TESIS DE LA UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA
2025
185

Ricardo Javier Parra Luis

El impacto de la Gran Recesión sobre el funcionamiento de los mercados de trabajo en España

Director/es
Montuenga Gómez, Víctor Manuel
Clemente López, Jesús Serafín

http://zaguan.unizar.es/collection/Tesis

ISSN 2254-7606

Prensas de la Universidad
Universidad Zaragoza

Universidad de Zaragoza
Servicio de Publicaciones

ISSN 2254-7606

Universidad Zaragoza
1542

Tesis Doctoral

EL IMPACTO DE LA GRAN RECESIÓN SOBRE EL FUNCIONAMIENTO DE LOS MERCADOS DE TRABAJO EN ESPAÑA

Autor

Ricardo Javier Parra Luis

Director/es

Montuenga Gómez, Víctor Manuel
Clemente López, Jesús Serafín

UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA
Escuela de Doctorado

Programa de Doctorado en Economía

2025

Repositorio de la Universidad de Zaragoza – Zaguan http://zaguan.unizar.es

Universidad Zaragoza
1542

Tesis Doctoral

El impacto de la *Gran Recesión* sobre el funcionamiento de los mercados de trabajo en España

Autor

Ricardo Javier Parra Luis

Directores

Victor M. Montuenga Gómez

Jesús S. Clemente López

Facultad de Economía y Empresa

2024

RESUMEN

La *Gran Recesión* que estalló entre finales de 2007 y principios de 2008 fue la más profunda que la mayoría de economías avanzadas había experimentado desde el crack de 1929 hasta la llegada de la pandemia del COVID-19. Los mercados laborales de la OCDE afrontaron la crisis de diversas formas y con resultados también diferentes, constatándose que en los países del Sur de Europa la recesión se tradujo en enormes y persistentes cifras de desempleo.

España ha sido el país que mayor impacto sufrió a lo largo de esta crisis en su mercado laboral en comparación con sus socios comunitarios. Adicionalmente, este mayor impacto relativo se puso de manifiesto en la incidencia sin precedentes del desempleo de larga duración durante la crisis. El paro de larga duración representa el componente estructural del desempleo, y se presenta mucho más generalizado y arraigado en España que en el resto de países de la OCDE.

En este escenario, nuestro estudio aborda la cuestión del impacto de la *Gran Recesión* sobre el funcionamiento de los mercados laborales en España y, a partir de los resultados obtenidos, el análisis de sus principales desequilibrios estructurales, desde la perspectiva de tres ámbitos temáticos:

1. Modelos de equilibrio en el mercado de trabajo con fricciones derivadas del proceso de búsqueda y emparejamiento. Se trata de hallar evidencia empírica de los desajustes (*trade or congestion externalities*) que dependen de la probabilidad de cobertura de vacantes respecto del número relativo de agentes que intervienen en los mercados laborales. La metodología utilizada se basa en el recurso a los contrastes de raíz unitaria y de cointegración, que permiten el tratamiento estadístico adecuado de las series temporales correspondientes a las variables de la función de emparejamiento (*matching function*). Esta función, que puede representarse gráficamente a través de la curva de BEVERIDGE, relaciona la tasa de paro y la oferta de vacantes con el flujo de colocaciones.

2. La determinación de salarios de equilibrio a partir de los flujos de población activa. En el marco de la ecuación de salarios, se incorporan los flujos de población activa como indicadores alternativos de la situación de los mercados laborales (tensión o escasez), junto con otras variables explicativas que representan los poderes de negociación de cada una de las partes: la productividad laboral, la cuña fiscal o salarial (tributos que gravan la contratación) y la *replacement rate* (tasa de cobertura de los beneficios por desempleo sobre las retribuciones anteriormente percibidas).

3. Salarios y productividad sectorial. ¿Hay evidencias de cambio en el modelo productivo? En este caso se trata de analizar los mecanismos de transmisión de las variaciones en la productividad laboral a los salarios reales, en función de que el sector de actividad de que se trate se considere “dinámico” o “retardatario” en términos de crecimiento de la productividad. En España el análisis espacial se traduce en análisis de la dimensión regional de la crisis económica, aplicando la misma metodología indicada en los capítulos anteriores al análisis de datos de panel correspondientes a las 17 comunidades autónomas.

A mi madre, Teresa

L.D.V.M.

Agradecimientos

En primer lugar, quiero expresar mi gratitud a los directores/supervisores académicos que me han guiado a lo largo de este camino, los profesores Víctor M. Montuenga Gómez y Jesús S. Clemente López, a los que finalmente ya puedo llamar, con afecto, mis maestros de Economía.

Al mismo tiempo, no quiero dejar de dar las gracias a todos los profesores y compañeros de estudios, cuyas presentaciones y trabajos he podido conocer de primera mano en el marco de las jornadas, seminarios y cursos del programa de Doctorado en Economía, donde he aprendido cómo se lleva a cabo una investigación académica. En particular, quiero dejar también constancia de que he recibido una excelente atención por parte de los responsables del programa, que sin merma del debido rigor académico, han mostrado su disponibilidad en todo momento, especialmente cuando se han presentado dificultades imprevistas de diversa índole.

Finalmente, quiero agradecer a mi familia y amigos su apoyo incondicional y su infinita paciencia a lo largo de estos años, así como sus renuncias y sacrificios, que espero compensar en alguna medida, honrándoles con los frutos de este trabajo de investigación.

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN GENERAL……..13

CAPÍTULO I: MODELOS DE EQUILIBRIO EN EL MERCADO DE TRABAJO CON FRICCIONES DERIVADAS DEL PROCESO DE BÚSQUEDA Y EMPAREJAMIENTO…… 25

1. Introducción: planteamiento, objetivos y contribuciones…… 25

2. Revisión de la literatura. El estado de la cuestión……27

2.1. Modelos de búsqueda……29

2.2. Modelos de búsqueda y emparejamiento……...30

2.3. Factores cíclicos……33

2.4. El caso de España……..35

3. El modelo: marco teórico y conceptual……39

3.1. La función de emparejamiento (*matching function*)……...39

3.2. Curva de BEVERIDGE……..42

4. Datos y fuentes……...45

5. La Curva de BEVERIDGE……....47

6. Estimación del modelo econométrico y resultados……..51

6.1. Estacionariedad de las series y selección del método de estimación……51

6.2. Análisis de cointegración……...52

6.3. El modelo de corrección del error……54

7. Conclusiones…… 59

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS……... 62

APÉNDICE I: UNIT ROOTS AND STATIONARITY ANALYSIS…… 69

APÉNDICE II: COINTEGRATION ANALYSIS…….. 71

APÉNDICE III: VECM ESTIMATION AND POST-ESTIMATION TESTS…… 85

CAPÍTULO II: LA DETERMINACIÓN DE SALARIOS DE EQUILIBRIO A PARTIR DE LOS FLUJOS DE POBLACIÓN ACTIVA…….. 97

1. Introducción……... 97

2. La ecuación de salarios en el marco del modelo DMP: principales planteamientos y contribuciones…… 99

2.1. Fundamentos……..99

2.2. Modelo básico……...102

2.3. El papel de los flujos en la determinación del salario de equilibrio……107

3. Datos y fuentes……111

4. Evolución general de los niveles de salarios, actividad, ocupación, desempleo y productividad laboral durante el período 2005T2 – 2019 T4……. 113

5. La curva de salarios de la economía española…….. 118

6. La ecuación de salarios de la economía española: un modelo de cointegración con mecanismo de corrección del error…….. 123

7. Conclusiones……... 138

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS..…….. 142

APÉNDICE I: DETERMINACIÓN ANALÍTICA DE LA ECUACIÓN DE SALARIOS…. 147

APÉNDICE II: UNIT ROOTS, COINTEGRATION, ESTIMATION AND POST-ESTIMATION TESTS…….. 151

CAPÍTULO III: SALARIOS Y PRODUCTIVIDAD SECTORIAL. ¿HAY EVIDENCIAS DE CAMBIO EN EL MODELO PRODUCTIVO?…….. 161

1. Introducción……. 161

2. Revisión de la literatura. El estado de la cuestión……. 162

3. Marco teórico……... 165

3.1. El modelo básico……..165

3.2. El modelo corregido……166

4. Datos y fuentes…… 167

5. Evolución general de los salarios y la productividad laboral durante el período considerado (1955-2018)…….. 170

5.1. Productividad…… 170

5.2. Salarios reales……...171

5.3. Valoraciones generales……...172

6. Análisis de convergencia……....172

7. Estimación de un modelo de cointegración para datos de panel con mecanismo de corrección del error (ECM)…… 174

7.1. Análisis de estacionariedad……174

7.2. Análisis de cointegración…….177

7.3. Estimación de un modelo de datos de panel con mecanismo de corrección del error (ECM)…… 179

8. Resultados……... 181

8.1. Sector I: Agricultura y pesca……181

8.2. Sector II: Minería, energía y agua……..182

8.3. Sector III: Industrias manufactureras…….183

8.4. Sector IV: Construcción……...184

8.5. Sector Va: Servicios financieros y seguros…….. 187

8.6. Sector Vb: Comercio, hostelería, transportes y comunicaciones……. 187

8.7. Sector Vc: Resto de servicios de mercado, excepto sanidad y educación…….189

8.8. Sector VI: Servicios públicos o no destinados a la venta, más sanidad y educación, públicos y privados……..190

9. Conclusiones……191

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS…….. 197

APÉNDICE I: EVOLUCIÓN GENERAL DE LAS PRINCIPALES VARIABLES POR SECTORES……. 203

APÉNDICE II: ECONOMETRIC COVERGENCE TESTS…… 220

APÉNDICE III:

A) UNIT ROOTS AND STATIONARITY TESTS…….221
B) COINTEGRATION TESTS……... 226

APÉNDICE IV: ESTIMATIONS OF EMPIRICAL MODELS WITH ERROR CORRECTION MECHANISM……... 240

CONCLUSIONES GENERALES…….. 263

INTRODUCCIÓN GENERAL

La *Gran Recesión* que estalló entre finales de 2007 y principios de 2008 fue la más profunda que la mayoría de economías avanzadas había experimentado desde el *crack* de 1929 hasta la llegada de la pandemia del COVID-19. Los mercados laborales de la OCDE afrontaron la crisis de diversas formas y con resultados también diferentes, constatándose que en general en los países del Sur de Europa la recesión se tradujo en enormes y persistentes cifras de desempleo (ECB, 2012) [1].

La *Gran Recesión* ha producido efectos significativos en el funcionamiento de los mercados de trabajo, dándose además la circunstancia, apuntada, entre otros, por PISSARIDES (2013), de que España ha sido el país que mayor impacto sufrió a lo largo de esa crisis en su mercado laboral en comparación con sus socios comunitarios.

Adicionalmente, este mayor impacto relativo se puso de manifiesto en la incidencia sin precedentes del desempleo de larga duración durante la crisis. El paro de larga duración representa el componente estructural del desempleo, y se presenta mucho más generalizado y arraigado en España que en el resto de países de la OCDE. En nuestro país, a lo largo de la crisis, el 14 % de la población activa se encontraba en situación de desempleo por un período superior a un año, y dentro de este grupo casi el 70 % llevaba más de dos años. Al mismo tiempo, se observaba una fuerte concentración de los períodos de desempleo más prolongados en determinados grupos de trabajadores, como los trabajadores procedentes del sector de la construcción, los menos cualificados sin estudios post-obligatorios y los mayores de 50 años (JANSEN *et al*., 2016).

En este escenario, nuestro estudio aborda la cuestión del impacto de la *Gran Recesión* sobre el funcionamiento de los mercados laborales en España y, a partir de los resultados obtenidos, el análisis de sus principales desequilibrios estructurales, desde la perspectiva de tres ámbitos temáticos:

Capítulo I. <u>Modelos de equilibrio en el mercado de trabajo con fricciones derivadas del proceso de búsqueda y emparejamiento</u>

Buena parte de la literatura reciente en Economía Laboral trata de explicar los desajustes entre demanda y oferta de trabajo por medio de los llamados "modelos de búsqueda y emparejamiento" (*search and matching models*), que han cobrado interés gracias a las aportaciones de los premios Nobel de Economía Peter DIAMOND, Dale MORTENSEN y Christopher PISSARIDES, cuyo trabajo en este ámbito de investigación

[1] Frente al enfoque tradicional que venía explicando la dinámica de los mercados laborales en términos de persistencia (*histéresis*) o no en el marco del planteamiento clásico de la "tasa natural de paro", tal y como había sido formulado por PHELPS (1967 y 1970) y FRIEDMAN (1968), en los últimos años ha ido imponiéndose paulatinamente en la literatura empírica la tesis alternativa de los cambios o rupturas estructurales en el nivel de empleo sin reversión a la media anterior, a partir del trabajo de BLANCHARD & DIAMOND (1986). Como aportaciones recientes en esta línea cabe destacar los trabajos de CLEMENTE *et al*. (2005), CARRIÓN-I-SILVESTRE *et al*. (2009), y GARCÍA-CINTADO *et al*. (2015).

ha terminado por cristalizar en el que se considera como modelo estándar, designado precisamente como modelo DMP.

El punto de partida para este tipo de análisis viene dado por la coexistencia del desempleo y las ofertas de empleo. Es decir, en un momento dado, hay trabajadores que no pueden conseguir un empleo y empleadores que no logran identificar trabajadores idóneos para la cobertura de los empleos que ofertan. Esta constatación lleva a concluir que las "fricciones" que impiden que trabajadores y empleadores coincidan simultáneamente son cruciales para comprender el funcionamiento de los mercados de trabajo. Muchos modelos macroeconómicos se centran en modelar estas fricciones que afectan al comportamiento dinámico de los mercados laborales.

Bajo este prisma, los desajustes en el proceso de emparejamiento en los mercados de trabajo pueden obedecer a causas muy diversas. El desempleo cíclico es un efecto directo de la crisis económica, ya que el ciclo recesivo se manifiesta, en primer término, en el desplome de la actividad y de la demanda de bienes y servicios, lo que, a su vez, se traduce en el colapso de empresas y la destrucción de puestos de trabajo. El desempleo estructural, por su parte, pone de manifiesto elementos o fenómenos no coyunturales en el funcionamiento de los mercados laborales. Algunos ejemplos significativos pueden ser la falta de correspondencia entre el nivel de cualificación de los demandantes de empleo y el perfil funcional requerido por los ofertantes de puestos de trabajo, las restricciones a la movilidad de los trabajadores, la diferente composición productiva y del empleo en las regiones, así como el impacto de los avances tecnológicos.

Los modelos propuestos por estos autores se basan en una función de emparejamiento *(matching function*) que representa una tecnología de intercambio entre trabajadores que ofertan sus servicios y empresas que los demandan en el mercado, ámbito donde se produce el emparejamiento (*match*), más o menos eficiente, de ambos flujos.

A partir de ella se puede derivar la *curva de BEVERIDGE*, que representa el equilibrio dinámico que se alcanza en el mercado de trabajo a partir del proceso de emparejamiento de vacantes ofertadas por las unidades de producción y desempleados demandantes de empleo.

Para comprender la intuición principal que subyace a esta relación funcional entre las ofertas de empleo y el desempleo, se puede tomar como referencia la analogía de la bañera o depósito de agua comúnmente utilizada para la dinámica de flujos en los mercados de trabajo (BARLEVY *et al*., 2024). Supongamos que el nivel del agua en una bañera representa el número de desempleados. Las presiones al alza sobre el volumen de desempleados se deben a que las personas caen en el desempleo, ya sea porque pierden su empleo o lo abandonan y buscan otro, o porque deciden incorporarse a la población activa y comenzar a buscar activamente un empleo. En la analogía de la bañera, uno puede imaginar estos flujos como el que origina el agua al salir del grifo.

Por otra parte, el nivel del agua en la bañera se reduce a través del desagüe, que representa la demanda de trabajadores medida a través del volumen de vacantes ofertadas y cubiertas. Para un nivel dado de vacantes ofertadas, el flujo de salida del desempleo será mayor cuanto mayor sea el volumen de parados en ese momento. En

la analogía de la bañera, un nivel de agua más alto provoca una mayor presión de flujo en el desagüe. En modelos que se formulan teniendo en cuenta la presencia de fricciones de búsqueda, es más fácil para los empleadores encontrar trabajadores aptos para cubrir puestos vacantes cuanto mayor sea el *stock* de trabajadores que se encuentren buscando activamente empleo.

El nivel de agua de la bañera (el volumen o *stock* de desempleo) se estabilizará cuando los flujos de salida se igualen a los flujos de entrada. Para un flujo dado de entrada, cuanto mayor sea la tasa de vacantes ofertadas, menor será el nivel en el que se estabilizará la tasa de desempleo.

La analogía de la bañera suministra una intuición útil sobre por qué la *curva de BEVERIDGE* podría sufrir un desplazamiento. Sólo hay dos cosas que pueden cambiar el nivel de agua en la bañera: en primer lugar, una variación en el flujo de entrada a la bañera a través del grifo; y en segundo término, una variación en la capacidad de desagüe. Traduciendo esto a la dinámica de los mercados de trabajo, los factores que alteran los flujos de entrada y salida del desempleo, independientemente de que se produzcan variaciones en la oferta de vacantes, son los que dan lugar a desplazamientos de la *curva de BEVERIDGE*, es decir, a cambios observables en el funcionamiento del mercado de trabajo.

En línea con este planteamiento, la evidencia empírica señala que la causa de estos desajustes entre las diversas variables no es otra que la presencia de externalidades de congestión (*trade or congestion externalities*). Éstas, a su vez, son consecuencia de la dependencia de la probabilidad de cobertura de vacantes respecto del número relativo de agentes que intervienen en el mercado de trabajo, o lo que es lo mismo, del grado de tensión (*tightness*) o escasez existente en dicho mercado, medido a través de la *ratio* entre oferta de vacantes y volumen de desempleados que buscan activamente un puesto de trabajo.

Para llevar a cabo la investigación acerca de estas cuestiones, contamos con un recurso novedoso: la serie homogénea de vacantes de la Base de Datos del Modelo REMS – *Rational Expectations Model for Simulations* – (BDREMS), elaborada por el equipo de economistas integrado por J.E. BOSCÁ, R. DOMÉNECH, J. FERRI y J. R. GARCÍA (2017) para la Secretaría de Estado de Presupuestos y Gastos del Ministerio de Hacienda y Función Pública.

Desde el punto de vista metodológico, los modelos que empleamos para analizar las dinámicas de los mercados laborales en relación con las cuestiones apuntadas tratan de ajustarse a las características de las variables que intervienen en las diversas relaciones funcionales.

Las propiedades del modelo clásico de regresión lineal únicamente se verifican en relación con series temporales de datos que sean estacionarias, entendiendo este concepto en un sentido amplio, débil u operativo, es decir, que el proceso generador de las series tenga media y varianza constantes en el tiempo, determinándose, a su vez, la covarianza en función de la distancia en el tiempo entre las observaciones, pero no del momento en que éstas se producen.

Las series históricas de variables relacionadas con los mercados de trabajo suelen presentar dinámicas no estacionarias, de modo análogo a lo que sucede con las grandes funciones macroeconómicas agregadas. Por esta razón, los modelos que definimos para estudiar las diferentes cuestiones que aquí se plantean se asimilan en buena medida a la estructura y especificación características de dichas funciones.

Es preciso tener en cuenta, no obstante, que en un período de tiempo en el que se han registrado crisis económicas de cierta consideración, existe el riesgo de que los contrastes de raíces unitarias más o menos convencionales tomen como evidencia de no estacionariedad lo que en realidad no son sino manifestaciones de cambios o rupturas estructurales en las series analizadas. Por esta razón, recurriremos adicionalmente a tests de raíces unitarias que asumen la presencia de uno o dos cambios o rupturas estructurales en la media o en la tendencia de las diferentes variables analizadas.

Una vez que se verifica la hipótesis de raíces unitarias, para estimar el modelo empírico debemos hallar una relación de equilibrio a largo plazo hacia la que converjan todas las variables implicadas. Se dice que dos o más series están cointegradas entre sí cuando se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y las diferencias entre ellas son estables, es decir, estacionarias, aunque cada serie en particular contenga una tendencia estocástica y sea, por lo tanto, no estacionaria.

Las diferencias o términos de error en la ecuación de cointegración se interpretan como medidas del desequilibrio que se registra en un hito o momento temporal determinado, es decir, a corto plazo. Dos o más series temporales que son no estacionarias o integradas de orden *I(1)* están cointegradas si existe una combinación lineal de esas series que es estacionaria o de orden *I(0)*. El vector de coeficientes del proceso generador de esta serie estacionaria se denomina vector de cointegración.

Desde esta perspectiva de equilibrio a largo plazo, ENGLE & GRANGER (1987) apuntaron la posibilidad de que dos o más series integradas o no estacionarias pudieran estar cointegradas, en el sentido de que alguna combinación lineal de dichas series pudiera ser estacionaria aun cuando cada una de las series por separado no lo fueran. Se asume, aunque sea implícitamente, que existe un único vector – y, por tanto, una única relación – de cointegración en el modelo que se estima.

Sin embargo, cuando hay más de dos variables en el modelo, es posible que exista más de una relación de cointegración. Con carácter general, se considera que en un modelo con *k* variables puede haber hasta *(k – 1)* vectores cointegrantes. Partiendo de esta constatación, JOHANSEN (1995) planteó una metodología alternativa, que permite verificar la existencia de varios vectores de cointegración, a través de las pruebas de la traza y de los autovalores (*eigenvalues*). La técnica concreta que emplea se basa en modelos de vectores autorregresivos (VAR) y en la relación existente entre el rango de la matriz de coeficientes y sus raíces características.

Se trata de una técnica contrastada, con un enfoque plenamente dinámico instrumentado a través de la especificación de un mecanismo de corrección del error a corto plazo, que permite considerar la existencia de varias relaciones de equilibrio a largo plazo entre las variables consideradas, en torno a tendencias estocásticas comunes.

El análisis de cointegración, previo a la estimación, de acuerdo con la metodología de JOHANSEN, exige, en primer lugar, la selección del número óptimo de retardos a aplicar en la especificación del modelo. Una vez fijado el número óptimo de retardos a emplear en la especificación del modelo correspondiente, hay que determinar el número de relaciones de cointegración existentes o, lo que es lo mismo, el rango de la matriz de parámetros de las variables del modelo.

De acuerdo con el método de JOHANSEN, la determinación del número de ecuaciones o vectores de cointegración se lleva a cabo a través de una serie de tests secuenciales que verifican la hipótesis nula de un rango de la matriz de parámetros que crece sucesivamente en una unidad en función de la especificación más o menos restrictiva de los componentes deterministas.

Si las series están cointegradas, se mueven a la par en el largo plazo. Si aplicamos un VAR en primeras diferencias, aunque se trata de una especificación adecuada en términos de series estacionarias en covarianza, la estimación no contemplará la tendencia al equilibrio en el largo plazo. De ahí que resulte conveniente formular una extensión de la metodología VAR hacia el llamado modelo vectorial de corrección del error (*vector error correction model:* VECM), cuando hay evidencia de cointegración entre dos o más series. El modelo se ajusta a las primeras diferencias de las variables integradas, pero añade a la función un término retardado de corrección del error. De esta forma, el modelo permite estimar la relación funcional existente entre las variables consideradas con un enfoque dinámico que contempla tanto el equilibrio a largo plazo como el ajuste a corto plazo.

Capítulo II. La determinación de salarios de equilibrio a partir de los flujos de población activa.

El modelo DMP se completa con las ecuaciones de creación de vacantes y de fijación o formación de salarios.

Centrándonos en la ecuación de salarios, se considera como un hecho estilizado de la dinámica del ciclo económico en los mercados laborales que la variación de los salarios reales no refleja completamente las fluctuaciones en la productividad marginal del trabajo de modo que, en la práctica, las ganancias reales resultantes de los emparejamientos varían mucho más de lo que lo hacen los salarios.

Desde la perspectiva de la *teoría del desempleo de equilibrio* postulada por PISSARIDES (1990 y 2000), ese mismo equilibrio implica que los salarios se determinan en función de la maximización del excedente (*surplus*) derivado del emparejamiento. Se trata de un proceso caracterizado por MORTENSEN (1982) como un juego de negociación no cooperativa que da lugar a un equilibrio de *NASH*. En general, se considera que los intereses de los empleados (*insiders*) y de los desempleados (*outsiders*) no son convergentes, por lo que si los salarios se determinan a nivel de empresa, donde únicamente los trabajadores empleados están presentes, el equilibrio no será eficiente, sino que será subóptimo. En consecuencia, las ganancias derivadas del emparejamiento no estarán disponibles en su integridad para los trabajadores desempleados y para las empresas que ofertan vacantes, puesto que los *inputs* de la *matching function*, que son precisamente el volumen de vacantes ofertadas y el de

demandantes de empleo, no concurrirán en el mercado de trabajo a un nivel socialmente eficiente.

En este contexto es donde cobra especial importancia el análisis de la influencia de los flujos de población activa en el proceso de formación de los salarios de equilibrio (BROERSMA & DEN BUTTER, 2002). Esta modelización permite incorporar la perspectiva de los modelos teóricos de equilibrio de búsqueda, con oferta de vacantes, salarios de equilibrio y flujo de colocaciones endógenamente determinados. De acuerdo con este planteamiento, se describe el mecanismo de propagación de los *shocks* en función de las diversas clases o tipos de desempleo, por su duración, y el modo en que se alcanza o recupera la senda de equilibrio a largo plazo, en función del ritmo en que se verifican determinados cambios estructurales.

En los modelos en los que el salario de equilibrio se determina a partir de la maximización del excedente para ambas partes, empleadores y demandantes de empleo, en un primer momento se recurría a la tasa de desempleo como indicador del grado de tensión existente en el mercado de trabajo. Investigaciones posteriores en el marco de los modelos de búsqueda y emparejamiento han puesto de manifiesto que un modelo endógeno de flujos de población activa puede dar una idea más precisa de la presión ejercida por los mercados de trabajo en el proceso que representa la ecuación de salarios. Frente al recurso exclusivo a la tasa de desempleo, se postula el equilibrio dinámico existente en cada momento entre los flujos de entrada y salida del desempleo, en calidad de indicador alternativo de la presión que transmite el mercado de trabajo al proceso de formación de salarios.

En cuanto a los diversos flujos de población activa, tomamos los datos de las series de la Encuesta de Flujos de Población Activa (EFPA), disponibles a partir del segundo trimestre de 2005 en el mismo ámbito de la Encuesta de Población Activa (EPA) que elabora el Instituto Nacional de Estadística (INE). A partir de estas series históricas, se calculan los flujos netos en términos de tasa de variación con respecto al trimestre inmediatamente anterior, tomando como referencia el estado de origen.

Partiendo de que el proceso de formación de salarios está orientado a la maximización del excedente derivado del emparejamiento, en el contexto de lo que puede caracterizarse como un juego no cooperativo, la ecuación de salarios se completa con la introducción de otras variables explicativas que representan los poderes de negociación de cada una de las partes: la productividad laboral (*ratio* entre el PIB a precios constantes y el volumen de ocupados), la cuña fiscal o salarial (peso de los impuestos y cotizaciones sociales que gravan la contratación sobre los costes laborales totales) y la *replacement rate* (tasa de cobertura de los beneficios por desempleo sobre las retribuciones anteriormente percibidas).

Capítulo III. Salarios y productividad sectorial. ¿Hay evidencias de cambio en el modelo productivo?

En el marco de la *Gran Recesión*, y en relación con su especial impacto en los países periféricos del sur de Europa, el detonante de la crisis financiera se ha situado en buena parte de la literatura reciente en un fenómeno de sobreinversión en el sector inmobiliario. Desde esta perspectiva, el ciclo expansivo se derrumbó con el estallido de la crisis poniendo de manifiesto las graves debilidades de un modelo productivo

obsoleto, basado en actividades intensivas en trabajo no cualificado, con escasa generación de valor añadido, buena parte de ellas vinculadas al sector de la construcción.

Teóricamente, en los períodos de crisis el mercado laboral suele observar determinadas pautas de comportamiento, a saber, se destruyen muchos puestos de trabajo, aumenta el volumen o *stock* de desempleados – con frecuencia, incurriendo en histéresis, con tasas persistentemente elevadas de paro una vez que se supera un determinado umbral –, así como el flujo de entrada al desempleo, y se desploma abruptamente el flujo de entrada al empleo o de colocaciones. El estudio del caso español, en buena medida por los rasgos más acentuados que presenta, resulta aleccionador en orden a determinar en qué medida la trayectoria seguida por el mercado de trabajo a lo largo de la reciente crisis responde y en qué medida se aparta de los patrones característicos de la evolución del empleo en un contexto de recesión económica.

El mecanismo de determinación de salarios está conectado tanto con el mercado de trabajo como con el mercado de bienes de consumo, por lo que viene a desempeñar un papel clave en toda la economía. De acuerdo con el enfoque neoclásico, un incremento de la productividad laboral debía traducirse en incrementos en el nivel de salarios. Sin embargo, esta regla intuitiva no siempre se cumple. Antes bien, la literatura reciente publicada en torno a esta cuestión ha puesto de manifiesto evidencias de un comportamiento diverso de los salarios con respecto a la productividad laboral en función de las características de los distintos sectores. A estos efectos, se distingue entre sectores “dinámicos” y sectores “retardatarios”, según se constate un mayor o menor crecimiento relativo de la productividad con respecto a la media. En los primeros, al disponer de un mayor margen financiero, los incrementos salariales se rigen por criterios de pago relativo y responden principalmente a factores generales (salario agregado y desempleo), mientras que en los segundos aparecen estrechamente vinculados a factores sectoriales (evolución de la productividad laboral).

En línea con esta aproximación, un buen indicador del comportamiento de las actividades de un sector en relación con los salarios sería la existencia o no de un “efecto imitación” con respecto a las actividades, sectores o regiones líderes en términos de nivel de salarios de equilibrio.

En este contexto, la fijación de salarios al margen de la situación general de los mercados laborales en algunos sectores en crisis podría estar dificultando la reasignación del empleo hacia sectores más dinámicos. Estos últimos, por su parte, para incentivar y mantener la productividad de sus trabajadores, los estarían retribuyendo por encima de los umbrales de competitividad, lo que limitaría de hecho su capacidad para contratar nuevos trabajadores. Esta dinámica podría contribuir decisivamente a explicar las graves dificultades que muestra la economía española para crear empleo.

La *Gran Recesión* afectó con intensidad a las economías más desarrolladas, al tiempo que agravó los desequilibrios observables entre países y regiones. El impacto de un *shock* de alcance global se tradujo en trayectorias heterogéneas de evolución en los distintos países y regiones de la Unión Económica y Monetaria, poniendo de relieve los efectos asimétricos de implementación de las mismas políticas económicas cuando las

condiciones de partida y las dinámicas del ciclo son muy diversas (BANDRÉS & GADEA, 2013).

En España el análisis espacial se traduce en análisis de la dimensión regional de la crisis económica. El impacto de la *Gran Recesión* ha revestido una intensidad y una duración muy notables en España, un país con importantes diferencias territoriales y un sistema político fuertemente descentralizado. De ahí el interés por investigar los rasgos diferenciales de propagación de la crisis en las diversas regiones españolas, en función de su estructura productiva y de su grado de sincronía en la evolución del ciclo económico.

En relación con los datos de panel referidos a las comunidades autónomas españolas, recurrimos al módulo de *"Series largas de VAB y empleo regional por sectores, 1955-2018"* de la base de datos *RegData FEDEA-BBVA*, elaborado por A. DE LA FUENTE y P. RUIZ AGUIRRE (2020). En este módulo se recogen las series regionales de empleo (ocupados y asalariados), valor añadido bruto (VAB) a precios corrientes y constantes, salarios medios y remuneración de asalariados, todas ellas desagregadas en seis grandes sectores, con una desagregación tentativa en tres subsectores de actividad con respecto al amplio y heterogéneo sector de los servicios.

El análisis de cointegración en el ámbito específico de los datos de panel añade una dimensión adicional a la temporal, la dimensión transversal o de sección cruzada, de modo que en este caso la relación de equilibrio a largo plazo se dará también, en su caso, entre las distintas unidades del panel, que en este caso serán las comunidades autónomas.

De modo análogo a lo ya apuntado en relación con el análisis de series de tiempo, se han formulado tests de raíces unitarias que asumen la presencia de uno o dos cambios o rupturas estructurales en datos de panel, de cara a la estimación de los modelos empíricos correspondientes.

Por otra parte, hay diversas formulaciones de tests de cointegración disponibles en este ámbito, que se basan en los residuos procedentes de una regresión inicial. Esta metodología ha mostrado ciertas insuficiencias a la hora de que la aplicación de los tests permita rechazar la hipótesis nula de no cointegración en supuestos en que la teoría económica pone de manifiesto la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre variables, debido a la presencia de restricciones de factor común. A fin de evitar esta limitación en la potencia de los contrastes, se han propuesto otros tests alternativos de cointegración para datos de panel, que se basan en dinámicas estructurales en lugar de residuales y, por tanto, no imponen ninguna restricción de factor común. El planteamiento de fondo consiste en verificar la hipótesis nula de no cointegración comprobando si el término de corrección del error es o no igual a cero en el modelo analizado.

La no estacionariedad de las variables y la dependencia transversal (*cross-sectional dependence*) son dos características de los datos de panel de los modelos que se analizan en nuestro estudio. La no estacionariedad de las variables requiere un análisis de cointegración, en los términos que han sido expuestos. Al mismo tiempo, para abordar el fenómeno de la dependencia transversal recurrimos al enfoque de

“efectos correlacionados comunes”, que trata de integrar en un marco único esta doble perspectiva.

En ocasiones se ha designado este enfoque metodológico con la denominación *“CCEMG* (*Common Correlated Effects Mean Group*) *estimation”*. Se trata de estimar modelos heterogéneos de corrección del error – con pendientes que varían entre las diferentes unidades de sección cruzada - en datos de panel con dependencia transversal.

En relación con esta misma metodología, y con la finalidad de comprobar la bondad del ajuste logrado en cada caso, se han desarrollado técnicas de contraste para verificar en qué medida el modelo empírico ha permitido o no estimar una relación de equilibrio a largo plazo en la que la dependencia transversal fuerte esté excluida.

Tener un conocimiento lo más profundo posible del funcionamiento efectivo del mercado de trabajo, en términos de eficiencia en el proceso de emparejamiento, permite formular recomendaciones de política económica que favorezcan la creación de empleo estable y de calidad.

En la misma línea, avanzar en la comprensión de la dinámica subyacente al proceso de formación de los salarios, así como del protagonismo que tienen los diversos factores que intervienen en dicho proceso, constituye también un imperativo ineludible de cara al diseño de una adecuada política de empleo. El buen funcionamiento de los mercados laborales, entendido en términos de eficiencia en el emparejamiento entre demandantes de empleo y vacantes ofertadas, exige que el proceso de formación de salarios se verifique de modo óptimo, de modo que se vayan removiendo progresivamente las barreras o rigideces que impiden que el nivel de salarios reales se adecúe en un lapso de tiempo razonable a las fluctuaciones de la productividad en las distintas actividades económicas.

Finalmente, atendiendo al papel decisivo que desempeña la negociación colectiva de condiciones de trabajo en el funcionamiento de los mercados laborales en España, el análisis espacial y sectorial de los mecanismos de transmisión de la productividad a los salarios constituye otra herramienta imprescindible para la mejora del marco institucional en orden a facilitar la capacidad de creación de empleo de la economía española.

Puede parecer un objetivo muy ambicioso pretender que un trabajo de investigación colme todas estas expectativas, pero no está de más dejar aquí constancia de los propósitos que han animado los afanes por conseguir el máximo grado académico.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BLANCHARD, O. J. & DIAMOND, P. (1986), "Hysteresis and the European Unemployment Problem". *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 1., MIT Press, Cambridge MA.

- BOSCÁ, J. E., DOMÉNECH, R., FERRI, J. & GARCÍA, J. R. (2017). "Una Serie Homogénea de Vacantes: la Curva de BEVERIDGE en España, 1980-2016. *BBVA Research*, Working Paper nº 17-12 (6th may 2017).

- BROERSMA, L. & DEN BUTTER, F. A. G. (2002). "An explorative analysis of the influence of labour flows using the Johansen approach". *Applied Economics* 34, pp. 1583-1592.

- CARRIÓN-I-SILVESTRE, J. L., KIM, D. & PERRON, P. (2009), "GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses". *Econometric Theory*, vol. 25, pp. 1754–1792.

- CLEMENTE, J., LANASPA, L. & MONTAÑÉS, A. (2005), "The unemployment structure of the US states". *The Quaterly Review of Economics and Finance*, vol. 45, pp. 848-868.

- ECB (2012): "Euro area labour market and the crisis". *Occasional Paper Series 138*. Banco Central Europeo.

- ENGLE, R. F. & GRANGER, C. W. J. (1987). "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing". *Econometrica* 55, pp. 251-276.

- FRIEDMAN, M. (1968). "The Role of Monetary Policy". *American Economic Review*, 58(1), pp. 1-17.

- GARCÍA-CINTADO, A., ROMERO-ÁVILA, D., USABIAGA, C. (2015), "Can the hysteresis hypothesis in Spanish regional unemployment be beaten?" *Economic Modelling*, vol. 47, pp. 244-252.

- JOHANSEN, S. (1995). "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregresive Models". Oxford: *Oxford University Press.*

- PHELPS, E. S. (1967) "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time". *Economica* 34(135), pp. 254-281.

- PHELPS, E. S. (1970), "Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium". *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, eds. PHELPS, E. S., ALCHIAN, A. A., HOLT, C. C., MORTENSEN, D. T., ARCHIBALD, G. C., LUCAS, R. E., Jr., RAPPING, L. A. *et al*., New York, Norton, pp. 124-166.

- PISSARIDES, C. A. (1990). "Equilibrium Unemployment Theory". Cambridge, MA: Blackwell.

- PISSARIDES, C. A. (2000). "Equilibrium Unemployment Theory". 2nd ed. Cambridge, MA: MIT Press.

- PISSARIDES, C. (2013): “Unemployment in the Great Recession”. *Economica, 80*, pp. 385-403.

CAPÍTULO I: MODELOS DE EQUILIBRIO EN EL MERCADO DE TRABAJO CON FRICCIONES DERIVADAS DEL PROCESO DE BÚSQUEDA Y EMPAREJAMIENTO

1. Introducción: planteamiento, objetivos y contribuciones.

La alta tasa de desempleo es el principal problema que afecta a la economía española, y su orden de magnitud se pone de manifiesto en mayor medida si se adopta una perspectiva internacional, especialmente en el entorno de los países miembros de la Unión Europea. Si a ello se añade la baja productividad laboral observada en la economía española, podemos explicar buena parte de la brecha existente entre España y las principales economías desarrolladas en términos de renta per cápita y bienestar (ANDRÉS & DOMÉNECH, 2015): en España trabaja una menor proporción de la población y también es menor el valor añadido generado.

Diversos autores han puesto de manifiesto evidencias del deterioro sufrido en términos de eficiencia en el proceso de *matching* en el ámbito de los mercados de trabajo en España durante la *Gran Recesión* (HAINCOURT & MOGLIANI, 2012; HOBIJN & SAHIN, 2012; BOSCÁ *et al.*, 2017b), pero en general no han indagado empíricamente en las causas de esta peor evolución relativa, entre otras razones por la dificultad de disponer de datos adecuados y suficientes.

La tasa de desempleo en España, tras los peores momentos de la crisis, acabó por volver a situarse en el entorno del 14 % de la población activa. Si consideramos este valor registrado como la tasa de desempleo de equilibrio a largo plazo, al tiempo que constatamos la incidencia del factor cíclico, cabe plantearse cuáles son los problemas estructurales del funcionamiento de los mercados de trabajo en España que podrían estar detrás de valores tan elevados. Cuando cesan los efectos atribuibles a la reasignación del factor trabajo entre sectores, se constata que la tasa de desempleo continúa siendo elevada en términos tanto absolutos como relativos, en todo caso muy lejos de los registros considerados “de pleno empleo” o asimilables en otras economías de nuestro entorno, lo que puede significar que el ajuste por esta vía mantiene y no compensa en ningún caso los desequilibrios estructurales de los mercados laborales en España (DOLADO & FELGUEROSO, 2012).

Las autoridades comunitarias establecieron la condicionalidad de las ayudas a facilitar a España a la adopción de una serie de reformas estructurales de la economía, entre las que se incluía expresamente la reforma laboral[2]. La reforma del marco jurídico de la contratación, en general, venía constituyendo una asignatura pendiente para la mejora del funcionamiento de los mercados de trabajo en España. En 2012, esto es, en los peores momentos de la *Gran Recesión*, se puso en marcha una reforma laboral que

[2] *V.* el *Memorandum of Understanding* suscrito con las autoridades comunitarias en julio de 2012, que establecía una estricta condicionalidad para el acceso a la *Facilidad Europea de Estabilidad Financiera* (FEFF) y los sucesivos *Programas Nacionales de Reformas* presentados por el Gobierno de España e informados y aprobados con las condiciones correspondientes por parte del Consejo Europeo y la Comisión, ésta última en el marco del *Procedimiento por Déficit Excesivo*.

partía de la redefinición del marco de la negociación colectiva de condiciones de trabajo, con el fin de facilitar que las empresas pudieran ganar en flexibilidad interna y externa en la gestión de sus recursos humanos (DOMÉNECH *et al*., 2018)[3].

Nuestro análisis centra su atención en los factores estructurales que afectan a la eficiencia en el proceso de emparejamiento (*matching*), partiendo de la constatación de una situación de ajuste o desajuste (*mismatch*) entre la oferta y la demanda de trabajo. Para ello, se asume el enfoque propio de los modelos de búsqueda y emparejamiento (*search & matching models*), mediante el empleo de dos herramientas macroeconómicas básicas: la función de emparejamiento (*matching function*) y la *curva de BEVERIDGE*.

Desde esta perspectiva, nuestra hipótesis de trabajo consiste en verificar si se produce la persistencia simultánea de altas tasas de desempleo y de un volumen importante de puestos vacantes sin cubrir a lo largo del período considerado. Esta situación, considerada en el corto plazo, puede ser indicativa, sin más, de los efectos de reasignación intersectorial del empleo derivados de un *shock* cíclico. Sin embargo, en la medida en que la situación perviva en un horizonte de medio y largo plazo, puede apuntar a la existencia de un desajuste estructural entre oferta y demanda de trabajo en los mercados laborales de una determinada economía.

Es importante detectar la existencia de esta brecha en cuanto pone de manifiesto la existencia de un volumen significativo de vacantes sin cubrir por falta de trabajadores idóneos para su desempeño, lo que a su vez resulta un indicador muy relevante para el diseño de adecuadas políticas de empleo, como, por ejemplo, las acciones formativas a impulsar desde los servicios públicos de empleo.

En este trabajo se trata, pues, de analizar cómo ha influido la *Gran Recesión* en el funcionamiento del mercado de trabajo medido en términos de eficiencia en el emparejamiento. Para ello contamos, en primer lugar, con un recurso novedoso, la serie homogénea de vacantes elaborada por el equipo de economistas integrado por BOSCÁ *et al*. (2017a)[4].

---

[3] Indudablemente, esta reforma tuvo, desde el primer momento de su gestación, un propósito y un carácter estructural, tratando de facilitar la contratación de trabajadores por las empresas, en otras palabras, persiguiendo como objetivo final la mejora de la eficiencia en el proceso de emparejamiento. Un estudio temprano sobre la reforma laboral de 2012 (objetivos, principales medidas, valoración *ex ante* de la adecuación entre unos y otras,…) puede encontrarse en ANDRÉS *et al.* (2012). Con posterioridad, destaca el trabajo de GARCÍA PÉREZ & JANSEN (2015), que incluye un *survey* sobre los principales estudios publicados sobre esta cuestión, señalando los resultados más significativos y proponiendo nuevos ejercicios de investigación.

[4] Esta serie homogénea de vacantes se encuentra incluida en la base de datos estadísticos para el modelo *REM Spain* (*A Rational Expectation Model for Simulation and Policy Evaluation of the Spanish Economy*), designada habitualmente con el acrónimo *BDREMS*. Abarca el periodo 1980 T1-2023 T1 (con base 2015) y su periodicidad es trimestral. Con carácter general, se trata de series corregidas de estacionalidad y de efecto calendario. Esta base de datos se actualiza periódicamente. La última versión consultada se corresponde con la actualización de mayo de 2023, llevada a cabo por el profesor José Ramón GARCÍA MARTÍNEZ, de la Universidad de Valencia.

La función de emparejamiento, por otra parte, se formula convencionalmente al modo de las grandes funciones macroeconómicas agregadas, como una especie de "función de producción de empleo". Es por eso que las variables que la conforman suelen ser no estacionarias o integradas de orden uno – *I(1)* -. Sin embargo, en un marco temporal en el que se han producido crisis económicas de cierta relevancia, existe el riesgo de que los contrastes o tests de raíces unitarias más o menos convencionales tomen como evidencia de no estacionariedad lo que en realidad no son sino manifestaciones de cambios o rupturas estructurales en las series analizadas. Para afrontar con solvencia estos problemas recurriremos al test CMR propuesto por CLEMENTE *et al.* (1998), que contempla expresamente la existencia de uno o dos cambios o rupturas estructurales en las series históricas de las diversas variables.

Por último, en presencia de variables presumiblemente no estacionarias, utilizaremos un procedimiento de estimación basado en el análisis de cointegración, siguiendo la metodología de JOHANSEN (1995), más amplia y general que la de ENGLE & GRANGER (1987). Se trata de una técnica contrastada, con un enfoque plenamente dinámico instrumentado a través de la especificación de un mecanismo de corrección del error a corto plazo, que permite considerar la existencia de varias relaciones de equilibrio a largo plazo entre las variables consideradas, en torno a tendencias estocásticas comunes.

Todo ello se aplica al estudio de la dinámica de los mercados de trabajo en España, constituyendo la contribución específica que se pretende realizar en el ámbito de la investigación desarrollada en torno a las cuestiones apuntadas. El período de tiempo que se toma como referencia es el comprendido entre los años 1991 y 2018, considerando como unidades los cuatro trimestres de cada año.

2. Revisión de la literatura. El estado de la cuestión.

Las contribuciones más relevantes en la literatura económica en torno a los modelos de búsqueda y emparejamiento en los mercados laborales se han producido a partir de los trabajos de los profesores Peter DIAMOND, Dale MORTENSEN y Christopher PISSARIDES, hasta el punto de que el paradigma básico en este ámbito se conoce por las iniciales de estos tres autores como "modelo DMP"[5].

El modelo DMP describe la actividad de búsqueda del desempleado, así como el comportamiento de las empresas con respecto a la contratación y la formación de los salarios. Cuando un demandante de empleo y un empleador se encuentran, el salario se determina mediante la negociación entre ambos, teniendo en cuenta la situación en el mercado de trabajo: en particular, la *ratio* entre el número de vacantes ofertadas y el de desempleados demandantes de empleo, que constituye un índice del grado de

[5] En 2010 la Real Academia de las Ciencias de Suecia otorgó el Premio Nobel de Economía a estos tres autores, por sus trabajos de investigación sobre los problemas derivados de la presencia de rigideces en los mercados de trabajo.

tensión o escasez. Una vez obtenido el salario de equilibrio, como solución de NASH, se determinan otras variables como el nivel de desempleo, la duración media de los períodos de paro, el volumen de vacantes ofertadas o la evolución del salario real.

En particular, el modelo DMP trata de explicar el fenómeno de la coexistencia de elevadas tasas de paro y de un volumen significativo de vacantes sin cubrir, así como otras cuestiones concretas relacionadas con los efectos de la adopción de determinadas medidas de política económica sobre el nivel de desempleo: la cuantía y duración de las prestaciones por desempleo, los costes de contratación y despido, la evolución de los tipos de interés en relación con el coste del capital para las empresas, la fijación de un salario mínimo o la mejora de los servicios de intermediación laboral y de las políticas activas de empleo.

2.1. Modelos de búsqueda

PISSARIDES (2011) señala como fuente principal de inspiración de sus primeros trabajos el de PHELPS (1970), incluido en un volumen en el que también aparece una valiosa aportación de MORTENSEN (1970) relativa a la necesidad de elaboración de una curva de salarios. El modelo arranca inicialmente de una perspectiva unilateral de búsqueda, basada en la evidencia empírica de ineficiencias en los procesos de emparejamiento derivadas de fenómenos de información asimétrica, hasta el punto de que al elaborar una primera recapitulación sobre la investigación en torno a este tópico PISSARIDES (2000b) habla simplemente de *"Economics of Search"*.

DIAMOND (1971 y 1982) y MORTENSEN (1970) construyen los cimientos del modelo, a partir del análisis del proceso de determinación de salarios en el marco de la dinámica del mercado de trabajo. El mercado de trabajo es competitivo, pero en él no existe información perfecta, de modo que los trabajadores en búsqueda de empleo tienen que enfrentarse a un cierto grado de incertidumbre. A medida que el trabajador tiene que destinar más tiempo a la búsqueda de empleo, los costes en los que incurre son mayores, pero tal vez se vea compensado si finalmente consigue un empleo mejor retribuido. Así se obtiene el denominado "salario de reserva", igualando los beneficios y costes marginales del proceso de búsqueda, que se puede interpretar como una especie de salario mínimo a partir del cual el trabajador aceptará el empleo que se le ofrece.

De este modo, el salario de reserva queda configurado como el factor determinante de la probabilidad de aceptación de una oferta de empleo. En el mercado de trabajo, las vacantes ofertadas plantean diversas productividades y salarios por lo que los desempleados, bajo la hipótesis de información imperfecta, deben emprender un proceso de búsqueda de vacantes hasta encontrar una oferta salarial que les satisfaga. Este proceso de búsqueda tiene unos incentivos, ofrece unos beneficios potenciales, pues incrementa la probabilidad de localizar una oferta de empleo aceptable, pero también supone incurrir en costes, no sólo explícitos (cada vez más reducidos, con la incorporación de las nuevas tecnologías de la información y las comunicaciones) sino, sobre todo, implícitos, y señaladamente entre éstos el coste de oportunidad que supone que a medida que se rechazan ofertas salariales más elevadas se incrementa el coste marginal de continuar con la búsqueda.

Además, es preciso considerar las externalidades que se producen en el proceso de emparejamiento como consecuencia de la presencia del salario de reserva. Si alguien que se encuentra desempleado intensifica su actividad de búsqueda, esto producirá dificultades (congestión) para otros demandantes de empleo, pero favorecerá a las empresas que tratan de cubrir sus vacantes. Si el número de vacantes aumenta, se incrementa el número de contactos pero disminuye, al mismo tiempo, la probabilidad de aceptación del puesto, al aumentar el salario de reserva, por lo que el efecto neto sobre el desempleo resulta ambiguo (PISSARIDES, 1986).

En este contexto, la investigación alcanza un resultado conocido como la "paradoja de DIAMOND". La paradoja de DIAMOND muestra que el precio (salario) de equilibrio de una economía no es precisamente el competitivo (igual al coste marginal), sino que es un precio de monopolio, *rectius* monopsonio, igual para todas las empresas. En consecuencia, el equilibrio en el mercado no será en general óptimo (eficiente). MORTENSEN (1982) pone la causa de la ineficiencia en la caracterización del proceso de emparejamiento como un juego de negociación no cooperativo, en el sentido de que quien participa en él no recibe la compensación completa de sus acciones, descontados sus efectos adversos: en consecuencia, el equilibrio sólo puede alcanzarse en virtud de la solución de NASH. Partiendo de condiciones más generales, DIAMOND (1982) demuestra que en realidad en estas situaciones no se alcanza un equilibrio único, sino múltiple, aunque en la práctica sólo uno de los equilibrios posibles sea el óptimo desde el punto de vista del bienestar social, por lo que postula la implementación de políticas económicas que faciliten la convergencia del mercado de trabajo precisamente hacia este equilibrio.

Por tanto, se obtiene un resultado que puede parecer sorprendente. Con empresas similares que determinan sus salarios en presencia de costes de búsqueda sustancialmente análogos, la competencia entre ellas por atraer trabajadores puede dar lugar a salarios por debajo del equilibrio competitivo. En efecto, si los trabajadores creen que todas las empresas ofrecen el mismo salario, entonces no se molestaran en buscar otro empleo, dado que resulta progresivamente más costoso. Ahora bien, si los trabajadores no van a buscar, entonces la política óptima para las empresas consistirá en reducir los salarios. Obviamente, el resultado no se verificará en estos términos si las empresas son capaces de anunciar sus propias acciones, por ejemplo a través de comités de empresa que difundan la información, pero en todo caso se pone de manifiesto el gran potencial de distorsión que tienen estas fricciones en el proceso de búsqueda.

En otras palabras, en aquellos sectores con escasa movilidad laboral, el hecho de que el salario de reserva de los trabajadores sea reducido provocará que sean remunerados por debajo de su productividad. En estas circunstancias, un salario mínimo apropiado o la propia negociación colectiva pueden incrementar el nivel de empleo y los salarios, reproduciendo el equilibrio competitivo. En un contexto de creciente concentración de la actividad económica, se está transfiriendo mayor poder monopsonístico a las empresas, provocando salarios más bajos allá donde los sindicatos sean más débiles, un argumento que nos resulta familiar en relación con la trayectoria seguida por los mercados de trabajo en España a partir del año 2012 (DOLADO, 2020).

2.2. Modelos de búsqueda y emparejamiento

A mediados de la década de los setenta del pasado siglo, el programa de investigación en torno a los modelos que tratan de explicar el funcionamiento del mercado de trabajo con fricciones se amplía con un enfoque complementario planteado por estos mismos autores: DIAMOND (1982), MORTENSEN (1982) y PISSARIDES (1976, 1979, 1984, 1985 y 1986). Ahora el centro de atención se desplaza desde una consideración unilateral del mercado de trabajo en función del precio (salario) en que se cifra el equilibrio entre oferta y demanda, a una perspectiva bilateral, presidida por la idea de que la búsqueda de empleo no tiene por único objeto alcanzar un buen salario, sino, en un sentido más amplio, una buena colocación: *"two-sided matching for given wages"* (PISSARIDES, 2000b).

El proceso de emparejamiento no es, pues, automático o mecánico, de mero equilibrio entre oferta y demanda agregadas de trabajo, sino que en función del grado de ajuste existente en los mercados laborales puede consumir más o menos tiempo, y el salario ofrecido no tiene por qué ser el único factor determinante en este sentido. Este tránsito de una teoría de la búsqueda de empleo basada exclusivamente en la aceptación o no de la oferta salarial a otra que señala como objetivo la optimalidad del emparejamiento para ambas partes tiene importantes implicaciones para la modelización del funcionamiento del mercado de trabajo.

La evidencia microeconómica permite afirmar que en las economías más desarrolladas, como la de Estados Unidos, coexisten flujos de gran volumen y signo opuesto en el mercado de trabajo. La bilateralidad implícita de este nuevo enfoque conduce a un análisis dinámico de estos flujos que, discurriendo en una u otra dirección, permiten explicar mejor el funcionamiento de los mercados de trabajo.

El *survey* de ROGERSON *et al*. (2004) trata de formular una síntesis de los distintos *equilibrium search models*, en función de las causas a las que cada uno de ellos atribuye la producción de fricciones en los procesos de búsqueda y emparejamiento en los mercados de trabajo.

MORTENSEN y PISSARIDES, primero por separado y luego conjuntamente, desarrollaron modelos en los que los trabajadores, teniendo en cuenta los costes crecientes de búsqueda y la incertidumbre sobre los empleos disponibles, siguen buscando hasta que encuentran un empleo que esperan que les proporcione el máximo nivel posible de renta laboral futura. Partiendo de estas dos premisas, fricciones (costes crecientes de búsqueda) e incertidumbre, lo normal es que no todos los trabajadores y las empresas que podrían alcanzar un buen *match* lleguen a contactar en el mercado laboral. MORTENSEN & PISSARIDES (1994) tratan de representar la complejidad de este proceso a través de una función de emparejamiento simple, que tiene como únicos argumentos los volúmenes respectivos de vacantes ofertadas y desempleados demandantes de empleo presentes en el mercado de trabajo. La función de emparejamiento (*matching function*) es una descripción matemática del proceso de emparejamiento que pone en relación una serie de *inputs* (los esfuerzos de búsqueda y de reclutamiento por parte de trabajadores y empleadores, respectivamente) en orden a obtener una serie de *outputs* (el flujo de nuevos *matches* entre puestos de trabajo

vacantes y desempleados demandantes de empleo). Esta es la formulación originaria de la función de emparejamiento, en la que sus argumentos se especifican en términos de *stocks* o niveles de las variables correspondientes[6].

BURDA & WYPLOSZ (1994) formulan un modelo cuya especificación trata de establecer una correcta ponderación de la importancia relativa de los flujos de entrada y salida del desempleo y de creación y destrucción de empleo en la dinámica del proceso de emparejamiento de los principales mercados de trabajo europeos. Llaman la atención sobre el hecho de que, en realidad, la naturaleza exacta de la heterogeneidad y del desajuste (*mismatch*) que subyace a la función de emparejamiento permanece prácticamente inexplorada. De ahí que apunten la necesidad de abordar explícitamente la heterogeneidad tanto de los trabajadores como de las empresas en los modelos agregados.

Un enfoque alternativo a la formulación convencional en términos de variables *stock* es el que plantean COLES (1994) y COLES & SMITH (1998), conocido como modelo *stock-flow* (nivel-flujo). Los participantes en el proceso de búsqueda y emparejamiento se reúnen en un "*marketplace"*. Los demandantes de empleo disponen de información completa acerca de las vacantes disponibles y solicitan simultáneamente todas aquéllas para las cuales se consideran aptos. Al final de cada ronda de emparejamiento, los trabajadores que permanecen sin empleo deben su situación al hecho de que no han quedado vacantes adecuadas para ellos, a causa de la presencia de *mismatch* en el mercado de trabajo. Un desempleado que no ha conseguido emparejarse en una ronda no intentará contactar de nuevo con una vacante ofertada en rondas sucesivas. Este mecanismo puede formalizarse en la especificación de la función de emparejamiento a través de los *stocks* y los flujos de desempleados y vacantes. Al comienzo del período de tiempo considerado, el *stock* de desempleados no se emparejará con el *stock* de vacantes, ya que ambos estuvieron presentes en rondas previas sin llegar a formar un *match*. El proceso de *matching* se llevará a cabo, en realidad, entre los *stocks* de desempleados y vacantes y los flujos de nuevos desempleados y vacantes correspondientes al período de tiempo considerado, y esta es la razón por la que se designa a este modelo como *stock-flow.*

BLANCHARD & DIAMOND (1989 y 1994) señalan como causa principal de las fricciones la existencia de *ranking* discriminatorio a favor de los desempleados que llevan menos tiempo en paro. Este fenómeno se puede modelizar distinguiendo entre trabajadores preferidos por las empresas (desempleados noveles, sin un empleo previo o con un período breve de desempleo) y trabajadores que resultan poco atractivos para las empresas (parados de larga duración). Si un trabajador permanece en desempleo mucho tiempo, la esperanza matemática de duración del desempleo tiende a crecer, por una suerte de presunción de "descapitalización" profesional, y se irá incorporando fatalmente al grupo de trabajadores no deseados (parados de larga duración) al tiempo

[6] A fin de completar su modelo con estos avances, PISSARIDES (2000a) publicó una segunda edición de su *"Teoría del desempleo de equilibrio"*.

que queda excluido paulatinamente del grupo de trabajadores preferidos (parados de corta duración).

PISSARIDES (1992 y 1994) y GREGG & PETRONGOLO (2005) también analizan el impacto del efecto *ranking* en la estimación de la función de emparejamiento y en la posición de la *curva de BEVERIDGE*[7]. Las empresas no seleccionan a sus empleados de forma aleatoria, sino que los valoran y ordenan, ofreciendo las vacantes a los candidatos mejor valorados. Esta ordenación responde, en última instancia, a la duración del período que cada candidato lleve en situación de desempleo, de modo que la empresa acaba por seleccionar siempre al candidato que haya permanecido menos tiempo en esa situación. Se constata, en este sentido, la existencia de una estigmatización social derivada de la permanencia en el desempleo durante un largo período de tiempo, uno de cuyos efectos más inmediatos sería el desánimo (*discouragement effect*) de los demandantes de empleo, medido en términos de intensidad, actitudes y éxito en la búsqueda (KRUG, DRASCH & JUNGBAUER-GANS, 2019).

Por su parte, PETRONGOLO & PISSARIDES (2001) centran su atención en la existencia en el mercado de *mismatch* o desajuste entre la oferta y la demanda de trabajo. En principio, en esta aproximación el desempleo de búsqueda tiene naturaleza friccional, ya que se debe no a un número insuficiente de vacantes ofertadas en el mercado, sino a que el proceso de emparejamiento se encuentra con una serie de dificultades que hacen que no se verifique de forma automática. De hecho, el *matching* puede ralentizarse y en último extremo no llegar a producirse con respecto a aquellos desempleados que no reúnen los requisitos de idoneidad para ocupar ninguna de las vacantes ofertadas, por razones de cualificación o bien por desajuste espacial o geográfico en un contexto de movilidad limitada. Este *mismatch* da lugar a un desempleo de carácter estructural, que va más allá del simplemente friccional[8].

---

[7] La *curva de BEVERIDGE* o curva UV (*unemployment-vacancies*) es una representación gráfica de la relación entre el desempleo y la tasa de vacantes (los puestos de trabajo no ocupados y expresados en términos de porcentaje sobre la población activa). La curva tiene forma hiperbólica y tendencia decreciente. Esto se debe a que, generalmente, cuando hay una mayor tasa de desempleo se da una menor tasa de vacantes. La posición de la curva resulta indicativa del mercado de trabajo en función de la fase en que se encuentra el ciclo económico. Si la curva se mueve hacia el exterior a través del tiempo, esto implica que, para un volumen dado de vacantes, habrá niveles más altos de desempleo, lo que implicaría la disminución de la eficiencia en el mercado de trabajo. Esta ineficiencia pone de manifiesto la existencia de desajustes entre los puestos de trabajo disponibles y el perfil funcional de los demandantes de empleo, así como la falta de movilidad en la población activa. En el epígrafe 3.2 se desarrolla con más detalle la *curva de BEVERIDGE*.

[8] Existe una amplia literatura sobre medición del *mismatch*. Destaca, en particular, la aportación de LILIEN (1982), que utiliza un índice de dispersión relativa de las tasas de crecimiento del empleo entre industrias o sectores. Este autor acoge el esquema de *mismatch* en el marco de su hipótesis de los desplazamientos sectoriales. Esta hipótesis supone que los desplazamientos de la demanda entre los distintos sectores o industrias dan lugar a un desajuste en la distribución de puestos y trabajadores que constituye una causa determinante de las fluctuaciones en el volumen total de desempleo.

Si en cada período de tiempo considerado sólo una fracción del total de desempleados está buscando empleo activamente, entonces la intensidad media de búsqueda se convierte en el parámetro decisivo de cara a la determinación del equilibrio en el mercado. En consecuencia, el emparejamiento a nivel agregado dependería de la tecnología de contacto, de la tasa de aceptación y, además, de la intensidad media de búsqueda. El salario de reserva influye en la tasa de aceptación, mientras que la intensidad de búsqueda lo hace sobre la tasa de contacto: cuanto mayor sea la intensidad de búsqueda por parte de un desempleado mayor será la probabilidad de que reciba una oferta de empleo (MORTENSEN, 1982; PISSARIDES, 1984).

2.3. Factores cíclicos

En otro orden de cosas, conviene valorar la consideración que a algunos autores merece el factor cíclico como causa de fricciones en el funcionamiento de los mercados de trabajo. Conceptualmente, el paro cíclico es un fenómeno claramente diferenciado del paro friccional o estructural. No obstante, HALL (2004) y SHIMER (2005) han señalado que, partiendo de una posición de equilibrio estacionario, el desempleo aumenta rápidamente durante una recesión a consecuencia de una fuerte caída en la tasa de contratación, derivada a su vez de una significativa rigidez a la baja de los salarios.

Para explicar la rigidez a la baja de los salarios, HALL (2004) destaca la importancia de los costes soportados por el empleador. Las empresas se benefician cuando la situación económica es buena, pero sufren cierta penalización si se produce escasez en el mercado de trabajo, ya que los salarios normalmente son fijos y están predeterminados a cierto nivel, y tienen que asumir costes adicionales para lograr un buen *match*. De este modo, los empleadores muestran mayor aversión al riesgo por lo que a la contratación se refiere y tienen menos incentivos para emprender procesos de búsqueda. Esta idea se refuerza considerando que los trabajadores no pueden enviar colectivamente señales al mercado laboral indicando que estarían dispuestos a trabajar a cambio de salarios más bajos durante las recesiones, por lo que los salarios muestran a nivel agregado una resistencia persistente a la baja.

SHIMER (2005), por su parte, señala que las fluctuaciones del ciclo económico también afectan a los procesos de ajuste que llevan a las empresas a crear nuevas vacantes o a amortizar algunas existentes. El estudio de la dinámica de la creación y la destrucción de empleo, partiendo de una hipótesis de exogeneidad de los cambios en la productividad del trabajo, permite concluir que la respuesta a corto plazo a los *shocks* en términos de destrucción de empleo es intensamente procíclica, mientras que la anticipación de estos *shocks* es susceptible de reducir su impacto por lo que a la creación de nuevas vacantes se refiere. El comportamiento dinámico de la *curva de BEVERIDGE* varía en función de la posición cíclica de la economía, según sea ésta recesiva o expansiva (MORTENSEN & PISSARIDES, 1994).

Con posterioridad, SHIMER (2007) ha planteado un modelo dinámico de *mismatch* donde los trabajadores y los empleos son asignados de forma aleatoria a los diferentes mercados laborales. Algunos mercados tienen más trabajadores que empleos, lo que da lugar al desempleo, mientras que otros cuentan con más puestos

que trabajadores disponibles, lo que se traduce en la existencia de un volumen más o menos amplio de vacantes sin cubrir. A medida que los trabajadores y los empleos se mueven entre mercados laborales, algunos trabajadores desempleados logran obtener un empleo, al tiempo que algunos trabajadores ocupados pierden o abandonan sus empleos, incorporándose al *stock* de desempleados. Se alcanzaría un equilibrio a nivel macro por una suerte de agregación entre los diversos micromercados en situación de desequilibrio parcial. Este modelo, convenientemente calibrado, permite una estimación robusta y consistente desde el punto de vista cuantitativo de la relación funcional entre desempleo, vacantes y colocaciones, ajustándose razonablemente bien a la evolución del ciclo económico, lo que a su vez contribuye en buena medida a explicar mejor la volatilidad cíclica común a todas estas variables.

MICHAILLAT (2012) aborda desde otra perspectiva la evaluación del efecto de las fluctuaciones cíclicas sobre el funcionamiento de los mercados de trabajo. En este modelo se consideran dos causas de desempleo: las fricciones derivadas del proceso de búsqueda y emparejamiento (*matching frictions*) y el racionamiento del empleo (*job rationing*). Para analizar cómo interactúan estos dos elementos a lo largo del ciclo económico, el modelo descompone el desempleo en dos: un componente cíclico o coyuntural, que responde a fenómenos de racionamiento del empleo, y un componente friccional o estructural, que es el efecto de las fricciones derivadas del proceso de búsqueda y emparejamiento. El componente cíclico del desempleo está constituido por aquella parte del volumen total que prevalecería sobre las demás si los costes de selección y contratación de trabajadores (*recruiting costs*) fueran nulos (iguales a cero), mientras que el componente friccional es aquél que se deriva de la presencia de *recruiting costs* positivos. A través de simulaciones de este modelo calibrado con datos de la economía estadounidense, se demuestra que durante las recesiones el paro cíclico aumenta, impulsando a su vez el crecimiento del volumen total de desempleo, mientras que el paro friccional se reduce. Durante las crisis o recesiones económicas el volumen de vacantes ofertadas cae significativamente y el mercado de trabajo está “laxo” o “suelto” (*slack*), por lo que los *recruiting costs* son muy reducidos y, por tanto, las fricciones de búsqueda y emparejamiento contribuyen escasamente al volumen total de desempleo. La conclusión para MICHAILLAT (2012) resulta clara: las fricciones en el emparejamiento pierden su capacidad o potencia explicativa de las fluctuaciones del nivel del desempleo en contextos de recesión económica grave.

En línea con este planteamiento, MICHAILLAT & SAEZ (2021) desarrollan un estadístico suficiente para medir la brecha de desempleo (*unemployment gap*), es decir, la diferencia entra la tasa de desempleo real y la teóricamente eficiente. Aunque la reducción del desempleo pone a más personas a trabajar, al mismo tiempo obliga a las empresas a ofertar más vacantes y a dedicar más recursos a la contratación. Este *trade-off* entre desempleo y vacantes, expresado en la *curva de BEVERIDGE*, sirve para determinar la tasa de desempleo eficiente. Por consiguiente, la brecha de desempleo se puede medir a partir de tres estadísticos suficientes: la elasticidad de la *curva de BEVERIDGE*, los costes sociales del desempleo y los costes de contratación. Este modelo se aplica a Estados Unidos para el período 1951-2019. Los resultados obtenidos indican que la brecha de desempleo se comporta de forma contracíclica en Estados Unidos, y que el mercado laboral pasa a una situación *slack* durante las recesiones.

Concluyen finalmente que la brecha de desempleo constituye un estadístico crucial para diseñar las políticas de mercado de trabajo y macroeconómicas.

PISSARIDES (2013), por su parte, estudia los efectos de la *Gran Recesión* sobre la tasa de desempleo, tratando de distinguir los efectos propiamente cíclicos de los derivados de otros factores de carácter estructural, en orden a tratar de identificar las causas determinantes de los diferentes impactos relativos sufridos por las principales economías de la OCDE en términos de evolución de la tasa de desempleo. El análisis comparativo de tres de las principales economías de la OCDE, pone de manifiesto, por un lado, que la implementación de reformas estructurales ha contribuido decisivamente, en el caso del Reino Unido y de Alemania, a flexibilizar el funcionamiento de los mercados laborales, salvando los problemas sufridos en crisis anteriores, mientras que en el caso de Estados Unidos la recuperación del empleo ha sido más lenta y difícil, precisamente por problemas estructurales como la reciente extensión del seguro de desempleo a un período de casi dos años y la reducción tendencial de la movilidad laboral. En el caso de España, se apuntaba que el peso excesivo del sector de la construcción dentro del PIB, junto con el desplome de la demanda agregada, no alcanzaba a explicar completamente el enorme impacto de la *Gran Recesión* en términos de destrucción de empleo, señalándose que el marco institucional de los mercados de trabajo (factor estructural) continuaba siendo ineficiente. En los países fuertemente endeudados, por otra parte, la puesta en marcha de reformas estructurales estuvo sujeta a grandes dificultades, puesto que tales reformas se implantaron en un contexto de austeridad fiscal, sin que los efectos positivos de aquéllas pudieran verificarse a corto plazo.

2.4. El caso de España

Concluimos esta revisión de la literatura más relevante publicada sobre la materia con algunas referencias a trabajos centrados en la estimación de la *matching function* y/o de la *curva de BEVERIDGE* para España.

Entre los pioneros cabe citar a SANROMÁ & GARCÍA BROSA (1991), que estudian el impacto cuantitativo de la elevación general de los niveles educativos de la población activa durante el período 1977-1989, así como el grado de ajuste de esta mejora con respecto a los nuevos requerimientos de la demanda de trabajo por parte de las empresas. A partir del modelo de JACKMAN & ROPER (1987), estiman una *curva de BEVERIDGE* para analizar empíricamente los desplazamientos, estableciendo indicadores de desequilibrio estructural, y así cuantificar el efecto del *mismatch* educativo sobre la evolución del desempleo durante el período analizado. Concluyen que el crecimiento del *stock* educativo[9] durante el período analizado puede explicar, en parte, la mejora en el comportamiento de la *curva de BEVERIDGE* a partir de 1986.

Un trabajo que ha constituido una referencia habitual en esta materia es el de ANTOLÍN (1994), que elabora una serie de vacantes escalada en función del grado de

[9] El *stock* educativo se define como el número medio de años de escolaridad incorporados por cada activo. La tasa de vacantes se elabora a partir de la *ratio* simple entre la serie de vacantes publicada por el INEM y la de población activa de la EPA.

eficiencia relativa del INEM con respecto al sector privado en la gestión de las colocaciones[10]. Este grado de eficiencia relativa lo obtiene a partir de la estimación de una *curva de BEVERIDGE* para el período 1977-1991, teniendo en cuenta el desplazamiento producido en esta relación durante el período 1977-1984, así como los sucesivos cambios en la legislación laboral. Las razones detrás del fuerte crecimiento del desempleo y su persistencia en niveles elevados residen en la existencia de una gran brecha entre los flujos de entrada al desempleo y los flujos de salida del desempleo entre 1977 y 1985, siendo estos últimos menores que los primeros. Desde 1986, ambos flujos han vuelto al patrón anterior a 1977, es decir, salidas que siguen a entradas con un desfase de alrededor de un año. Este autor se plantea el problema del "efecto desánimo" (*discouragement effect*) de los trabajadores, señalando que su reducción exige lograr una mejora en la tasa de llegada de ofertas para aquellos colectivos ya entonces más afectados (mujeres y parados de larga duración)[11].

DOLADO & GÓMEZ (1997), por su parte, tratan de medir el impacto relativo de diferentes tipos de perturbaciones económicas sobre el nivel de desempleo, en orden a valorar la importancia del *mismatch* estructural en la dinámica del mercado de trabajo español. Con esta finalidad, estiman varias *curvas de BEVERIDGE* (a nivel agregado y por grupos de regiones) con referencia al período 1977-1994[12]. Se agrupa a las comunidades autónomas en función de la importancia relativa de los denominados *shocks* de reasignación con respecto al resto de perturbaciones. Este tipo de *shocks* se caracteriza por el desplazamiento hacia fuera (con respecto al origen de coordenadas) de la *curva de BEVERIDGE*, como consecuencia del incremento simultáneo de los volúmenes de vacantes ofertadas y de desempleados demandantes de empleo, fenómeno que puede responder a un aumento de la dispersión geográfica entre las vacantes y los desempleados o a la falta de coincidencia entre la formación y la capacidad profesional de los trabajadores y los perfiles funcionales demandados por las empresas en relación con las vacantes que ofertan (*regional and skill mismatch*, respectivamente).

LÓPEZ-TAMAYO *et al*. (2000) analizan la importancia relativa de los factores estructurales y los factores cíclicos en los desplazamientos sufridos por la *curva de BEVERIDGE* en España durante el período 1978-1996. Para ello, proceden a estimar

[10] La serie de vacantes publicada por el entonces INEM no es representativa del total de vacantes que se ofertan en los mercados de trabajo en España, al referirse únicamente a aquéllas cuya cobertura se gestiona por las oficinas públicas de empleo. En general, se considera que estas oficinas gestionan en torno a una quinta parte del total de colocaciones. La disponibilidad de la serie completa y homogénea de vacantes a partir de la BDREMS de DOMÉNECH *et al*. (2018) supone una gran mejora con respecto a la información disponible en el momento en que este trabajo fue realizado.

[11] A tal fin, propone medidas que faciliten el acceso de estos trabajadores a la información sobre las ofertas de empleo existentes en el territorio nacional (a través, por ejemplo, de programas de orientación laboral, a desarrollar por las agencias de colocación), así como la mejora progresiva de su grado de empleabilidad (en particular, mediante los programas públicos de formación ocupacional).

[12] Para este ejercicio, estos autores toman en consideración la serie histórica de vacantes publicada por el INEM, corregida de acuerdo con el método de ANTOLÍN (1994), así como la de tasas de paro publicada por la EPA para el período considerado.

curvas de BEVERIDGE desagregadas por provincias y comunidades autónomas de 3 o más provincias, a partir de paneles de datos[13]. Los resultados que obtienen les llevan a afirmar que durante el período considerado se observa una ganancia de eficiencia derivada, ante todo, de la mejora de la situación económica general y de un significativo retardo en la incorporación de los jóvenes al mercado de trabajo, así como de la mejora en la intensidad de búsqueda y en el grado de adecuación de las cualificaciones de los parados de larga duración en relación con el perfil funcional demandado por las empresas.

GARCÍA-PEREA (2001) compara el comportamiento de la *curva de BEVERIDGE* en las dos fases expansivas del ciclo de la economía española registradas en el período 1977-2001, lo que le permite definir la evolución del grado de *mismatch* en el mercado de trabajo español durante dicho período[14]. Hasta 1985, la *curva de BEVERIDGE* experimenta un desplazamiento adverso, que pone de manifiesto una fuerte caída del flujo de salida del desempleo. Éste tiene su origen en una pérdida de eficiencia en el proceso de emparejamiento atribuible a factores estructurales, fundamentalmente al aumento del grado de *mismatch*, tanto regional como ocupacional. A partir de 1986, como ya hemos visto, y en buena medida a consecuencia de cierta recuperación en el nivel general de actividad económica, se observa una significativa mejora en el comportamiento de la *curva de BEVERIDGE*. En la segunda fase expansiva dentro del período considerado (1995-2001), se constata que el ritmo de creación de empleo fue muy elevado, lo que teóricamente favorecía la reducción del *stock* de parados. Pero, al mismo tiempo, la tasa de vacantes crecía a un ritmo superior al observado en la fase expansiva anterior (1986-1990), por lo que a pesar de la disponibilidad de un *stock* de trabajadores numéricamente suficiente para satisfacer la demanda, las elevadas tasas de paro e inactividad persistían. Esta situación, apuntaba GARCÍA-PEREA, podía ser indicativa de un significativo aumento de los desajustes en el funcionamiento del mercado de trabajo español.

FONSECA & MUÑOZ (2003) definen un modelo de emparejamiento en el mercado de trabajo español en forma de equilibrio general dinámico estocástico (*DSGEM*) para el período 1977-1994. En el marco de un enfoque de ciclo económico real especifican la presencia de fallos de coordinación en el proceso de emparejamiento de vacantes y desempleados[15]. Analizan la dinámica de la *curva de BEVERIDGE* considerando dos tipos de *shocks*: los de carácter tecnológico, que producen

[13] La tasa de vacantes se calcula a partir de la *ratio* entre la serie histórica de vacantes del INEM, corregida de acuerdo con el método de ANTOLÍN (1994), y la de población activa de la EPA, de la que asimismo procede la serie de tasas de desempleo. En ambos casos, los datos se toman en consideración tanto agregados como desagregados por Comunidades Autónomas y por provincias.

[14] La tasa de vacantes se calcula a partir de la *ratio* entre la serie histórica de vacantes del INEM y la de población activa de la EPA, de la que asimismo procede la serie de tasas de desempleo. En ambos casos, los datos se toman en consideración tanto agregados como desagregados por Comunidades Autónomas.

[15] La tasa de vacantes se calcula a partir de la *ratio* entre la serie histórica de vacantes del INEM, corregida de acuerdo con el método de ANTOLÍN (1994), y la de población activa de la EPA, de la que asimismo procede la serie de tasas de desempleo. En este caso, los datos se toman en consideración únicamente a nivel agregado.

movimientos a lo largo de la curva, y los de reasignación, que producen desplazamientos de la curva, de los que hablaremos con detalle al exponer el marco teórico y conceptual de los modelos de búsqueda y emparejamiento. La elasticidad de las colocaciones con respecto al desempleo resulta más elevada que la que se obtiene respecto a las vacantes, por lo que la dinámica del mercado de trabajo parece depender fundamentalmente del lado de la oferta.

ÁLVAREZ DE TOLEDO *et al*. (2008) estiman la función de emparejamiento en el mercado de trabajo español para el período comprendido entre el primer trimestre de 1978 y el último trimestre de 2005. Optan por un enfoque *stock-flow* frente a la hipótesis de emparejamiento aleatorio, planteando una posible solución para el problema de la agregación temporal entre datos de variables flujo y *stock*. Los resultados que obtienen son robustos y responden fielmente a un modelo de emparejamiento *stock-flow* con trabajadores "en cola". Tras estimar la función de emparejamiento atendiendo a las distintas duraciones del desempleo, estos autores llegan a la conclusión de que, para períodos de búsqueda cortos, tanto el aumento del *stock* como el de los flujos de creación de vacantes incrementan el volumen total de emparejamientos. Sin embargo, para el supuesto de períodos de búsqueda largos, el volumen de emparejamientos se verá incrementado únicamente a causa de un aumento en el flujo de creación de nuevas vacantes. Así pues, en este caso la dinámica del mercado de trabajo parece estar determinada más bien desde el lado de la demanda.

VILLAVERDE *et al*. (2014) estiman una *curva de BEVERIDGE* de la economía española para el período 2000-2011[16]. Ensayan diversas especificaciones y métodos de estimación, atendiendo a cuestiones de robustez, y obtienen resultados que muestran un notable desplazamiento hacia la derecha de la curva en los últimos años que les lleva a concluir que el desempleo de carácter estructural había ganado peso y relevancia con la *Gran Recesión.*

ALEJANDRE *et al*. (2015) analizan cómo se ha comportado el mercado laboral español, a nivel nacional y provincial, en el periodo de crisis comprendido entre 2007 y 2014. Entre otras variables, prestan especial atención a los flujos de entrada y salida del desempleo, así como a la evolución del flujo de creación de vacantes de la economía española[17]. Estiman las funciones de emparejamiento y las *curvas de BEVERIDGE* correspondientes al conjunto de España y a una serie de provincias seleccionadas en función de determinados rasgos significativos de su perfil productivo. Los resultados

[16] Estos autores parten de la serie histórica de vacantes de la Encuesta de Coyuntura Laboral (ECL) del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, disponible únicamente a partir del tercer trimestre del año 2000, y de la serie histórica de desempleados (en niveles) de la EPA, con los datos agregados para toda España y desagregados por Comunidades Autónomas (con exclusión de los correspondientes a las Ciudades Autónomas de Ceuta y Melilla).

[17] Dado que las únicas estadísticas oficiales disponibles en relación con las vacantes ofertadas - INEM y SEPE, esta última a partir del mes de mayo de 2015 - adolecían de serias limitaciones, bien por ir referidas únicamente al ámbito de gestión de los servicios públicos de empleo, o bien por los sectores que abarcaban, que han ido variando a lo largo del tiempo en función de las clasificaciones vigentes de actividades económicas, elaboran nuevas series haciendo uso de un algoritmo formulado a partir de los criterios ya establecidos en ANTOLÍN (1994) y ÁLVAREZ DE TOLEDO *et al.* (2008).

obtenidos permiten constatar la existencia de cierto desajuste entre la formación de que disponen buena parte de los desempleados actuales y la requerida por los nuevos puestos que están surgiendo en los últimos años. Por otro lado, la evolución de la movilidad de los trabajadores entre regiones parece indicar que los efectos de la crisis económica han podido ser en buena medida asimétricos entre regiones. Todo ello apunta a la necesidad de adoptar políticas diferenciadas en función del territorio, sin perjuicio de prestar una especial atención a la formación continua y el reciclaje de los trabajadores en paro, especialmente de los que cuentan con una menor formación.

Por último, BOSCÁ *et al*. (2017a), elaboran una serie homogénea de vacantes de la economía española, con el propósito de analizar los efectos del ciclo económico sobre la relación entre desempleo y vacantes. Concluyen que la *curva de BEVERIDGE* se desplazó sensiblemente entre 2008 y 2009, alejándose del origen de coordenadas, poniendo de manifiesto la menor eficiencia en el proceso de emparejamiento entre vacantes y desempleados. Esta causa explicaría en torno a un 31 % de la caída del empleo y un 55 % de la caída del PIB en el momento álgido de la crisis. A partir de 2014, se observa que la *curva de BEVERIDGE* recupera gradualmente su posición anterior, con la consiguiente reducción de la tasa de desempleo de equilibrio, lo que podría responder, al menos en parte, a la reforma laboral implementada a partir de 2012.

En síntesis, podemos concluir que los principales trabajos publicados en torno a la función de emparejamiento y la *curva de BEVERIDGE* en España se han centrado en el fenómeno del desajuste entre oferta y demanda de trabajo, tanto de carácter regional como especialmente ocupacional, y que sus recomendaciones en relación con el diseño y la implementación de políticas activas de empleo se refieren sobre todo a la mejora de los programas de formación y de orientación laboral.

3. El modelo: marco teórico y conceptual.

3.1. La función de emparejamiento (matching function).

El mercado laboral se contempla como un punto de encuentro entre trabajadores y empleadores, donde los primeros ofrecen sus servicios y los segundos buscan candidatos idóneos para las plazas vacantes que ofertan. Cuando los trabajadores y los puestos de trabajo son heterogéneos, el mercado laboral no reúne los rasgos de un mercado *walrasiano* (ROMER, 2006). Los trabajadores y las empresas no interactúan en mercados centralizados donde el nivel de empleo y el salario quedan determinados simplemente en función de la intersección de las curvas de oferta y demanda de trabajo, sino que los contactos se producen en forma descentralizada y personalizada, lo que implica un costoso proceso de emparejamiento de preferencias, habilidades, necesidades y requerimientos que no siempre casan entre sí. Las características propias de cada trabajador, sus aptitudes y habilidades, y las diferentes cualidades, capacidades y formación que se exigen para ocupar cada vacante, en un contexto de información asimétrica y movilidad limitada, afectan al equilibrio que finalmente se alcanza y configuran el desempleo como la fase temporal que afecta al trabajador demandante de empleo en tanto no logra volver a ocupar un puesto de trabajo adecuado (MORTENSEN, 2011). En consecuencia, el proceso de emparejamiento no es instantáneo y como resultado se produce siempre en estos mercados un cierto nivel de desempleo. Al mismo

tiempo, esta configuración del marco de referencia puede tener consecuencias importantes en la respuesta de los salarios y del nivel de empleo a los *shocks* exógenos.

Este proceso de emparejamiento puede representarse de forma matemática por la llamada función de emparejamiento (*matching function*) que, en su enunciado más elemental, relaciona de forma directa el volumen de colocaciones en un momento determinado con el número de trabajadores desempleados y el número de vacantes disponibles:

$$M = M(U,V) \quad \textbf{(1)}$$

El *survey* de PETRONGOLO & PISSARIDES (2001) lleva a cabo una caracterización de la función de emparejamiento (*matching function*) y de las principales aproximaciones y metodologías seguidas para su formulación por la literatura reciente acerca de este tópico.

La ventaja comparativa que presenta la especificación tradicional de la función de emparejamiento mediante una formulación de tipo COBB-DOUGLAS es que permite modelar el funcionamiento del mercado de trabajo, y en particular las fricciones que se producen en el proceso de emparejamiento, con una complejidad mínima. Por otra parte, y por su misma configuración, esta especificación dispensa un tratamiento simétrico para trabajadores y empresas en la dinámica propia de los mercados de trabajo. Por estas razones, y por asimilación a las grandes funciones macroeconómicas agregadas, optaremos por una especificación de tipo COBB-DOUGLAS de la función de emparejamiento:

$$M_t = m_0 U_t^{\alpha_1} V_t^{\alpha_2} \quad \textbf{(2)}$$

donde M_t representa el flujo bruto de colocaciones, m_0 es un indicador del grado de eficiencia en el emparejamiento entre vacantes ofertadas y demandantes de empleo, U_t el volumen o *stock* de desempleados, V_t el *stock* de vacantes disponibles y, finalmente, α_1 y α_2, las elasticidades del emparejamiento respecto al desempleo y las vacantes, con rendimientos constantes de escala ($0 \leq \alpha_1, \alpha_2 \leq 1$; $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$)[18].

[18] El análisis de los rendimientos de escala en la función de emparejamiento de la economía española no conduce a resultados concluyentes. ANTOLÍN (1994) y BELL (1997) obtienen evidencia favorable a la existencia de rendimientos de escala crecientes para la función de emparejamiento del mercado de trabajo español. CASTILLO *et al.* (1998) y ÁLVAREZ DE TOLEDO *et al*. (2007) han puesto de manifiesto evidencias favorables a rendimientos constantes de escala en la función agregada de emparejamiento de la economía española. BURDA & WYPLOSZ (1994), en cambio, apuntan a la presencia de rendimientos de escala decrecientes. Por otra parte, hay que señalar que los trabajos que emplean técnicas de calibración y simulación (DOLADO *et al*., 2000; DOLADO *et al*., 2002; FONSECA & MUÑOZ, 2003; y OSUNA, 2005) asumen como punto de partida la homogeneidad de grado uno o la existencia de rendimientos constantes de escala en la función de emparejamiento. Nosotros también lo asumiremos, considerando que para autores como BROERSMA & VAN OURS (1999) y PETRONGOLO & PISSARIDES (2001) resulta plausible desde un punto de vista tanto teórico como empírico. Como veremos inmediatamente, esta propiedad nos va a permitir calcular con relativa facilidad una serie de *ratios* que explican en qué estado o situación se

En la práctica el uso de esta fórmula responde también a la facilidad que ofrece la transformación logarítmica para una aproximación lineal en la estimación del modelo correspondiente:

$$lnM_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnU_t + \alpha_2 lnV_t + \varepsilon_t \quad \textbf{(2*)}$$

siendo $\alpha_0 = lnm_0$ y ε_t una perturbación aleatoria que modelamos como *ruido blanco*, con media y autocovarianzas nulas, y varianza constante y finita.

La función *M* es creciente en ambos argumentos, homogénea de grado uno y cóncava, ya que la probabilidad de encontrar un empleo crece menos que proporcionalmente con el volumen de vacantes ofertadas. Todas las variables están referidas a un momento del tiempo t y suponemos tiempo continuo.

La trayectoria del *stock* de desempleo depende de la evolución de los flujos de entrada y salida:

$$\dot{U} = f_{in} - f_{out} = sN - \lambda U \quad \textbf{(3)}$$

Dentro de la población activa (*L*), distinguimos dos grupos: los empleados u ocupados (*N*) y los desempleados (*U*): $L = N + U$; *s* la tasa de separación (destrucción de un puesto ocupado o cambio de trabajador en el mismo) y λ es la tasa de desempleados que logran obtener un empleo.

En equilibrio estacionario ($\dot{U} = 0$) se igualan los flujos de entrada y salida del desempleo, siendo este último, a su vez, igual al flujo de colocaciones:

$$f_{in} = sN = f_{out} = \lambda U = M \quad \textbf{(4)}$$

La homogeneidad de grado uno de la función nos permite expresar la probabilidad de un parado de encontrar un empleo (λ) y de cubrir una vacante (μ) en función de la *ratio* vacantes/desempleados, *"tightness"* $\left[\theta = \frac{V}{U}\right]$, que mide el grado de tensión o escasez en el mercado de trabajo, es decir, el número de vacantes disponibles por desempleado (o su inversa, $\frac{1}{\theta}$, que nos indica el número de demandantes de empleo que compiten por ocupar una vacante). En efecto:

$$\lambda = \frac{M}{U} = m_0 U^{\alpha_1 - 1} V^{\alpha_2} = m_0 \theta^{\alpha_2} \rightarrow \lambda'(\theta) > 0 \quad \textbf{(5)}$$

$$\mu = \frac{M}{V} = m_0 U^{\alpha_1} V^{\alpha_2 - 1} = m_0 \theta^{-\alpha_1} \rightarrow \mu'(\theta) < 0 \quad \textbf{(6)}$$

De este modo, cuando aumenta el número de desempleados en el mercado de trabajo, reduciéndose el valor de θ, se produce una externalidad negativa para ellos que

encuentra el mercado de trabajo. Se trata de una hipótesis de partida que se asume de cara a la especificación del modelo, sin perjuicio de los resultados finales que se obtengan tras su estimación.

consiste en la mayor congestión o competencia para poder ocupar un puesto de trabajo, y al mismo tiempo, desde otro punto de vista, una externalidad positiva para las empresas que disponen de más candidatos para cada una de las vacantes que ofrecen. En caso contrario, es decir, si aumentan las vacantes disponibles en relación con los desempleados, crece el valor de θ y la situación es justo la inversa, produciéndose externalidades positivas para los trabajadores y negativas para las empresas por las mismas razones ya expuestas.

3.2. La curva de BEVERIDGE.

La *curva de BEVERIDGE* recibe su nombre del estudio pionero realizado por el economista británico Lord W. H. BEVERIDGE en 1945, que demostró empíricamente la existencia de una relación negativa entre las tasas de paro y de vacantes en el Reino Unido (VILLAVERDE *et al.*, 2014) [19].

La *curva de BEVERIDGE* se define como el lugar geométrico de los puntos en los que hay equilibrio entre el *stock* de desempleados (*U*) y el de vacantes (*V*). La *curva de BEVERIDGE* determina el desempleo de equilibrio a partir de una *ratio* entre vacantes y desempleados que es consistente con la igualdad entre el flujo de entrada y el de salida del desempleo. En otras palabras, en la medida en que se da esa igualdad entre los flujos de entrada y salida del desempleo podemos afirmar que se ha alcanzado un equilibrio estacionario en el mercado de trabajo, el cual evoluciona dinámicamente en función de una determinada *ratio* entre vacantes y desempleados, lo que gráficamente se traduce en una curva formada a partir de los diferentes puntos de equilibrio. Esto implica que en todos los puntos situados sobre la *curva de BEVERIDGE*, la tasa de desempleo de equilibrio estacionario no variará a no ser que se produzca un cambio en los flujos de entrada o salida del desempleo como consecuencia de un *shock* exógeno.

A largo plazo, una vez alcanzado el equilibrio estacionario, se considera que el flujo de entrada al desempleo viene dado por una fracción o proporción constante exógena (*s*) del volumen inicial de empleo, según se indicaba en la expresión **(3)**. Si se reduce el desempleo por el incremento del flujo de salida de él (λU), al aumentar el empleo crece a la vez en la misma proporción constante el flujo de entrada al desempleo (sN). Para que esta igualdad se cumpla, cuando λU crece, también sN debe crecer en la misma medida. Se alcanza así un nuevo punto de equilibrio sobre la curva, con menor desempleo y mayor número de vacantes disponibles (PISSARIDES, 2011).

Si normalizamos todas las variables, obteniendo la tasa sobre población activa (que denotaremos con letra minúscula: *u*), también podemos expresar el equilibrio como:

$$\dot{U} = f_{in} - f_{out} = 0$$

$$\dot{u}L = s(1-u)L - \lambda(\theta)uL$$

$$\dot{u} = s(1-u) - \lambda(\theta)u \quad \textbf{(7)}$$

[19] BEVERIDGE, W. H. (1945). *Full employment in a free society.* New York, Norton.

El flujo de nuevos parados a lo largo del tiempo es igual a la diferencia entre las pérdidas de empleo y los nuevos empleos creados y ocupados. Sustituyendo $\dot{u} = 0$ y trasponiendo términos, obtenemos:

$$s(1-u) = \lambda(\theta)u$$

$$u = \frac{s}{s+\lambda(\theta)} \quad \textbf{(8)}$$

donde **(8)** expresa la función conocida como *curva de BEVERIDGE*, que relaciona la tasa de desempleo de equilibrio estacionario con la tasa de separación y el grado de escasez o tensión en el mercado de trabajo, lo que supone otra forma de expresar la relación funcional entre el volumen de colocaciones o emparejamientos con el de vacantes ofertadas y desempleados demandantes de empleo existentes en cada momento.

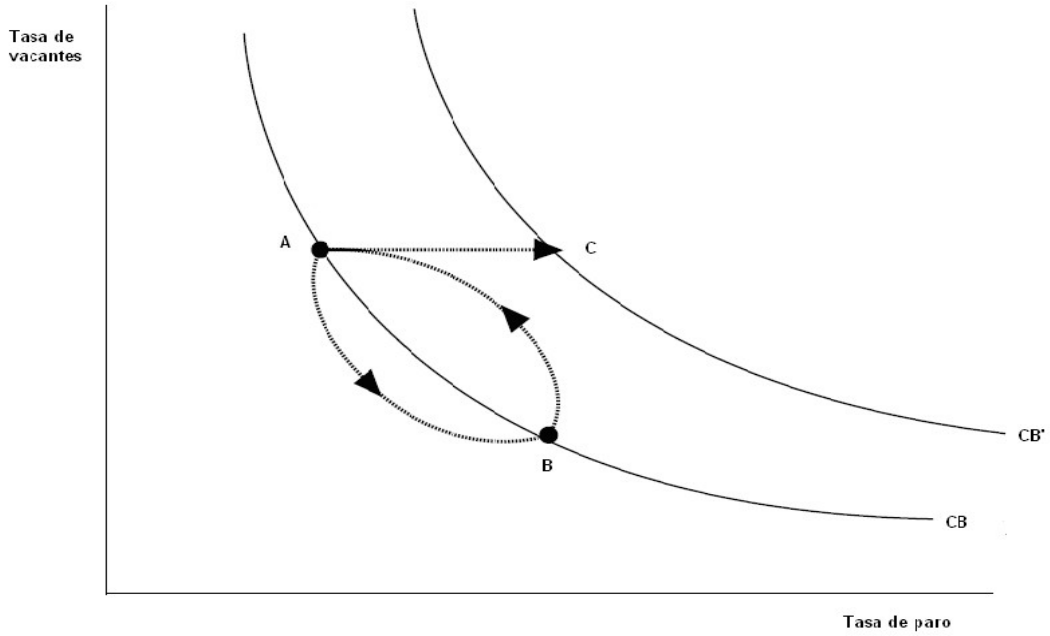
Sucede en ocasiones que, siendo el número de demandantes de empleo muy superior al de vacantes ofertadas, sin embargo no resulta posible cubrir estas últimas. Se dice, entonces, que hay una situación de desajuste (*mismatch*) en el mercado de trabajo (JACKMAN *et al*., 1991; SHIMER, 2005). En esta situación el mercado de trabajo funciona de forma ineficiente.

Los cambios en m_0 en este modelo capturan, entre otros elementos, las fluctuaciones en el grado de eficiencia en el emparejamiento que se producen en los mercados laborales como consecuencia del impacto de un determinado *shock* exógeno. Un mayor valor de m_0 representa un grado mayor de eficiencia en el proceso de emparejamiento. Un menor valor de m_0 implica un grado menor de eficiencia, es decir, un mayor grado de *mismatch* en el funcionamiento de los mercados de trabajo, lo que conllevará que la *curva de BEVERIDGE* esté más alejada del origen de coordenadas, por cuanto se observa el crecimiento simultáneo de las tasas de desempleo y de vacantes ofertadas (BENTOLILA *et al*., 2012).

De acuerdo con BLANCHARD & DIAMOND (1989), existen tres clases de perturbaciones o *shocks* que afectan a la posición de la *curva de BEVERIDGE*:

1. *Shocks* de actividad agregada: se trata de perturbaciones exógenas de la actividad económica que causan movimientos en el desempleo y las vacantes en direcciones opuestas, que a su vez se traducen en giros del punto de desempleo de equilibrio en sentido contrario a las agujas del reloj (*anticlockwise loopings*). Por tanto, no se producen desplazamientos de la curva, sino movimientos a lo largo de la misma. Tal y como puede observarse en la gráfica 1, si se produce un *shock* transitorio negativo de demanda agregada, disminuirá la oferta de vacantes – vía menor creación de puestos de trabajo – y aumentará el número de parados demandantes de empleo – vía mayor destrucción de puestos -, lo que nos situará, en estado estacionario, en un nuevo punto de equilibrio con menor tasa de vacantes y mayor tasa de paro (B).

Gráfica 1



Fuente: PISSARIDES (1990).

2. *Shocks de reasignación*: producen desplazamientos (*shifts*) de la *curva de BEVERIDGE*, en vez de giros en torno a ella, ya que tanto la tasa de vacantes como la de paro se mueven en la misma dirección (ambas magnitudes aumentan, si la perturbación es negativa, de modo que la curva se aleja del origen de coordenadas). El caso paradigmático de este tipo de perturbaciones viene dado por un *shock* exógeno que causa una pérdida de eficiencia en el proceso de emparejamiento entre trabajadores y puestos vacantes. Entre otras razones, ello puede deberse a un aumento de la dispersión geográfica entre las vacantes y los desempleados, o a la falta de coincidencia entre la formación y la capacidad profesional de los trabajadores y los perfiles funcionales demandados por las empresas en relación con las vacantes que ofertan. En general, este tipo de *shocks* se traducen en desplazamientos hacia fuera de la *curva de BEVERIDGE* (con respecto al origen de coordenadas, hacia arriba y hacia la derecha), por lo que las tasas de equilibrio de vacantes y desempleo aumentan simultáneamente, hasta situarse en un nuevo punto de equilibrio, que en la gráfica 1 designamos como C.

3. *Shocks* de oferta de trabajo: se trata de alteraciones en la fuerza de trabajo que no se ven acompañadas por movimientos simultáneos en el factor capital. En este sentido, un *shock* positivo de oferta de trabajo incrementará inicialmente la tasa de paro y disminuirá la tasa de vacantes, siempre que se asuma que esta última permanece más o menos constante en función de la invariabilidad del factor capital. En consecuencia, y atendiendo de nuevo a la representación de la gráfica 1, a corto plazo se verificaría nuevamente un movimiento del desempleo de equilibrio desde el punto A hasta un nuevo punto de equilibrio sobre CB´. En la medida en que a medio y largo plazo se creen y oferten un mayor número de vacantes disponibles, aumentará el grado de tensión o estrechez en el mercado de trabajo (θ), mejorando

la eficiencia del proceso de emparejamiento, lo que irá reduciendo paulatinamente la tasa de desempleo de equilibrio. Con posterioridad, el descenso de la tasa de paro producirá, a su vez, un aumento del grado de utilización de la capacidad productiva por parte de las empresas, lo que se traducirá en una mayor inversión y, por ende, en un incremento adicional de la oferta de vacantes. Esta dinámica dará lugar a un movimiento de paulatina reversión del punto de equilibrio en la gráfica 1, de modo que éste volvería a situarse en el punto inicial A. En definitiva, los *shocks* de oferta de trabajo no tienen efectos permanentes sobre las tasas de desempleo y vacantes ofertadas, si bien se traducen en un incremento del número de parados en el corto plazo.

4. Datos y fuentes

El modelo del que partimos se concreta en la formulación básica de la función de emparejamiento que hemos denotado por **(2)**, o en su transformación logarítmico-lineal **(2*)**. Por tanto, necesitamos series históricas correspondientes a tres variables: flujo de colocaciones (M_t), *stock* de desempleo (U_t) y *stock* de vacantes ofertadas (V_t).

Por lo que respecta a España, la gran novedad de los últimos años consiste en la disponibilidad de una serie homogénea de vacantes (V_t) en la *BDREMS* (*Base de Datos del Modelo REMS – Rational Expectations Model for Simulations and Policy Evaluation of the Spanish Economy* -), elaborada por el equipo de economistas integrado por J. E. BOSCÁ, R. DOMÉNECH, J. FERRI y J. R. GARCÍA para la Secretaría de Estado de Presupuestos y Gastos del Ministerio de Hacienda y Función Pública [20]. En la misma base de datos, se incluye la serie de tasas trimestrales de desempleo (U_t), procedente de la *Encuesta de Población Activa* (EPA). Se trata en ambos casos de series de frecuencia trimestral, desestacionalizadas y corregidas de efecto calendario (BOSCÁ *et al.*, 2010 y 2017a). Para contar con valores homogéneos y comparables, normalizaremos los datos originales de estas dos series en tasas porcentuales sobre población activa, que designaremos con las letras minúsculas correspondientes – u_t y v_t -, y de cara a la estimación utilizaremos la expresión en logaritmos naturales de acuerdo con lo señalado en el epígrafe 3.1 (transformación logarítmico-lineal de la función de emparejamiento).

A diferencia de lo que sucede con estas dos variables *stock*, no hay series disponibles de la variable de flujo de colocaciones (M_t) en la *BDREMS*. Tomaremos como *proxy* la variable de contratos registrados, cuyas series mensuales se recogen en las estadísticas de *Movimiento Laboral Registrado* del Ministerio de Trabajo y Economía Social[21].

La estadística de colocaciones registradas recoge las colocaciones o puestos de trabajo cubiertos por un trabajador a partir del registro de la comunicación o del contrato

[20] Accesible en la dirección URL: www.sepg/pap/minhafp.gob.es/sitios/sepg/es-ES/Presupuestos/Documentacion/paginas/basedatosmodelorems.aspx.

[21] Accesibles en la dirección URL: https://www.mites.gob.es/es/estadisticas/mercado_trabajo/MLR/welcome.htm.

presentado por el empresario o por información directa del trabajador. Aunque el número de colocaciones está ligado al número de contratos no existe una correspondencia exacta – biunívoca – entre unas y otros. Los contratos se contabilizan estadísticamente en el mes en que son introducidos en el sistema informático, mientras que las colocaciones se registran bien en el mes de inicio de la relación laboral o bien en el de grabación en el sistema informático si ésta última fecha es posterior a la primera. Pero, además, el recurso a las series de contratos registrados plantea otro inconveniente: un puesto de trabajo puede cubrirse a lo largo del tiempo mediante multitud de contratos – de duración mensual, semanal, diaria… - con la misma persona, de modo que la aproximación puede verse afectada por el grado de precariedad existente en el mercado de trabajo en un momento dado.

Las series estadísticas de *Movimiento Laboral Registrado* permiten obtener datos tanto en función del tipo de contrato (indefinido o temporal), como del tipo de jornada (tiempo completo, tiempo parcial, fijos discontinuos). Parece excesivo excluir a priori del cómputo de colocaciones todas aquellas que revistan un carácter temporal, considerando como creación de empleo tan sólo la contratación por tiempo indefinido. En cuanto a las series de contratos fijos discontinuos, sólo están disponibles a partir del año 2000, representando además un papel bastante marginal en el total de las colocaciones hasta la promulgación del Real Decreto-ley 32/2021. En atención a todo ello, consideramos como contratos registrados tanto los contratos de carácter indefinido como los de duración determinada, y tanto los contratos a jornada completa como los contratos a tiempo parcial, excluyendo únicamente los datos referidos a contratos fijos discontinuos.

Una de las críticas que puede suscitar legítimamente este planteamiento procede del hecho de que el volumen de contratos registrados puede quedar sometido a cierto grado de "inflación", puesto que el recurso abusivo a la contratación temporal, y más en concreto el fenómeno del encadenamiento de contratos sucesivos de duración limitada, pueden distorsionar la medida de la creación real de empleo. Para afrontar este problema, optamos por aplicar un índice corrector calculado a partir de la variación porcentual registrada en el volumen de ocupados/asalariados, variables de las que sí disponemos de series trimestrales en la ***BDREMS***[22]:

$$I_e = \frac{O_{t+1} - O_t}{O_t}$$

$$I_e = \frac{As_{t+1} - As_t}{As_t}$$

[22] De acuerdo con el *Glosario de conceptos* del epígrafe *Métodos y proyectos* del INE, "los ocupados son todas aquellas personas de 16 años o más que, según los criterios OIT, durante la semana de referencia tuvieron un empleo por cuenta ajena, asalariado, o ejercieron una actividad por cuenta propia, trabajadores por cuenta propia. En relación a este empleo o actividad, pudieron haberse encontrado en la semana de referencia trabajando al menos una hora en el citado período a cambio de una remuneración, salario, beneficio empresarial o ganancia familiar, etc.; o ausentes del mismo pero con un fuerte vínculo con dicho empleo". En cambio, la variable "Asalariados" comprende únicamente a los trabajadores por cuenta ajena.

A su vez, tanto el volumen de ocupados como el de asalariados se pueden considerar bien en términos absolutos, bien en términos equivalentes a puestos de trabajo a tiempo completo. De este modo, la aplicación de estos índices correctores permite "deflactar" en cierta medida las series originales de contratos registrados con respecto a aquel volumen de los mismos que se corresponde con el encadenamiento de contratos temporales sucesivos.

En consecuencia, consideraremos cuatro posibles expresiones de esta variable de contratos registrados que trata de aproximar el volumen o flujo de emparejamientos (*matches*): la primera, que designamos como *lnma*, comprende todos los contratos registrados, con la salvedad apuntada, corregidos por el índice calculado a partir de la tasa de variación intertrimestral del volumen de ocupación en términos absolutos; la segunda, que designamos por *lnmb*, incluye los contratos registrados corregidos por el índice calculado a partir de la tasa de variación intertrimestral del volumen de ocupación en términos equivalentes a puestos de trabajo a tiempo completo; la tercera, que designamos como *lnmc*, comprende todos los contratos registrados corregidos por el índice calculado a partir de la tasa de variación intertrimestral del volumen de asalariados en términos absolutos; la cuarta, que designamos por *lnmd*, comprende todos los contratos registrados corregidos por el índice calculado a partir de la tasa de variación intertrimestral del volumen de asalariados en términos equivalentes a puestos de trabajo a tiempo completo.

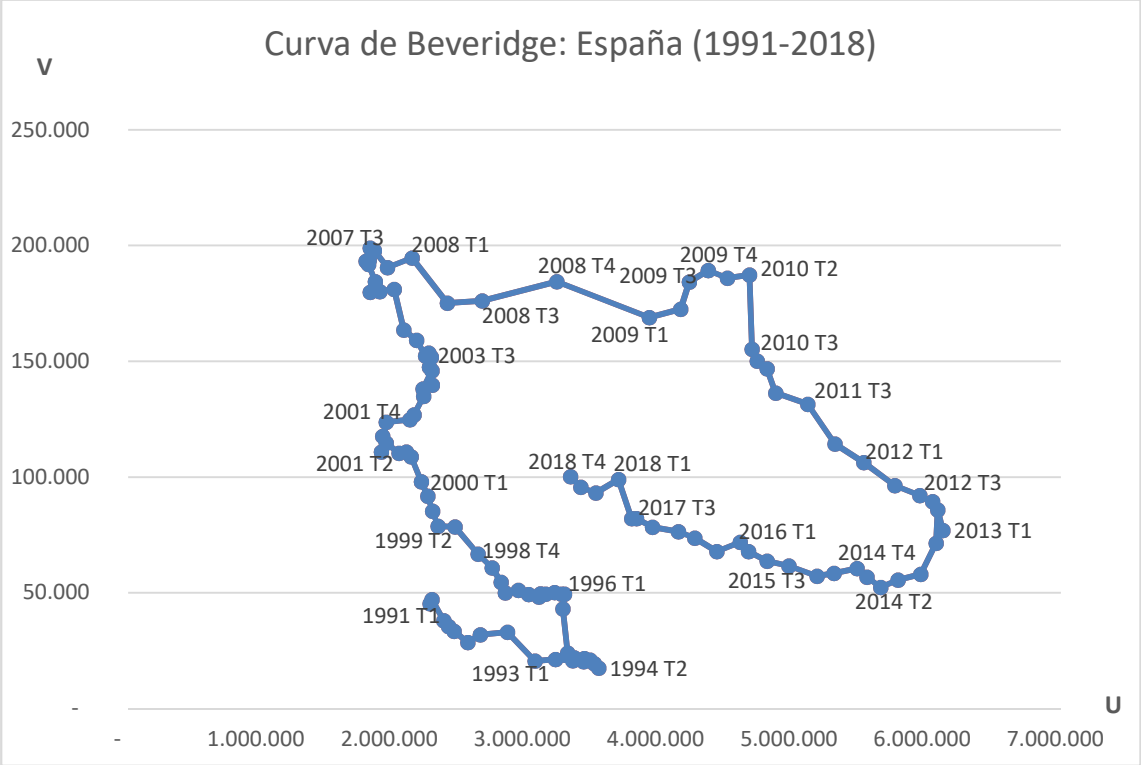
Las series de contratos registrados de la estadística de *Movimiento Laboral Registrado* tienen una frecuencia mensual por lo que, a fin de operar con datos homogéneos y comparables con los correspondientes a las otras dos variables de la función de emparejamiento, calculamos el promedio trimestral simple (aritmético). Además, desestacionalizamos estas series y las corregimos de efecto calendario aplicando el programa *TRAMO-SEATS*, disponible en la página *web* del Banco de España. Por último, como ya hemos hecho con el resto de variables consideradas, normalizamos los valores obtenidos en tasas porcentuales sobre población activa y obtenemos su expresión en logaritmos naturales.

5. La Curva de BEVERIDGE

Antes de proceder a la estimación del modelo, conviene analizar a grandes rasgos la evolución de las series históricas correspondientes a las variables que constituyen los argumentos de la función de emparejamiento durante el período de referencia (1991-2018). En este sentido, la representación de la curva de BEVERIDGE nos puede permitir visualizar de forma sencilla e intuitiva los principales hitos y rasgos de dicha evolución.

En la gráfica 2 observamos una trayectoria de contornos claramente definidos. En conjunto, a lo largo de todo el período analizado, se ha producido un significativo alejamiento de la *curva de BEVERIDGE* con respecto al origen de coordenadas. Es decir, a lo largo de este período se observa un claro empeoramiento de la eficiencia en el proceso de *matching* que tiene lugar en los mercados laborales, si bien parece que se revierte a partir de 2014.

Gráfica 2



Fuente: elaboración propia.

En esta trayectoria de desplazamiento de la *curva de BEVERIDGE* hacia la derecha, es posible, sin embargo, detectar una serie de etapas claramente diferenciadas. La curva parte de unos valores muy reducidos en el volumen de vacantes ofertadas con respecto al *stock* de desempleo. Sin embargo, a partir del primer trimestre de 1996 arranca una senda de crecimiento prácticamente vertical en la oferta de vacantes que dura hasta el tercer trimestre de 2007, alcanzando valores que cuadruplican los del inicio de la escalada, con una paulatina pero también significativa reducción del volumen de desempleo acumulado.

Este fenómeno responde fundamentalmente a la fase expansiva del ciclo económico, apoyada en cierta medida en las reformas laborales de los últimos lustros del siglo pasado, que se centraron en aspectos como la introducción de distintas modalidades de contratación temporal (octubre de 1984), la legalización de las empresas de trabajo temporal y la regulación de los contratos en prácticas (junio de 1994), la implementación de medidas de fomento de la contratación indefinida y la nueva regulación de los contratos de inserción en el mercado de trabajo (mayo de 1997) y, ya con el cambio de centuria (marzo de 2001), la instrumentación de incentivos para el fomento de la contratación a tiempo parcial (RAMÍREZ CARRERA & RODRÍGUEZ, 2014).

Entre el primer trimestre de 2008 y el segundo de 2010, se extiende un tramo de la curva en el que la oferta de vacantes se reduce ligeramente, aunque tras sucesivas fluctuaciones vuelve a situarse en niveles altos, al tiempo que el volumen de desempleo

crece a un ritmo muy acelerado. En otras palabras, la oferta de vacantes se mantiene aproximadamente en torno a los niveles alcanzados al final del ciclo expansivo, mientras se observa un intenso proceso de destrucción de empleo. En este subperíodo se materializa el desplazamiento (*shift*) de la *curva de BEVERIDGE* hacia la derecha, hasta alcanzar un nuevo lugar geométrico de puntos de equilibrio, evidenciando la emergencia de un proceso de progresivo desajuste (*mismatch*) en el funcionamiento del mercado de trabajo.

A lo largo del año 2010 se observa una drástica caída en la oferta de vacantes, mientras que la escalada de destrucción de empleo parece detenerse. A partir de 2011, simultáneamente cae la oferta de vacantes y crece el volumen de desempleo, aunque a un ritmo más moderado. Aun así, el *stock* de desempleo crece más que proporcionalmente con respecto a la disminución del stock de vacantes.

La última etapa arranca aproximadamente a comienzos de 2013 y en ella se observa un retroceso muy significativo en el *stock* de desempleo acumulado, mientras que el volumen de vacantes ofertadas se va recuperando lentamente hasta alcanzar valores intermedios con respecto a toda la trayectoria del período, es decir, aproximadamente en torno al doble de los valores iniciales de la curva. En este contexto es donde se suscita la ya mencionada cuestión relativa a los efectos de la reforma laboral de 2012[23].

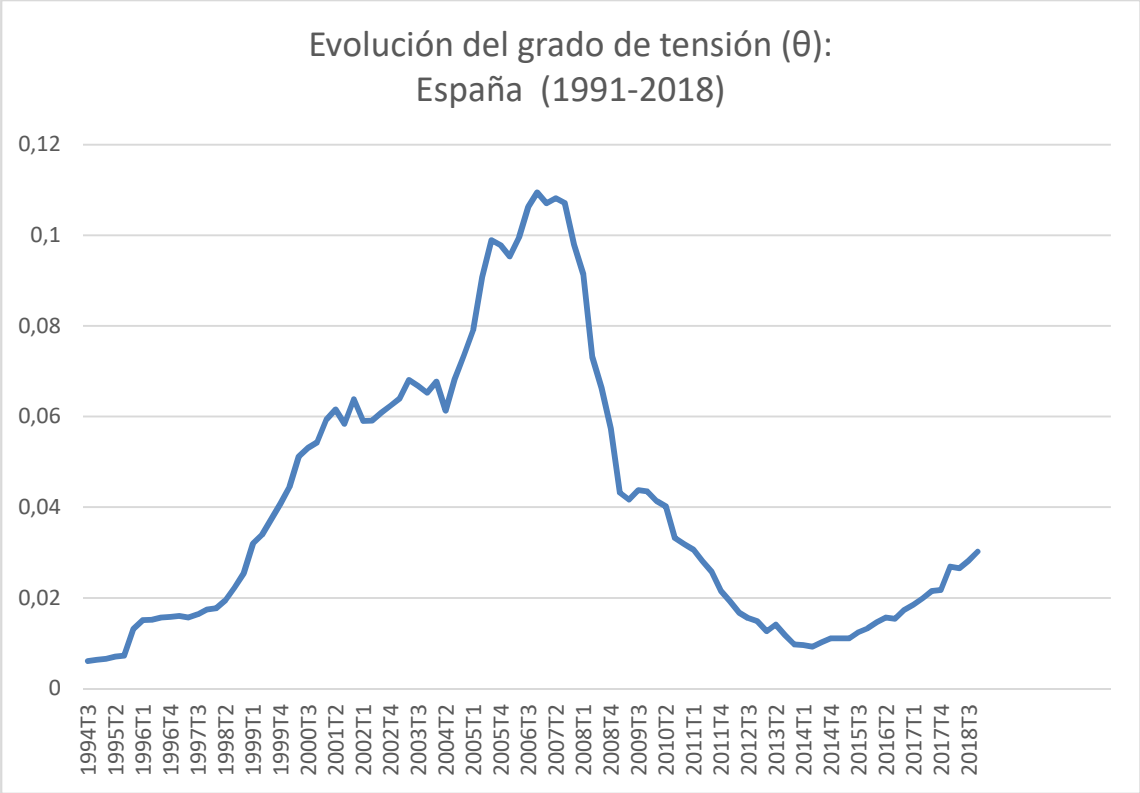
El desplazamiento que se observa en la evolución de la *curva de BEVERIDGE*, particularmente durante el período que se corresponde propiamente con la *Gran Recesión* (2008 T1 – 2013 T1), parece responder a los rasgos de lo que hemos definido en el epígrafe 3.2 como *shock* de reasignación. Se trata de un *shock* exógeno que causa una pérdida de eficiencia en el proceso de emparejamiento entre trabajadores y puestos vacantes (*mismatch*), que se pone de manifiesto en el desplazamiento "hacia fuera" – alejándose del origen de coordenadas – de la *curva de BEVERIDGE*. Hay que señalar, sin embargo, que el desplazamiento se produce más intensamente hacia la derecha que hacia arriba, es decir, que la destrucción de empleo ha sido mucho más intensa y prolongada que la reducción de la oferta de vacantes, oferta que se ha mantenido en

[23] Sobre esta cuestión, se han dado dos posicionamientos fundamentales. El primero, partiendo del marco teórico definido por PISSARIDES (2013) en su análisis de los efectos de la *Gran Recesión* sobre la evolución de las tasas de desempleo, alude a la presencia de una perversa combinación simultánea de políticas de austeridad o consolidación fiscal y de reformas estructurales, que de hecho conduciría a una escasa o nula operatividad de estas últimas, al menos a corto y medio plazo. Por otra parte, DOMÉNECH *et al*. (2018) han apuntado que la reforma de 2012 y la aplicación de mecanismos de flexibilidad interna en la empresa y en la estructura de la negociación colectiva de condiciones de trabajo habrían contribuido significativamente a frenar el ritmo frenético de destrucción de empleo que experimentó la economía española entre 2008 y 2013, evitando la prolongación y profundización de esa deriva y favoreciendo de este modo un arranque de la recuperación relativamente temprano. Bajo la disciplina del euro y el Banco Central Europeo, y sin disponer ya de las tradicionales herramientas de política monetaria, la contención o moderación salarial implícita en las medidas implementadas por la reforma laboral habría operado como una suerte de "devaluación interna" que habría contribuido, de este modo, a restaurar la competitividad de la economía española, reduciendo sus costes financieros y, por ende, su nivel de endeudamiento. Este efecto de la reforma de 2012 contrastaría con lo sucedido en anteriores crisis económicas, en las que el ajuste se llevó a efecto, prácticamente en su totalidad, vía destrucción de empleo.

niveles considerablemente altos durante los primeros años de la crisis, entre el primer trimestre de 2008 y el segundo de 2010.

A partir de la segunda mitad del año 2013, cuando consigue ponerse fin a una dinámica desbocada de destrucción de empleo, la *curva de BEVERIDGE* vuelve a desplazarse, esta vez "hacia dentro", acercándose al origen de coordenadas. El paulatino descenso de las tasas de paro sobre población activa da lugar, a su vez, a un aumento del grado de utilización de la capacidad productiva por parte de las empresas, que se materializa en una recuperación progresiva de la inversión y de la oferta de vacantes.

Gráfica 3



Fuente: elaboración propia.

Otra forma de medir la evolución de la eficiencia en el emparejamiento en el mercado de trabajo consiste en representar la evolución del grado de tensión o escasez ($\theta = V/U$) durante el período considerado, tal y como se recoge en la gráfica 3. Este índice de tensión comienza con valores muy reducidos, iniciándose una fuerte escalada a partir de la segunda mitad de la década de los 90. Los períodos de mayor crecimiento se sitúan entre 1998 y 2001, y entre el segundo trimestre de 2004 y el último de 2006, donde se sitúa el máximo absoluto o total de la serie ($\theta = 0{,}109$). Con el estallido de la crisis, a partir del tercer trimestre de 2007 se observa el desplome de los valores registrados de este índice. En el primer embate de la crisis (2007 T3 – 2009 T2) se aprecia una caída abrupta del valor del índice, mientras que en la segunda oleada (2010 T1 – 2014 T2), en la que el protagonismo pasa a la crisis de la deuda soberana, la

pendiente negativa es considerablemente más suave. En el último tramo puede visualizarse claramente el inicio de la recuperación, si bien en torno a valores todavía reducidos y próximos a los de inicio de la serie, con un ritmo de crecimiento más lento.

Básicamente la evolución responde a un patrón de perfil anticlinal. Durante la fase expansiva del ciclo económico que llega hasta el año 2007, el mercado de trabajo pasa de una posición *slack* a una posición *thick*. Como consecuencia de la *Gran Recesión*, el índice se desploma y se invierte la tendencia, de modo que el mercado de trabajo vuelve a encontrarse en una posición *slack*. Esto pone de manifiesto, de nuevo, que la *Gran Recesión* ha producido un deterioro de la eficiencia en el funcionamiento del mercado de trabajo, registrándose un significativo *mismatch* entre oferta y demanda. Para cuantificar la dimensión de este desequilibrio y, con ello el impacto de la *Gran Recesión* sobre el funcionamiento del mercado de trabajo, debemos proceder a la estimación de la función de emparejamiento.

6. Estimación del modelo econométrico y resultados

6.1. Estacionariedad de las series y selección del método de estimación.

El análisis de series temporales tiene como inexcusable primera etapa el estudio de la estacionariedad. El modelo clásico de regresión lineal sólo puede aplicarse adecuadamente a series temporales de datos que sean *estacionarias*, entendiendo este concepto en un sentido amplio, débil u operativo, es decir, que el proceso generador de las series tenga media y varianza constantes en el tiempo, determinándose, a su vez, la covarianza en función de la distancia en el tiempo entre las observaciones, pero no del momento en que éstas se producen (GREENE, 1999). En cambio, si se constata que las series son integradas o no estacionarias, debe recurrirse a métodos de estimación alternativos.

El análisis de estacionariedad se lleva a cabo habitualmente a través de contrastes o tests de raíces unitarias, que pueden revestir diversas modalidades en función de los métodos empleados: los más habituales son los designados bajo las denominaciones *DICKEY-FULLER* (1979), *ADF-GLS* (ELLIOT *et al*., 1996) y *PHILLIPS-PERRON* (1988). Ahora bien, el análisis también puede llevarse a cabo directamente por un test en el que la hipótesis nula cuya validez se contrasta sea precisamente la de estacionariedad de la serie considerada: es el conocido como test *KPSS* (KWIATKOWSKI *et al*., 1992).

Una debilidad bien conocida de los contrastes de raíces unitarias que siguen de un modo u otro la metodología del test *D-F* es la posible confusión a que pueden dar lugar, al tomar como evidencia de no estacionariedad o raíces unitarias lo que en realidad se deriva de la presencia de cambios o rupturas estructurales en las series analizadas (PERRON, 1989).

Por este motivo, a la hora de llevar a cabo el análisis de estacionariedad de las series involucradas en la formulación de la *matching function*, no podemos olvidar esta circunstancia, procediendo a contrastar la hipótesis de raíces unitarias en el marco de 1 o 2 cambios estructurales.

Es por eso por lo que añadiremos a los tests ya citados, otros que detectan de forma endógena la presencia en la serie observada de 1 o 2 cambios o rupturas estructurales, de acuerdo con la metodología propuesta por PERRON & VOGELSANG (1992) y CLEMENTE *et al*. (1998). Este marco analítico contempla dos posibilidades para modelizar los eventos disruptivos en la serie temporal considerada: *additive outliers* (*AO*), que apuntan a cambios súbitos en la trayectoria de las series; e *innovative outliers* (*IO*), que representan un cambio gradual en la media de las series[24].

En la tabla 1 del APÉNDICE I, se contienen los estadísticos obtenidos en los contrastes de raíces unitarias y de estacionariedad, así como en aquellos que contemplan la presencia de uno o dos cambios estructurales en la media o rupturas estructurales en la tendencia en la serie histórica de que se trate.

Los estadísticos obtenidos en los tests *D-F*, *ADF-GLS*, *PP* no permiten rechazar la hipótesis nula de raíces unitarias para ninguna de las series correspondientes a las variables consideradas en tasas sobre población activa (*lnma* ,*lnmb, lnmc, lnmd*, *lnu*, *lnv*), en ninguno de los retardos[25] y niveles de significación (1 %, 5 % y 10 %). En cuanto al test *KPSS*, los estadísticos obtenidos permiten rechazar la hipótesis nula de estacionariedad de las series consideradas para todos los retardos y niveles de significación.

En cuanto al test CMR (CLEMENTE *et al*., 1998), los estadísticos obtenidos para todas las variables, con arreglo al señalamiento de una única ruptura estructural, no permiten rechazar la hipótesis nula de raíces unitarias, para ninguna de las variables consideradas. Si se señalan dos rupturas estructurales, únicamente puede rechazarse la hipótesis nula, en la aproximación *IO*, para las variables *lnma*, *lnmb* y *lnmd*.

6.2. Análisis de cointegración.

Una vez que hemos comprobado que las series correspondientes a las variables consideradas en la *matching function* se ajustan al patrón *I(1)* – esto es, que son no estacionarias e integradas de orden 1 -, podemos plantear como hipótesis de trabajo la existencia de relaciones funcionales de equilibrio a largo plazo o de cointegración entre ellas.

[24] En todo caso, conviene aclarar, como han puesto de manifiesto CLEMENTE *et al*. (1998) y CARRIÓN, *et al*. (2009), que la presencia de cambios o rupturas estructurales no afecta, al menos asintóticamente y, en general, para muestras de cierta envergadura, a la potencia de los contrastes de raíces unitarias, es decir, a su capacidad para rechazar la hipótesis nula, por lo que podemos confiar en la robustez de nuestros resultados.

[25] Únicamente a efectos de aplicación de este contraste de raíces unitarias, se establece a priori un número máximo de cuatro retardos, de acuerdo con la regla que en este ámbito sujeta la elección óptima a la frecuencia de los datos correspondientes (MONTAÑÉS, 2001). En general, es importante que el número de retardos sea suficiente para detectar cualquier dependencia en los datos. Tratándose de datos trimestrales, se entiende que un ciclo completo, es decir, un año, comprende cuatro unidades de tiempo. Con ello no se pretende prejuzgar el número óptimo de retardos a aplicar en la estimación propiamente dicha del modelo, que se determinará de acuerdo con la metodología de JOHANSEN (1995).

ENGLE & GRANGER (1987) apuntaron la posibilidad de que dos o más series integradas o no estacionarias pudieran estar *cointegradas*, en el sentido de que alguna combinación lineal de dichas series pudiera ser estacionaria aun cuando cada una de las series por separado no lo fueran. Cuando hay más de dos variables en el modelo, es posible que exista más de una relación de cointegración. Con carácter general, se considera que en un modelo con *k* variables puede haber hasta (*k – 1*) vectores cointegrantes. Partiendo de esta premisa, debemos recurrir a la metodología de JOHANSEN (1995), que contempla la presencia de varios vectores cointegrantes (JOHANSEN & JUSELIUS, 1990; ASTERIOU & HALL, 2007).

Se trata, en definitiva, de determinar el rango de la matriz de parámetros de las variables del modelo (matriz *Π*). El análisis de cointegración, previo a la estimación, de acuerdo con la metodología de JOHANSEN, exige, en primer lugar, la selección del número óptimo de retardos a aplicar en la especificación del modelo. Una vez fijado el número óptimo de retardos a emplear en la especificación del modelo correspondiente, hay que determinar el número de relaciones de cointegración existentes o, lo que es lo mismo, el rango de la matriz *Π*. De acuerdo con el método de JOHANSEN, la determinación del número de ecuaciones o vectores de cointegración se lleva a cabo a través de una serie de tests secuenciales que verifican la hipótesis nula de un rango de la matriz de parámetros que crece sucesivamente en una unidad en función de la especificación más o menos restrictiva de los componentes deterministas. Estos procedimientos se conocen como los tests del *Pantula principle*, pues su formulación básica puede encontrarse en PANTULA (1989)[26].

El punto de partida viene determinado por cuatro especificaciones elementales de la función de emparejamiento formuladas de acuerdo con la expresión **(2*)**, con las variables expresadas en términos de tasas sobre población activa. De acuerdo con el enfoque que hemos asumido a priori (*stock*), el flujo de colocaciones de un período dependerá del volumen o *stock* de vacantes ofertadas y de desocupados demandantes de empleo existentes al principio del mismo, o lo que es lo mismo, al final del período inmediatamente anterior (v_{t-1} y u_{t-1}, respectivamente), por lo que las funciones de emparejamiento de partida para la formulación del *VECM* serán:

$$lnma = \alpha_0 + \beta_1 lnu_{t-1} + \beta_2 lnv_{t-1} + \varepsilon_t \quad \textbf{(19)}$$

[26] El contraste utiliza dos criterios de información: el *trace statistic* y el *máximum eigenvalue statistic* (abreviadamente, *max statistic*). En el primer caso, se aplica un test de máxima verosimilitud a la traza de la matriz *Π*, de modo que se trata de contrastar si la traza de dicha matriz crece si se añaden autovalores (*eigenvalues*) por encima del *r*-ésimo; la hipótesis nula consiste en afirmar que el número de vectores cointegrantes es menor o igual que *r*. El segundo criterio consiste en ordenar las raíces características o autovalores de los vectores de la matriz *Π* en orden descendente y verificar que son significativamente distintos de cero; como su nombre indica, el test se basa en los máximos autovalores obtenidos en la estimación del modelo y correspondientes a la matriz de coeficientes de las variables que lo componen. En ambos casos el test se lleva a cabo secuencialmente, comprobando si el estadístico obtenido supera el valor crítico correspondiente, en cuyo caso se rechaza la hipótesis nula y se considera que el rango de la matriz *Π* será igual al menos a *r + 1*. El test finaliza cuando el estadístico obtenido no permite rechazar la hipótesis nula, lo que determina el valor final de *r*.

$$lnmb = \alpha_0 + \beta_1 lnu_{t-1} + \beta_2 lnv_{t-1} + \varepsilon_t \quad \textbf{(20)}$$

$$lnmc = \alpha_0 + \beta_1 lnu_{t-1} + \beta_2 lnv_{t-1} + \varepsilon_t \quad \textbf{(21)}$$

$$lnmd = \alpha_0 + \beta_1 lnu_{t-1} + \beta_2 lnv_{t-1} + \varepsilon_t \quad \textbf{(22)}$$

En primer lugar, se ejecutan los tests orientados a la determinación del número óptimo de retardos a aplicar en la estimación del modelo. Los resultados se han recogido en las tablas 2, 3, 4 y 5 del APÉNDICE II. Los criterios de información - *likelihood ratio* (**LL** & **LR**), *final prediction error* (**FPE**), *Akaike information criterion* (**AIC**), *Schwartz Bayesian information criterion* (**SBIC**), *Hannan-Quinn information criterion* (**HQIC**) - concluyen de modo unánime en señalar como óptimo el número de 2 retardos, para todas las especificaciones señaladas.

Seguidamente, llevamos a cabo los tests dirigidos a determinar el número de vectores o relaciones de cointegración existentes para las matrices de parámetros correspondientes a las expresiones **(19)-(22)**, en función de las especificaciones de componentes deterministas *rconstant* (constante restringida), *constant* (constante no restringida) y *rtrend* (tendencia restringida). Los resultados de los tests realizados con arreglo al *Pantula principle* - *v*. tablas 6 - 17 del APÉNDICE II - señalan, para todas las especificaciones de componentes deterministas consideradas, la presencia de un único vector de cointegración. Por consiguiente, en todos los supuestos considerados existe una relación de cointegración que permite la estimación de un modelo con mecanismo de corrección del error, lo que a su vez posibilita el cálculo tanto de los coeficientes de ajuste dinámico a corto plazo, como de los parámetros de la ecuación de equilibrio a largo plazo.

6.3. El modelo de corrección del error.

Si las series están cointegradas, se mueven a la par en el largo plazo. Si aplicamos un *VAR* en primeras diferencias, aunque se trata de una especificación adecuada en términos de series estacionarias en covarianza, la estimación no contemplará la tendencia al equilibrio en el largo plazo. De ahí que resulte conveniente formular una extensión de la metodología *VAR* hacia el llamado modelo vectorial de corrección del error (*vector error correction model: VECM*), cuando hay evidencia de cointegración entre dos o más series. El modelo se ajusta a las primeras diferencias de las variables integradas, pero añade a la función un término retardado de corrección del error.

La extensión del período analizado (1991 T1- 2018 T4), que comprende 112 observaciones, nos va a permitir comprobar los dos aspectos básicos de la relación de equilibrio en los modelos de corrección del error: la causalidad a largo y a corto plazo (*long run and short run causality*). Una vez aplicado el modelo *VECM*, analizaremos los resultados obtenidos diferenciando estos dos ámbitos de relaciones de causalidad.

Únicamente en el caso de los modelos con especificación de componentes deterministas *trend (rconstant)* y *trend (constant)*, se cumple la condición de estabilidad del modelo, en la medida en que el coeficiente estimado para el término de corrección del error resulta estadísticamente significativo y presenta signo negativo. En los supuestos en que el parámetro estimado tiene signo positivo no se cumple la condición

de estabilidad, ya que sería representativo de una trayectoria explosiva y no razonable desde un punto de vista económico, es decir, no podemos especificar una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables afectadas. En consecuencia, sólo tendremos en cuenta de cara a la estimación del modelo empírico estas dos especificaciones de componentes deterministas.

Los resultados de la estimación de los modelos *VECM* se recogen en la sección A) del APÉNDICE III (tablas 18-25). El modelo general podría expresarse como:

$$\Delta lnmj_{it} = \varphi_0 (lnmj_{it} - \beta_1 lnu_{it-1} - \beta_2 lnv_{it-1} - \alpha_0) + \gamma_1 \Delta lnmj_{it-1} + \gamma_2 \Delta lnu_{it-2} + \gamma_3 \Delta lnv_{it-2} + \alpha_1 + \varepsilon_t \qquad \textbf{(XX)}$$

donde φ_0 representa el término de corrección del error, $lnmj_{it} - \beta_1 lnu_{it-1} - \beta_2 lnv_{it-1} - \alpha_0$ es la ecuación de cointegración o de equilibrio a largo plazo, y $\gamma_1 \Delta lnmj_{it-1} + \gamma_2 \Delta lnu_{it-2} + \gamma_3 \Delta lnv_{it-2} + \alpha_1$ los términos de ajuste dinámico a corto plazo. Se incluye un término constante en la ecuación de cointegración (α_0) – si la constante está restringida al largo plazo – y en su caso – si no está restringida al largo plazo - también en el ajuste dinámico a corto plazo (α_1). La variable dependiente es el flujo de colocaciones o contratos, en sus cuatro formulaciones: $\Delta lnmj$; $j = a, b, c$ y d.

A continuación, se insertan dos tablas-resumen con los parámetros estimados para cada una de las formulaciones de la variable dependiente, en relación con las especificaciones de componentes deterministas *rconstant* (constante restringida al largo plazo) y *constant* (constante no restringida, tanto a corto como a largo plazo)[27]. No se incluyen los resultados correspondientes a la especificación de componentes deterministas de tendencia restringida (*rtrend*), pues en este caso no se cumple la condición de estabilidad del modelo para ninguna de las formulaciones de la variable dependiente, pues el parámetro estimado para el término de corrección del error presenta signo positivo y además no es estadísticamente significativo.

Trend (rconstant)

	j = a	***j = b***	***j = c***	***j = d***
φ_0	*-0.036* *(0.009)*	*-0.035* *(0.008)*	*-0.033* *(0.008)*	*-0.035* *(0.008)*
β_1	*-0.841* *(0.287)*	*-0.867* *(0.294)*	*-0.843* *(0.282)*	*-0.902* *(0.300)*
β_2	*-0.279* *(0.163)*	*-0.271* *(0.167)*	*-0.247* *(0.160)*	*-0.240* *(0.170)*
α_0	*0.175* *(0.693)*	*0.248* *(0.713)*	*0.191* *(0.683)*	*0.343* *(0.725)*
γ_1	*0,178*	*0.168*	*0.200*	*0.114*

[27] Se indica entre paréntesis el error estándar.

	(0.097)	*(0.097)*	*(0.097)*	*(0.099)*
γ_2	*-0.249* *(0.092)*	*-0.252* *(0.092)*	*-0.237* *(0.092)*	*-0.268* *(0.091)*
γ_3	*0.030* *(0.032)*	*0.031* *(0.032)*	*0.031* *(0.030)*	*0.025* *(0.032)*

En este caso se cumple la condición de estabilidad del modelo atendiendo al signo negativo de los parámetros estimados en relación con el término de corrección del error, que además resulta estadísticamente significativo en todos los casos. Sin embargo, no es estadísticamente significativo ninguno de los términos constantes estimados para la ecuación de cointegración, por lo que no cabe analizar el grado de eficiencia en el emparejamiento. Tampoco resulta estadísticamente significativo ninguno de los coeficientes estimados en relación con la variable de vacantes ofertadas, ni a corto ni a largo plazo. En cuanto al término autorregresivo de la variable dependiente a corto plazo, el coeficiente estimado sólo resulta estadísticamente significativo para *j = d*. En atención a que la especificación de constante no restringida presenta resultados muy similares y un mayor grado de significatividad de los parámetros estimados, nos centramos en el análisis de esta última.

Trend (constant)

	j = a	***j = b***	***j = c***	***j = d***
φ_0	*-0.037* *(0.011)*	*-0.037* *(0.011)*	*-0.035* *(0.010)*	*-0.036* *(0.010)*
β_1	*-0.823* *(0.248)*	*-0.844* *(0.254)*	*-0.839* *(0.250)*	*-0.883* *(0.260)*
β_2	*-0.378* *(0.141)*	*-0.371* *(0.144)*	*-0.340* *(0.142)*	*-0.341* *(0.147)*
α_0[28]	*0.186* *-*	*0.250* *-*	*0.248* *-*	*0.360* *-*
γ_1	*0,196* *(0.097)*	*0.186* *(0.098)*	*0.215* *(0.097)*	*0.127* *(0.199)*

[28] La identificación de los parámetros en la ecuación de equilibrio a largo plazo se logra estableciendo la restricción de que algunos de ellos sean fijos, y los parámetros fijos no tienen errores estándar. El término constante en la ecuación de cointegración no se estima directamente en esta especificación de componentes deterministas, sino que se extrae a partir de otras estimaciones. No todos los elementos de la VCE (*variance-covariance matrix*) que corresponden a este parámetro están disponibles, por lo que falta el error estándar para el parámetro estimado en relación con el término constante a largo plazo.

γ_2	*-0.253* *(0.096)*	*-0.257* *(0.095)*	*-0.242* *(0.089)*	*-0.275* *(0.094)*
γ_3	*0.028* *(0.032)*	*0.029* *(0.032)*	*0.030* *(0.030)*	*0.023* *(0.032)*
α_1	*0.006* *(0.003)*	*0.006* *(0.003)*	*0.005* *(0.003)*	*0.006* *(0.003)*

En relación con la especificación *trend(constant)*, hay que señalar que las cuatro especificaciones de la función presentan, a su vez, resultados bastante próximos, razón por la cual los analizamos de forma conjunta.

El término de corrección del error o parámetro estimado de carga o velocidad de ajuste nos indica que en cada unidad de tiempo (trimestre) se corrige aproximadamente en torno a un 3,5 % de las oscilaciones con respecto a la relación expresada en la ecuación de equilibrio a largo plazo. El ajuste es pues lento, de modo que si se produce una fluctuación significativa con respecto a la relación de equilibrio a largo plazo, el retorno a la senda de crecimiento estable del empleo se verifica a través de un largo proceso, muy paulatinamente. En todo caso, y como ya hemos apuntado, el signo del coeficiente es indicativo de una trayectoria convergente, de modo que los desequilibrios acaban por corregirse a largo plazo.

Con respecto a la ecuación de cointegración, el signo de las elasticidades del flujo de colocaciones con respecto a las dos variables explicativas es el que cabe esperar en congruencia con el modelo teórico de partida, de modo que la función de emparejamiento es creciente en ambos argumentos. Dado que la suma de ambos parámetros supera la unidad, cabría entender que existen rendimientos crecientes de escala, en línea con los resultados obtenidos por ANTOLÍN (1994) y BELL (1997) para el mercado de trabajo español.

Atendiendo al valor absoluto de los coeficientes, el factor prevaleciente a largo plazo sobre el flujo de colocaciones o de creación de empleo es el *stock* de desempleo existente (lnu_{t-1}), muy por delante del *stock* de vacantes ofertadas (lnv_{t-1}). Cuando se utilizan datos de ocupados, el coeficiente de la variable de vacantes es mayor que en el caso de los asalariados.

La constante o término independiente aparece correlacionada positivamente en el ajuste dinámico a corto plazo con respecto al flujo de colocaciones, pero en el equilibrio a largo plazo el signo de la correlación se invierte. Según ya se indicó, este término se configura en la especificación del modelo como un indicador del grado de eficiencia en el emparejamiento entre vacantes ofertadas y trabajadores desempleados. Teniendo en cuenta que, de acuerdo con el modelo especificado, $\alpha_0 = lnm_0$, resulta que $m_0 = e^{\alpha_0}$, y en todos los supuestos se verifica que $m_0 < 1$[29].

[29] $e^{-0,186} = 0,830$; $e^{-0,250} = 0,779$; $e^{-0,248} = 0,780$. $e^{-0,360} = 0,698$.

Por lo que respecta al ajuste dinámico a corto plazo, también en este horizonte temporal la influencia determinante procede de las fluctuaciones en la tasa de paro ($\Delta ln u_{t-2}$). El estadístico obtenido para el ajuste dinámico en las variaciones de la oferta de vacantes ($\Delta ln v_{t-2}$) no es estadísticamente significativo para ninguna de las especificaciones de la función de emparejamiento. Por su parte, los coeficientes obtenidos para el término autorregresivo de la variable dependiente resultan débilmente significativos desde el punto de vista estadístico. El valor de estos coeficientes se sitúa en el entorno de un *0,2*, poniendo de manifiesto cierta inercia en la evolución de la contratación a corto plazo.

Estos resultados vienen a poner de manifiesto, una vez más, que el principal problema que sufre el mercado de trabajo en España no es otro que las altas y persistentes tasas de desempleo estructural, puesto que es éste factor el que determina, a corto plazo prácticamente en exclusiva, y a largo plazo también de modo prevalente, el flujo de colocaciones. Cuando se produce un fuerte incremento en las tasas de paro, cae drásticamente el flujo de colocaciones. En las fases expansivas del ciclo económico, en cambio, la reducción del volumen de desempleo se traduce en una reactivación del flujo de colocaciones. La incidencia de la oferta de nuevas vacantes es, en este sentido, escasamente significativa, y en todo caso se manifiesta a largo plazo. En línea con las evidencias obtenidas en estudios anteriores (FONSECA & MUÑOZ, 2003), la dinámica del mercado de trabajo en España parece depender fundamentalmente del lado de la oferta. Esta configuración de la función de emparejamiento en los mercados laborales españoles pone de relieve los problemas estructurales que aquejan a la capacidad de generación de empleo de la economía española.

Los valores obtenidos en la estimación del modelo resultan en general razonables si se comparan con los correspondientes a otros estudios realizados en España en la literatura empírica de referencia. NUÑEZ & USABIAGA (2007) señalan que una serie de trabajos que estiman o calibran funciones de emparejamiento, como los de ANTOLÍN (1997), CASTILLO *et al.* (1998), DOLADO *et al.* (2002), FONSECA & MUÑOZ (2003) y OSUNA (2005), definen los valores de la elasticidad de las colocaciones respecto al desempleo dentro de la horquilla comprendida entre *0,5* y *0,88*, mientras que la elasticidad respecto de las vacantes se sitúa en el intervalo entre *0,15* y *0,5*. En cuanto al parámetro de eficiencia, los resultados que hemos obtenido en este estudio ($m_0 < 1$) se sitúan ligeramente por encima de la horquilla de referencia establecida por estos autores entre los valores *0,2* y *0,7*.

Analizando otros estudios más recientes, ALEJANDRE *et al.* (2015), a través de un modelo *ARIMAX* que asume el enfoque *stock-flow*, determinan un coeficiente de *-0,68* para datos mensuales del *stock* de desempleo (U_t), mientras que para datos trimestrales del *stock* de vacantes (V_t) el coeficiente se cifra en *0,34*, referidos ambos al período comprendido entre el primer trimestre de 2001 y el cuarto de 2014.

BOSCÁ *et al.* (2017b), por su parte, estiman para el período comprendido entre el tercer trimestre de 2009 y el cuarto de 2013, una función de tipo COBB-DOUGLAS análoga a la que hemos planteado como modelo *baseline* **(2)**. En ella, el parámetro (α) de la variable u_t se cifra en el valor *0,595*, y correlativamente (1 - α), con respecto a la

variable v_t, en *0,405*, mientras que el parámetro de eficiencia se reduce en el período analizado de *1,471* a *1,144*[30].

Adicionalmente, se han realizado estimaciones sobre la base de la incorporación al modelo de una *dummy* temporal – referida al desencadenamiento de la *Gran Recesión* (2008) -, y alternativamente un ejercicio de estática comparativa entre las regresiones efectuadas sobre una muestra limitada (1991-2007) y las ya vistas para la muestra completa (1991-2018). En ninguno de estos modelos se cumple la condición de estabilidad, ya que el parámetro obtenido en relación con el término de corrección del error presenta signo positivo en todos ellos, lo que supone una trayectoria explosiva, no convergente, careciendo además de significatividad estadística. En todo caso, debe tenerse en cuenta que el hecho de que las series correspondientes a las diferentes variables presenten rupturas estructurales no implica necesariamente que la relación funcional entre todas ellas se encuentre sujeta a los mismos cambios en su trayectoria.

7. Conclusiones.

Los resultados obtenidos en la estimación de los modelos especificados en este estudio permiten concluir que el dinamismo de los mercados laborales, tanto a corto como a largo plazo, corre por cuenta principalmente del *stock* acumulado de desempleados: a largo plazo la relación es positiva, pero a corto plazo negativa. La influencia positiva del *stock* de vacantes ofertadas sin cubrir es también significativa a largo plazo, pero relegada a un discreto segundo plano, respecto del volumen de desempleados.

El *stock* de vacantes ofertadas se mantuvo relativamente estable en los primeros años de la *Gran Recesión* (2008 T1 - 2010 T2). Entretanto, la economía española comenzó a desplazarse a lo largo de la nueva *curva de BEVERIDGE* con un aumento del desempleo cíclico. Si consideramos que, por su parte, el mayor valor de los coeficientes estimados para el *stock* de desempleo vendría a explicar la mayor incidencia del factor de intensidad de búsqueda en la evolución del flujo de colocaciones, el orillamiento (efecto *ranking*) de un considerable volumen de trabajadores desempleados en el proceso de contratación, manifestado en las enormes cifras de desempleo acumulado alcanzadas, pondría de relieve la existencia de un significativo *mismatch* en los mercados laborales entre los requerimientos de cualificación profesional de las empresas – los *skills* o destrezas de índole fundamentalmente tecnológica o *digital* – y el perfil funcional de un buen número de demandantes de empleo, que se habrían visto afectados de forma directa e inmediata por el colapso del anterior modelo productivo, basado en actividades intensivas en factor trabajo - de escasa o nula cualificación - y con reducida generación de valor añadido, proceso que se vio precipitado con ocasión del desencadenamiento de la *Gran Recesión*.

[30] A esto habría que añadir que en el período inmediatamente anterior, hasta mediados de 2009, el parámetro de eficiencia de la función de emparejamiento había caído ya un 22,2 %. El período analizado por BOSCÁ *et al.* (2017b) abarca desde el primer trimestre de 1980 hasta finales de 2016.

En cuanto a la evolución de la eficiencia en el proceso de emparejamiento en los mercados laborales, comparando el valor de los parámetros obtenidos a partir de la estimación de los modelos con otros trabajos similares, y en particular con respecto a los resultados obtenidos por BOSCÁ *et al.* (2017b) para el período afectado por la *Gran Recesión*, nuestro estudio parece señalar una mayor pérdida de eficiencia derivada del impacto de la crisis económica.

Las altas y persistentes tasas de paro se han convertido en una barrera estructural para el correcto funcionamiento de los mercados laborales en España, de modo que cuando el ciclo económico entra en recesión, el fenómeno de la destrucción masiva de empleo adquiere un ritmo imparable, y el efecto de contención que cabría esperar del mantenimiento de la oferta de vacantes se diluye en la inoperancia, por su escasa magnitud relativa. Únicamente en una economía en expansión se cuenta con el impulso inducido necesario para poner en marcha el círculo virtuoso, a partir de la creación de nuevos puestos de trabajo y la simultánea reducción del paro de larga duración, que no es sino el componente estructural del *stock* de desempleo.

A tenor de los resultados obtenidos en este estudio, para el que hemos recurrido a técnicas avanzadas y ampliamente contrastadas de análisis de cointegración, podemos afirmar que la *Gran Recesión* ha puesto de manifiesto con especial crudeza los grandes desequilibrios estructurales que soportan los mercados de trabajo en España. Por otra parte, estos resultados parecen cuestionar la validez general del postulado teórico que venía apuntando la escasa o nula capacidad explicativa de los factores friccionales o estructurales en relación con las fluctuaciones del nivel de desempleo en contextos de recesión económica grave.

La *Gran Recesión* ha supuesto una pérdida de eficiencia del mercado de trabajo, como resultado de una reasignación sectorial de los factores productivos. Buena prueba de ello la ofrece el continuo incremento del nivel de desempleo de equilibrio, al que acompaña constantemente, a lo largo del período analizado, un considerable volumen de vacantes de difícil cobertura. A finales de 2016 la *curva de BEVERIDGE* había recuperado las tres cuartas partes del desplazamiento sufrido durante la crisis económica. A pesar de que el *shock* de reasignación no parece haber tenido efectos permanentes sobre la tasa de desempleo de equilibrio, por lo que no puede hablarse propiamente de un fenómeno de histéresis, sus efectos han sido significativamente persistentes en el tiempo, de modo que una década después del estallido de la crisis la *curva de BEVERIDGE* aún no había retornado completamente a su posición anterior.

La disminución de estas elevadas tasas de desempleo estructural continúa siendo el principal reto al que se enfrenta la economía española. Se trata de paliar los graves desequilibrios y desajustes en el funcionamiento del mercado de trabajo, haciendo que la *curva de BEVERIDGE* se desplace en sentido inverso, es decir, acercándose al origen de coordenadas.

La reforma laboral de 2012 instrumentó una serie de medidas dirigidas a incrementar la flexibilidad en el funcionamiento del mercado de trabajo. Estas medidas contribuyeron a frenar el crecimiento de la tasa de desempleo, aunque con considerables efectos deflacionarios a corto plazo. Sólo el marco de estabilidad que proporcionaba la

pertenencia a la zona Euro permitió llevar a cabo este tipo de reformas estructurales, de mucha más costosa y compleja implementación en un contexto inflacionario. En todo caso, las tasas de desempleo e incluso, ya en el ámbito del empleo, las tasas de temporalidad, continuaron presentando valores elevados en relación con las economías de nuestro entorno próximo, lo que ha requerido la puesta en marcha de reformas estructurales adicionales con posterioridad.

La transformación del modelo productivo a través del proceso de digitalización de la economía constituye una auténtica oportunidad histórica para las políticas públicas orientadas a la reducción del desempleo estructural. En el marco de las políticas activas, tanto los servicios y programas de orientación laboral como los de formación profesional para el empleo se están viendo profundamente afectados por este proceso, que afecta intensamente a múltiples sectores y ramas de producción. La digitalización es un factor crítico en áreas de actividad donde existe un componente significativo de tareas rutinarias. La transformación digital de la economía está dando lugar tanto a la desaparición de un número ingente de puestos de trabajo y perfiles profesionales, susceptibles de automatización, como a la emergencia de nuevos empleos y tareas, dentro de la estructura productiva de las empresas.

Buena parte de las vacantes de difícil cobertura tienen que ver precisamente con la escasez de *"digital skills"* entre los demandantes de empleo. Pero otras muchas no. La literatura especializada señala evidencias de un proceso de polarización en los mercados laborales de las economías desarrolladas (*employment polarization*). La destrucción de empleo se verifica principalmente en el ámbito de los trabajos de cualificación media, en los que las tareas rutinarias constituyen un componente muy relevante, y en las que existe un amplio margen para la sustitución de factor trabajo por capital digital. En cambio, además del crecimiento de la demanda de trabajo cualificado en el ámbito específicamente digital, se constata una gran expansión del empleo en actividades de servicios no comercializables y con escasos requerimientos de cualificación (AUTOR & DORN, 2013; CONSOLI & SÁNCHEZ-BARRIOLUENGO, 2016).

Desde otra perspectiva, la implantación de plataformas de información acerca de ofertas y demandas de empleo, la colaboración público-privada y la aplicación generalizada de técnicas avanzadas de análisis de grandes volúmenes de datos (*Big Data*) pueden contribuir también enormemente a la mejora de la eficiencia en los procesos de búsqueda y emparejamiento en los mercados de trabajo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALEJANDRE, J., NUÑEZ, F., & USABIAGA, C. (2015). "Un Análisis Empírico de la Función de Emparejamiento Laboral de la Economía Española". *XI Jornadas de Economía Laboral-2015*. Universitat Autònoma de Barcelona.

- ÁLVAREZ DE TOLEDO, P., NÚÑEZ, F. & USABIAGA, C. (2007). "Una Nueva Estimación de la Función de Emparejamiento de la Economía Española con datos del Servicio Público de Empleo Estatal". *VII Jornadas de Economía Laboral (2007)*.

- ÁLVAREZ DE TOLEDO, P., NÚÑEZ, F. & USABIAGA, C. (2008). "La función de emparejamiento en el mercado de trabajo español". *Revista de Economía Aplicada,* núm. 48 (vol. XVI), 2008, pp. 5-35.

- ANDRÉS, J., BENTOLILA, S., CABRALES, A., CONDE-RUIZA, J. I., DE LA RICA, S., DOLADO, J. J., FELGUEROSO, F., GARCÍA PÉREZ, J. I., GRACIANO, L., GÜELL, M., JANSEN, M., JIMÉNEZ, S. & MESSINA, J. (2012). "Un nuevo marco para las relaciones laborales en España". FEDEA.

- ANDRÉS, J. & DOMÉNECH, R. (2015). "En busca de la prosperidad. Los retos de la sociedad española en la economía global del siglo XXI". Deusto Ediciones, Barcelona, www.enbuscadelaprosperidad.com**.**

- ANTOLÍN, P. (1994). "Unemployment Flows and Vacancies in Spain", IVIE, Documento de Trabajo (serie EC) núm. 9405.

- ANTOLÍN, P. (1997). "Los Flujos de Trabajadores en el Mercado de Trabajo Español". *Papeles de Economía Española*, 72, pp. 415-433.

- ASTERIOU, D. & HALL, S.G. (2007) "Applied Econometrics: A Modern Approach Using Eviews and Microfit, Revised Edition". Palgrave Macmillan.

- AUTOR, D. H. & DORN, D. (2013). "The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market". *American Economic Review* 103 (5), pp. 1.553-1.597.

- BELL, U. L. (1997). "Comparative Analysis of the Aggregate Matching Process in France, Great Britain and Spain". Banco de España (Servicio de Estudios), Documento de Trabajo nº 21.

- BENTOLILA, S., CAHUC, P., DOLADO, J. J. & LE BARBANCHON, Th. (2012). "Two-tier labour markets in the Great Recession: France *versus* Spain". *The Economic Journal*, vol. 41, issue 562, pp. 155-187.

- BLANCHARD, O. J., DIAMOND, P. (1989). “”The BEVERIDGE Curve”. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 1-60.

- BLANCHARD, O. J. & DIAMOND, P. (1994). “Ranking, Unemployment Duration and Wages”. *Review of Economic Studies*, 61(3), pp. 417-434.

- BOSCÁ, J. E., DÍAZ, A., DOMÉNECH, R., FERRI J., PÉREZ, E. & PUCH, L. (2010). “A Rational Expectations Model for Simulation and Policy Evaluation of the Spanish Economy”. SERIEs – *Journal of the Spanish Economic Association*, ISSN 1869-4195, Springer, Heidelberg, Vol.1, lss. ½, pp. 135-169.

- BOSCÁ, J. E., DOMÉNECH, R., FERRI, J. & GARCÍA, J. R. (2017a). “Una Serie Homogénea de Vacantes: la Curva de BEVERIDGE en España, 1980-2016. *BBVA Research*, Working Paper nº 17-12 (6th may 2017).

- BOSCÁ, J. E., DOMÉNECH, R., FERRI, J. & GARCÍA, J. R. (2017b). “Shifts in the BEVERIDGE Curve in Spain and their macroeconomic effects”. *Revista de Economía Aplicada*, nº 75 (vol. XXV), 2017, pp. 5-27.

- BROERSMA, L. & VAN OURS, J. C. (1999). “Job Searchers, Job Matches and the Elasticity of Matching”, *Labour Economics*, 6(1), pp. 77-93.

- BURDA, M., & WYPLOSZ, Ch. (1994). “Gross worker and job flows in Europe”. European Economic Review 38 (1994), pp. 1287-1315.

- CARRIÓN-I-SILVESTRE, J. L., KIM, D. & PERRON, P. (2009). “GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses”. Econometric Theory, vol. 25, pp. 1754–1792.

- CASTILLO, F., JIMENO, J. F. & LICANDRO, O. (1998). “Employment Segmentation, Labour Mobility and Mismatch: Spain, 1987-1993”. FEDEA, Documento de Trabajo nº 4.

- CLEMENTE, J., LANASPA, L. & MONTAÑÉS, A. (2005). “The unemployment structure of the US states”. *The Quaterly Review of Economics and Finance*, vol. 45, pp. 848-868.

- CLEMENTE, J., MONTAÑÉS, A. & REYES, M. (1998). “Testing for a Unit Root in Variables With a Double Change in the Mean”. *Economic Letters*, vol. 59, nº 2, pp. 175-182.

- COLES, M. G. (1994). “Understanding the Matching Function: The Role of Newspapers and Job Agencies”. *Centre for Economic Policy Research (CEPR)*, Discussion Paper nº 939.

- COLES, M. G. & SMITH, E. (1998). “Marketplaces and Matching”. *International Economic Review, 39(1),* pp. 239-254.

- CONSOLI, D. & SÁNCHEZ-BARRIOLUENGO, M. (2016). “Polarization and the growth of low-skill employment in Spanish Local Labor Markets”. *Papers in Evolutionary Economic Geography* # 16.28, Utretcht University, Urban & Regional Research Centre Utrecht.

- DIAMOND, P. A. (1971). “A Model of Price Adjustment”. *Journal of Economic Theory*, 3(2), pp. 156-168.

- DIAMOND, P. A. (1981). “Mobility cost, frictional unemployment and eficiency”. *Journal of Political Economy*, 89, pp. 798-812.

- DIAMOND, P. A. (1982). “Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium”. *Review of Economic Studies*, 49(2), pp. 217-227.

- DICKEY, D. & FULLER, W. (1979). “Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root”. *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.

- DOLADO, J. J. & GÓMEZ, R. (1997). “La Relación entre Desempleo y Vacantes en España: Perturbaciones Agregadas y de Reasignación”. *Investigaciones Económicas*, 21(3), pp. 441-472.

- DOLADO, J. J., FELGUEROSO, F. & JIMENO, J. F. (2000): “Youth Labour Markets in Spain: Education, Training and Crowding-Out”. *European Economic Review* 44 (4-6), pp. 943-956.

- DOLADO, J. J., JANSEN, M. & JIMENO, J. F. (2002). “A Matching Model of Crowding-Out and On-the-Job Search (with an Application to Spain)”. Institute for the Study of Labor (IZA), Discussion Paper nº 612.

- DOLADO, J. J. & FELGUEROSO, F. (2012). “El aumento desenfrenado del paro: ¿cíclico o estructural?”. *Nada es Gratis*. https://goo.gl/PueDu5.

- DOLADO, J. J. (2020). “La subida del SMI y el empleo (I): Algunos argumentos teóricos”. *Nada es Gratis*. 04-02-2020.

- DOMÉNECH, R., GARCÍA, J. R. & ULLOA, C. (2018). “The effects of Wage Flexibility on Activity and Employment in the Spanish Economy”. *Journal of Policy Modeling*, 40, pp. 1200-1220.

- ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J. & STOCK, J. H. (1996). “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”. *Econometrica*, 64 (4), pp. 813-836.

- ENGLE, R. F. & GRANGER, C. W. J. (1987). “Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing”. *Econometrica* 55, pp. 251-276.

- FONSECA, R. & MUÑOZ, R. (2003). “Can the Matching Model account for Spanish Unemployment?”. *Investigaciones Económicas*, 27(2), pp. 277-308.

- FRIEDMAN, M. (1968). “The Role of Monetary Policy”. *American Economic Review*, 58(1), pp. 1-17.

- GARCÍA-PEREA, P. (2001). “Desempleo y Vacantes: Una Aproximación a los Desajustes del Mercado de Trabajo”. *Boletín Económico del Banco de España*, septiembre 2001, pp. 43-46.

- GARCÍA PÉREZ, J. & JANSEN, M. (2015). “Reforma laboral de 2012: ¿Qué sabemos sobre sus efectos y qué queda por hacer?”. *Fedea Policy Papers* – 2015/04.

- GRANGER, C. W. J. & NEWBOLD, P. (1974). “Spurious Regressions in Econometrics”. *Journal of Econometrics,* **II**, pp. 111-120.

- GREENE, W. H. (1999). “Análisis Econométrico”, tercera edición, Prentice Hall Iberia, pp. 709-747.

- GREGG, P. & PETRONGOLO, B. (2005). “Stock-flow Matching and the Performance of the Labour Market”, *European Economic Review, 49(8),* pp. 1987-2011.

- HAINCOURT, S. & MOGLIANI, M. (2012). “Has the 2008-2009 recession increased the structural unemployment in the euro area? *Banque de France Quarterly Selection of Articles* 25.

- HALL, R. (2004). “Measuring Factor Adjustment Costs”. *Quarterly Journal of Economics*, August 2004, 119(3), pp. 899-927.

- HOBJIN, B. & SAHIN, A. (2012). “BEVERIDGE Curve Shifts across Countries since the Great Recession”. *Working papers series Federal Reserve of San Francisco* 24/2012.

- JACKMAN, R. A. & ROPER, S. (1987). “Structural Unemployment”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49(1), pp. 9-37.

- JACKMAN, R. A., LAYARD, R. & SAVOURI, S. (1991). “Mismatch: A Framework for Thought”, en SCHIOPPA, F. P. (Comp.): “Mismatch and Labour Mobility”, *Cambridge University Press*, Cambridge, pp. 44-101.

- JOHANSEN, S. & JUSELIUS, K. (1990). “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration, with Applications for the Demand for Money”. Oxford Bulletin for Economics and Stastistics, vol. 52, pp. 169-210.

- JOHANSEN, S. (1995). “Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregresive Models”. Oxford: *Oxford University Press.*

- KRUG, G., DRASCH, K. & JUNGBAUER-GANS, M. (2019). “The social stigma of unemployment: consequences of stigma consciousness on job search attitudes, behaviour and success”. *Journal for Labour Market Research* 53, 11 (2019): https://doi.org/10.1186/s12651-019-0261-4

- KWIATOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P. & SHIN Y. (1992). “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. How Sure are we that Economic Time Series have a Unit Root?” *Journal of Econometrics*, vol. 54, nº 1-3, pp. 159-178.

- LILIEN, D. M. (1982). “Sectoral Shifts ad Cyclical Unemployment”. *Journal of Political Economy*, 90 (4), pp. 777-793.

- LÓPEZ-TAMAYO, J., LÓPEZ-BAZO, E. & SURIÑACH, J. (2000). “Desplazamientos Estructurales y Cíclicos del Desempleo Español”. *III Encuentro de Economía Aplicada*. Valencia.

- MICHAILLAT P. (2012). “Do Matching Frictions Explain Unemployment? Not in Bad Times”. *American Economic Review,* vol. 102, nº 4 (June 2012), pp. 1721-1750.

- MICHAILLAT, P. & SAEZ, E. (2021). “Beveridgean unemployment gap”. *Journal of Public Economics Plus* 2, 100009: https://doi.org/10.1016/j.pubecp.2021.100009

- MONTAÑÉS, A. (2001). “Unit Root Tests, Cointegration and Structural Breaks”. Lisbon, 4th-5th June, 2001. University of Zaragoza, Spain.

- MORTENSEN, D. T. (1970). “A Theory of Wage and Employment Dynamics”. *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, eds. PHELPS, E. S., ALCHIAN, A. A., HOLT, C. C., MORTENSEN, D. T., ARCHIBALD, G. C., LUCAS, R. E., Jr., RAPPING, L. A. *et al.*, New York, Norton (1970), pp. 167-211.

- MORTENSEN, D. T. (1982). “The Matching Process as a Noncooperative Bargaining Game”. *The Economics of Information and Uncertainty*, ed. J. J. McCALL, Chicago, University of Chicago Press, pp. 233-258.

- MORTENSEN, D. T. & PISSARIDES, C. (1994). “Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment”. *Review of Economic Studies* (1994) 61, pp. 397-415.

- MORTENSEN, D. T., (2011). “Markets with Search Friction and the DMP Model”. *American Economic Review*, vol. 101, nº 4 (June 2011), pp. 1073-1091.

- NUÑEZ, F. & USABIAGA, C. (2007). “La curva de BEVERIDGE y la función de emparejamiento: revisión de sus fundamentos teóricos y de la literatura empírica, con especial énfasis en el caso español”. Sevilla: Fundación Centro de Estudios Andaluces.

- OSUNA, V. (2005). “The Effects of Reducing Firing Costs in Spain: A Lost Opportunity?” *Contributions to Macroeconomics* 5 (1), pp. 1-27.

- PANTULA, S. G. (1989). “Testing for unit roots in time series data”. *Econometric Theory* 5, pp. 256-271.

- PERRON, P. (1989). “The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis”. *Econometrica*, vol. 57, N 6, pp. 1361-1401.

- PERRON, P. & VOGELSANG, T. (1992). “Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity”. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, pp. 301-320.

- PETRONGOLO, B., & PISSARIDES, C., (2001). “Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function”, *Journal of Economic Literature*, vol. 39, nº 2, pp. 390-431.

- PHELPS, E. S. (1970). “Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium”. *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, eds. PHELPS, E. S., ALCHIAN, A. A., HOLT, C. C., MORTENSEN, D. T., ARCHIBALD, G. C., LUCAS, R. E., Jr., RAPPING, L. A. *et al.*, New York, Norton (1970), pp. 124-166.

- PHILLIPS, A. W. (1958). “The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957”. *Economica* 25(100), pp. 283-299.

- PHILLIPS, P. & PERRON, P (1988). “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”. *Biometrika*, 75, pp. 335-346.

- PISSARIDES, C. A. (1976). “Labour Market Adjustment: Microeconomic Foundations of Short-Run Neoclassical and Keynesian Dynamics”. New York, Cambridge University Press, 2009.

- PISSARIDES, C. A. (1979). “Job Matchings with State Employment Agencies and Random Search”. *Economic Journal*, 89(356), pp. 818-833.

- PISSARIDES, C. A. (1984). “Search Intensity, Job Advertising and Efficiency”. *Journal of Labour Economics*, 2(1), pp. 128-143.

- PISSARIDES, C. A. (1985). “Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies and Real Wages”. *American Economic Review*, 75(4), pp. 676-690.

- PISSARIDES, C. A. (1986). “Unemployment and Vacancies in Britain”. *Economic Policy*, 1(3), pp. 499-459.

- PISSARIDES, C. A. (1992). “Loss of Skill During Unemployment and the Persistence of Employment Shocks”. *Quarterly Journal of Economics*, 107(4), pp. 1371-1391.

- PISSARIDES, C. A. (1994). “Search Unemployment with On-the-Job Search”. *Review of Economic Studies*, 61(3), pp. 457-475.

- PISSARIDES, C. A. (2000a). “Equilibrium Unemployment Theory”. 2nd ed. Cambridge, MA: MIT Press.

- PISSARIDES, C. A. (2000b). “The Economics of Search”. London School of Economics. Houghton Street. London WC2A 2AE. September 2000.

- PISSARIDES, C. A. (2011). “Equilibrium in the Labour Market with Search Frictions”. *American Economic Review,* vol. 101*,* nº 4 (June 2011), pp. 1092-1105.

- PISSARIDES, C. A. (2013). “Unemployment in the Great Recession”. *Economica, 80*, pp. 385-403.

- RAMÍREZ CARRERA, D. & RODRÍGUEZ, G. (2014). “Do Labor Reforms in Spain Have an Effect on the Equilibrium Unemployment Rate?”. *International Journal of Social Science Studies,* vol. 2, nº 1 (January 2014), pp. 105-120.

- ROGERSON, R., SHIMER, R. & WRIGHT, R. (2004). “Search-Theoretic Models of the Labor Market: A Survey”. National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper nº 10655.

- ROMER, D. (2006). *Macroeconomía Avanzada*. 3ª ed. McGraw-Hill, Aravaca (Madrid).

- SANROMÁ, E. & GARCÍA-BROSA, G. (1991). “Stock Educativo, Paro y Vacantes en España. 1977-1989”. *Economía Industrial*, 278(2), pp. 75-86.

- SHIMER, R. (2005). “The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies”. *American Economic Review*, 95(1), pp. 25-49. SHIMER, R. (2007). “Mismatch”. *American Economic Review*, 97(4), pp. 1074-1101.

- VILLAVERDE, J., MAZA, A. & HIERRO, M. (2014). “La curva de BEVERIDGE en España: nueva evidencia para el período 2000-2011. *Cuadernos de Economía*, *34* (64), pp. 199-228.

APÉNDICE I: UNIT ROOTS AND STATIONARITY ANALYSIS

Table 1

UR and stationarity tests

	DF (trend lags -4-)		ADF-GLS (maxlag -4- ers)		P P (trend lags- 4)			KPSS (maxlag -4-)		CMR-AO-1		CMR-IO-1		CMR-AO-2		CMR-IO-2	
	Test statistic	Critical Values	Test statistic	Critical Values	Test statistic	Critical	Values	Test statistic	Critical Values	Test statistic (ρ-1)	Critical Value 5 % (ρ-1)	Test statistic (ρ-1)	Critical Value 5 % (ρ-1)	Test statistic (ρ-1)	Critical Value 5 % (ρ-1)	Test statistic (ρ-1)	Critical Value 5 % (ρ-1)
lnma	-2.194	-4.038*** -3.449** -3.149*	**1** -1.884 **2** -1.662 **3** -1.360 **4** -1.174	-3.566*** -3.018** -2.728*	**Z(ρ):** -3.699 **Z(t):** -1.455	**Z(ρ):** -27.473*** -20.744** -17.537*	**Z(t):** -4.036*** -3.449** -3.149*	**0** 1.82 **1** 0.92 **2** 0.619 **3** 0.469 **4** 0.38	0.216*** 0.146** 0.119*	-2.137	-3.560	-4.101	-4.270	-2.059	-5.490	-6.079	-5.490
lnmb	-2.277	-4.038*** -3.449** -3.149*	**1** -1.961 **2** -1.661 **3** -1.355 **4** -1.169	-3.566*** -3.018** -2.728*	**Z(ρ):** -3.698 **Z(t):** -1.454	**Z(ρ):** -27.473*** -20.744** -17.537*	**Z(t):** -4.036*** -3.449** -3.149*	**0** 1.82 **1** 0.918 **2** 0.617 **3** 0.468 **4** 0.378	0.216*** 0.146** 0.119*	-2.125	-3.560	-4.036	-4.270	-2.043	-5.490	-6.016	-5.490
lnmc	-1.978	-4.038*** -3.449** -3.149*	**1** -1.674 **2** -1.872 **3** -1.520 **4** -1.175	-3.566*** -3.018** -2.728*	**Z(ρ):** -3.675 **Z(t):** -1.449	**Z(ρ):** -27.473*** -20.744** -17.537*	**Z(t):** -4.036*** -3.449** -3.149*	**0** 1.82 **1** 0.919 **2** 0.618 **3** 0.468 **4** 0.379	0.216*** 0.146** 0.119*	-0.643	-3.560	-3.624	-4.270	-1.934	-5.490	-4.823	-5.490
lnmd	-2.116	-4.038*** -3.449** -3.149*	**1** -1.811 **2** -1.707 **3** -1.449 **4** -1.108	-3.566*** -3.018** -2.728*	**Z(ρ):** -3.726 **Z(t):** -1.469	**Z(ρ):** -27.473*** -20.744** -17.537*	**Z(t):** -4.036*** -3.449** -3.149*	**0** 1.83 **1** 0.923 **2** 0.621 **3** 0.47 **4** 0.381	0.216*** 0.146** 0.119*	-1.144	-3.560	-3.820	-4.270	-1.920	-5.490	-6.183	-5.490
lnu	-2.223	-4.038*** -3.449** -3.149*	**1** -2.256 **2** -2.330 **3** -2.187 **4** -2.050	-3.566*** -3.018** -2.728*	**Z(ρ):** -3.348 **Z(t):** -1.265	**Z(ρ):** -27.473*** -20.744** -17.537*	**Z(t):** -4.036*** -3.449** -3.149*	**0** 1.76 **1** 0.883 **2** 0.593 **3** 0.449 **4** 0.363	0.216*** 0.146** 0.119*	-2.628	-3.560	-2.843	-4.270	-2.239	-5.490	-4.431	-5.490
lnv	-1.454	-4.038*** -3.449** -3.149*	**1** -1.498 **2** -1.562 **3** -1.214 **4** -1.109	-3.566*** -3.018** -2.728*	**Z(ρ):** -2.817 **Z(t):** -1.150	**Z(ρ):** -27.473*** -20.744** -17.537*	**Z(t):** -4.036*** -3.449** -3.149*	**0** 2.38 **1** 1.2 **2** 0.806 **3** 0.61 **4.**0.493	0.216*** 0.146** 0.119*	-2.111	-3.560	-3.157	-4.270	-2.227	-5.490	-4.189	-5.490

*** 1 % Significance level.

** 5 % Significance level.

* 10 % Significance level.

APÉNDICE II: COINTEGRATION ANALYSIS

Table 2

Selection-order criteria: *lnma* lnu_{t-1} lnv_{t-1}

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-95.5902				0.001267	1.84281	1.87319	1.91775
1	528.886	1249	9	0.000	1.3e-08	-9.66143	-9.53991	-9.36167
2	572.064	86.355*	9	0.000	6.8e-09*	-10.3003*	-10.0876*	-9.77569*
3	578.742	13.355	9	0.147	7.1e-09	-10.2569	-9.95306	-9.50746
4	584.373	11.263	9	0.258	7.5e-09	-10.1939	-9.79896	-9.21969

Table 3

Selection-order criteria: *lnmb* lnu_{t-1} lnv_{t-1}

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-95.7973				0.001272	1.84668	1.87706	1.92162
1	529.173	1249.9	9	0.000	1.3e-08	-9.66679	-9.54528	-9.36704
2	571.818	85.29*	9	0.000	6.8e-09*	-10.2957*	-10.083*	-9.7711*
3	578.456	13.275	9	0.151	7.1e-09	-10.2515	-9.94772	-9.50212
4	584.276	11.641	9	0.234	7.5e-09	-10.1921	-9.79715	-9.21787

Table 4

Selection-order criteria: *lnmc* lnu_{t-1} lnv_{t-1}

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-95.6347				0.001268	1.84364	1.87402	1.91858
1	536.622	1264.5	9	0.000	1.1e-08	-9.80602	-9.6845	-9.50626
2	582.858	92.471*	9	0.000	5.5e-09*	-10.502*	-10.2894*	-9.97744*
3	590.063	14.411	9	0.108	5.7e-09	-10.4685	-10.1647	-9.71908
4	596.162	12.198	9	0.202	6.0e-09	-10.4143	-10.0193	-9.44004

Table 5

Selection-order criteria: *lnmd* lnu_{t-1} lnv_{t-1}

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-95.4952				0.001265	1.84103	1.87141	1.91597
1	530.882	1252.8	9	0.000	1.2e-08	-9.69783	-9.57721	-9.39898
2	574.042	86.32*	9	0.000	6.5e-09*	-10.3372*	-10.1246*	-9.81266*
3	581.339	14.593	9	0.103	6.7e-09	-10.3054	-10.0016	-9.556
4	587.773	12.87	9	0.169	7.1e-09	-10.2574	-9.86252	-9.28324

Table 6

JOHANSEN tests for cointegration. PANTULA principle.

***lnma lnu$_{t-1}$ lnv$_{t-1}$*; trend: rconstant; lags: 2**

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	9	562.88296	.	41.0817	34.91
1	15	575.36929	0.20476	16.1091*	19.96
2	19	581.20243	0.10150	4.4428	9.42
3	21	583.42383	0.03994		

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	9	562.88296	.	24.9727	22.00
1	15	575.36929	0.20476	11.6663	15.67
2	19	581.20243	0.10150	4.4428	9.24
3	21	583.42383	0.03994		

Table 7

JOHANSEN tests for cointegration. PANTULA principle.

lnmb lnu_{t-1} lnv_{t-1}**; trend: rconstant; lags: 2**

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	9	562.50952	.	41.2293	34.91
1	15	575.00769	0.20493	16.2329*	19.96
2	19	580.89733	0.10243	4.4536	9.42
3	21	583.12414	0.04004		

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	9	562.50952	.	24.9963	22.00
1	15	575.00769	0.20493	11.7793	15.67
2	19	580.89733	0.10243	4.4536	9.24
3	21	583.12414	0.04004		

Table 8

JOHANSEN tests for cointegration. PANTULA principle.

lnmc lnu_{t-1} lnv_{t-1}**; trend: rconstant; lags: 2**

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	9	572.47247	.	43.4871	34.91
1	15	586.28833	0.22392	15.8554*	19.96
2	19	592.01458	0.09974	4.4029	9.42
3	21	594.21602	0.03959		

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	9	572.47247	.	27.6317	22.00
1	15	586.28833	0.22392	11.4525	15.67
2	19	592.01458	0.09974	4.4029	9.24
3	21	594.21602	0.03959		

Table 9

JOHANSEN tests for cointegration. PANTULA principle.

lnmd lnu_{t-1} lnv_{t-1}**; trend: rconstant; lags: 2**

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	9	563.28495	.	44.0170	34.91
1	15	586.28833	0.22384	16.3974*	19.96
2	19	592.01458	0.10360	4.4762	9.42
3	21	594.21602	0.04023		

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	9	572.47247	.	27.6196	22.00
1	15	586.28833	0.22384	11.9211	15.67
2	19	592.01458	0.10360	4.4762	9.24
3	21	594.21602	0.04023		

Table 10

JOHANSEN tests for cointegration. PANTULA principle.

***lnma lnu$_{t-1}$ lnv$_{t-1}$*; trend: constant; lags: 2**

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	12	566.20121	.	34.4452	29.68
1	17	576.39209	0.17055	14.0635*	15.41
2	20	581.64841	0.09194	3.5508	3.76
3	21	583.42383	0.03205		

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	12	566.20121	.	20.3818	20.97
1	17	576.39209	0.17055	10.5126	14.07
2	20	581.64841	0.09194	3.5508	3.76
3	21	583.42383	0.03205		

Table 11

JOHANSEN tests for cointegration. PANTULA principle.

lnmb lnu_{t-1} lnv_{t-1}**; trend: constant; lags: 2**

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	12	565.78921	.	34.6699	29.68
1	17	576.00495	0.17093	14.2384*	15.41
2	20	581.3534	0.09347	3.5415	3.76
3	21	583.12414	0.03197		

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	12	565.78921	.	20.4315	20.97
1	17	576.00495	0.17093	10.6969	14.07
2	20	581.3534	0.09347	3.5415	3.76
3	21	583.12414	0.03197		

Table 12

JOHANSEN tests for cointegration. PANTULA principle.

lnmc lnu_{t-1} lnv_{t-1}**; trend: constant; lags: 2**

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	12	576.18655	.	36.0589	29.68
1	17	587.25579	0.18381	13.9204*	15.41
2	20	592.44999	0.09091	3.5321	3.76
3	21	594.21602	0.03188		

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	12	576.18655	.	22.1385	20.97
1	17	587.25579	0.18381	10.3884	14.07
2	20	592.44999	0.09091	3.5321	3.76
3	21	594.21602	0.03188		

Table 13

JOHANSEN tests for cointegration. PANTULA principle.

lnmd lnu_{t-1} lnv_{t-1}**; trend: constant; lags: 2**

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	12	567.04909	.	36.4887	29.68
1	17	578.04449	0.18270	14.4979*	15.41
2	20	583.51051	0.09543	3.5659	3.76
3	21	585.29345	0.03219		

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	12	567.04909	.	21.9908	20.97
1	17	578.04449	0.18270	10.9320	14.07
2	20	583.51051	0.09543	3.5659	3.76
3	21	585.29345	0.03219		

Table 14

JOHANSEN tests for cointegration. PANTULA principle.

***lnma lnu$_{t-1}$ lnv$_{t-1}$*; trend: rtrend; lags: 2**

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	12	566.20121	.	48.0622	42.44
1	18	579.66026	0.21882	21.1441*	25.32
2	22	587.81266	0.13894	4.8393	12.25
3	24	590.23231	0.04343		

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	12	566.20121	.	26.9181	25.54
1	18	579.66026	0.21882	16.3048	18.96
2	22	587.81266	0.13894	4.8393	12.52
3	24	590.23231	0.04343		

Table 15

JOHANSEN tests for cointegration. PANTULA principle.

lnmb lnu_{t-1} lnv_{t-1}**; trend: rtrend; lags: 2**

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	12	565.78921	.	48.4852	42.44
1	18	579.26203	0.21902	21.5395*	25.32
2	22	587.61532	0.14210	4.8330	12.25
3	24	590.03181	0.04337		

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	12	565.78921	.	26.9456	25.54
1	18	579.26203	0.21902	16.7066	18.96
2	22	587.61532	0.14210	4.8330	12.52
3	24	590.03181	0.04337		

Table 16

JOHANSEN tests for cointegration. PANTULA principle.

lnmc lnu_{t-1} lnv_{t-1}**; trend: rtrend; lags: 2**

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	12	576.18655	.	48.9010	42.44
1	18	589.70397	0.21966	21.8662*	25.32
2	22	598.21857	0.14464	4.8370	12.25
3	24	600.63705	0.04341		

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	12	576.18655	.	27.0348	25.54
1	18	589.70397	0.21966	17.0292	18.96
2	22	598.21857	0.14464	4.8370	12.52
3	24	600.63705	0.04341		

Table 17

JOHANSEN tests for cointegration. PANTULA principle.

lnmd lnu_{t-1} lnv_{t-1}**; trend: rtrend; lags: 2**

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	12	567.04909	.	50.2568	42.44
1	18	578.04449	0.21936	23.2638*	25.32
2	22	580.54555	0.15545	4.8478	12.25
3	24	592.17747	0.04350		

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	12	567.04909	.	26.9929	25.54
1	18	578.04449	0.21936	18.4161	18.96
2	22	580.54555	0.15545	4.8478	12.52
3	24	592.17747	0.04350		

APÉNDICE III: VECM ESTIMATIONS AND POST-ESTIMATION TESTS

A) VECM ESTIMATIONS

Table 18

Model 2 - trend (rconstant) – rank(1) – lags(2)

	φ_0 (adjustment coefficients)	Γ (short run coefficients)	β (parameters of cointegranting vectors)
lnma		LD	**1**
		0.178516	
		(0.097)	
		(0.066)	
lnu		L2D	L1
		-0.2488888	**-0.8409189**
		(0.092)	(0.287)
		(0.007)	(0.003)
lnv		**0.0298782**	**-0.2790792**
		(0.032)	(0.163)
		(0.350)	(0.086)
cons.			α_0
	-0.0359666		**0.1755275**
	(0.009)		(0.693)
	(0.000)		(0.800)

- In parenthesis: first, standard error; second, p-value (P > |z|).

Log likelihood: 575.3693
AIC: -10.28201
HQIC: -10.13181
SBIC: -9.911636

Table 19

Model 3- trend (constant) – rank(1) – lags(2)

	φ_0 (adjustment coefficients)	Γ (short run coefficients)	β (parameters of cointegranting vectors)
lnma		LD	**1**
		0.1956985	
		(0.097)	
		(0.045)	
lnu		L2D	L1
		-0.2528043	**-0.8227614**
		(0.096)	(0.248)
		(0.008)	(0.001)
lnv		**0.0278078**	**-0.3780968**
		(0.032)	(0.141)
		(0.390)	(0.007)
cons.		α_1	α_0
	-0.0369152	**0.0058424**	**0.1860499**
	(0.011)	(0.003)	-
	(0.001)	(0.083)	

- In parenthesis: first, standard error; second, p-value (P > |z|).

Log likelihood: 576.3921
AIC: -10.26408
HQIC: -10.09385
SBIC: -9.844324

Table 20

Model 2 - trend (rconstant) – rank(1) – lags(2)

	φ_0 (adjustment coefficients)	Γ (short run coefficients)	β (parameters of cointegranting vectors)
lnmb		LD	**1**
		0.1683486	
		(0.097)	
		(0.084)	
lnu		L2D	L1
		-0.2526825	**-0.8669481**
		(0.092)	(0.294)
		(0.006)	(0.003)
lnv		**0.0309825**	**-0.2706557**
		(0.032)	(0.167)
		(0.330)	(0.105)
cons.			α_0
	-0.0354063		**0.24837922**
	(0.008)		(0.713)
	(0.000)		(0.727)

- In parenthesis: first, standard error; second, p-value (P > |z|).

Log likelihood: 575.0077
AIC: -10.27537
HQIC: -10.12517
SBIC: -9.905001

Table 21

Model 3- trend (constant) – rank(1) – lags(2)

	φ_0 (adjustment coefficients)	Γ (short run coefficients)	β (parameters of cointegranting vectors)
lnmb		LD	**1**
		0.1857123	
		(0.098)	
		(0.057)	
lnu		L2D	L1
		-0.2576061	**-0.8443616**
		(0.095)	(0.254)
		(0.007)	(0.001)
lnv		**0.0289844**	**-0.3713723**
		(0.032)	(0.144)
		(0.368)	(0.010)
cons.		α_1	α_0
	-0.0367065	**0.0058629**	**0.250284**
	(0.011)	(0.003)	-
	(0.001)	(0.080)	

- In parenthesis: first, standard error; second, p-value (P > |z|).

Log likelihood: 576.005
AIC: -10.25697
HQIC: -10.08675
SBIC: -9.83722

Table 22

Model 2 - trend (rconstant) – rank(1) – lags(2)

	φ_0 (adjustment coefficients)	Γ (short run coefficients)	β (parameters of cointegranting vectors)
lnmc		LD	**1**
		0.2001649	
		(0.097)	
		(0.039)	
lnu		L2D	L1
		-0.2369799	**-0.8432289**
		(0.092)	(0.282)
		(0.006)	(0.003)
lnv		**0.0311106**	**-0.247806**
		(0.030)	(0.160)
		(0.296)	(0.122)
cons.			α_0
	-0.033496		**0.1910901**
	(0.008)		(0.683)
	(0.000)		(0.780)

- In parenthesis: first, standard error; second, p-value (P > |z|).

Log likelihood: 586.2883
AIC: -10.48235
HQIC: -10.33216
SBIC: -10.11199

Table 23

Model 3- trend (constant) – rank(1) – lags(2)

	φ_0 (adjustment coefficients)	Γ (short run coefficients)	β (parameters of cointegranting vectors)
lnmc		LD	**1**
		0.2153984	
		(0.097)	
		(0.027)	
lnu		L2D	L1
		-0.2424828	**-0.8395699**
		(0.089)	(0.250)
		(0.007)	(0.001)
lnv		**0.0299745**	**-0.3398418**
		(0.030)	(0.142)
		(0.320)	(0.017)

cons.		α_1	α_0
	-0.0350459	**0.005081**	**0.2477739**
	(0.010)	(0.003)	-
	(0.000)	(0.108)	

- In parenthesis: first, standard error; second, p-value (P > |z|).

Log likelihood: 587.2558
AIC: -10.46341
HQIC: -10.29318
SBIC: -10.04366

Table 24

Model 2 - trend (rconstant) – rank(1) – lags(2)

	φ_0 (adjustment coefficients)	Γ (short run coefficients)	β (parameters of cointegranting vectors)
lnmd		LD	**1**
		0.114462	
		(0.099)	
		(0.261)	
lnu		L2D	L1
		-0.2681964	**-0.9019154**
		(0.091)	(0.300)
		(0.003)	(0.003)
lnv		**0.0249251**	**-0.2399751**
		(0.032)	(0.170)
		(0.433)	(0.158)
cons.			α_0
	-0.0347109		**0.3434973**
	(0.008)		(0.725)
	(0.000)		(0.636)

- In parenthesis: first, standard error; second, p-value (P > |z|).

Log likelihood: 577.0948
AIC: -10.31367
HQIC: -10.16347
SBIC: -9.943297

Table 25

Model 3- trend (constant) – rank(1) – lags(2)

	φ_0 (adjustment coefficients)	Γ (short run coefficients)	β (parameters of cointegranting vectors)
lnmd		LD	**1**
		0.1275071	
		(0.099)	
		(0.199)	
lnu		L2D	L1
		-0.2750822	**-0.8826379**
		(0.094)	(0.260)
		(0.004)	(0.001)
lnv		**0.02338**	**-0.3408411**
		(0.032)	(0.147)
		(0.467)	(0.021)
cons.		α_1	α_0
	-0.0365897	**0.005753**	**0.3604498**
	(0.010)	(0.003)	-
	(0.000)	(0.088)	

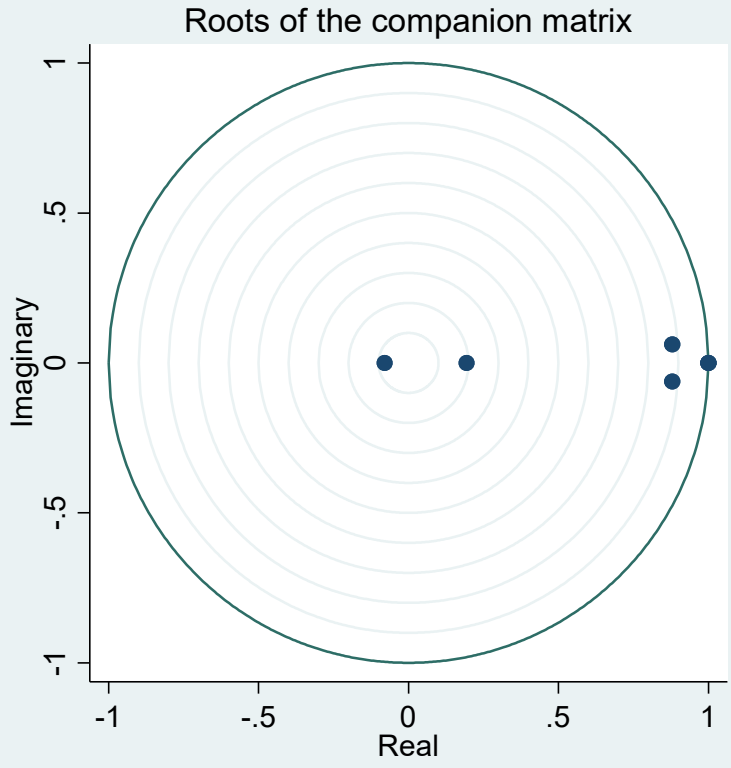
- In parenthesis: first, standard error; second, p-value (P > |z|).

Log likelihood: 578.0445
AIC: -10.29439
HQIC: -10.12417
SBIC: -9.874643

B) POSTESTIMATION TESTS

Table 19

```
. veclmar

  Lagrange-multiplier test

+-------+--------------+------+-------------------+
| lag   |     chi2     |  df  | Prob > chi2       |
+-------+--------------+------+-------------------+
|   1   |   11.9195    |   9  |    0.21789        |
|   2   |   11.1201    |   9  |    0.26757        |
+-------+--------------+------+-------------------+

  H0: no autocorrelation at lag order

. vecstable, graph

  Eigenvalue stability condition

+--------------------------------+--------------------------------+
|             Eigenvalue         |             Modulus            |
+--------------------------------+--------------------------------+
|                             1  |                             1  |
|                             1  |                             1  |
|      .8794872 + .06177531i     |          .881654               |
|      .8794872 - .06177531i     |          .881654               |
|       .193472                  |          .193472               |
|     -.07970984                 |           .07971               |
+--------------------------------+--------------------------------+

  The VECM specification imposes 2 unit moduli.

.
```



The VECM specification imposes 2 unit moduli

Table 21

```
. veclmar

  Lagrange-multiplier test
```

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	12.6719	9	0.17803
2	11.4661	9	0.24510

H0: no autocorrelation at lag order

```
. vecstable, graph

  Eigenvalue stability condition
```

Eigenvalue	Modulus
1	1
1	1
.8806533 + .06184212i	.882822
.8806533 - .06184212i	.882822
.190314	.190314
-.08240059	.082401

The VECM specification imposes 2 unit moduli.

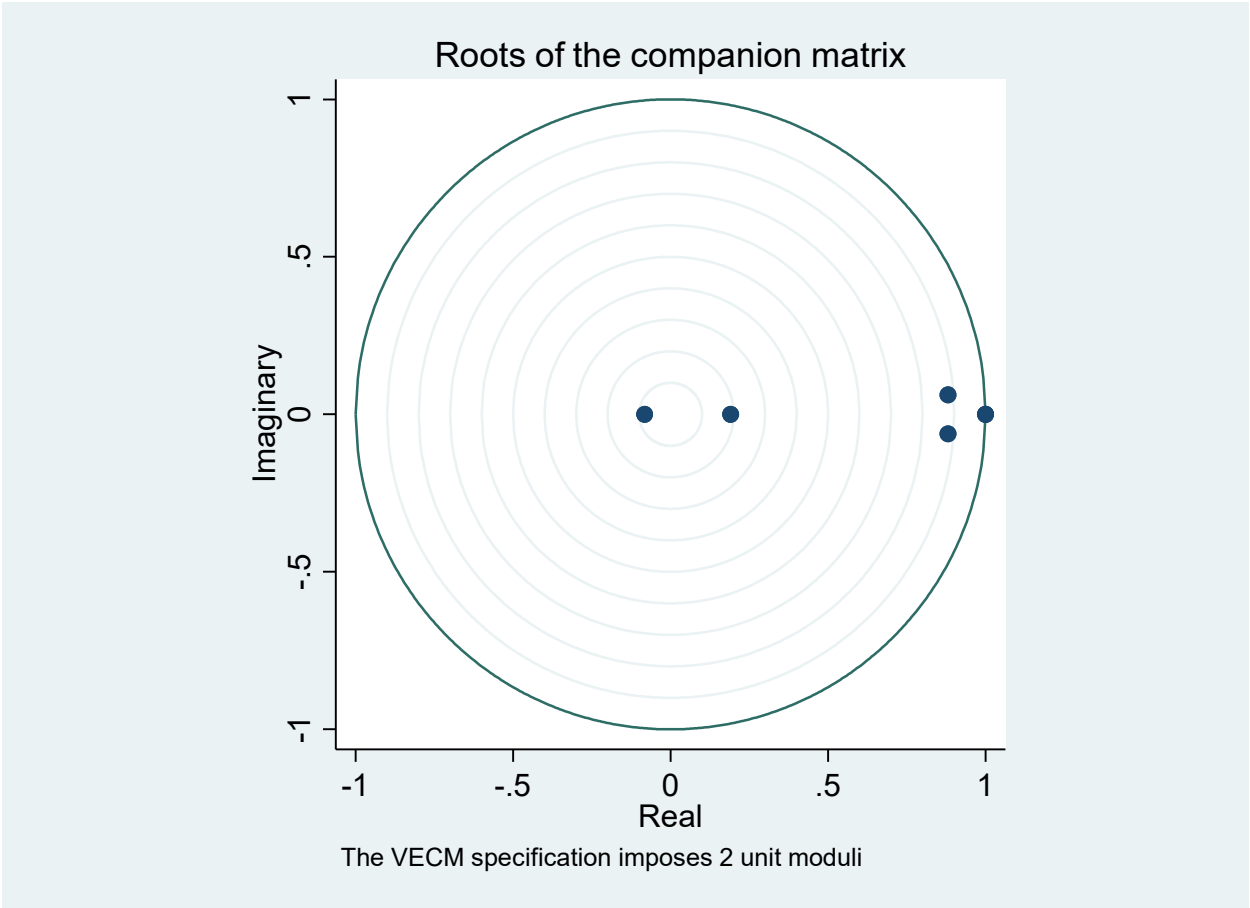


Table 23

```
. veclmar
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	12.8321	9	0.17035
2	10.9931	9	0.27618

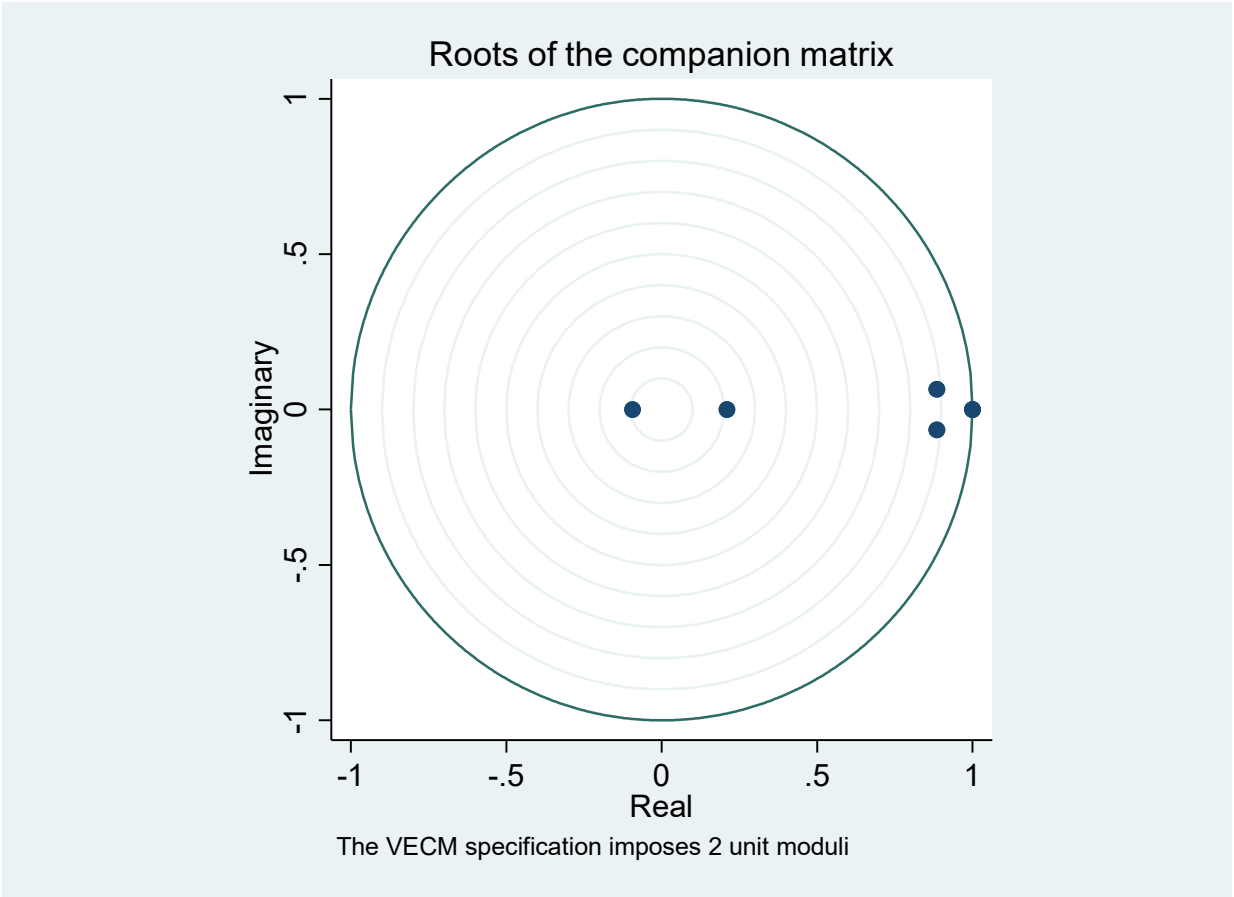
H0: no autocorrelation at lag order

```
. vecstable, graph
```

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
1	1
1	1
.8850878 + .06521875i	.887487
.8850878 - .06521875i	.887487
.2096553	.209655
-.09422107	.094221

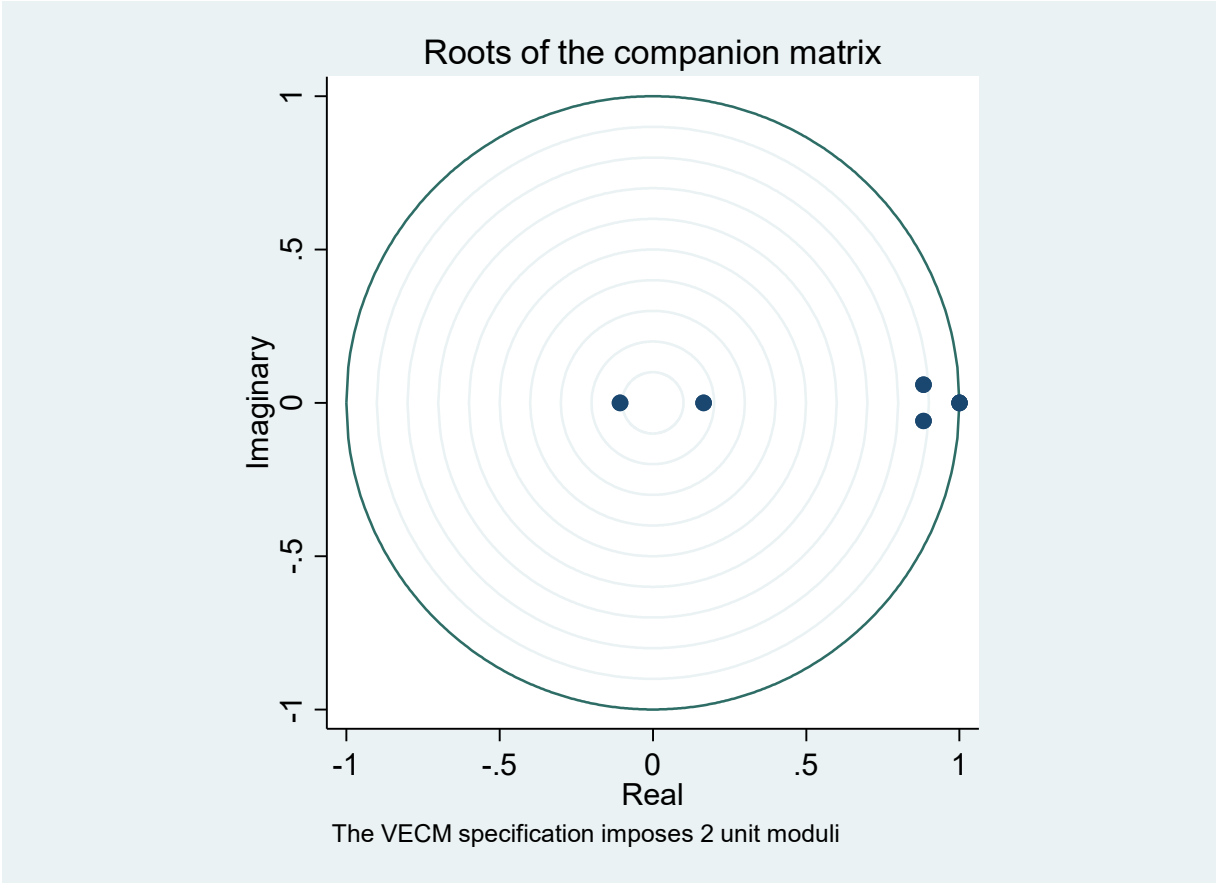
The VECM specification imposes 2 unit moduli.



The VECM specification imposes 2 unit moduli

Table 25

```
. veclmar

  Lagrange-multiplier test

+--------------------------------------+
| lag |      chi2     df    Prob > chi2 |
|-----+--------------------------------|
|   1 |    14.0458     9      0.12071   |
|   2 |    14.0834     9      0.11939   |
+--------------------------------------+

  H0: no autocorrelation at lag order

. vecstable, graph

  Eigenvalue stability condition

+-------------------------------------+
|          Eigenvalue          |  Modulus  |
|------------------------------+-----------|
|                            1 |         1 |
|                            1 |         1 |
|  .8828479 +  .0591402i       |  .884827  |
|  .8828479 -  .0591402i       |  .884827  |
|  .1652955                    |  .165295  |
| -.1071225                    |  .107123  |
+-------------------------------------+

  The VECM specification imposes 2 unit moduli.
```



CAPÍTULO II: LA DETERMINACIÓN DE SALARIOS DE EQUILIBRIO A PARTIR DE LOS FLUJOS DE POBLACIÓN ACTIVA

1. Introducción.

En el marco teórico de los modelos de búsqueda y emparejamiento que hemos designado por las iniciales DMP (DIAMOND-MORTENSEN-PISSARIDES), se parte de que pueden darse fricciones en el proceso de emparejamiento entre los trabajadores demandantes de empleo y los puestos de trabajo ofertados por las empresas, fricciones que derivan en última instancia de la divergencia entre sus características respectivas.

El concepto de mercado competitivo ha sido históricamente el gran paradigma del análisis económico. Sin embargo, si hay un ámbito donde se ha puesto de manifiesto el carácter irreal de una aproximación de este tipo es el de los mercados de trabajo (PISSARIDES, 1990 y 2000). En un equilibrio *walrasiano* la asignación de recursos se produce de modo instantáneo, a través de respuestas inmediatas a las variaciones de los parámetros. Según este planteamiento, el desempleo sería meramente momentáneo o en todo caso transitorio, pues los trabajadores en paro presionarían a la baja los salarios, forzando un nuevo ajuste entre oferta y demanda de trabajo que vaciaría los mercados. Es un hecho que esto no sucede así en el mundo real, sino que, por el contrario, difícilmente puede hablarse de *un* mercado de trabajo en sentido estricto, en el que hipotéticamente los desempleados y las vacantes entrarían en contacto de cara a la formalización de contratos de trabajo. De hecho, el *matching* es un proceso complejo, en el que los trabajadores y las vacantes se emparejan bien atendiendo a unos patrones o pautas más o menos regulares, o bien de forma estocástica o aleatoria, porque la información que ambos poseen sobre la otra parte es imperfecta y, por tanto, el proceso exige a ambas partes consumir tiempo y recursos, pues en cada contacto cada una debe valorar el coste de oportunidad que le supone rechazar el emparejamiento y continuar la búsqueda hasta encontrar una nueva opción que satisfaga más plenamente sus expectativas (DIAMOND, 1982).

Desde la perspectiva de la *teoría del desempleo de equilibrio* postulada por PISSARIDES (1990 y 2000), ese mismo equilibrio implica que los salarios se determinan en función de la maximización del excedente (*surplus*) derivado del emparejamiento, que se caracteriza como un juego de negociación no cooperativa (MORTENSEN, 1982). En general, se considera que los intereses de los empleados y de los desempleados no son convergentes, por lo que si los salarios se determinan a nivel de empresa, donde únicamente los trabajadores empleados están presentes, el equilibrio no será eficiente, sino que será subóptimo. En consecuencia, las ganancias derivadas del emparejamiento no estarán disponibles en su integridad para los trabajadores desempleados y para las empresas que ofertan vacantes, puesto que los *inputs* de la *matching function*, que son precisamente el volumen de vacantes ofertadas y el de demandantes de empleo, no concurrirán en el mercado de trabajo a un nivel socialmente eficiente.

Por eso mismo, en el modelo DMP se considera como un hecho estilizado de la dinámica del ciclo económico en los mercados laborales que la variación de los salarios

reales no refleje completamente las fluctuaciones en la productividad marginal del trabajo, de modo que en la práctica las ganancias reales resultantes de los emparejamientos varían mucho más de lo que lo hacen los salarios (PISSARIDES, 1985). Análogamente, se constata que la causa de estos desajustes o de estas diferencias en la velocidad de ajuste entre las diversas variables no es otra que la presencia de externalidades de congestión (*trade or congestion externalities*). Estas externalidades se derivan, a su vez, de la dependencia de la probabilidad de cobertura de vacantes - $\mu(\theta)$ - con respecto al número de agentes que intervienen en el mercado de trabajo por ambos lados – oferta y demanda -, es decir, del grado de tensión (*tightness*) o escasez existente en dicho mercado, medido a través de la *ratio* entre oferta de vacantes y volumen de desempleados que buscan activamente un puesto de trabajo ($\theta = V/U$).

Simultáneamente, teniendo en cuenta cuáles son los *inputs* o argumentos de la *matching function* y cuál es su dinámica propia, estos desequilibrios, ineficiencias y desajustes que se verifican en el proceso de emparejamiento ponen de manifiesto la existencia de externalidades de búsqueda (*search externalities*), además de las de congestión. De este modo, se constata la carencia de señales eficaces en los mercados de trabajo, lo que dificulta que la intensidad de búsqueda responda en cada momento al grado de tensión o escasez que se da realmente en ellos. Es por eso, en definitiva, que podemos encuadrar nuestra aproximación dentro de los modelos teóricos de equilibrio de búsqueda (*theoretical equilibrium search models*).

Como ya expusimos en el epígrafe 2 del capítulo I, la construcción del modelo DMP arranca históricamente del análisis del equilibrio en función del salario en los mercados de trabajo. El desarrollo posterior de las investigaciones en este ámbito trató de completar o enriquecer esta perspectiva inicial, abriéndola a un enfoque bilateral en el que la función de emparejamiento pasa a desempeñar el papel de auténtica clave de bóveda de todo el modelo y la determinación del nivel de salarios se plantea como corolario ineludible del equilibrio alcanzado en aquella. Así, la ecuación de salarios constituye otro gran pilar del modelo DMP, dotada indudablemente de sustantividad y dinámica propias, pero sin que quepa entenderla al margen del equilibrio fundamental que se expresa en la función de emparejamiento y se representa en la *curva de BEVERIDGE*.

En este contexto es donde cobra especial importancia el análisis de la influencia de los flujos de la población activa en el proceso de formación de los salarios de equilibrio (BROERSMA & DEN BUTTER, 2002). La modelización del proceso de formación de salarios en función de los flujos de población activa permite incorporar la perspectiva de los modelos teóricos de equilibrio de búsqueda, con oferta de vacantes, salarios de equilibrio y flujo de colocaciones endógenamente determinados. Este enfoque describe el mecanismo de propagación de los *shocks* en función de las diversas clases o tipos de desempleo, por su duración, y el modo en que se alcanza o recupera la senda de equilibrio a largo plazo, en función del ritmo en que se verifican determinados cambios estructurales (GAUTIER & DEN BUTTER, 1995).

Cuando hablamos de flujos de población activa tenemos necesariamente que abandonar algunas restricciones que habíamos asumido al formular el modelo teórico básico (BLANCHARD & DIAMOND, 1992). Al analizar la evolución de los salarios de

equilibrio a largo plazo, hemos de incorporar al modelo los flujos que se producen de dentro a fuera y de fuera a dentro de la población activa, es decir, de la actividad a la inactividad y viceversa. También debemos incorporar como variables explicativas de esa evolución la productividad laboral, los costes no salariales del trabajo y la incidencia del nivel de las prestaciones por desempleo y, en general, de las rentas que se obtienen al margen del mercado de trabajo (BROERSMA *et al.*, 2006).

En definitiva, se trata de comprobar si la respuesta de los salarios a los cambios que se han producido en la situación cíclica evidencian, además, una realidad de cambios estructurales profundos en el funcionamiento de los mercados de trabajo, puestos de manifiesto precisamente con ocasión del estallido de esta gran crisis económica. Tratamos de analizar cuáles han sido los efectos de la *Gran Recesión* sobre el proceso de formación de salarios a través de una ecuación cuya especificación incorpora como variables explicativas la evolución de la productividad laboral, de los costes no salariales y de las prestaciones y subsidios por desempleo, junto con la dinámica de los diferentes flujos de población activa, dentro y fuera del mercado de trabajo.

2. La ecuación de salarios en el marco del modelo DMP: principales planteamientos y contribuciones.

2.1. Fundamentos.

El concepto básico en torno al cual se trata de formular la ecuación de salarios en el marco del modelo DMP consiste en que el excedente (*surplus*) o renta económica que se deriva de un emparejamiento (*match*) se distribuye entre el trabajador contratado y el empleador de acuerdo con un juego de negociación (*bargaining game*) de tipo *NASH*.

Dos hitos fundamentales en relación con el modelo planteado en estos términos son los trabajos de DIAMOND (1982) y MORTENSEN (1982). El salario de equilibrio estacionario se deriva como función de las tasas de desempleo y vacantes, a través de una tecnología simple de búsqueda y emparejamiento y la solución de *NASH* para juegos de negociación. Para este salario, el valor descontado presente del flujo de renta que obtiene el nuevo trabajador se compara con el producto marginal social que produce esa nueva contratación. En la medida en que se constata la falta de correspondencia o equivalencia entre los dos términos de la comparación, se pone de manifiesto la presencia de incentivos ineficientes para la movilidad laboral, es decir, de fricciones en el proceso de búsqueda y emparejamiento, lo que implica, a su vez, que los emparejamientos logrados adolecen igualmente de ineficiencia, es decir, constituyen resultados subóptimos.

La empresa que oferta una vacante y el trabajador que demanda un empleo deben entrar en contacto y decidir cómo se reparten el excedente que produciría una colocación. Un *match* da lugar a un rendimiento esperado estrictamente superior a la suma de los rendimientos esperados de la empresa que busca un trabajador y del

trabajador que demanda un empleo: ($W_J + W_E$) $\gg$ ($W_V + W_U$)[31]. El excedente o renta económica se produce en función del poder de negociación de que dispone cada una de las partes del contrato (DIAMOND, 1982), ya que la empresa y el trabajador saben que si deciden no formalizar la colocación, ambos incurrirán en costes adicionales de búsqueda (MORTENSEN, 1982; NUÑEZ & USABIAGA, 2007).

En el reparto del excedente influye el poder de negociación con que cuenta cada una de las partes – que designamos por el parámetro β para el trabajador contratado y correlativamente por $1 - \beta$ para el empleador -, que no depende del grado de tensión ($\theta = V/U$) existente en el mercado, sino más bien de otros factores como los salarios de reserva de los trabajadores, el grado de impaciencia o de resistencia de cada parte, etc[32]. En consecuencia, el salario viene determinado por los términos en que se produce este reparto del excedente.

Partiendo de estas premisas, existe una única senda de ajuste que conduce a un equilibrio estable (*saddle path equilibrium*), que se caracteriza por una *ratio* vacantes-desempleo y un nivel de salarios igualmente constantes (PISSARIDES, 1990). En concreto, los salarios reales sólo varían para ajustarse a los nuevos valores de los costes de producción y de capital que resultan de la irrupción de *shocks* exógenos, que inducen a las empresas a modular su oferta de nuevos puestos de trabajo. A su vez, y como consecuencia de esta respuesta inicial, también cambia el número de contactos (*job contacts*), lo que redunda, de nuevo, en cambios simultáneos en el volumen de vacantes ofertadas y en el nivel de desempleo, hasta que la economía alcanza un nuevo equilibrio a largo plazo (PISSARIDES, 1985).

El nivel de salarios se determina a través de negociaciones *à la NASH* entre las empresas y los trabajadores. Por tanto, los salarios serán, en principio, flexibles y estarán sometidos a un continuo proceso de renegociación entre las partes. Sin embargo, la respuesta de las tres variables (desempleo, vacantes y salarios) resulta ser asimétrica, según se trate de un *shock* de carácter positivo o negativo (NEFTCI, 1984). La respuesta del nivel de desempleo a un *shock* negativo es más rápida que en el caso de un *shock* positivo. La razón es que cuando el *shock* es negativo los salarios y beneficios de reserva no caen tanto como lo están haciendo los salarios y beneficios reales, lo que se traduce en un intenso ritmo de destrucción de empleo. No se da una respuesta análoga en términos de flujo de colocaciones cuando el *shock* es positivo, ya que el proceso que pone en contacto a las empresas y a los demandantes de empleo consume mucho más tiempo. De modo similar, los salarios medios observados

[31] Esta expresión quiere significar que la suma del valor de un puesto de trabajo ocupado (W_J) y del empleo para el trabajador (W_E) debe ser estrictamente mayor que la suma del valor de un puesto vacante (W_V) y de las rentas y beneficios no salariales que percibe un trabajador en situación de desempleo (W_U). Para evitar confusiones, se reservan las mayúsculas representativas de cada estado (E, U, J y V) para el valor de los *stocks*, mientras que se designa el valor de los activos respectivos por W (*wealth*), con el subíndice que corresponda según la variable de que se trate (W_E, W_U, W_J y W_V).

[32] Habitual o convencionalmente suele asumirse que $\beta = 0.5$, pero puede haber circunstancias que justifiquen a atribución de un valor diferente a β, por ejemplo cuando los trabajadores y los empresarios tengan grados diferentes de impaciencia, o cuando se constate la existencia de una situación de información asimétrica (PISSARIDES, 2000).

responden en menor medida al comienzo de un *shock* negativo que al inicio de un *shock* positivo. Y es que la intensa destrucción de empleo que se produce como consecuencia de un *shock* negativo elimina del mercado los puestos de trabajo de bajos salarios, elevando así el nivel del salario medio.

Desde este enfoque, además, se considera que el factor trabajo tiene empleos o usos alternativos al propiamente productivo, cuyos rendimientos no responden de forma relevante al signo restrictivo o expansivo del ciclo económico que se manifiesta en la irrupción de un *shock* exógeno. Ello obliga a tomar en consideración los flujos que se registran desde o hacia la inactividad, es decir, al margen de la población activa. Esta circunstancia influye en el proceso de negociación de salarios, y en concreto en el salario y los beneficios de reserva que constituyen el punto de partida de ambas partes en dicho proceso, lo que en la literatura de teoría de juegos se designa como *disagreement or threat point* (puntos de desacuerdo, conflicto o ruptura).

En el caso de los trabajadores, para la determinación del salario de reserva hay que tener en cuenta los beneficios, rentas o en general ingresos que pueden obtenerse en situación de desempleo: prestaciones y subsidios, su importe y relación con el correspondiente a los salarios que se percibían en anteriores ocupaciones (*replacement rate*), otros ingresos o rentas procedentes de actividades al margen del mercado, etc. Para las empresas, en cambio, el *threat point* se fija atendiendo a otras consideraciones como la cuña fiscal o salarial (*tax or wage wedge*) o diferencia entre los costes laborales totales y los costes salariales que supone el mantenimiento de un puesto de trabajo ocupado, el coste de oportunidad del capital ocioso que supone el mantenimiento de vacantes no cubiertas, y otras cuestiones relacionadas con el valor del *output*. Todo ello introduce ineludiblemente un elemento de inflexibilidad o rigidez en el proceso de negociación de los salarios (McDONALD & SOLOW, 1981).

La condición de equilibrio óptimo, beneficio igual a cero (*zero profit*), exige que el valor de las vacantes en su calidad de activos sea precisamente igual a cero ($V = 0$). En esta situación, cualquier fluctuación exógena que eleve la *ratio* vacantes-desempleo presiona al alza el nivel de salarios, ya que supone una mejora del *threat point* de los trabajadores en relación con el de los empleadores en el proceso de negociación.

En la misma línea, un incremento de las rentas o ingresos que el trabajador demandante de empleo puede obtener al margen de la ocupación, o del coste de mantener una vacante no cubierta para la empresa, elevan el nivel de salarios para una *ratio* vacantes-desempleo dada o constante; lo primero mejora el *threat point* de los trabajadores, mientras que lo segundo empeora el de los empleadores.

Finalmente, una mayor productividad vinculada específicamente a un determinado emparejamiento (y), dada la distribución de productividades $F(y)$, implica salarios y beneficios más elevados, con un incremento que guarda relación directa con los poderes de negociación respectivos – β y $1 - \beta$ -. Si la mayor productividad no es específica del emparejamiento sino general para toda la economía considerada, en equilibrio los trabajadores acaparan una proporción del excedente mayor que β, ya que un incremento general de la productividad laboral eleva el valor de la *ratio* vacantes-desempleo.

2.2. Modelo básico.

En orden a determinar el equilibrio, asumimos que hay libertad de entrada y salida de las empresas en el mercado. Cada empresa puede ofrecer una vacante y contratar a un trabajador, pero el principio de maximización del beneficio impone que el valor marginal de crear una nueva vacante sea igual a cero. Si ese valor fuera positivo, la empresa ofertaría más vacantes, y si fuera negativo no querría ofrecer una nueva vacante. Por otra parte, una condición del equilibrio competitivo es que no entren ni salgan empresas en el mercado: si el valor marginal de crear una vacante fuera positivo entrarían más empresas, mientras que si fuera negativo saldrían empresas del mercado. Luego está claro que en equilibrio debe verificarse que $W_V = 0$.

Para que se produzca un emparejamiento debe verificarse con carácter general, como ya hemos indicado, el cumplimiento de la condición:

$$\left(W_J + W_E\right) \gg (W_V + W_U) \quad \textbf{(1)}$$

Luego para determinar las condiciones del equilibrio será necesario, a su vez, hallar el valor de los distintos estados posibles de vacantes y trabajadores, expresado en términos de activos financieros a través de ecuaciones de *BELLMAN*.

En primer lugar, y desde la perspectiva de las empresas o empleadores, el valor actualizado que éstos esperan obtener a partir de la cobertura de una determinada vacante puede expresarse por:

$$rW_J = y - w - s\left(W_J - W_V\right) + \dot{W}_J \quad \textbf{(2)}$$

donde r es la tasa de descuento (exógena, suele tomarse el tipo de interés de los bonos de renta fija a largo plazo), W_J el valor de un puesto de trabajo ocupado, y el valor de la producción asociada a la vacante (en general, la productividad laboral media, pues se considera que todos los trabajadores tienen la misma productividad), w el salario medio, s la tasa exógena de destrucción de empleo y W_V el valor que se espera obtener con la oferta de una nueva vacante. Por tanto, para que exista equilibrio el valor esperado (actualizado) de una vacante cubierta en el mercado financiero debe ser igual a la productividad laboral asociada, menos el salario del trabajador que la ocupa, menos la diferencia de valor entre el puesto ocupado y vacante ponderada por la probabilidad de que quede desocupado, más la variación del valor esperado de la vacante cubierta a lo largo del período de tiempo considerado.

Continuando en la perspectiva de la empresa o empleador, el valor actualizado que ésta espera obtener al crear una vacante y ofertarla en el mercado, o bien el precio que debe pagar para poder contratar trabajadores que ocupen esos puestos de trabajo, puede expresarse en función de la siguiente ecuación de *BELLMAN*:

$$rW_V = -\gamma_0 + \mu(\theta)\left(W_J - W_V\right) + \dot{W}_V \quad \textbf{(3)}$$

donde W_V representa el valor esperado a partir de la oferta de una vacante, γ_0 los costes de búsqueda de trabajadores que puedan cubrir esa vacante y $\mu(\theta)$ la tasa o probabilidad de que se cubra efectivamente (que, a su vez, depende del grado de tensión en el mercado de trabajo, θ). En consecuencia, para alcanzar el equilibrio el valor actualizado

que el empleador espera obtener de la creación y oferta de una vacante debe ser igual a menos el coste de búsqueda del trabajador, más la diferencia de valor entre el puesto ocupado y vacante ponderada por la probabilidad de que ese puesto de trabajo sea efectivamente ocupado, más la variación esperada del valor de la vacante ofertada a lo largo del período de tiempo considerado.

Desde la perspectiva de los trabajadores que buscan activamente un empleo (*job seekers*), la valoración debe ir referida necesariamente a los dos estados que se comparan, es decir, al empleo y al desempleo. Con carácter general, un trabajador obtiene un salario o retribución *w* por los servicios que presta, y unos ingresos *z* cuando está desempleado. *z* incluye no sólo la prestación o subsidio por desempleo, sino también cualesquiera otros ingresos que puedan obtenerse al margen del mercado de trabajo. En equilibrio se considera que la población activa y la oferta de trabajo (*L*) son fijas (constantes). Designamos por W_U el valor que un desempleado espera alcanzar en su búsqueda de empleo, y por W_E el valor descontado del flujo de renta que un empleado espera obtener de su trabajo.

El valor actualizado de W_U vendría expresado por la siguiente ecuación de *BELLMAN*:

$$rW_U = \lambda(\theta)(W_E - W_U) + z + \dot{W}_U \qquad \textbf{(4)}$$

donde $\lambda(\theta)$ es la probabilidad para los que buscan activamente un empleo de encontrarlo[33]. Lo que la expresión **(4)** nos dice es que el valor esperado de ponerse a buscar trabajo activamente es igual a la diferencia de renta entre la situación de ocupado y la de desempleado, ponderada por la posibilidad de encontrar un empleo, más la renta correspondiente a la situación de desempleo, más la variación del valor que se espera alcanzar con la búsqueda activa de empleo. Nuevamente, para alcanzar el equilibrio, debe cumplirse que el valor expresado en ambos miembros de la ecuación sea igual. Si el primer miembro fuese mayor que el segundo, el trabajador no emprendería una búsqueda activa de empleo, mientras que si el segundo miembro fuera mayor que el primero, crecerían la oferta de trabajo y la población activa, lo que resulta contradictorio con los supuestos de partida que hemos asumido. En todo caso, para que se cumpla la condición **(1)**, desde la perspectiva del trabajador demandante de empleo, debe verificarse que $W_E > W_U$.

La ecuación de *BELLMAN* correspondiente al valor actualizado del flujo de renta que el trabajador empleado espera obtener de su trabajo es:

$$rW_E = w - s(W_E - W_U) + \dot{W}_E \qquad \textbf{(5)}$$

es decir, el valor descontado de la renta esperada por el trabajador empleado es igual al salario menos la diferencia de ingresos entre las situaciones de ocupación y desempleo ponderada por la probabilidad de perder el empleo, más la variación esperada del valor actualizado del flujo de renta procedente del trabajo. De nuevo, el valor de ambos miembros de la ecuación debe ser igual para que se pueda alcanzar el

[33] Como ya se indicó en el capítulo I, $\lambda(\theta) = M/U = m_0\,\theta^{1-\alpha}$ y $\mu(\theta) = M/V = m_0\,\theta^{-\alpha}$, de donde resulta que $\lambda(\theta)/\mu(\theta) = \theta$.

equilibrio. Si el primer miembro fuera mayor que el segundo, el trabajador no desearía seguir trabajando, pues el salario no estaría cubriendo el coste de oportunidad derivado de renunciar a la búsqueda de otro empleo mejor remunerado o, en general, con mejores condiciones, mientras que si fuera el segundo miembro mayor que el primero está claro que el empleador estaría negociando en contra de su propio interés, lo cual resulta absurdo. En todo caso, dado que $W_E > W_U$, necesariamente $(W_E - W_U) > 0$.

En este contexto, el salario *w* se determina a partir de un proceso de negociación de tipo *NASH* entre los empleadores y los demandantes de empleo. El salario óptimo es el que verifica la condición:

$$max \quad (W_E - W_U)^{\beta}(W_J - W_V)^{1-\beta} \qquad 0 \leq \beta \leq 1 \quad \textbf{(6)}$$

β, como ya hemos indicado con anterioridad, es un parámetro que representa el poder de negociación de los trabajadores, y su complementario, *1 – β*, designará correlativamente el poder de negociación de las empresas o empleadores. *β* será siempre una tasa, en principio un valor comprendido entre 0 y 1, y W_U y W_V desempeñan el papel de *threat points* para el desempleado y la empresa, respectivamente.

La condición de primer orden de la expresión **(6)** indica que el salario óptimo es aquel para el que la renta marginal que obtiene el desempleado que ocupa un empleo se iguala a la de la empresa que cubre su vacante:

$$\beta(W_E - W_U)^{\beta-1}(W_J - W_V)^{1-\beta} = (1 - \beta)(W_E - W_U)^{\beta}(W_J - W_V)^{-\beta}$$

de donde se concluye que

$$\frac{\beta}{1-\beta} = \frac{W_E - W_U}{W_J - W_V} \quad \textbf{(7)}$$

es decir, el reparto del excedente derivado de una colocación o emparejamiento es proporcional a los poderes de negociación de cada una de las partes.

Los trabajadores que buscan empleo y las empresas que ofertan puestos de trabajo vacantes renegocian los salarios continuamente, por lo que *w* se considera una variable de ajuste instantáneo. En equilibrio estacionario se cumple además que $\dot{W}_J = \dot{W}_V = W_V = 0$. $W_V = 0$, que no es sino la condición de equilibrio competitivo, implica que las empresas deben poder crear o eliminar vacantes de forma instantánea. Aplicando estas restricciones a las ecuaciones de *BELLMAN* **(2)** y **(3)**, correspondientes a los valores de W_J y W_V, hallamos la expresión de la *curva* o *ecuación de creación de vacantes*:

$$\left.\begin{array}{r} rW_J = y - w - s(W_J - W_V) + \dot{W}_J \rightarrow (r+s)W_J = y - w \\ rW_V = -\gamma_0 + \mu(\theta)(W_J - W_V) + \dot{W}_V \rightarrow \mu(\theta)W_J = \gamma_0 \end{array}\right\}$$

$$\Rightarrow w = y - \frac{(r+s)\gamma_0}{\mu(\theta)} \quad \textbf{(8)}$$

La curva es convexa y decreciente en el espacio (*w, θ*), es decir, refleja una relación negativa entre el grado de escasez de fuerza de trabajo en el mercado y los salarios.

Por otra parte, en equilibrio estacionario también se cumple que $\dot{W}_U = \dot{W}_E = 0$. En todo caso, la diferencia neta entre el valor esperado del empleo y el desempleo expresado en términos de activos ($W_E - W_U$) se corresponde con el valor del salario (*w*), por lo que teniendo en cuenta las ecuaciones de *BELLMAN* **(4)** y **(5)** junto con la expresión **(8),** podemos hallar una relación lineal y positiva entre el nivel de salarios y la escasez relativa de mano de obra en el equilibrio:

$$\left.\begin{array}{c} rW_E = w - s(W_E - W_U) + \dot{W}_E \rightarrow rW_E = w - s(W_E - W_U) \\ rW_U = \lambda(\theta)(W_E - W_U) + z + \dot{W}_U \rightarrow rW_U = \lambda(\theta)(W_E - W_U) + z \end{array}\right\}$$

$$\Rightarrow r(W_E - W_U) = w - z - (s + \lambda(\theta))(W_E - W_U) \qquad \textbf{(9)}$$

Expresamos algebraicamente el valor de $(W_E - W_U)$ a partir de **(7)**:

$$\frac{\beta}{1-\beta} = \frac{W_E - W_U}{W_J - W_V} \rightarrow \frac{\beta}{1-\beta} = \frac{W_E - W_U}{W_J} \rightarrow \frac{\beta}{1-\beta} = \frac{W_E - W_U}{\frac{\gamma_0}{\mu(\theta)}} \rightarrow$$

$$\rightarrow (W_E - W_U) = \frac{\beta}{1-\beta}\frac{\gamma_0}{\mu(\theta)}$$

Sustituimos esta última expresión de $(W_E - W_U)$ en **(9)**:

$$r\frac{\beta}{1-\beta}\frac{\gamma_0}{\mu(\theta)} = w - z - \big(s + \lambda(\theta)\big)\frac{\beta}{1-\beta}\frac{\gamma_0}{\mu(\theta)} \rightarrow \big(r + s + \lambda(\theta)\big)\frac{\beta}{1-\beta}\frac{\gamma_0}{\mu(\theta)} =$$

$$= w - z \rightarrow (r+s)\frac{\beta}{1-\beta}\frac{\gamma_0}{\mu(\theta)} + \frac{\beta}{1-\beta}\theta\gamma_0 = w - z \rightarrow$$

$$\rightarrow (r+s)\frac{\beta}{1-\beta}\frac{\gamma_0}{\mu(\theta)} + \frac{\beta}{1-\beta}\theta\gamma_0 + z = w$$

Sustituyendo ahora el valor hallado para la curva de creación de vacantes en **(8)**, obtenemos la expresión correspondiente a la *curva* o *ecuación de salarios*:

$$\frac{\beta}{1-\beta}(y - w) + \frac{\beta}{1-\beta}\theta\gamma_0 + z = w \rightarrow \beta(y - w) + \beta\theta\gamma_0 + (1 - \beta)z = (1 - \beta)w$$

$$\rightarrow \beta y + \beta\theta\gamma_0 + (1 - \beta)z = w \quad \textbf{(10)}$$

Como ya hemos apuntando, el equilibrio estacionario óptimo y estable se caracteriza por una *ratio* vacantes-desempleo y un nivel de salarios igualmente constantes. Igualando **(8)** y **(10)**, es decir, las expresiones de las ecuaciones de creación de vacantes y de salarios, obtenemos la *ratio* vacantes-desempleo de equilibrio estacionario (θ_0):

$$y - \frac{(r+s)\gamma_0}{\mu(\theta)} = \beta y + (1-\beta)z + \beta\gamma_0\theta \rightarrow (r+s)\gamma_0 =$$

$$= \mu(\theta)[(1-\beta)(y-z) - \beta\gamma_0\theta] \rightarrow \frac{(r+s)\gamma_0}{\mu(\theta)} =$$

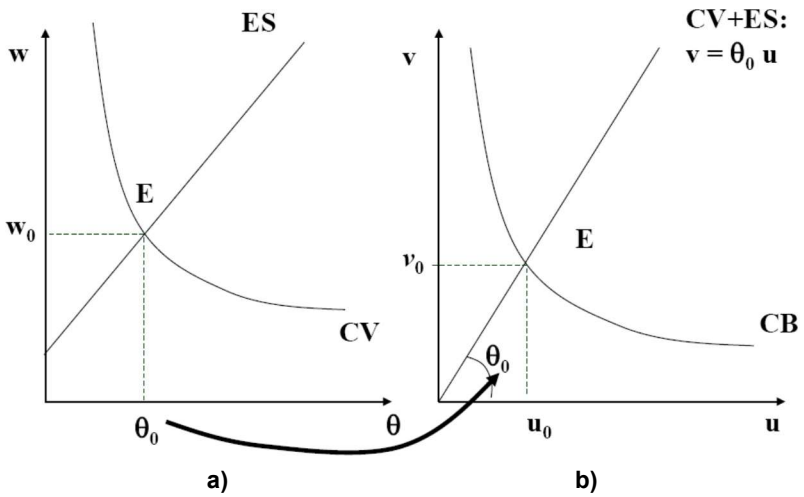
$$= (1-\beta)(y-z) - \beta\gamma_0\theta \rightarrow \frac{(r+s)\gamma_0}{\mu(\theta)} + \beta\gamma_0\theta = (1-\beta)(y-z)$$

$$\rightarrow \beta\gamma_0\theta = (1-\beta)(y-z) - \frac{(r+s)\gamma_0}{\mu(\theta)} \rightarrow$$

$$\theta_0 = \frac{(1-\beta)(y-z)}{\beta\gamma_0} - \frac{(r+s)\gamma_0}{\beta\gamma_0\mu(\theta)} = \frac{(1-\beta)(y-z)}{\beta\gamma_0} - \frac{(r+s)}{\beta\mu(\theta)}$$

Sustituyendo el valor de θ_0 en **(8)** o en **(10)**, podemos hallar el valor del salario de equilibrio estacionario (w_0). Representando la curva de creación de vacantes y la de salarios en el mismo espacio (w, θ), resulta muy sencillo hallar los valores óptimos de θ_0 y w_0, como puede comprobarse en el panel **a)** de la gráfica 1.

Gráfica 1



Fuente: PISSARIDES (1990).

Por otro lado, la tasa de desempleo sobre población activa (u) también es constante en equilibrio estacionario. Como ya indicamos en la expresión **(15)** del capítulo I, $\dot{u} = s(1-u) - \lambda(\theta)u$. Dado que en estado estacionario se cumple que $\dot{u} = 0$, el valor del desempleo de equilibrio será:

$$u_0 = \frac{s}{s+\lambda(\theta)} \quad \textbf{(11)}$$

que no es sino una de las expresiones posibles de la *curva de BEVERIDGE*. Una vez que hemos determinado el valor de θ_0, sustituyéndolo en esta última expresión podemos hallar el valor del desempleo de equilibrio (u_0), y con estos dos valores, θ_0 y u_0, estamos en condiciones de determinar el valor óptimo de equilibrio de la oferta de vacantes (v_0),

tal y como puede observarse en el panel **b)** de la gráfica 1. De este modo, todas las variables endógenas del modelo quedan perfectamente identificadas.

2.3. El papel de los flujos en la determinación del salario de equilibrio.

Diversos estudios (BLANCHARD & DIAMOND, 1990; DAVIS & HALTIWANGER, 1990; DAVIS *et al.* 2006) han puesto de manifiesto evidencia microeconómica de que en Estados Unidos, y también en otros países, coexisten grandes flujos de creación y destrucción de empleo a lo largo de todas las fases del ciclo económico.

La creación de un empleo tiene lugar cuando una vacante ofertada por una empresa y un trabajador que busca activamente un puesto de trabajo entran en contacto y comienza la prestación de servicios y la producción: se ha producido un emparejamiento o *match*, o lo que es lo mismo, una contratación (*hiring*) o colocación; de ahí que esta variable suela designarse con las letras *m* o *h*. Por tanto, cuando una empresa decide dotar y ofertar una nueva vacante todavía no podemos hablar de creación de empleo, sino únicamente de creación de una vacante: se suele designar el flujo total de vacantes ofertadas por *v*. La destrucción de empleo tiene lugar cuando un *match* se rompe y desaparece: suele designarse con la letra *s* (*separate*).

Una vez que el modelo de determinación del salario de equilibrio ha incorporado como variable explicativa la productividad laboral, los mismos fundamentos teóricos nos exigen integrar en aquél, con la misma condición, los flujos de población activa. Y es que la productividad laboral, que denotaremos en adelante por *y*, se obtiene a partir del cociente entre el PIB expresado a precios constantes y el volumen o número de personas ocupadas.

BROERSMA & DEN BUTTER (2001) llevan a cabo un análisis empírico de la influencia de los flujos del mercado de trabajo sobre el nivel de precios y salarios en Holanda. Estiman un sistema de ecuaciones de salarios, precios y empleo, tomando como modelo el planteado por NICKELL (1987) e incorporando los flujos de población activa como indicadores del grado de tensión del mercado de trabajo en la ecuación de salarios. Recuperando el enfoque pionero de PHELPS (1967 y 1970), se entronca con el marco teórico de la *curva de PHILLIPS* y la espiral de salarios-precios. Recurriendo a técnicas de *impulse response analysis*, se pone de manifiesto la influencia decisiva de las variaciones en el flujo de entrada al desempleo en los efectos observables a corto plazo de la *curva de PHILLIPS* en Holanda. El modelo que especifican recoge ya un amplio elenco de variables explicativas: índices de precios; productividad laboral; *replacement rate* - medida como tasa de cobertura de los beneficios por desempleo sobre el salario mínimo o medio anteriormente percibido -; *taxes and social premiums* que dan lugar a la conocida como "cuña fiscal o salarial" (*tax or wage wedge*) – en la que se recoge el peso de los impuestos y cotizaciones sociales que gravan la contratación dentro de los costes laborales totales -; los flujos de entrada y salida del desempleo; y finalmente los flujos que afectan a las vacantes cubiertas.

Más adelante, BROERSMA *et al*. (2006) plantean y analizan un modelo basado en la influencia de los flujos del mercado de trabajo en el proceso de formación de los salarios, como alternativa al enfoque vigente en la literatura empírica hasta entonces, en el que la especificación de la ecuación de salarios consideraba el desempleo

únicamente en cuanto a la dinámica propia de la *curva de PHILLIPS* y el "efecto curva de salarios" convencional.

En los modelos en los que el salario de equilibrio se determina a partir de la maximización del excedente para ambas partes, empleadores y demandantes de empleo, en un primer momento se recurría a la tasa de desempleo como indicador del grado de tensión existente en el mercado de trabajo, debido a la disponibilidad de datos a este respecto. Sin embargo, la investigación posterior, desarrollada en el marco de los modelos de búsqueda y emparejamiento y la teoría del desempleo de equilibrio (PISSARIDES, 1990 y 2000) ha demostrado que un modelo endógeno de flujos de población activa puede dar una idea más precisa de la presión ejercida por los mercados de trabajo en el proceso de determinación del salario de equilibrio que representa la ecuación de salarios. En una versión elemental, se plantea como alternativa al uso exclusivo de la tasa de desempleo, el equilibrio dinámico existente en cada momento entre el flujo de salida del empleo al desempleo (*layoffs flow*) y el flujo de cobertura de vacantes (*filled vacancies flow*), como indicador de la presión que transmite el mercado de trabajo al proceso de formación de salarios.

Para generalizar este enfoque a todas las variables explicativas, podemos establecer previamente una tabla de equivalencias entre las variables-flujo que se introducen en este modelo y las tasas o probabilidades contempladas en el modelo básico de la teoría del desempleo de equilibrio de PISSARIDES (1990 y 2000):

rate/ probability	**flow parameter**
s	$\frac{F_{EU}}{E}$
$\lambda(\theta) = \theta\mu(\theta)$	$\frac{F_{UE}}{U}$
$\mu(\theta) = (\lambda(\theta)/\theta)$	$\frac{F_{UE}^{v}}{V}$

El flujo o tasa de destrucción de empleo (*s*) se identifica con la probabilidad de perder el empleo, que se calcula a partir del cociente entre el flujo de entrada al desempleo desde la ocupación (F_{EU}) y el *stock* de ocupados o empleados (*E*).

La probabilidad de encontrar o lograr un empleo - $\lambda(\theta)$ - se calcula como cociente entre el flujo de salida del desempleo hacia la ocupación (F_{UE}) y el *stock* de desempleados (*U*).

F^{v}_{UE} representa el flujo de cobertura de vacantes por parte de trabajadores en situación de desempleo, y su cociente por el *stock* de vacantes (*V*) se corresponde con la probabilidad de que las vacantes sean cubiertas - $\mu(\theta)$ -.

De este modo, las ecuaciones **(2)**, **(3)**, **(4)** y **(5)** pueden reformularse incorporando como variables explicativas los flujos de población activa a los que hemos aludido:

$$rW_J = y - w - \frac{F_{EU}}{E}\left[W_J - W_V\right] + \dot{W}_J \quad \textbf{(12)}$$

$$rW_V = \frac{F_{UE}^{v}}{V}\left[W_J - W_V\right] - \gamma_0 + \dot{W}_V \quad \textbf{(13)}$$

$$rW_E = w - \frac{F_{EU}}{E}\left[W_E - W_U\right] + \dot{W}_E \quad \textbf{(14)}$$

$$rW_U = z + \frac{F_{UE}}{U}\left[W_E - W_U\right] + \dot{W}_U \quad \textbf{(15)}$$

Análogamente, la ecuación de salarios (10) puede expresarse en términos de flujos de población activa como:

$$w = \beta\left(y + \gamma_0 \frac{F_{UE}}{U}\frac{V}{F_{UE}^{v}}\right) + (1-\beta)z \quad \textbf{(16)}^{34}$$

Siguiendo a BROERSMA *et al*. (2006), la ecuación **(16)** puede completarse incorporando como variable explicativa adicional los impuestos que gravan la contratación, denotados como t_w (*tax wedge*), que en España son fundamentalmente las cotizaciones sociales, y sustituyendo la variable *z* por una variable vinculada al salario previamente percibido en situación de ocupación, proporcional y expresada como porcentaje de aquél, que designaremos por *rr* (*replacement rate*). De este modo, BROERSMA *et al*. (2006) reformulan la ecuación **(16)** en los siguientes términos:

$$w = \frac{1-\beta}{1-rr(1-\beta)}(1-t_w) + \frac{1-\beta}{1-rr(1-\beta)}\left(1 + \gamma_0 \frac{F_{UE}}{U}\frac{V}{F_{UE}^{v}}\right)y$$

Hasta ahora habíamos asumido como supuesto que los trabajadores sólo podían encontrarse en dos situaciones o estados: ocupados o desempleados. En la práctica, no obstante, hay que contar con un tercer estado posible, que es el de la población en edad laboral que se sitúa de hecho al margen o fuera de la población activa y, por tanto, del mercado de trabajo. GAUTIER (1997) formula una ecuación de salarios donde éstos se determinan como participación en el excedente de los emparejamientos que tienen lugar en el mercado de trabajo, y tales emparejamientos se derivan de flujos procedentes del desempleo, pero también de la inactividad, es decir, de personas que en principio no se encontraban buscando activamente un empleo. Como siempre, en equilibrio debe cumplirse la condición de igualdad entre los flujos de entrada y salida a cada uno de estos tres estados.

A priori, podemos pensar que la población inactiva no tiene influencia directa en la formación de los salarios de equilibrio, por lo que la ecuación de salarios se obtendría

[34] Puede verse la deducción analítica completa de la ecuación de salarios en el APÉNDICE I.

simplemente a partir de las ecuaciones de activos para empleados y desempleados y para puestos de trabajo cubiertos y vacantes, en los términos expuestos con anterioridad. No obstante, la población no activa (*non-participants*) se incorpora al proceso de formación de salarios a través del flujo de salida del empleo hacia fuera del mercado laboral (F_{EN}/E) en la ecuación de activos para los puestos ocupados, y el flujo de entrada al empleo desde la inactividad en la ecuación de activos para las vacantes no cubiertas *(*F_{NE}^{v}/V*),* y así las ecuaciones **(12)** y **(13)** pueden reformularse del siguiente modo:

$$rW_J = y - w - t_w - \frac{F_{EU}+F_{EN}}{E}\left[W_J - W_V\right] + \dot{W}_J \qquad \textbf{(17)}$$

$$rW_V = \frac{F_{UE}^{v}+F_{NE}^{v}}{V}\left[W_J - W_V\right] - y\gamma_0 + \dot{W}_V \qquad \textbf{(18)}$$

A efectos de la estimación del modelo empírico, cada tasa se expresa como *ratio* del flujo bruto sobre el *stock* de origen correspondiente al período inmediatamente anterior. De este modo, en cuanto a los tres estados en que pueden encontrarse los trabajadores, se distinguen tres flujos: f_{EU}= F_{EU}/E_{t-1} (*lay-off rate*), f_{UE}= F_{UE}/U_{t-1} (*hiring rate*) y f_{EN}= F_{EN}/E_{t-1} (*quit rate*); por lo que respecta a los flujos que se refieren a la cobertura de vacantes por trabajadores (flujos de creación de empleo), se contemplan dos flujos diferentes: f_{UE}^{V}= F_{UE}^{V}/U_{t-1} (tasa de cobertura de vacantes por parte de desempleados) y f_{NE}^{V}= F_{NE}^{V}/N_{t-1} (tasa de cobertura de vacantes por parte de inactivos, que no estaban buscando activamente empleo)[35].

Finalmente, efectuamos la transformación logarítmico-lineal de esta ecuación de salarios extendida, mediante un desarrollo de *TAYLOR* de primer orden, lo que nos da como resultado:

$$\log w = \alpha_0 + \beta_1 log\ y + \beta_2(1 - t_w) + \beta_3 rr +$$

$$+ \beta_4 f_{EU} + \beta_5 f_{EN} + \beta_6(f_{UE}^{V} + f_{NE}^{V}) + \varepsilon_t \qquad \textbf{(19)}$$

que será la ecuación que tomemos finalmente como referencia (*baseline model*) para el modelo empírico que desarrollaremos aquí.

En cualquier caso, la ecuación **(19)** expresa una fórmula de equilibrio estático a largo plazo, pero no nos suministra información sobre cómo se produce el ajuste dinámico a corto plazo (PISSARIDES, 1985). BROERSMA *et al.* (2006) optan por estimar un modelo de cointegración con mecanismo de corrección del error (ECM), recurriendo al método propuesto por ENGLE & GRANGER (1987).

[35] En las series correspondientes a los flujos de cobertura de vacantes no disponemos de una indicación de origen o procedencia, por lo que calculamos los flujos netos a partir de los valores de los *stocks* de desempleados y de población no activa correspondientes al principio de cada unidad trimestral del período analizado, es decir, los registrados en el trimestre inmediatamente anterior.

3. Datos y fuentes.

Para la estimación de nuestro modelo empírico tomaremos en consideración el período comprendido entre el segundo trimestre del año 2005 y el último trimestre del año 2019 (2005 T2 - 2019 T4), precisamente en función de las estadísticas disponibles sobre flujos de población activa y hasta el momento inmediatamente anterior al estallido de la crisis derivada de la pandemia del COVID.

Los datos de población activa, población en edad laboral (16 o más años), población inactiva o no activa (obtenida por diferencia entre las dos anteriores, y designada con la letra mayúscula *N*), población ocupada o empleada (*E*) y población parada o desempleada (*U*) proceden de la *Base de Datos del Modelo REMS – Rational Expectations Model for Simulations* – (*BDREMS*) elaborada por BOSCÁ *et al*. (2017) para la Secretaría de Estado de Presupuestos y Gastos del Ministerio de Hacienda y Función Pública. Las series se formulan con base 2015, su periodicidad es trimestral y, con carácter general, están corregidas de estacionalidad y de efecto calendario.

En cuanto a la variable *w*, utilizaremos las series correspondientes a costes salariales y costes laborales totales de la Encuesta Trimestral de Coste Laboral (ETCL) del Instituto Nacional de Estadística (INE). La diferencia entre ambos conceptos dividida por el valor de los costes laborales totales nos proporciona, a su vez, el valor de la *cuña fiscal* o *salarial* (t_w). Con el propósito de facilitar la posterior estimación de la curva de salarios, reescalaremos el valor obtenido de t_w, multiplicándolo por 100, para luego obtener el complementario, que es el término que efectivamente incorporaremos a la especificación en la forma: $100 - 100t_w \approx 1 - t_w$. Así, operamos con tasas porcentuales, de modo análogo a los valores que tomamos para la *replacement* rate. Los valores vienen referidos en todo caso al sector de actividad *"B_S Industria, construcción y servicios (excepto actividades de los hogares como empleadores y de organizaciones y organismos extraterritoriales)"*. En principio, están disponibles los valores a partir del primer trimestre de 2008, pero el INE ha elaborado también series retrospectivas para el período 2000-2007.

En congruencia con lo que inmediatamente se dirá con respecto a la productividad laboral, es preciso tener en cuenta que los datos de las series de la ETCL están expresados de acuerdo con las indicaciones de EUROSTAT en orden a la elaboración del Índice de Coste Laboral Armonizado (ICLA), según explica la nota metodológica del INE, pero, en todo caso, en términos nominales. De cara a la estimación de la ecuación de salarios hemos de partir de los volúmenes monetarios expresados en términos reales, y para obtenerlos debemos aplicar a las series originales el deflactor implícito del PIB, disponiendo a tal fin de la serie trimestral de valores de este factor corrector en la misma *BDREMS*. Por tanto, serán los valores correspondientes a estas series transformadas los que finalmente incorporemos a la especificación de la ecuación de salarios en orden a su correcta estimación.

Por lo que respecta a la productividad laboral (*y*), como ya indicamos ésta se obtiene como cociente entre el PIB a precios constantes[36] y el volumen o *stock* de población ocupada (*E*). De nuevo, tomamos todos estos datos de las series disponibles en la *BDREMS*.

Las variables *w* e *y*, en relación con la especificación del modelo teórico que hemos asumido como punto de partida para el análisis, vendrán expresadas en logaritmos naturales: *logw1*, *logw2* y *logy*.

En cuanto a la variable que hemos denominado *replacement rate* (*rr*), tomamos los datos de las series publicadas por la OCDE (https://stats.oecd.org), con las especificaciones *"couple with 2 children: partner's earnings AW (average wage)"* y, con respecto al apartado *"previous in work earnings"*, la referencia del *"average wage"*. Calculamos una suma de los valores correspondientes a los períodos de desempleo de 6, 12, 24, 36, 48 y 60 meses, ponderados de acuerdo con los porcentajes de parados en función del tiempo de búsqueda (sobre el volumen total) que ofrecen las estadísticas de la Encuesta de Población Activa (EPA) del INE. Los datos de la *rr* de las estadísticas de la OCDE tienen una frecuencia anual, pero al aplicarle la ponderación de los porcentajes de parados por tiempo de búsqueda de la EPA, que son trimestrales, obtenemos resultados diferenciados también por trimestres.

Con respecto a las variables ($1 - t_w$) y *rr*, teniendo en cuenta el orden de magnitud de las demás variables, y en particular el correspondiente a los flujos de población activa, a los que nos referiremos a continuación, las expresamos en tasas porcentuales para la estimación del modelo.

En cuanto a los diversos flujos de población activa, tomamos los datos de las series de la Encuesta de Flujos de Población Activa (EFPA), disponibles a partir del segundo trimestre de 2005 en el mismo ámbito de la EPA que elabora el INE. En el modelo que hemos tomado como base, sin embargo, estos valores no se incorporan a la ecuación de salarios considerados por niveles, sino como tasas sobre el volumen correspondiente al estado de origen al que hacen referencia en cada caso. Para ello, se toma en consideración el valor del trimestre inmediatamente anterior - aplicando un retardo -, y de este modo lo que se obtiene es propiamente la expresión del flujo neto de población que pasa de un estado a otro en un trimestre determinado.

Así, designamos por F_{EU} el flujo en valores absolutos de personas que pasan del estado de ocupación al de desempleo en cada unidad de tiempo, y por f_{EU} el valor de la tasa calculada como cociente entre F_{EU} y el correspondiente al *stock* de ocupados en el trimestre inmediatamente anterior (E_{t-1}). De igual forma, a partir del flujo de la ocupación a la inactividad (F_{EN}), calcularemos la tasa de variación (f_{EN}) como *ratio* o cociente de este flujo con respecto al *stock* previo de ocupados (E_{t-1}). Finalmente, las tasas de los flujos de cobertura de vacantes desde el desempleo (f_{UE}^{V}) y desde la inactividad (f_{NE}^{V}), se calculan como *ratios* sobre los *stocks* previos de desempleo (U_{t-1}) e inactividad (N_{t-1}). Se parte de la premisa de la mayor importancia relativa del primero de estos flujos, por

[36] Calculamos el PIB a precios constantes aplicando a la serie de PIB a precios corrientes de mercado el deflactor implícito del PIB, disponiendo de ambas series históricas, con frecuencia trimestral, también en la *BDREMS*.

lo que cabe considerar de forma conjunta ambos flujos - $(f_{UE}^V + f_{NE}^V)$ - como variable explicativa de la ecuación de salarios, siempre y cuando se verifique la condición de igualdad de los coeficientes.

En otro orden de cosas, hay que considerar que tanto las series procedentes de la *BDREMS* como las de costes salariales y laborales de la ETCL se encuentran en principio, con carácter general, desestacionalizadas y corregidas de efecto calendario. No tenemos certeza, sin embargo, con respecto a las series correspondientes a las variables-flujo (f_{EU}, f_{EN}, $f_{UE}^V + f_{NE}^V$). Por este motivo, para poder efectuar cualquier análisis y estimación sobre los datos de estas series es necesario proceder al ajuste estacional y a la corrección del efecto calendario que pudiera existir en las mismas, mediante la aplicación del programa *TRAMO-SEATS*, en su versión para *Windows*© (*TSW*), disponible en la página *web* del Banco de España.

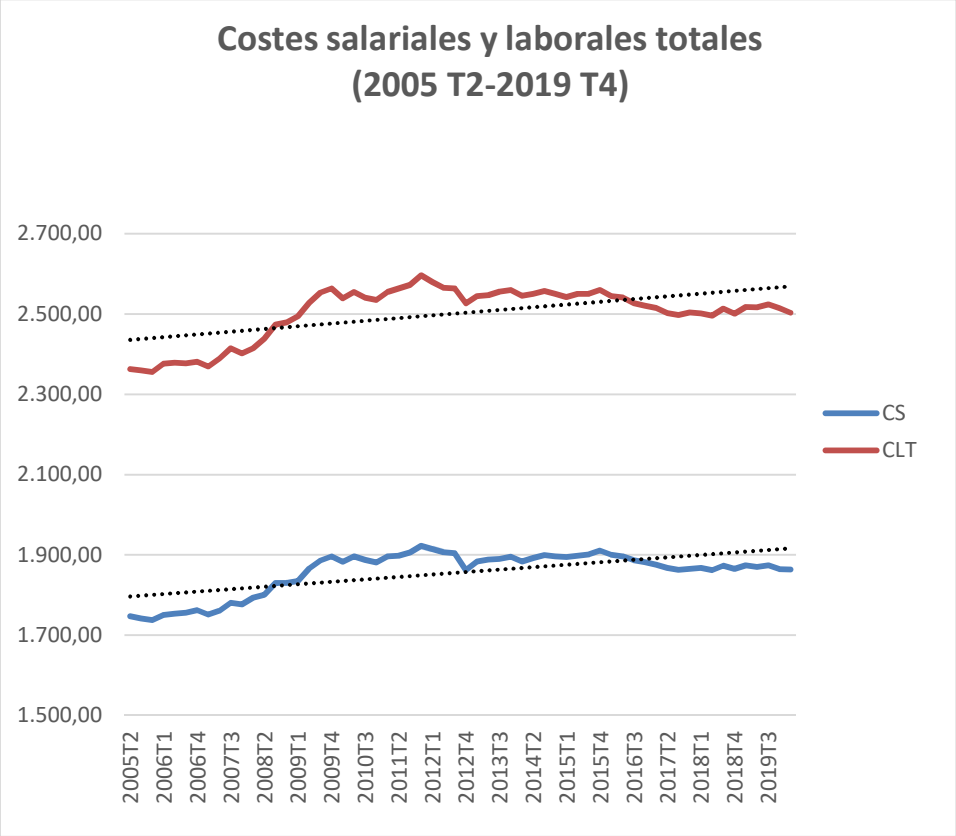
4. Evolución general de los niveles de salarios, actividad, ocupación, desempleo y productividad laboral durante el período 2005 T2 - 2019 T4.

Antes de emprender el análisis de la curva de salarios empírica y la estimación de la ecuación correspondiente, conviene detenernos, siquiera brevemente, en describir la evolución de las principales variables involucradas en las relaciones funcionales que tratamos de definir.

En primer lugar, y con respecto a la evolución de los costes laborales totales y los costes salariales durante el período considerado, que expresamos en logaritmos, la gráfica 3 nos muestra una trayectoria con una leve pendiente positiva, algo más pronunciada en el primer caso. El *gap* entre ambas series no parece estar sujeto a grandes fluctuaciones a lo largo del período considerado, dentro de una común tendencia creciente. En términos absolutos, el máximo se alcanza en el cuarto trimestre de 2011 (673,31 €), mientras que el mínimo se sitúa al inicio del período considerado (615,54 €). Si en cambio calculamos el *gap* en términos de porcentaje sobre los costes laborales totales, el máximo se registra en el primer trimestre de 2009 (35,92 %) y el mínimo en el primer trimestre de 2016 (33,87 %). Esto parece apuntar a que la cuña fiscal (*tax wedge*), los costes no salariales que gravan la contratación, no ha variado sustancialmente a lo largo del período considerado.

Ambas series arrancan con una tendencia creciente, que se estabiliza a finales del año 2011. Los valores de partida son, para los costes laborales totales 2.387,64 €, y para los costes salariales 1.770,97 €. Los nuevos valores de equilibrio a largo plazo se situarán aproximadamente en 2.500 y 1.942 €, respectivamente. La trayectoria es accidentada en ambos casos, si bien acaba por estabilizarse en torno a los valores medios ya indicados. Los valores máximos de ambas series se alcanzan en el último trimestre de 2011 (2.711,79 y 2.041,15 €, respectivamente). A partir de entonces, la trayectoria modera su volatilidad, alcanzando un mínimo relativo en el tercer trimestre de 2017 (2.408,27 y 1.775,21 €, respectivamente).

Gráfica 3



Fuente: elaboración propia.

A primera vista, parece que el impacto de la *Gran Recesión* sobre el nivel de salarios no ha sido muy significativo. Hasta principios de 2012 se observa una trayectoria clara de crecimiento, moderada pero sostenida. El balance neto correspondiente a todo el período considerado es asimismo creciente, como se aprecia en las líneas de tendencia estimadas. Es precisamente en el tramo correspondiente al año 2012 donde se observa un punto de inflexión en la tendencia creciente de la media, de modo que podemos constatar a partir de entonces cierta moderación o contención salarial.

DOMÉNECH *et al*. (2018) vinculan este fenómeno de contención salarial con los mecanismos de flexibilidad introducidos por la reforma laboral de 2012[37]. El Real

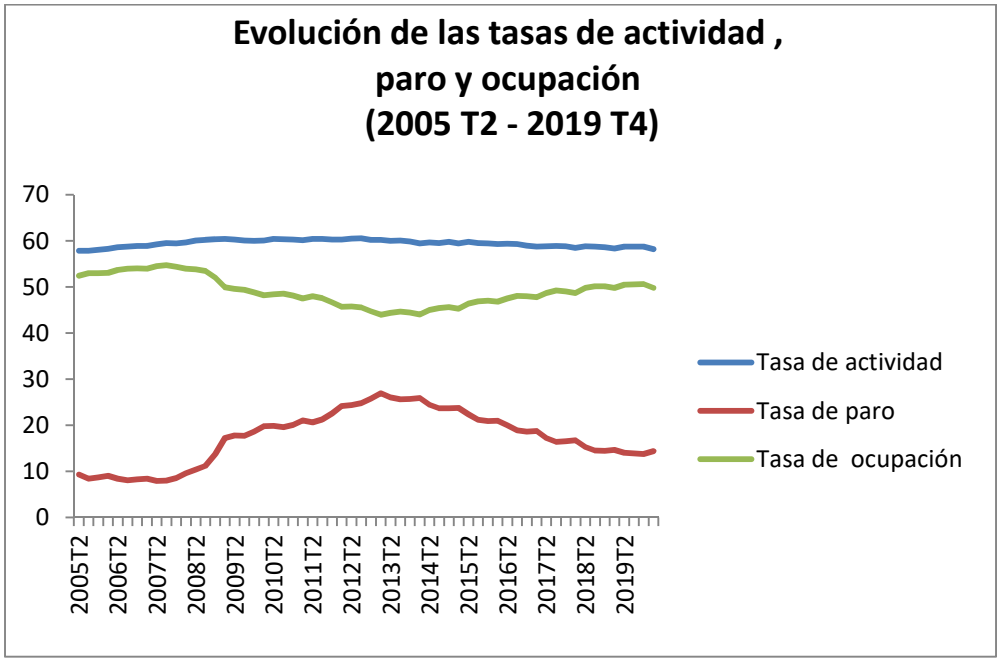
[37] DOMÉNECH *et al*. (2018) han subrayado el papel de la flexibilidad salarial, a partir de la reforma laboral de 2012, en el proceso de ajuste subsiguiente a la *Gran Recesión*. Frente a lo sucedido en crisis económicas anteriores, los mecanismos de flexibilidad introducidos por la reforma laboral habrían propiciado, según mantienen estos autores, que el ajuste que siguió al estallido de la *Gran Recesión* se hubiera producido en mayor medida vía precios (salarios) que vía cantidades o producción (destrucción de empleo). La moderación o contención salarial habría permitido en este caso frenar el ritmo frenético de destrucción de puestos de trabajo en que se había embarcado la economía española tras el desencadenamiento de la crisis a finales de 2007 y principios de 2008. Este análisis, cuyas concretas implicaciones en términos de política de empleo no están exentas de controversia en la literatura especializada, evidencia no obstante un aspecto

Decreto-ley 3/2012, de 10 de febrero, de medidas urgentes para la reforma del mercado laboral[38], vino en este sentido a consagrar a un nivel legislativo, con alcance general y carácter propiamente normativo, las medidas de flexibilidad interna para las empresas que se habían instrumentado poco antes por las organizaciones empresariales y sindicales más representativas en el II Acuerdo para el Empleo y la Negociación Colectiva[39], con el objetivo explícitamente declarado de facilitar, en el contexto de las condiciones excepcionales de entorno derivadas de la *Gran Recesión*, un crecimiento de la actividad económica que posibilitara la creación de empleo a corto plazo.

Dentro de la ecuación de salarios, y en el contexto del análisis del impacto de la *Gran Recesión*, cobra un especial protagonismo la variable de productividad laboral, lo que a su vez nos obliga a analizar previamente la evolución de las principales magnitudes referidas a la población activa en el mercado de trabajo. En efecto, resulta decisivo determinar si el crecimiento de la productividad responde a que el factor trabajo está generando realmente mayor renta en términos relativos, o bien simplemente a que se ha reducido el *stock* de empleo u ocupación de la economía.

En la gráfica 4 se representa la evolución de las tasas de actividad, paro y ocupación durante el período de referencia.

Gráfica 4



Fuente: elaboración propia.

que interesa destacar: el significativo papel que desempeña el proceso de formación de salarios en la determinación del equilibrio dinámico en los mercados de trabajo.

[38] Publicado en el «Boletín Oficial del Estado» nº 36 de 11 de febrero de 2012.

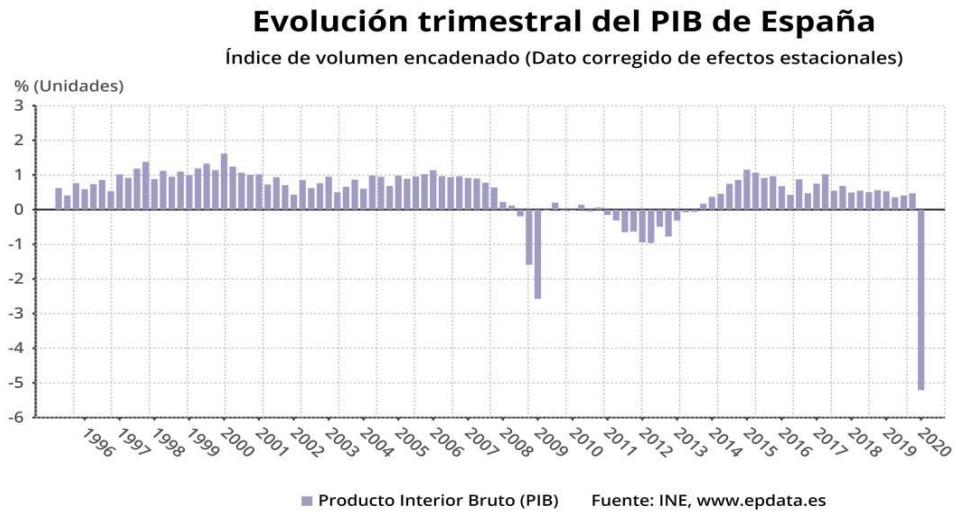
[39] Publicado en virtud de Resolución de 30 de enero de 2012, de la Dirección General de Empleo, en el «Boletín Oficial del Estado» nº 31 de 6 de febrero de 2012.

La tasa de población activa se mantiene prácticamente estable a lo largo del período analizado, con una leve tendencia creciente hasta el estallido de la crisis y un ligero descenso en el tramo final, más perceptible a partir del año 2016. Tanto la tasa de paro como la de ocupación presentan una trayectoria muy ligada a la evolución del ciclo. La ocupación, en el período inmediatamente anterior al desencadenamiento de la crisis, ofrece una tendencia moderadamente creciente, mientras que la tasa de paro se estabiliza por debajo del 10 %. En cuanto irrumpe la *Gran Recesión*, se dispara la tasa de desempleo al tiempo que cae la tasa de ocupación, a un ritmo, eso sí, más paulatino. El máximo de la serie de la tasa de paro (26,94 %) coincide con el mínimo correspondiente a la de la tasa de ocupación (44 %) a lo largo del año 2013. A partir de ese momento, se observa una inversión de las tendencias creciente y decreciente de las tasas de paro y ocupación, de nuevo más pronunciada en el primer caso. La tasa de ocupación recuperará finalmente la cota del 50 %, mientras que la tasa de desempleo se estabiliza en torno al 14 %.

Tras la *Gran Recesión*, la tasa de paro en España volvió a estabilizarse en el entorno del 14 %, lo que coincide con el valor medio de la NAIRU (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) estimada para España a partir de mediados de la década de los ochenta del pasado siglo (GÓMEZ & USABIAGA, 2001). En consecuencia, se viene a constatar la persistencia de un elevado componente estructural en la tasa de paro que afecta a los mercados de trabajo en España.

En todo caso, y antes de abordar el análisis de la dinámica de la productividad laboral, conviene examinar cuál ha sido, a grandes rasgos, la senda de crecimiento de la economía española durante el período considerado. En la gráfica 5 se representa la evolución del Producto Interior Bruto (PIB) de la economía española, medido en términos de variación intertrimestral del índice de volumen encadenado (Base 2010 = 100).

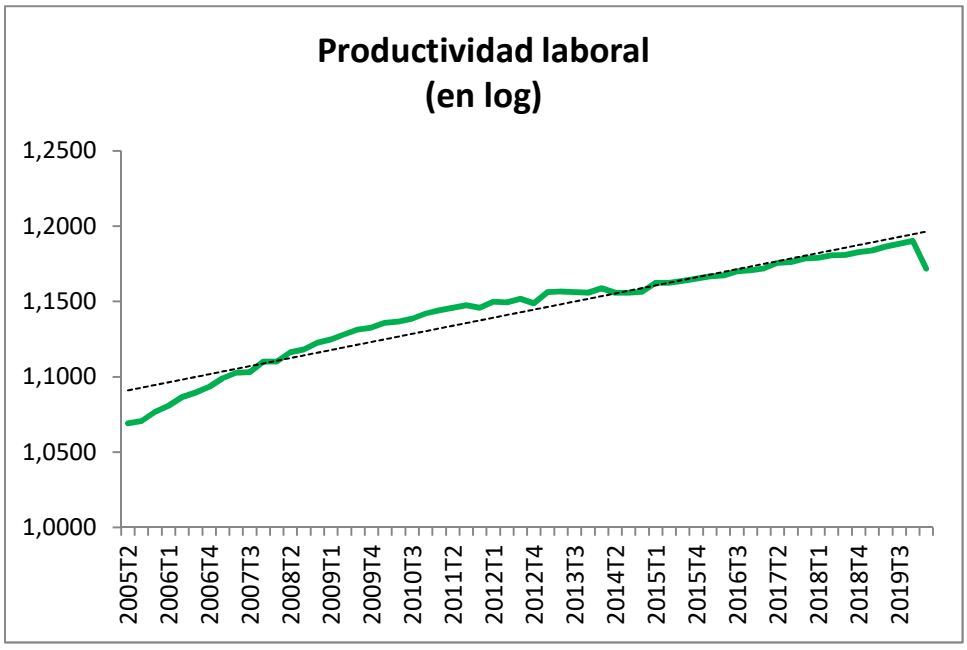
Gráfica 5



Durante los primeros años de la década inicial del nuevo siglo, hasta el estallido de la crisis económica en 2008, se observa una tendencia claramente creciente, con altibajos y fluctuaciones, pero creciente a medio y largo plazo. Con el desencadenamiento de la *Gran Recesión*, se produce un desplome inmediato, en sentido opuesto y de intensidad extraordinaria durante el primer año, aproximadamente hasta principios de 2009. Desde ese momento hasta finales de 2010, el crecimiento se estanca en torno a cero, registrando niveles ínfimos por encima de esa media nula a mediados de 2009 y 2010. A continuación se produce el segundo gran embate de la *Gran Recesión*, la crisis de la deuda soberana, de modo que en los años 2011 a 2013 se registran nuevamente valores negativos, aunque con menor intensidad que en el momento inicial de la crisis.

A principios de 2014 arranca una nueva senda de crecimiento sostenido, que mediados de 2017 empieza a perder fuerza de forma paulatina. En el primer trimestre de 2020 estalla la crisis del COVID-19, produciéndose un colapso económico sin precedentes en toda la serie histórica.

Gráfica 6



Fuente: elaboración propia.

En la gráfica 6 se representa la evolución de la productividad laboral, expresada en logaritmos, hasta el primer trimestre del año 2020. Se observa que el impacto neto de la crisis económica sobre la productividad laboral ha sido positivo y que la etapa en que el crecimiento de esta variable ha sido con diferencia más intenso ha sido precisamente la que se corresponde con los peores años de la *Gran Recesión*. Partiendo del mismo concepto de la productividad laboral como *ratio* entre PIB y ocupación, no puede descartarse que esa mejora provenga precisamente del intenso y prolongado proceso de destrucción de empleo que se desencadenó como consecuencia de la crisis, es decir, en términos aritméticos, de la disminución del denominador del cociente.

Sin embargo, si volvemos a analizar la evolución del empleo en la gráfica 4, esta interpretación resulta más cuestionable, por simplista, pues a partir de mediados del año 2013 se produce una lenta y persistente recuperación del volumen de empleo, que coincide con una etapa en que la productividad laboral sigue creciendo también, de acuerdo con lo que observamos en la gráfica 6.

En conclusión, se observa una correlación negativa durante la mayor parte de la crisis y con los matices apuntados, en la evolución de las variables de productividad laboral y tasa de ocupación sobre población activa, y esto es un factor importante a tener en cuenta de cara a la estimación de la curva de salarios, sobre todo cuando se asume un enfoque o perspectiva estructural.

5. La curva de salarios de la economía española

La curva de salarios a la que aquí nos referimos no es la que convencional o habitualmente ha recibido esta denominación en la literatura económica laboral, plenamente incorporada al marco conceptual definido por la *curva de PHILLIPS*, sino aquella que se obtiene de la estimación de modelos de búsqueda y emparejamiento, en el marco teórico definido en torno al modelo DMP.

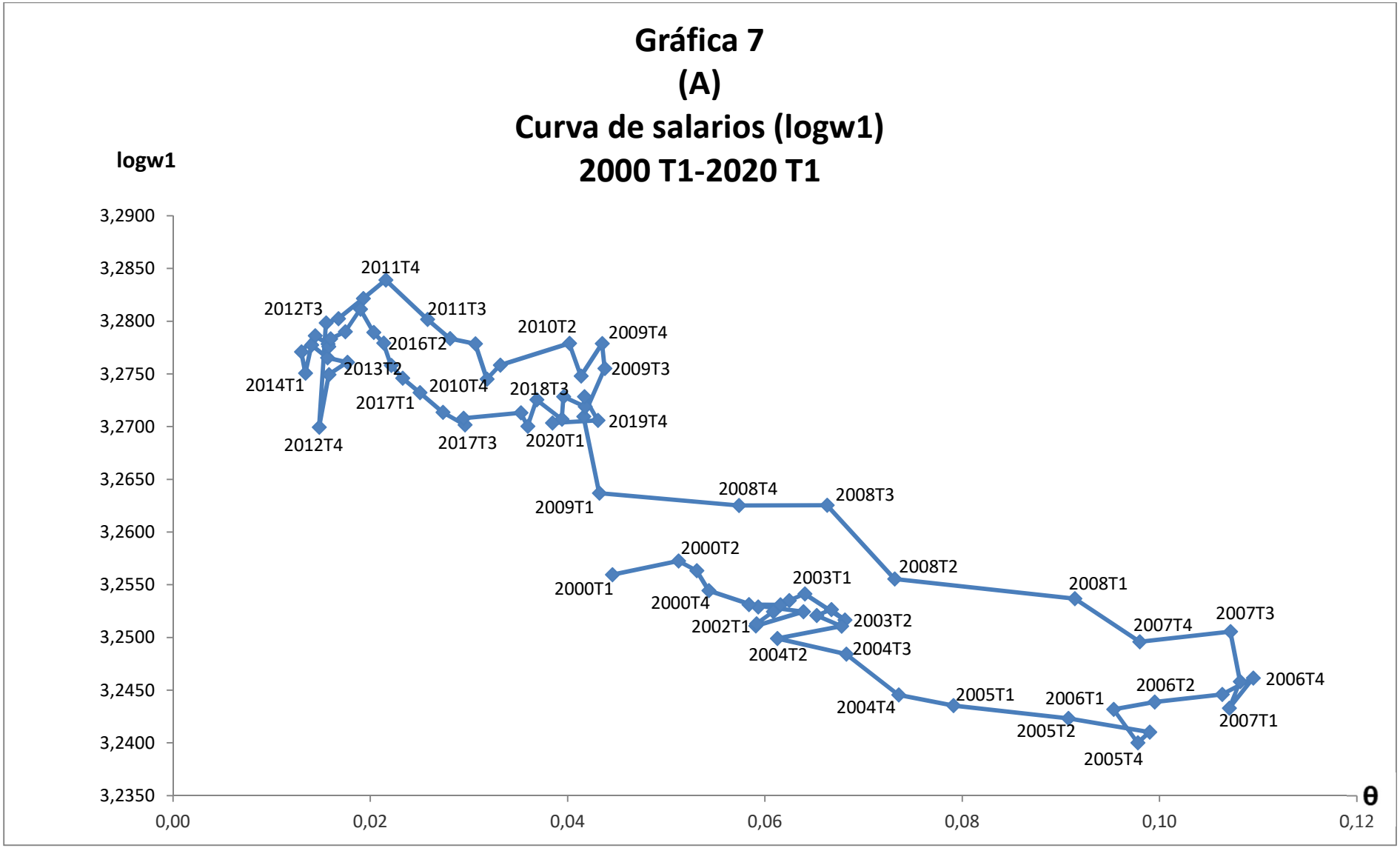
Diversos modelos no competitivos del mercado de trabajo, como los de "salarios de eficiencia" (SHAPIRO & STIGLITZ, 1984), de "trabajadores internos y externos" -*insiders vs. outsiders*- (LINDBECK & SNOWER, 1989), u otros más genéricos [LAYARD & NICKELL (1986), LAYARD *et al.* (1991), LINDBECK (1993) y PHELPS (1992 y 1994)], teorizan acerca de una relación negativa entre desempleo y salarios. En particular, se argumenta que sectores o regiones con mayores tasas de desempleo no necesitan pagar unos salarios excesivamente mayores que los de "vaciamiento" del mercado para evitar desincentivo al esfuerzo; o para reducir las demandas salariales de *insiders* o sindicatos cuando se comparan con sectores o regiones que tienen tasas de paro inferiores, verificándose en ambos supuestos la citada relación negativa entre desempleo y salarios. Como se revisa en el *survey* de WOODFORD (1994), la curva de salarios (*wage curve*) original, definida en el espacio salarios/desempleo, se traslada como curva de determinación de salarios (*wage setting curve*) al espacio salarios/empleo, donde aparece un equilibrio subóptimo (*quasi-equilibrium*) con desempleo involuntario. Este desempleo involuntario se produce como consecuencia de que los salarios alcanzan niveles superiores a aquél que permitiría "vaciar" los mercados de trabajo (para una referencia adicional sobre estos modelos, *v.* MONTUENGA & RAMOS, 2005). La representación gráfica de este nuevo esquema de determinación del salario de equilibrio implica que la curva tendrá pendiente positiva en el espacio salarios/empleo.

Aunque estos modelos se inscriben en marcos teóricos diversos, concluyen en un planteamiento común de partida, constituido por el hecho estilizado de que cuanto mayor sea el grado de tensión en el mercado de trabajo – y menor la tasa de desempleo -, mayor será el salario real de equilibrio, dado el salario de reserva (BLANCHARD & KATZ, 1997). Y éste es precisamente el punto del que arranca la consideración de la curva de salarios en el marco del modelo DMP. La curva de salarios establece una

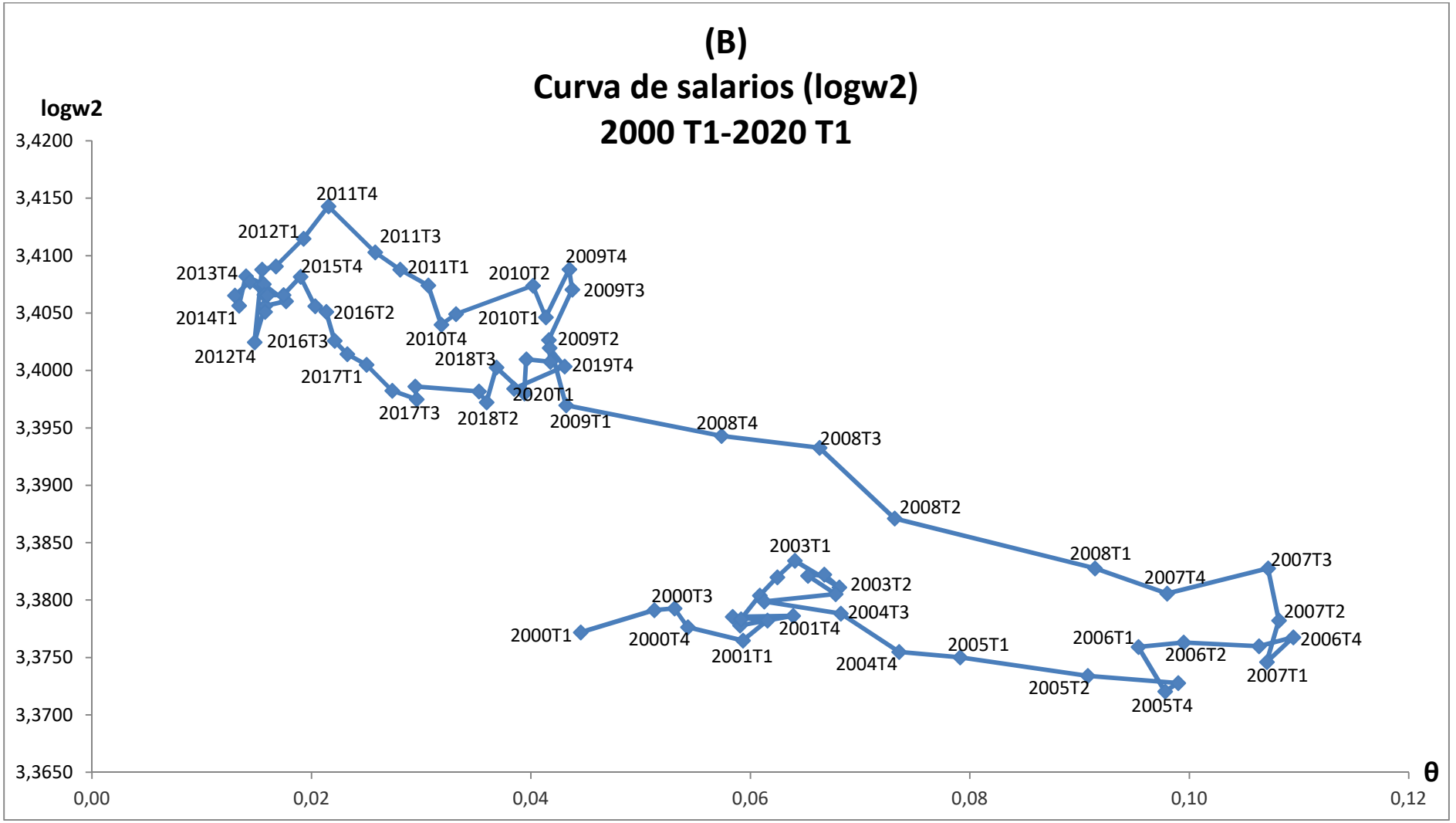
relación funcional entre el nivel de salarios y el grado de tensión en el mercado de trabajo. La trayectoria del grado de tensión (*θ*) caracteriza la evolución dinámica del desempleo de equilibrio que se obtiene a partir de la función de emparejamiento (*matching function*) representada en la *curva de BEVERIDGE*. Como se vio en el capítulo I, la *curva de BEVERIDGE* se define como el lugar geométrico de equilibrio entre el *stock* de desempleados (*U*) y el de vacantes (*V*). La *curva de BEVERIDGE* determina el desempleo de equilibrio que es consistente con la igualdad entre el flujo de entrada y el de salida del desempleo.

En la gráfica 7 se representa la curva de salarios, tomando como variable representativa de éstos en primer lugar **(A)** el logaritmo de los costes salariales (*logw1*) y en segundo término **(B)** el de costes laborales totales (*logw2*). En esta gráfica, conviene ampliar el período considerado hasta principios de este siglo, con el objetivo de poder analizar el impacto de la *Gran Recesión* sobre la evolución o trayectoria previa de los salarios. Por esta razón, en esta gráfica se representa la curva de salarios en el período comprendido entre el primer trimestre del año 2000 y el primer trimestre del año 2020, cuando se desencadena la pandemia del COVID.

Desde el punto de vista del modelo teórico asumido, la curva de salarios queda definida con una pendiente positiva: en la medida en que crece el índice de tensión o escasez en el mercado de trabajo (*θ*), al aumentar el número de puestos vacantes en relación con el volumen de demandantes de empleo que ofrecen sus servicios, las empresas se ven obligadas a elevar los salarios si quieren cubrirlas. Este comportamiento refleja de modo directo la relación funcional que representa la curva de salarios en el marco del modelo DMP.



Fuente: elaboración propia.



Fuente: elaboración propia.

El impacto de la *Gran Recesión* en los mercados laborales españoles se ha materializado principalmente en un proceso de destrucción de empleo muy intenso y prolongado en el tiempo. Como resultado inmediato de este proceso se produjo un fuerte aumento en el *stock* de desempleo. La oferta de vacantes, como ya constatamos a partir del estudio realizado en el capítulo I, se mantuvo en niveles relativamente elevados hasta el segundo trimestre de 2010, y a partir de entonces se fue reduciendo paulatinamente, a un ritmo menos acelerado que el que registraba el crecimiento de la tasa de paro. A resultas de la evolución de ambos factores, el grado de tensión, que no es sino la *ratio* entre ellos – $\theta = V/U$ -, disminuyó notablemente.

Los salarios medios, por su parte, se mantuvieron en un nivel elevado hasta finales de 2011, tanto porque la destrucción masiva de empleo afectó en primer término a los puestos de trabajo más precarios, con salarios más reducidos ("efecto composición"), como por la rigidez a la baja de los salarios en los empleos subsistentes (*insiders*).

Tanto la serie de costes salariales como la de costes laborales totales alcanzaron su cota máxima en el último trimestre de 2011. A partir de entonces, se abrió paso una etapa de mayor volatilidad, que acabó resolviéndose en un giro de 180º en sentido contrario a las agujas del reloj (*anticlockwise loop*), de modo que el nivel de salarios de equilibrio comenzó a descender.

A mediados de 2014 se observa un punto de inflexión, en el que las trayectorias de ambas series empiezan a discurrir en sentido opuesto al seguido hasta entonces, es decir, aumentando el grado de tensión en el mercado de trabajo y moderándose paulatinamente el crecimiento de los salarios. Es el final del "carril de deceleración" del intenso proceso de destrucción de empleo en que se había embarcado la economía española a partir del estallido de la *Gran Recesión*.

Nótese que, a pesar de que la crisis económica se había desencadenado en 2008, únicamente a partir del año 2012 empieza a apreciarse una cierta moderación o contención en las cotas alcanzadas por los salarios medios. Tomado el período considerado en su conjunto, y salvo determinados tramos aislados, los datos parecen indicar que el nivel de salarios medios -salarios de equilibrio- se ha mostrado relativamente insensible a los cambios en el grado de tensión en los mercados de trabajo en España, al menos hasta la reforma laboral de 2012[40].

En medio de una persistente volatilidad, a partir del segundo trimestre de 2018 se observa una recuperación en la dinámica de crecimiento de los salarios de equilibrio vinculada al incremento del índice θ. Sin embargo, el último registro de ambas series (2020 T1) parece anunciar el retorno a una trayectoria recesiva, con una disminución simultánea del nivel de salarios y del grado de tensión en los mercados laborales. Se

[40] El crecimiento en el nivel de salarios de equilibrio durante los peores años de la *Gran Recesión* se produce en un contexto marcado por fuertes tensiones deflacionistas, sobre todo a partir de la crisis de la deuda soberana (2009-2010), situación a la que el Banco Central Europeo trató de hacer frente con la puesta en marcha de los programas de compra masiva de deuda pública (*Quantitative Easing*).

trata de los primeros efectos de una nueva crisis de alcance sistémico, derivada de la emergencia sanitaria producida por la pandemia del COVID.

6. La ecuación de salarios de la economía española: un modelo de cointegración con mecanismo de corrección del error (ECM)

Comenzamos recordando la noción de cointegración. Se dice que dos o más series están cointegradas entre sí cuando se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y las diferencias entre ellas son estables, es decir, estacionarias, aunque cada serie en particular contenga una tendencia estocástica y sea, por lo tanto, no estacionaria. De ahí que la cointegración venga a expresar la presencia de un equilibrio a largo plazo hacia el cual converge un sistema económico. Las diferencias o *términos de error* en la ecuación de cointegración se interpretan como el error de desequilibrio en un momento temporal determinado, es decir, a corto plazo. Expresado en otros términos, dos o más series temporales que son no estacionarias, o integradas de orden *I(1)*, están cointegradas si existe una combinación lineal de esas series que es estacionaria, o de orden *I(0)*. El vector de coeficientes del proceso generador de esta serie estacionaria se denomina *vector de cointegración* (ENGLE & GRANGER, 1987).

A diferencia de BROERSMA *et al.* (2006), que utilizan el contraste de cointegración de ENGLE & GRANGER (1987), en este trabajo haremos uso de la metodología de JOHANSEN (1995). La metodología de ENGLE & GRANGER asume la existencia de una única relación o vector de cointegración. En cambio, el método postulado por JOHANSEN, en la medida en que la función que se trata de estimar incorpora dos o más variables (*k*), admite la existencia de hasta (*k - 1*) relaciones de cointegración[41]. Específicamente, JOHANSEN (1995) plantea una metodología que permite verificar la existencia de varios vectores de cointegración, por medio de las pruebas de la traza y de los autovalores (*eigenvalues*). La técnica concreta que emplea se basa en modelos de vectores autorregresivos (*VAR*) y en la relación existente entre el rango de la matriz de coeficientes y sus raíces características.

[41] No hay que olvidar, sin embargo, que el modelo de JOHANSEN tiene también sus limitaciones, o más bien unas condiciones óptimas de partida, pues en parte su ventaja comparativa frente a otras aproximaciones descansa, a su vez, sobre propiedades asintóticas, de modo que si el tamaño de la muestra es muy pequeño, entonces debería optarse más bien por el método autorregresivo con retardos distribuidos (*ARDL*). HAUG (1996) señala, por su parte, que más que comparar la metodología de JOHANSEN con la de ENGLE & GRANGER, tratando de valorar a priori cuál de ellas es la mejor, lo que de verdad importa es saber si estamos empleando la especificación de componentes deterministas y el número de retardos más apropiados en función del modelo que tratamos de estimar. Emplear un test incorrectamente especificado dará lugar a errores mucho más graves que emplear un test con menor tamaño o potencia (en el sentido estadístico de estos términos) – supuestamente "malo" – sobre un modelo de cointegración correctamente especificado. Como sucede a menudo en el ámbito de la estadística, los diferentes tests proporcionan mejores resultados en ciertos contextos, bajo ciertas condiciones de entorno, y peores en otros. Como nuestro punto de partida supone que no conocemos a priori cuál es el proceso generador de los datos, no hay otra alternativa que tratar de especificar un modelo lo más correctamente posible en función de la información de que disponemos, llevar a cabo su estimación, y aplicar los tests correspondientes para valorar la consistencia y robustez de los resultados obtenidos.

El *baseline model* del que partimos para estimar la ecuación de salarios de la economía española en el período considerado (2005 T2 - 2019 T4) es la expresión:

$$log\ w2 = \alpha_0 + \beta_1 log\ y + \beta_2(1 - t_w) + \beta_3 rr +$$

$$+ \beta_4 f_{EU} + \beta_5 f_{EN} + \beta_6 (f_{UE}^V + f_{NE}^V) + \varepsilon_t \qquad \textbf{(20)}$$

donde *logw2* designa los costes laborales totales, *logy* la productividad laboral, ambos expresados en logaritmos naturales, *(1 – t_w)* la cuña fiscal o salarial, *rr* la *replacement rate*, f_{EU} el flujo neto del empleo al desempleo, f_{EN} el flujo neto del desempleo a la inactividad y $(f_{UE}^V + f_{NE}^V)$ los flujos de cobertura de vacantes o creación de empleo. Por otra parte, α_0 es el término constante (*intercept*), y β_1, β_2, β_3, β_4 β_5 y β_6 las elasticidades y semielasticidades de la variable dependiente con respecto a cada uno de las variables explicativas.

Se considera como variable dependiente el logaritmo de los costes laborales totales (*logw2*), por entender que es lo congruente cuando uno de los regresores o variables explicativas es precisamente la cuña fiscal o salarial – *(1 – t_w)* -.

Por otra parte, siguiendo en este punto en particular a BROERSMA *et al.* (2006), hemos agrupado las variables de flujo de entrada o creación de empleo (cobertura de vacantes) a partir del desempleo (f_{UE}^V) y de la inactividad (f_{NE}^V) en un único regresor ($f_{UE}^V + f_{NE}^V$), tras comprobar en el ejercicio empírico que no puede rechazarse la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes estimados para (f_{UE}^V) y ($f_{UE}^V + f_{NE}^V$)[42].

Toda estimación de relaciones funcionales entre diferentes variables tiene como inexcusable paso previo el estudio sobre la estacionariedad de las series temporales correspondientes. El modelo clásico de regresión lineal sólo puede aplicarse adecuadamente a series temporales de datos que sean estacionarias, entendiendo este concepto en un sentido amplio, es decir, que el proceso generador de las series tenga media y varianza constantes en el tiempo, determinándose, a su vez, la covarianza en función de la distancia en el tiempo entre las observaciones, pero no del momento en que éstas se producen (GREENE, 2012). En cambio, si las series son no estacionarias, la regresión resultante sería espuria, por lo que debe recurrirse a métodos de estimación que tengan en cuenta el carácter integrado de los regresores.

Dado que buena parte de las principales variables macroeconómicas muestran tendencias significativas en sus trayectorias, es necesario analizar y determinar previamente, antes de proceder a estimar uno u otro modelo, cuál es el carácter de estas tendencias.

El test de raíces unitarias más sencillo y elemental es el DICKEY-FULLER (1979) - en adelante, D-F -, en el que la hipótesis nula viene dada por la presencia de una raíz

[42] Para ello, se lleva a cabo el test de WALD, obteniendo un *p-value = 0,9771*, muy por encima del valor crítico de *0,05*. Es por esto que se entiende que no se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes correspondientes y, en consecuencia, cabe optar por la consideración conjunta de ambas variables como un único regresor o variable explicativa a efectos de la estimación del modelo.

unitaria en la serie histórica de la variable analizada - H_0: *y ~ I(1)* -, siendo la hipótesis alternativa la estacionariedad de la misma serie – H_1: *y ~ I(0)* - . Tanto este método como el que pocos años después propusieron PHILLIPS (1987) y PHILLIPS & PERRON (1988), conocido como test de raíces unitarias PHILLIPS-PERRON – o simplemente test PP-, adolecían de ciertas limitaciones en relación con la potencia y el tamaño del contraste que suelen presentarse con relativa frecuencia en el análisis de las series históricas de buena parte de los grandes agregados macroeconómicos. Con el fin de superar estas limitaciones, ELLIOTT *et al*. (1996) propusieron un test alternativo eficiente para el contraste de la hipótesis nula de raíces unitarias, conocido como *Augmented DICKEY-FULLER Generalized Least Squares* (ADF-GLS) que, aplicando el método de Mínimos Cuadrados Generalizados a la estimación de los elementos deterministas de las series, permite obtener con carácter general los mejores resultados, en términos de potencia, en particular cuando hay una media o tendencia desconocida presente en las muestras disponibles. Con posterioridad, NG & PERRON (2001) completaron el test con un método para la selección óptima de retardos que permite obtener estadísticos eficientes para el contraste de raíces unitarias, tanto en términos de potencia como de tamaño del test.

Por otra parte, una limitación bien conocida de los contrastes de raíces unitarias que siguen de un modo u otro la metodología del test *D-F* es la posible confusión a que pueden dar lugar, al tomar como evidencia de no estacionariedad o raíces unitarias lo que en realidad se deriva de la presencia de cambios o rupturas estructurales en las series analizadas. A fin de evitar este riesgo, optamos por el método alternativo de análisis propuesto por CLEMENTE *et al*. (1998) – CMR -, que permite contrastar la hipótesis de raíces unitarias especificando la presencia de uno o dos cambios (*switches*) estructurales endógenamente determinados.

Como ya indicamos en el capítulo I a este respecto, se prevén dos posibilidades para modelizar los eventos disruptivos en la serie temporal considerada: la presencia de *additive outliers* (*AO*), que apuntan a cambios súbitos en la trayectoria de las series; y la existencia de *innovative outliers* (*IO*), que representan un cambio gradual en la media de las series.

En la tabla 1 del APÉNDICE II se recogen los resultados de los tres tests de raíces unitarias aplicados a las series históricas de las diferentes variables que configuran la ecuación de salarios en los términos en que la hemos definido[43].

Con el test ADF-GLS, ninguno de los estadísticos obtenidos, en relación con las diferentes variables consideradas, para todos los retardos y niveles de significación, permite rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad. En cuanto al test CMR, teniendo en cuenta que estamos analizando el impacto de la *Gran Recesión*, que puede

[43] Únicamente a efectos de aplicación de este contraste de raíces unitarias, se establece a priori un número máximo de cuatro retardos, de acuerdo con la regla que en este ámbito sujeta la elección óptima a la frecuencia de los datos correspondientes (MONTAÑÉS, 2001). En general, es importante que el número de retardos sea suficiente para detectar cualquier dependencia en los datos. Tratándose de datos trimestrales, se entiende que un ciclo completo, es decir, un año, comprende cuatro unidades de tiempo. Con ello no se pretende prejuzgar el número óptimo de retardos a aplicar en la estimación propiamente dicha del modelo, que se determinará de acuerdo con la metodología de JOHANSEN (1995).

caracterizarse como *shock* exógeno, es decir, como un cambio o ruptura súbita en la tendencia de la serie correspondiente, y no como un proceso de modificación gradual, lo modelizamos de acuerdo con un patrón de *additive outliers* (AO). Bajo esta condición, ninguno de los estadísticos obtenidos tras la aplicación del test permite rechazar la hipótesis nula de raíces unitarias.

Partiendo de estos resultados de los test de raíces unitarias, vamos a contrastar la hipótesis de una relación de equilibrio a largo plazo entre variables no estacionarias o integradas de orden 1 – *I(1)* -, es decir, la existencia de una relación de cointegración entre las variables que configuran la ecuación de salarios.

En la tabla 2 del APÉNDICE II se recogen los estadísticos correspondientes a los principales criterios de información en relación con la selección del número óptimo de retardos a aplicar en la estimación del modelo. El criterio de máxima verosimilitud o *likelihood ratio* (LR) y el *Akaike's Information Criterion* (AIC) señalan como solución óptima la aplicación de 4 retardos en la estimación. Por último, tanto el *Hannan & Quinn Information Criterion* (HQIC) como el *Schwartz's Bayesian Information Criterion* (SBIC) proponen la consideración de 1 único retardo. El HQIC y SBIC pueden interpretarse de forma similar al AIC, aunque cuentan con una ventaja teórica en relación con él. Como ha puesto de manifiesto LÜTKEPOHL (2005), el recurso a los criterios HQIC y SBIC permite obtener estimaciones consistentes del verdadero orden óptimo de retardos, mientras que en el caso del AIC existe una probabilidad positiva de sobreestimar dicho orden (*p*), incluso para muestras de tamaño potencialmente infinito. De acuerdo con este plantemiento, en la estimación de nuestro modelo, con sus diferentes especificaciones, aplicaremos 1 único retardo.

En las tablas 3 - 5 del APÉNDICE II se recogen los resultados del test de cointegración de JOHANSEN, en función de las tres especificaciones de los componentes deterministas que suelen considerarse más o menos convencionalmente en la literatura especializada en torno al análisis de cointegración de series de tiempo de acuerdo con la metodología de JOHANSEN (1995):

- *trend(rconstant*): Esta opción define un modelo con una constante restringida y en el que no se observa ninguna tendencia, ni lineal ni cuadrática en las series en niveles. Por tanto, se considera que las ecuaciones de cointegración son estacionarias en torno a una media distinta de cero, que es la única constante en las series de datos ya diferenciadas.

- *trend(constant*): Se trata de la opción que suele tomarse en consideración por defecto en la estimación del *VECM*. Es un modelo que incluye una constante no restringida, en el que además cabe considerar la presencia de tendencias lineales en las series originales en niveles, aunque en cualquier caso, y al igual que sucedía en la especificación anterior, las ecuaciones de cointegración resultan finalmente estacionarias en torno a una media constante y distinta de cero.

- *trend(rtrend):* Esta especificación plantea un modelo con una tendencia restringida, lo que excluye la presencia de tendencias lineales en las series en primeras diferencias, pero no en las ecuaciones de cointegración. La presencia

de una tendencia lineal en una ecuación de cointegración implica que ésta es estacionaria en tendencia *(trend stationary)*[44].

En todos los supuestos considerados se rechaza la hipótesis nula de inexistencia de relaciones de cointegración, tanto desde el punto de vista del criterio de la traza de la matriz de coeficientes (*trace statistic*) como en aplicación del criterio de los autovalores de dicha matriz (*máximum eigenvalue statistic*). Los resultados del test postulan la existencia de 4 vectores cointegrantes linealmente independientes, es decir, de 4 relaciones de cointegración, para las especificaciones de componentes deterministas *trend(rconstant)* y *trend(constant)*. Para la especificación *trend(rtrend)*, el test detecta la existencia de 3 vectores cointegrantes. En todo caso, a los efectos de este estudio nos interesa únicamente la primera de estas relaciones de cointegración, esto es, aquella en que la variable dependiente a efectos de estimación de la ecuación correspondiente es precisamente la representativa del nivel de costes laborales totales (*logw2*).

En el supuesto que nos ocupa, consideraremos dos posibles rupturas estructurales en la evolución de las variables que configuran la ecuación de salarios que hemos definido: situamos la primera en el desencadenamiento de la *Gran Recesión* (2008), mientras que ubicamos la segunda en torno a la aprobación de la reforma laboral de 2012, en consonancia con los resultados de la aplicación del contraste CMR.

En las tablas 6 – 8 del APÉNDICE II se recogen los resultados de la estimación de los modelos vectoriales de corrección del error (*VECM*) aplicados en función de las tres especificaciones de los componentes deterministas que estamos considerando.

Lo primero que debemos examinar es el término de corrección (φ_0) estimado para cada una de las tres especificaciones del modelo, puesto que el signo y la significatividad estadística de este coeficiente determinan el cumplimiento o no de la primera condición de estabilidad del modelo. En todos los casos, el coeficiente estimado tiene signo negativo: *- 0,137, - 0,067* y *- 0,083*. Esta circunstancia señala la convergencia entre las series correspondientes a las diversas variables consideradas, es decir, la existencia de una tendencia estocástica común a todas ellas y, por tanto, de una relación de equilibrio a largo plazo (cointegración).

Únicamente el coeficiente correspondiente a la especificación *trend(rconstant)* para el término de corrección del error resulta estadísticamente significativo. Por tanto, sólo para la especificación de una constante restringida en el equilibrio a largo plazo

[44] Cabría considerar dos especificaciones adicionales: *trend(none)* y *trend(trend)*. La primera asume un modelo sin constante (*intercept*) ni tendencia (*trend*), ni en los vectores cointegrantes ni en el VAR subyacente (que se corresponde con las series originales en niveles). La segunda, en cambio, plantea un modelo con una tendencia lineal en las ecuaciones de cointegración y una tendencia cuadrática en las series originales de datos no diferenciados. Generalmente, el análisis de cointegración que se lleva a cabo en el marco metodológico propuesto por JOHANSEN no las considera expresamente, entendiendo que no suelen presentarse de ordinario. En todo caso, nosotros tampoco los consideraremos en nuestro análisis, puesto que las propiedades asintóticas de los coeficientes que pretendemos estimar y aún del propio test de cointegración dependen en buena medida de la incorporación de un término independiente, con restricciones o sin ellas, a la especificación del modelo (JOHANSEN, 1992).

podemos afirmar que se cumple la condición de estabilidad del modelo en términos estadísticamente significativos. Este modelo podría formularse en los siguientes términos:

$$\Delta logw2_t = \varphi_0 [logw2_t - \beta_1 logy_t - \beta_2(1 - t_w)_t - \beta_3 rr_t - \beta_4 f_{EUt} - \beta_5 f_{ENt} - \beta_6 (f^V_{UEt} + f^V_{NEt}) - \beta_7 GR_{2008} - \beta_8 GR_{2012} + cte] + \delta_1 \Delta logw2_{t-1} + \delta_2 \Delta logy_{t-1} + \delta_3 \Delta(1 - t_w)_{t-1} + \delta_4 \Delta rr_{t-1} + \delta_5 \Delta f_{EUt-1} + \delta_6 \Delta f_{ENt-1} + \delta_7 \Delta(f^V_{UEt-1} + f^V_{NEt-}) + \delta_8 \Delta GR_{2008t-1} + \delta_9 \Delta GR_{2012t-1} + \varepsilon_t \quad \textbf{(21)}$$

Los resultados obtenidos a partir de la estimación del modelo, con la especificación de componentes deterministas *trend(rconstant)*, se recogen a continuación en una tabla-resumen[45]:

var.	coef.	var.	coef.	var.	coef.	var.	coef.
φ_0	-0.137 (0.041)	β_6	1.333 (0.225)	δ_3	0.003 (0.007)	δ_9	0.004 (0.008)
β_1	-0.507 (0.263)	β_7	0.066 (0.022)	δ_4	-0.001 (0.002)		
β_2	0.039 (0.019)	β_8	0.048 (0.014)	δ_5	0.669 (0.886)		
β_3	0.006 (0.002)	cte	-6.601 (2.663)	δ_6	-0.294 (1.043)		
β_4	4.623 (1.983)	δ_1	-0.236 (0.146)	δ_7	-0.273 (0.098)		
β_5	-8.922 (1.893)	δ_2	1.018 (0.412)	δ_8	0.018 (0.011)		

El término de corrección del error o velocidad de carga (φ_0), como ya se ha señalado, presenta signo negativo, verificando la condición de estabilidad del modelo, al representar una trayectoria convergente y no explosiva. Su valor absoluto parece indicarnos que, en cada unidad de tiempo (trimestre), se corrige aproximadamente un 14 % del desequilibrio existente en relación con el orden que señala la ecuación de cointegración a largo plazo.

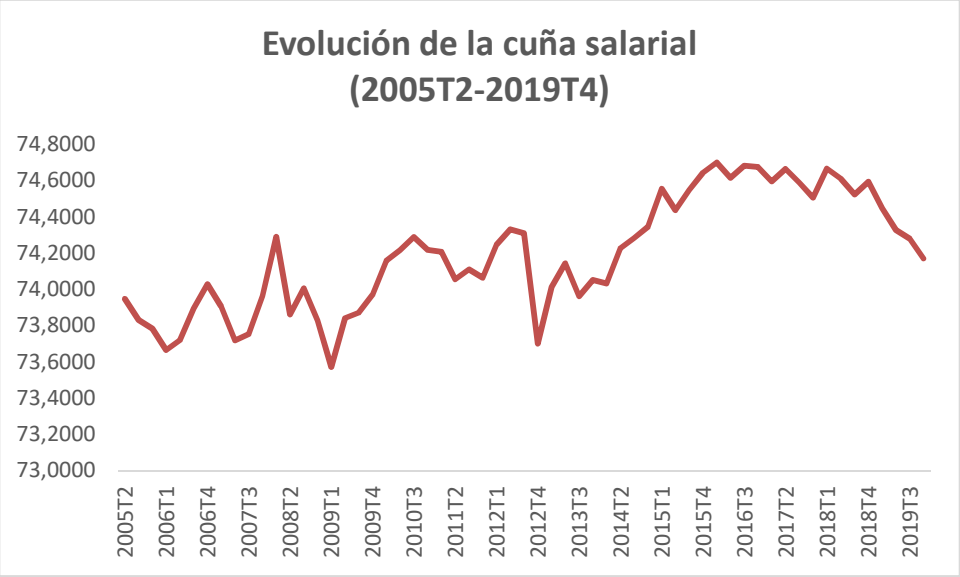
En cuanto a la variable de productividad laboral (*logy*), el coeficiente estimado (β_1) muestra el signo esperable desde el punto de vista teórico (correlación positiva con respecto a la variación de los salarios), registrando un valor absoluto de $|-0{,}507|$ -téngase en cuenta que en la ecuación de cointegración a largo plazo esta variable figura con signo negativo -. La significatividad estadística de este parámetro se constata al 5 % de nivel de significación. Este valor de la elasticidad parece apuntar que a largo plazo las fluctuaciones en la productividad laboral se trasladan en aproximadamente un 50 % a la evolución de los costes laborales.

[45] Se indica entre paréntesis la desviación típica o *standard error*.

El coeficiente correspondiente a la cuña fiscal o salarial (β_2) aparece correlacionado negativamente con los costes laborales, de acuerdo también con lo esperable en función del modelo teórico de partida. Este resultado es coherente con el planteamiento de que las reducciones en las cotizaciones sociales sufragadas por empresarios reducen la presión al alza de los salarios. En todo caso, el valor absoluto del coeficiente estimado -|*0,039*|- parece indicar que la influencia de esta variable ha sido muy limitada en este periodo, transmitiéndose apenas un 4 % de las variaciones a los costes laborales en el equilibrio a largo plazo.

La cuña salarial, a lo largo del período considerado, sigue una trayectoria fluctuante pero aproximadamente estacionaria hasta mediados del año 2013. En el tercer trimestre de este año se observa un cambio en la dinámica de la variable, con una pronunciada tendencia creciente que se estabiliza en niveles máximos entre los años 2014 y 2018. Sólo a finales de 2017 y principios de 2018 se registra una significativa caída en los valores de esta variable, que coincide temporalmente con una sensible recuperación en el volumen de ocupación a tenor de lo que se refleja en la gráfica 4.

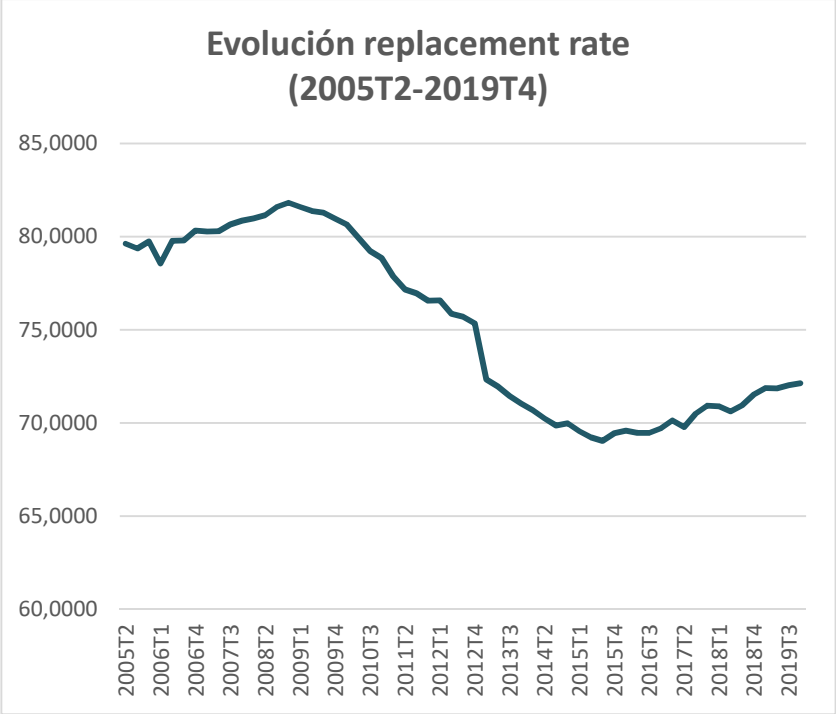
Gráfica 8



Fuente: elaboración propia

El parámetro de la *replacement rate* (β_3) no presenta el signo esperable desde el punto de vista teórico, pues aparece correlacionado negativamente con los salarios de equilibrio a largo plazo. La tendencia neta de esta variable a lo largo del período considerado es decreciente. Analizando la trayectoria con más detalle, se observa que el descenso más pronunciado y prolongado está comprendido entre el último trimestre de 2008 y el segundo trimestre de 2015. A partir del siguiente trimestre y hasta el final de la serie histórica se invierte la tendencia y el valor de la variable vuelve a crecer, de forma lenta pero constante.

Gráfica 9



Fuente: elaboración propia

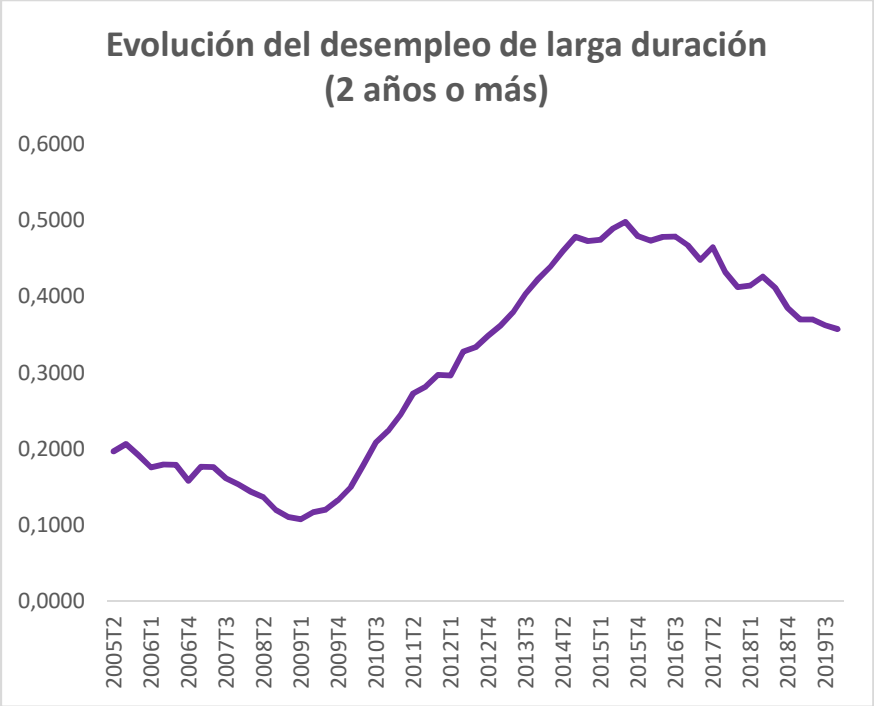
El descenso del valor de la *replacement rate* que se observa en la gráfica 9 podría responder, atendiendo a su propia definición, bien a la reducción de las rentas sustitutivas del trabajo (numerador), o bien al aumento de las rentas anteriormente percibidas en situación de ocupación (denominador), o simultáneamente a ambas causas. Conviene tener en cuenta que en un contexto de grave crisis económica la destrucción masiva de empleo suele afectar en primer término a los puestos de trabajo más precarios, con salarios más reducidos, y entre ellos de modo señalado a los de carácter temporal o de escasa o nula cualificación. Esta situación puede dar lugar al llamado "efecto composición", es decir, a que los salarios medios se mantengan e incluso lleguen a crecer en promedio (FELGUEROSO, 2011), por la subsistencia de aquellos empleos que precisamente cuentan con las mejores condiciones relativas, también desde el punto de vista salarial[46].

Si observamos la evolución del paro de larga duración en la gráfica 10, constatamos que entre el primer trimestre de 2009 y el segundo de 2015 se produce una escalada en la tasa sobre el volumen total de desempleo, que multiplica

[46] SOLON *et al*. (1992) apuntaron en su momento que un factor adicional a tener en cuenta en la dinámica del proceso de formación de salarios es la existencia de un sesgo de composición que otorga un mayor peso relativo a los trabajadores con menor cualificación y condiciones de empleo más precarias durante las fases expansivas frente a las etapas de recesión. En este contexto, la presencia del "efecto composición" estaría indicando que los salarios reales son en realidad más volátiles y parecen ajustarse más a las fluctuaciones del ciclo económico, cuando consideramos la situación de los trabajadores de nueva contratación frente a los trabajadores con mayor antigüedad en las empresas.

prácticamente por 5 los valores de partida. El paro de larga duración (2 años o más), que refleja el componente estructural del desempleo, llegó a alcanzar un 50 % sobre el volumen total, cobrando un extraordinario protagonismo durante la *Gran Recesión*.

Gráfica 10



Fuente: elaboración propia

En los momentos álgidos de la *Gran Recesión*, cuando las tasas de desempleo llegaron a alcanzar el 26 % y el volumen de parados de larga duración era especialmente significativo, se produjo un agotamiento también masivo de las prestaciones sustitutivas que, además, sufrieron considerables recortes en el marco de la reforma laboral de 2012.

Partiendo de esta constatación, el valor del desempleo de larga duración expresado como tasa sobre el volumen total refleja también la creciente presencia de *outsiders* en los mercados laborales y, en consecuencia, la pérdida neta de poder de negociación salarial por parte de los trabajadores.

Esta dinámica se traduce funcionalmente en una relación negativa entre las variaciones de la *replacement rate* y las correspondientes a los salarios. Con el protagonismo del paro de larga duración la tasa de cobertura se va reduciendo, al tiempo que los *insiders* que han logrado mantener su empleo, que son los que disponen del poder de negociación, orientan sus demandas al aumento de los salarios, y no tanto al mantenimiento o la creación de empleo.

En consecuencia, la *replacement rate* se ha desplomado por la reducción en términos reales del numerador y el aumento simultáneo del denominador, ya que los costes laborales no empiezan a caer hasta finales de 2011 (*v*. gráfica 3). Es por ello que, *ceteris paribus*, la relación observada entre costes laborales totales y *replacement rate* ha sido negativa, reflejando que los costes laborales han seguido una tendencia opuesta a la correspondiente a la *replacement rate*, a causa principalmente del efecto composición de los salarios y la disminución en el número de beneficiarios de prestaciones por desempleo.

En cuanto a las variables-flujo, los coeficientes obtenidos ponen de manifiesto su relevancia como factores determinantes en el proceso de formación de los salarios. Los flujos de población activa, a la luz de la evidencia obtenida, acreditan su idoneidad como sustitutos adecuados de los tradicionales indicadores de tensión en los mercados de trabajo, y esto los cualifica de cara a su incorporación como variables explicativas en la ecuación de salarios.

El parámetro correspondiente al flujo de salida del empleo al desempleo (β_4) - $|4{,}623|$ - presenta el signo esperable desde la perspectiva del modelo teórico de partida, indicando una correlación negativa con respecto a la variación de los costes laborales totales. El intenso y prolongado proceso de destrucción de empleo a que se ha visto sometida la economía española ha sido el factor principal de presión en pro de la contención o moderación salarial, que sólo se ha materializado sensiblemente a partir de la entrada en vigor de la reforma laboral de 2012. Esta es la relación funcional que expresa la semielasticidad negativa de la variación de los salarios con respecto al flujo de entrada al desempleo. Como se ha puesto de manifiesto en la literatura reciente sobre los efectos de la *Gran Recesión* en los mercados de trabajo, entre otros autores por DOMÉNECH *et al.* (2018), si se quiere evitar que el ineludible ajuste postcrisis discurra por la vía tradicional de un proceso de destrucción acelerada y masiva de empleo, no se dispone de otra alternativa que facilitar ese mismo ajuste en relación con los nuevos precios relativos de los factores de producción. Con esta finalidad, la reforma laboral de 2012 trató de articular una serie de mecanismos de flexibilidad interna y externa para las empresas, también por lo que se refiere al proceso de negociación y determinación de los salarios.

En cuanto al coeficiente del flujo de salida del mercado de trabajo desde el empleo (β_5) - $|-8{,}922|$ -, el signo positivo de la correlación parece contraintuitivo. El tránsito de la ocupación a la inactividad a priori debería relacionarse negativamente con el crecimiento de los salarios, puesto que quienes abandonan los mercados de trabajo organizados se posicionan claramente como *outsiders* en el proceso de negociación, reduciendo la presión sobre los salarios. Sin embargo, hemos constatado que los salarios permanecieron en niveles altos, con tendencia creciente, hasta finales de 2011.

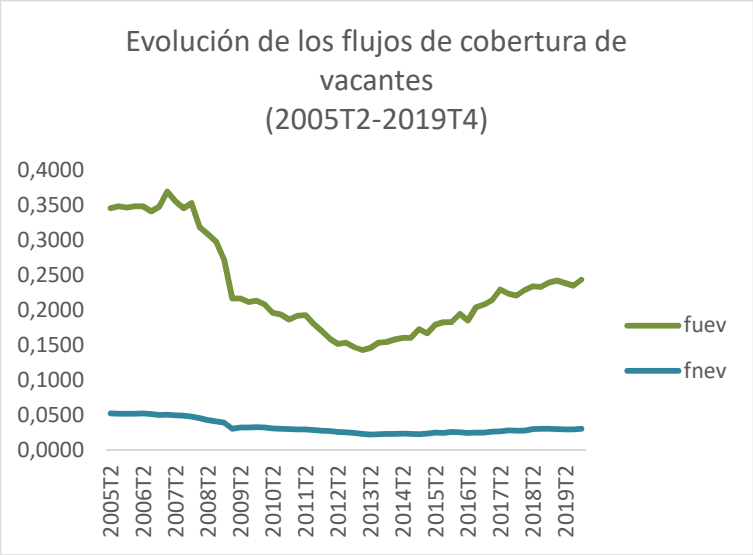
El impacto de la *Gran Recesión,* en términos de destrucción acelerada y masiva del empleo, redujo tanto los flujos de creación de empleo, como la esperanza de encontrar un nuevo empleo, de modo que, con el transcurso del tiempo, fue cundiendo el desánimo entre los demandantes de empleo (*discouragement effect*) [KRUG *et al*., 2019]. Este proceso desemboca en muchos casos en el abandono de la búsqueda activa de empleo y en la búsqueda alternativa de rentas al margen de los mercados de trabajo organizados (economía sumergida). Cuando al amparo de la recuperación

económica se retoma el impulso a la creación de empleo, las retribuciones ofrecidas deben superar los umbrales señalados por unos salarios de reserva que se han elevado sensiblemente, pues de otro modo no existirán incentivos suficientes para reemprender la búsqueda activa de empleo.

El coeficiente estimado para los flujos de creación de empleo o de cobertura de vacantes (β_6) presenta un valor significativo y relevante en la fijación de los salarios de equilibrio a largo plazo - $\left| 1{,}333 \right|$ -. En cuanto al signo negativo de la correlación con la variable dependiente, desde la perspectiva del modelo teórico no está claro cuál es el efecto neto que producen las variaciones de estos flujos de cobertura de vacantes sobre los costes laborales.

BROERSMA *et al*. (2006) explican que la teoría económica se muestra ambigua en relación con el signo de los flujos de acceso al empleo mediante la cobertura de vacantes. En estado estacionario la relación entre el grado de tensión o escasez en el mercado de trabajo (θ) y los salarios es obvia: cualquier incremento en el volumen de desempleo o reducción en la oferta de vacantes empuja hacia abajo el nivel de salarios. Sin embargo, desde una perspectiva de flujos en el mercado de trabajo las cosas ya no resultan tan sencillas. Cuando los que cubren las vacantes provienen de la inactividad, el índice de tensión o escasez se reduce, por cuanto se reduce el *stock* de vacantes disponibles y se mantiene en principio invariante el de desempleados. Cuando el grado de tensión varía porque los que cubren las vacantes son trabajadores desempleados, tanto el numerador como el denominador de esta *ratio* pueden experimentar cambios, probablemente de distinta magnitud en función de la situación de partida, y el efecto global o neto dependerá del tamaño o dimensión relativa de *U* y de *V*. En estas condiciones, concluyen estos autores, $\theta = V/U$ puede no ser la medida más adecuada del grado de tensión o escasez en el mercado de trabajo.

Gráfica 11



Fuente: elaboración propia

Los resultados ponen de manifiesto una relación negativa entre los flujos de cobertura de vacantes y las variaciones en los costes laborales a largo plazo. En la gráfica 11 se representa la evolución de los flujos de cobertura de vacantes, desde el desempleo y la inactividad, a lo largo del período analizado.

Por un lado, se observa el mayor peso relativo del flujo procedente del desempleo frente al que proviene de la inactividad. La trayectoria que se observa en la variable f_{UE}^{V} se ajusta visiblemente a la evolución del ciclo económico. El flujo de cobertura de vacantes procedente del desempleo se derrumba a principios de 2008, cayendo la creación de empleo con este origen hasta comienzos de 2013, lo que coincide con el período relevante de desarrollo de la *Gran Recesión*. Comparando nuevamente esta evolución con la que se observa en la variable dependiente, en la gráfica 3 los costes laborales totales muestran una trayectoria creciente a lo largo del mismo período. Inmediatamente a continuación y hasta el final de la serie histórica, la variable f_{UE}^{V} vuelve a manifestar una tendencia creciente que, atendiendo de nuevo a la gráfica 3, coincide con una etapa de significativa moderación o reducción en los costes laborales.

En cuanto al flujo de cobertura de vacantes desde la inactividad (f_{NE}^{V}), presenta valores muy inferiores en orden de magnitud, mostrando una trayectoria más estable, decreciente durante el mismo período (2008T1-2013T1), y después ligeramente creciente hasta el final de la serie histórica.

En ambos casos, la recuperación final que se observa en los flujos queda por debajo de los valores registrados con anterioridad al estallido de la *Gran Recesión*.

Esta es la dinámica que se encuentra tras la relación negativa que expresa el coeficiente obtenido para los flujos de creación de empleo en la ecuación de salarios de equilibrio a largo plazo. Durante el período álgido de la crisis, los costes laborales se han comportado de forma acíclica o incluso anticíclica con respecto al desempleo y la ocupación.

Por lo que respecta a los coeficientes estimados para las *dummies* temporales (β_7 y β_8) - $|0{,}066|$ y $|0{,}048|$ -, muestran en ambos casos una correlación negativa con respecto al crecimiento de los costes laborales, apuntando al impacto de la *Gran Recesión* y a la moderación salarial derivada de la reforma laboral de 2012. Analizando el panel B de la gráfica 7, se observa que los costes laborales totales (*logw2*) muestran un movimiento opuesto en todo momento al del grado de tensión en el mercado de trabajo (θ). Desde finales de 2007 se observa una escalada en el crecimiento de los costes laborales, que se corresponde con una correlativa caída en el grado de tensión en los mercados laborales, lo que se traduce en un desplazamiento de la curva de salarios hacia el extremo superior izquierdo de la gráfica. Esta tendencia creciente de los costes laborales registra un punto de inflexión en el último trimestre de 2011. A partir de entonces, se aprecia la reducción de los costes laborales y el paulatino aumento del grado de tensión en el mercado de trabajo. De nuevo se pone de manifiesto la insensibilidad de los costes laborales a la situación del mercado de trabajo durante la fase álgida de la crisis y, con posterioridad, la respuesta a la implantación de la reforma laboral de 2012 en forma de moderación de esos mismos costes.

Finalmente, la constante tiene un valor absoluto considerable - $\left|-6{,}601\right|$-, y aparece correlacionada positivamente con el crecimiento de los salarios. Este resultado sería indicativo de un balance neto positivo a lo largo del período considerado, apreciable en la tendencia creciente que se observa en la gráfica 3 para todo el período considerado, lo que sugiere que la reducción observada en los últimos años del periodo analizado tiene menor peso relativo en el balance neto que el crecimiento registrado en las primeras etapas.

En el ámbito del ajuste dinámico a corto plazo sólo resultan estadísticamente significativos los coeficientes correspondientes a la productividad laboral (*1,018*) y a los flujos de cobertura de vacantes (*- 0,273*).

Por lo que respecta a la productividad laboral, el coeficiente estimado apunta a un ajuste inmediato a las fluctuaciones de la productividad en el corto plazo, en contraposición con el equilibrio a largo plazo, donde sólo se trasladan a la evolución de los salarios aproximadamente la mitad de las ganancias de productividad. Como explican BROERSMA *et al.* (2006), los trabajadores habitualmente son capaces de anticipar los cambios en la productividad a la hora de negociar sus salarios nominales, pero no sucede lo mismo con respecto a otras cuestiones, como la cuña salarial o la *replacement rate*, que responden más bien a cambios de políticas públicas más difíciles de prever.

En cuanto al parámetro de ajuste dinámico de los flujos de creación de empleo ($f_{UE}^{V} + f_{NE}^{V}$), presenta signo negativo, indicando que una variación de estos flujos en un sentido se encuentra asociada a variaciones en los costes laborales totales en sentido contrario. Nuestra interpretación es que, en el periodo inicial, en el que los salarios siguieron subiendo, las variaciones en vacantes cubiertas eran claramente negativas, mientras que, a partir del momento en que la reforma laboral empezó a desplegar sus efectos, las variaciones cambiaron de signo: los crecimientos salariales se volvieron negativos, mientras que las vacantes cubiertas empezaron a crecer. Por consiguiente, el coeficiente de esta variable resulta significativo, tanto a corto como a largo plazo, en el proceso de formación de los salarios. Conviene no olvidar que en el modelo que hemos asumido como básico hemos incorporado a la ecuación de salarios las variables-flujo en calidad de regresores, precisamente en sustitución de los tradicionales indicadores de tensión en los mercados de trabajo.

Una posible explicación del comportamiento acíclico o incluso contracíclico de los salarios en los peores momentos de la crisis, así como de la escasa o nula significatividad estadística de la mayor parte de los coeficientes de ajuste dinámico a corto plazo, podría venir de la mano de la literatura en torno al tópico de la flexibilidad salarial en los mercados laborales.

Para el caso español en particular, AIXALÁ & PELET (2013) plantean una ecuación de salarios para la economía española, con referencia al período 1980-2000, mediante un modelo de cointegración con mecanismo de corrección del error, estimado por métodos no lineales. Los resultados que obtienen les llevan a concluir que la tasa de desempleo y las variables de negociación no tienen un efecto significativo sobre la evolución de los salarios en el equilibrio a largo plazo. En cambio, la variable que sí permitiría explicar la variación a medio y largo plazo de los salarios sería el nivel de

precios, debido a la estructura de la negociación colectiva, centrada en un marco de sector provincial, que dificulta la moderación salarial y acaba por impulsar la espiral precios-salarios.

En un trabajo posterior, referido al mismo período de tiempo, AIXALÁ & PELET (2014), aplicando el análisis de series temporales a la relación entre salarios reales, desempleo y productividad, concluyen que los desajustes en el mercado de trabajo, medidos por la tasa de desempleo, tendrían un efecto nulo sobre la evolución de los salarios reales, que en realidad crecerían en función de los incrementos de la productividad, con una elasticidad a largo plazo positiva, aunque inferior a la unidad.

En el marco de un modelo clásico o de ciclo económico real, el salario y la productividad se mueven conjuntamente, mientras que el desempleo no influye en la determinación del salario de equilibrio. El progreso técnico es exógeno y neutral, sujeto a perturbaciones o *shocks* transitorios. El empleo y los salarios reales se comportan como variables procíclicas, mientras que la tasa de desempleo actúa de forma contracíclica. En cambio, desde una perspectiva *neokeynesiana* el desempleo existente sí que influye en la determinación del salario y, a su vez, la rigidez a la baja de los salarios nominales se traduce en crecimiento del desempleo involuntario (ROMER, 2006). En este contexto, los salarios pueden comportarse de forma acíclica o contracíclica en relación con variables vinculadas estrechamente a la incidencia de la tasa de desempleo, como la *replacement rate*.

Las reducciones de la carga fiscal sobre la contratación (*tax cuts*) pueden contribuir al incremento de la contratación, dentro de un marco de política económica conscientemente orientado al crecimiento del volumen de empleo. En este contexto, las reducciones y bonificaciones de cotizaciones sociales, junto con la adecuación de las retenciones a cuenta en concepto de impuesto sobre la renta (IRPF), formarían parte de una política coordinada que aunaría esfuerzos del gobierno, los sindicatos y las empresas en orden a facilitar la moderación salarial como medio instrumental para alcanzar los objetivos indicados. Sin embargo, en situaciones límite como la que se produjo en el contexto de la *Gran Recesión*, la necesidad de ampliar el alcance y la cobertura de las prestaciones por desempleo presiona al alza la cuña fiscal que grava los salarios, para poder hacer frente a la financiación de las rentas sustitutivas en las que se materializan dichas prestaciones. Por este motivo, la relación funcional entre la cuña fiscal y el crecimiento de los salarios se ve alterada y, en congruencia con ello, se ve también modificado el reparto del poder de negociación entre empleadores y trabajadores. Al analizar la trayectoria de la cuña fiscal, hemos constatado una cierta estabilidad durante los peores años de la crisis, seguida de una etapa de crecimiento moderado a partir del año 2014. Al mismo tiempo, en la primera etapa se observa una tendencia creciente en los salarios, mientras que en la segunda es cuando empieza a constatarse cierta contención.

En este sentido, la rigidez a la baja, e incluso un moderado crecimiento, de los salarios en un contexto de fuerte destrucción de empleo habría evidenciado los problemas de carácter institucional de los mercados laborales en España, y en particular la deficiente articulación del sistema de negociación colectiva de condiciones de trabajo. Estas limitaciones estructurales estaban impidiendo a las empresas proceder a ajustes internos para hacer frente a las dificultades que estaban atravesando, agravando aún

más el impacto de la crisis sobre el empleo (DOMÉNECH *et al.*, 2018). La reforma laboral de 2012, y las medidas de flexibilidad que ponía a disposición de las empresas, buscaban mejorar su capacidad de adaptación a las variaciones de los precios relativos de los factores de producción y a la evolución de la productividad, que teóricamente son factores determinantes del nivel de salarios de equilibrio a largo plazo.

La destrucción masiva de empleo en los períodos de crisis económica en España ha tenido convencionalmente la consideración de hecho estilizado en la literatura empírica, en el sentido de que el ajuste posterior se producía habitualmente vía cantidades o volúmenes (empleo) y no vía precios (salarios). Se ha venido entendiendo que este resultado no es sino la consecuencia de la existencia de un marco institucional extremadamente rígido, y al mismo tiempo segmentado, en los mercados de trabajo. Según las propias premisas del modelo teórico del que partimos, el fenómeno de la destrucción de empleo disminuye el poder de negociación de los trabajadores y tiende a traducirse en la moderación de las tasas de crecimiento de los salarios.

Analicemos finalmente los resultados de la estimación del modelo desde la perspectiva de la evolución del poder de negociación de las partes en los mercados laborales. En principio, parece razonable pensar que los posibles cambios en la distribución de este poder de negociación entre empresas y trabajadores, en función del marco institucional vigente, se habrían producido únicamente a partir de la entrada en vigor de la reforma laboral de 2012. Las medidas de flexibilidad salarial introducidas en virtud de dicha reforma, vinieron a reforzar el poder de negociación de las empresas en perjuicio del de los trabajadores. Otro tanto podría afirmarse de las medidas introducidas por la reforma laboral en relación con el abaratamiento de los costes del despido o la negociación colectiva de condiciones de trabajo (limitaciones a la fuerza vinculante de los convenios de ámbito superior a la empresa, a la ultraactividad de convenios nacionales o sectoriales, etc.).

Hemos comprobado que la productividad laboral ha evolucionado al alza a lo largo del período analizado. Ya hemos apuntado que la mejora de la productividad laboral puede responder, en términos puramente aritméticos, al desplome del volumen de empleo tras el estallido de la crisis. Cabe señalar, como se observa en la gráfica 6, que el crecimiento de la productividad laboral se ralentiza a partir de mediados del año 2012, situándose desde principios de 2014, en el momento en que empieza a registrarse cierta recuperación en los niveles de empleo, por debajo de la tendencia previa de toda la serie.

Si esta evolución responde en buena medida a un intenso y prolongado proceso de destrucción de empleo ineficiente, entonces el crecimiento de la productividad laboral está vinculado específicamente a determinados tipos de emparejamiento, conservando una relación directa con los poderes de negociación respectivos.

Los resultados obtenidos para las semielasticidades del salario real con respecto a la cuña fiscal y a la *replacement rate* ponen de manifiesto la mejora de la posición negociadora de las empresas (su *threat point*), que prevalece en el contexto de una correlativa erosión del poder de negociación de los trabajadores.

Finalmente, por lo que respecta a los flujos de población activa, recordemos que su inclusión en la ecuación de salarios responde a que se consideran como indicadores

del grado de tensión de mayor potencia analítica que la *ratio* vacantes-desempleo. Sin perjuicio de las observaciones que ya se han expuesto en torno al signo y valor de las semielasticidades de los salarios con respecto a los diferentes flujos de población activa, puede concluirse que los coeficientes estimados ponen de manifiesto que la influencia determinante sobre el proceso de fijación de salarios corresponde a los flujos de destrucción de empleo (f_{EU} y f_{EN}) frente a los flujos de creación de empleo ($f_{UE}^{V} + f_{NE}^{V}$).

Los resultados obtenidos a partir de la estimación de este modelo permiten analizar la influencia de la dinámica propia de los mercados de trabajo en el proceso de formación de salarios. La literatura tradicional modeliza este proceso, bien a partir de planteamientos derivados de la *curva de PHILLIPS*, donde la tasa de desempleo actúa como factor determinante del cambio en la tasa de crecimiento de los salarios, o bien en función de una *curva de salarios* convencional, en la que la tasa de desempleo opera como factor determinante del nivel de salarios de equilibrio. La formulación de la *curva de salarios* que hemos asumido aquí implica otra posible relación de equilibrio a largo plazo entre los salarios y las variables económicas consideradas.

El salario de equilibrio se expresa de este modo como una función de los flujos del mercado de trabajo y otras variables explicativas (BROERSMA *et al.*, 2006). Estos resultados expresan una nueva relación entre los poderes de negociación respectivos de empresas y trabajadores, como consecuencia en buena medida del impacto de la *Gran Recesión* sobre el funcionamiento de los mercados de trabajo y el proceso de formación de salarios que tiene lugar en ellos.

7. Conclusiones

Un gran debate teórico se ha suscitado en torno al sorprendente fenómeno del crecimiento de los salarios en los peores momentos de la *Gran Recesión*. En el contexto de una crisis económica de gran intensidad y duración, con su corolario ineludible de colapso en la tasa de crecimiento y en el volumen de empleo, los salarios se mantuvieron, sin embargo, en una senda de crecimiento, moderada pero estable a medio y largo plazo, al menos hasta 2012.

Las posibles explicaciones que cabe ofrecer en relación con este fenómeno no pueden ser simples ni desde luego unívocas. El análisis realizado apunta al papel decisivo desempeñado en este ámbito por el peso de las cotizaciones sociales sobre la contratación, las fluctuaciones de la productividad laboral o las variaciones en la cobertura de la *replacement rate* en términos de rentas sustitutivas del trabajo. Pero además, la perspectiva propia del modelo DMP permite ampliar la comprensión del proceso de formación de salarios a través de la incorporación de los flujos de población activa y de cobertura de vacantes como variables explicativas.

Con carácter general, se han planteado dos tipos de explicaciones al fenómeno del crecimiento contracíclico de los salarios durante la *Gran Recesión*. En primer lugar, la rigidez de los salarios a la baja podría derivarse de factores institucionales como la estructura de la negociación colectiva en España. Este parece ser uno de los criterios básicos que subyace a las medidas de flexibilidad arbitradas por la reforma laboral de

2012. Los resultados del análisis de regresión no parecen responder de forma clara e inequívoca a este planteamiento del problema, aunque no hay que olvidar que tanto la *Gran Recesión* como la reforma laboral de 2012 han alterado el peso relativo de los poderes de negociación de empleadores y trabajadores.

Desde otro punto de vista, no necesariamente opuesto al anterior, el estallido de la crisis se habría traducido de forma inmediata en la destrucción de aquellas relaciones laborales de condición más precaria y, en concreto, de aquellas vinculadas a trabajos menos cualificados y peor retribuidos, de modo que, en virtud del conocido como "efecto composición", el nivel de salarios se habría elevado por el simple juego de la media aritmética de los empleos subsistentes tras el ajuste.

El fenómeno de la invariabilidad de los salarios ante las fluctuaciones de la productividad y de la situación general de los mercados de trabajo – sintetizada en el indicador de tensión ($\theta = V/U$) - resulta claramente visible durante los primeros años de la *Gran Recesión* en España, al menos hasta mediados de 2012. Hemos comprobado que la productividad laboral ha mantenido una tendencia creciente hasta prácticamente el final del período analizado, y que no podía descartarse que este resultado respondiera al descenso de la ocupación a consecuencia del intenso y prolongado proceso de destrucción de empleo durante la *Gran Recesión*. A tenor de los resultados obtenidos, parece que los trabajadores pueden trasladar a largo plazo aproximadamente la mitad de los incrementos de productividad laboral a aumentos salariales, pero en ese mismo horizonte temporal, el poder de negociación preponderante corresponde a los empleadores, atendiendo al valor del parámetro de la cuña salarial, por lo que parece que en realidad esos trabajadores no serán otros que los afortunados *insiders* que logren conservar su empleo tras el impacto de la crisis. Es por ello que una interpretación plausible de los resultados obtenidos para los coeficientes de las variables-flujo en la ecuación de salarios puede plantearse desde la perspectiva del modelo de "trabajadores internos y externos" – *insiders vs. outsiders* -, cuya formulación original se debe a LINDBECK & SNOWER (1989 y 2001). En este modelo el protagonismo en el proceso de negociación que conduce a la formación del salario de equilibrio se atribuye a los trabajadores ocupados frente a los demandantes de empleo. Este planteamiento se corresponde bastante bien con la situación que estamos analizando, en la que la recuperación de la productividad laboral en medio de una profunda crisis económica se logra a través de un intenso proceso de destrucción de empleo ineficiente. Los trabajadores supervivientes de este proceso, que por definición son *insiders*, son quienes finalmente podrán ejercer un mayor o menor poder de negociación con respecto a los empleadores[47]. La existencia de rigideces salariales, de acuerdo con el modelo de *insiders vs. outsiders*, provendría del poder monopolista o en todo caso preponderante de los trabajadores empleados (*insiders*) frente a los desempleados o inactivos (*outsiders*) en los procesos de negociación colectiva de condiciones de trabajo, a través principalmente de las organizaciones sindicales en las que ostentan el control o dominio operativo.

[47] Dos aplicaciones del modelo *insiders vs. outsiders* al mercado de trabajo español pueden verse en DOLADO & BENTOLILA (1992) y BENTOLILA *et al*. (2012).

La escalada de destrucción masiva de empleo que siguió al estallido de la *Gran Recesión* se tradujo en una rápida elevación de las tasas de desempleo y, en general, del período de permanencia en esta situación. La necesidad de paliar el impacto negativo de este *shock* mediante la ampliación del alcance y la cobertura de las prestaciones por desempleo, no sólo introdujo importantes desequilibrios financieros en el sistema de relaciones de trabajo, sino que también alteró profundamente los mecanismos de incentivos al trabajo y a la búsqueda activa de empleo. En un contexto como éste, los salarios reales no se ajustan al cambio de condiciones en el mercado y, en particular, a las variaciones de la productividad laboral, y nunca alcanzarán el nivel que permitiría el "vaciamiento" del mismo; dando lugar, por el contrario, a un volumen significativo de desempleo involuntario.

Las fluctuaciones en el nivel de salarios de equilibrio dependen de la relación existente en cada momento entre los *stocks* de vacantes y desempleados, pero también del peso de las cotizaciones sociales que gravan la contratación, la evolución de la productividad laboral, la relación existente en cada momento entre las rentas salariales y los beneficios o subsidios por desempleo, y la dinámica propia de los diferentes flujos de creación y destrucción de empleo. En última instancia, el mayor o menor crecimiento de los salarios se deriva de la aceleración o desaceleración del ritmo de destrucción de empleo y del correlativo crecimiento acumulativo del desempleo.

No hay que perder de vista que la relativa estabilidad en el nivel de salarios/costes observada en el periodo considerado no habría sido siquiera concebible fuera del contexto de una zona monetaria óptima como es la configurada en torno al euro. En otras circunstancias, que históricamente se dieron en crisis anteriores, es muy difícil evitar que una situación de estas características degenere espontáneamente en una espiral inflacionista, donde el crecimiento de los salarios nominales alimente el del nivel general de precios de la economía y viceversa, dando lugar a un desequilibrio sistémico extremadamente difícil de atajar y reconducir.

En este contexto, los Estados de la *Eurozona* no pueden ya recurrir al mecanismo de las devaluaciones competitivas para dar salida a sus desequilibrios internos, siendo necesarias reformas estructurales. En este sentido, se apunta a las medidas instrumentadas en el marco de la reforma laboral de 2012 para promover la flexibilidad salarial como mecanismo alternativo de "devaluación interna" que permitiría ajustar el sistema productivo, constituido de modo mayoritario por pequeñas y medianas empresas en España, a los nuevos precios relativos de los factores de producción y, en general, a las fluctuaciones del ciclo económico, así como a los cambios tecnológicos que se suceden rápidamente en el entorno productivo (DOMÉNECH et al., 2018).

La ecuación de salarios, tal y como ha sido planteada desde el punto de vista teórico y estimada empíricamente en este estudio, señala una determinada dirección de la causalidad. No obstante, más allá del planteamiento propio de la ecuación de salarios, también cabe entender que una óptima instrumentación del proceso de formación de salarios en los mercados de trabajo constituye en estos momentos una herramienta imprescindible para el diseño de una adecuada política de empleo.

En otras palabras, el buen funcionamiento de los mercados laborales, entendido en términos de eficiencia en el emparejamiento entre demandantes de empleo y

vacantes ofertadas, exige que el proceso de formación de salarios se verifique de modo óptimo, no en el sentido teórico de que permita un hipotético "vaciamiento" de tales mercados, sino en el más evidente de que se vayan removiendo progresivamente las barreras o rigideces que impiden que el nivel de salarios reales se adecúe en un lapso de tiempo razonable a las fluctuaciones de la productividad que experimenta todo el sistema económico, o parte de él: sectores y ramas de actividad, categorías profesionales, perfiles funcionales, regiones y territorios, etc...

Las decisiones de política de empleo que afectan directamente al proceso de formación de salarios influyen también en el funcionamiento de los mercados de trabajo, en la eficiencia en el emparejamiento y, por tanto, en el grado de eficacia de toda la economía en la creación de empleo, que es el objetivo final de dicha política. En la reforma laboral de 2012 se avanzó en cuestiones como la flexibilidad salarial e interna, aspecto este de gran relevancia en coyunturas de crisis como la que tuvimos que afrontar a partir de 2008. Sin embargo, las reformas estructurales siguen constituyendo una asignatura pendiente para la economía española, en la medida en que su principal problema continúa siendo el de las elevadas y persistentes tasas de desempleo.

En este sentido, los resultados obtenidos en la estimación de la ecuación de salarios ponen de manifiesto que el problema del desempleo en España, con independencia de su agravamiento o mejora coyuntural en función de la evolución del ciclo económico, sigue presentando rasgos de índole estructural. La tasa de contratación es baja, en términos de puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo, es decir, la contratación indefinida o la conversión de contratos temporales en indefinidos. Sin embargo, se observan flujos muy notables de creación y destrucción de empleo, lo que nos remite al fenómeno del encadenamiento de contratos temporales. La trayectoria observada de los flujos de cobertura de vacantes en nuestro modelo parece ajustarse a esta dinámica. El ritmo de destrucción de empleo se acelera o ralentiza en función del ciclo, pero el flujo de creación de empleo no logra reequilibrar la balanza, se queda muy por detrás en términos comparativos.

Las reformas estructurales que se precisan deben apuntar, por tanto, a mejorar el marco regulador de la contratación en España, ofreciendo facilidades e instrumentando incentivos adecuados frente a alternativas de inversión en otros factores productivos por parte de las empresas. La estimación de la ecuación de salarios y el análisis de los factores determinantes en el proceso de formación de los salarios han puesto de manifiesto la presencia de rigideces que dificultan o impiden la transmisión de variaciones en la productividad hacia el nivel de salarios de equilibrio en los mercados de trabajo. Partiendo de esta constatación, planteamos como hipótesis de trabajo que la productividad laboral no se propague del mismo modo ni en la misma medida a los diferentes sectores y ramas de actividad en los mercados laborales.

Esta cuestión es la que analizaremos en el tercer y último capítulo de nuestro trabajo de investigación, y la que nos servirá para completar la evaluación del impacto de la *Gran Recesión* sobre el funcionamiento de los mercados laborales en España, así como para verificar o no la hipótesis de un cambio de modelo productivo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AIXALÁ, J. & PELET, C. (2013). "El ajuste al equilibrio a largo plazo de los salarios en España". *Revista de Análisis Económico*, vol. 28, nº 1, pp. 3-24.

- AIXALÁ, J. & PELET, C. (2014). "Salarios reales, desempleo y productividad en España". *Cuadernos de Economía, 33* (63), pp. 447-468.

- BANDE, R., FERNÁNDEZ, M. & MONTUENGA, V. (2008). "Regional unemployment in Spain: Disparities, business cycle and wage setting". *Labour Economics, 15(5),* pp. 885-914.

- BENTOLILA, S., DOLADO, J. J. & JIMENO, J.F. (2012). "Reforming an insider-outsider labor market: the Spanish experience". *IZA Journal of European Labor Studies* 2012, **1**:4. http://izajoels.com/content/1/1/4.

- BLANCHARD, O. J. & DIAMOND, P. (1990). "The Cyclical Behavior of Gross Flows of Workers in the U.S." *Brookings Papers on Economic Activity* 2, pp. 1-76.

- BLANCHARD, O. J. & DIAMOND, P. (1992). "The Flow Approach to Labor Markets". *NBER Working Papers Series*, *WP #* 4000.

- BLANCHARD, O. J. & KATZ, L. (1997). "What do we know and what we do not know about the natural rate of unemployment". *Journal of Economic Perspectives* 11(1), pp. 51-73.

- BOSCÁ, J. E., DOMÉNECH, R., FERRI, J. & GARCÍA, J. R. (2017). "Una Serie Homogénea de Vacantes: la Curva de BEVERIDGE en España, 1980-2016. *BBVA Research*, Working Paper nº 17-12 (6th may 2017).

- BROERSMA, L. & DEN BUTTER, F. A. G. (2001). "Labour flows as determinants of the wage-price spiral: An empirical analysis for the Netherlands". *Labour* 15, pp. 279-294.

- BROERSMA, L. & DEN BUTTER, F. A. G. (2002). "An explorative analysis of the influence of labour flows using the Johansen approach". *Applied Economics* 34, pp. 1583-1592.

- BROERSMA, L., DEN BUTTER, F. A. G. & KOCK, U. (2006). "A Cointegration Model for Search Equilibrium Wage Formation". *Journal of Applied Economics,* vol. IX, No. 2, pp. 235-254.

- CARRIÓN-I-SILVESTRE, J. L., KIM, D. & PERRON, P. (2009). "GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses". *Econometric Theory*, vol. 25, pp. 1754–1792.

- CLEMENTE, J., MONTAÑÉS, A. & REYES, M. (1998). "Testing for a Unit Root in Variables With a Double Change in the Mean". *Economic Letters*, vol. 59, nº 2, pp. 175-182.

- DAVIS, S. J. & HALTIWANGER, J. (1990). “Gross Job Creation and Destruction: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications”. *Bureau of Census*, CES Paper 90-10.

- DAVIS, S. J., FABERMAN, R. J. & HALTIWANGER, J. (2006). “The Flow Approach to Labor Markets: New Data Sources and Micro-Macro Links”. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 20, n. 3, pp. 3 -26.

- DIAMOND, P. A. (1982). “Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium”. *Review of Economic Studies* 49(2), pp. 217-227.

- DICKEY, D. & FULLER, W. (1979). “Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root”. *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.

- DOLADO, J. J. & BENTOLILA, S. (1992). “Who are the insiders? Wage setting in Spanish manufacturing firms”. *Documento de Trabajo* nº 9229. Servicio de Estudios. Banco de España.

- DOMÉNECH, R., GARCÍA, J. R. & ULLOA, C. (2018). “The effect of wage flexibility on activity and employment in the Spanish economy”. *Journal of Policy Modelling* 40, pp. 1200-1220.

- ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J. & STOCK, J. H. (1996). “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”. *Econometrica* 64, No. 4, pp. 813-836.

- ENDERS, W. (2014). “Applied Econometric Time Series”. Fourth Edition. Wiley.

- ENGLE, R. F. & GRANGER, C. W. J. (1987). “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”. *Econometrica* 55, No. 2, pp. 251-276.

- FELGUEROSO, F. (2011). “El mercado de trabajo en la Gran Recesión (II): los salarios y el efecto composición”. Blog *Nada es gratis*. FEDEA. 08-07-2011.

- FUJITA, S. & RAMEY, G. (2009). “The ciclicality of separation and job finding rates”. *International Economic Review, 50,* pp. 415-430.GARCÍA-PÉREZ, I. & JANSEN, M. (2015). “Reforma laboral de 2012: ¿Qué sabemos sobre sus efectos y qué queda por hacer?”. *Fedea Policy Papers* – 2016/06. http:/ /goo.gl/mRXUnb.

- GAUTIER, P. A. & DEN BUTTER, F. A. G. (1995). “Structural Change and Wage Formation in an Empirical Flow Model for the Labour Market”. *Serie Research Memoranda 0039,* VU University Amsterdam, Faculty of Economics, Business Administration and Econometrics.

- GAUTIER, P. A. (1997). “The Flow Approach to the Labor Market”. *Tinbergen Institute Research Series*, Amsterdam, Thela Thesis.

- GÓMEZ GARCÍA, F. & USABIAGA IBÁÑEZ, C. (2001). "¿Dónde está situada la NAIRU de la economía española?". Boletín Económico de *ICE* (*Información Comercial Española*) nº 2.690, del 30 de abril al 13 de mayo de 2001, pp. 9 – 17.

- GREENE, W. H. (2012). "Econometric Analysis", Seventh Edition (International Edition), *PEARSON EDUCATION LIMITED*, pp. 982-999.

- HAUG, A. (1996). "Test for cointegration. A Monte Carlo comparison". *Journal of Econometrics* 71, pp. 89-115.

- JOHANSEN, S. (1992). "The Role of the Constant Term in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables". Preprint 1992 No. 1. Institute of Matemathical Statistics. University of Copenhagen.

- JOHANSEN, S. (1995). "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregresive Models". Oxford: *Oxford University Press.*

- KRUG, G., DRASCH, K. & JUNGBAUER-GANS, M. (2019). "The social stigma of unemployment: consequences of stigma consciousness on job search attitudes, behaviour and success". *Journal for Labour Market Research* 53, 11 (2019): https://doi.org/10.1186/s12651-019-0261-4

- LAYARD, P. & NICKELL, S. (1986). "Unemployment in Britain". *Economica* 53, pp. 121-170.

- LAYARD, P., NICKELL, S. & JACKMAN, R. (1991). "Unemployment". Oxford: Oxford University Press.

- LINDBECK, A. & SNOWER, D. (1989). "The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment". Cambridge, MA: *MIT Press*, Massachusetts.

- LINDBECK, A. (1993). "Unemployment and Macroeconomics". Cambridge, MA: *MIT Press*.

- LINDBECK, A. & SNOWER, D. (2001). "Insiders versus outsiders". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 1, pp. 165-188.

- LÜTKEPOHL, H. (2005). "New Introduction to Multiple Time Series Analysis". New York: Springer.

- McDONALD, I. M. & SOLOW, R. M. (1981). "Wage Bargaining and Employment". *American Economic Review* 71, pp. 896-908.

- MONTAÑÉS, A. (2001). "Unit Root Tests, Cointegration and Structural Breaks". Lisbon, 4th-5th June 2001. University of Zaragoza, Spain.

- MONTUENGA GÓMEZ, V. M. & RAMOS PARREÑO, J. M. (2005). “Reconciling the Wage Curve and the Phillips Curve”. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 19, No. 5.

- MORTENSEN, D. T. (1982). “The Matching Process as a Noncooperative Bargaining Game”. *The Economics of Information and Uncertainty*, ed. J. J. McCALL, Chicago, University of Chicago Press, pp. 233-258.

- MORTENSEN, D. T. & PISSARIDES, C. (1994). “Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment”. *Review of Economic Studies* 61, pp. 397-415.

- NEFTCI, S. N. (1984)- “Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle?”. *Journal of Political Economy* 92, pp. 307-328.

- NG, S. & PERRON, P. (2001). “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power”. *Econometrica*, 69, pp. 1519-1554.

- NICKELL, S. (1987). “Why is Wage Inflation in Britain So High?”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 49, pp. 103-128.

- NUÑEZ, F. & USABIAGA, C. (2007). “La curva de BEVERIDGE y la función de emparejamiento: revisión de sus fundamentos teóricos y de la literatura empírica, con especial énfasis en el caso español”. Sevilla, Fundación Centro de Estudios Andaluces.

- PERRON, P. & VOGELSANG, T.J. (1992). “Nonstationarity and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity”. *Journal of Bussines & Economic Statistics*, July 1992, Vol. 10, No. 3, pp. 301-320.

- PETRONGOLO, B., & PISSARIDES, C., (2001). “Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function”, *Journal of Economic Literature* 39 (2), pp. 390-431.

- PHELPS, E. S. (1967). “Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time”. *Economica* 34(135), pp. 254-281.

- PHELPS, E. S. (1970). “Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium”. *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, eds. PHELPS, E. S., ALCHIAN, A. A., HOLT, C. C., MORTENSEN, D. T., ARCHIBALD, G. C., LUCAS, R. E., Jr., RAPPING, L. A. *et al.*, New York, Norton (1970), pp. 124-166.

- PHELPS, E. S. (1992). “Consumer demand and equilibrium unemployment in a working model of the customer-market incentive-waged economy”. *Quarterly Journal of Economics* 107, pp. 1003-1032.

- PHELPS, E. S. (1994). “Structural Slumps: the Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest and Assets”. Cambridge, MA: Harvard University Press.

- PHILLIPS, P. “Time Series Regressions with a Unit Root” (1987). *Econometrica*, 55, pp. 277-301.

- PHILLIPS, P. & PERRON, P (1988). “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”. *Biometrika*, 75, pp. 335-346.

- PISSARIDES, C. A. (1985). “Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies and Real Wages”. *American Economic Review* 75(4), pp. 676-690.

- PISSARIDES, C. A. (1990). “Equilibrium Unemployment Theory”. Cambridge, MA: Blackwell.

- PISSARIDES, C. A. (2000). “Equilibrium Unemployment Theory”. 2nd ed. Cambridge, MA: MIT Press.

- ROMER, D. (2006). *Macroeconomía Avanzada*. 3ª ed. McGraw-Hill, Aravaca (Madrid).

- SOLON, G., BARSKY, R. & PARKER, J. A. (1992). “Measuring the cyclicality of real wages: how important is composition bias?” *Working Paper* No. 4202. NBER Working Paper Series.

- SHAPIRO, C. & STIGLITZ, J. (1984). “Equilibrium unemployment as a discipline device”. *American Economic Review* 74, pp. 433-444.

- WOODFORD, M. (1994). “Structural slumps”. *Journal of Economic Literature* 32, pp. 1784-1815.

APÉNDICE I

DETERMINACIÓN ANALÍTICA DE LA ECUACIÓN DE SALARIOS

El problema a resolver es el de maximización del excedente derivado del emparejamiento:

$$\max_{w_i} \Omega(w_i) = [W_E - W_U]^{\beta}\left[W_J - W_V\right]^{1-\beta}$$

A partir de aquí la condición de primer orden podrá expresarse como:

$$(1-\beta)[W_E - W_U] = \beta\left[W_J - W_V\right] \qquad \textbf{c.p.o.}$$

Partimos además de la condición *"zero profit"* para la creación de vacantes en equilibrio estacionario:

$$W_V = \dot{W}_V = 0$$

y del valor de W_J que se obtiene partiendo de la ecuación de BELLMAN correspondiente al valor de las vacantes como activos (W_V), bajo la anterior condición de equilibrio:

$$W_J = \frac{\gamma_0}{\left(F^v_{UE}/_V\right)}$$

Sustituyendo este valor W_J y el que se obtiene al despejar $[W_E - W_U]$ en la condición de primer orden **(c.p.o)**, igualmente bajo la condición de equilibrio $W_V = 0$, tenemos que:

$$[W_E - W_U] = \frac{\beta}{1-\beta}W_J = \frac{\beta}{1-\beta}\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F^v_{UE}}{V}}\right)$$

A partir de las ecuaciones de BELLMAN correspondientes a los estados de empleo y desempleo considerados como activos (W_E y W_U, respectivamente), obtenemos las ganancias derivadas de la colocación, despejando la variación esperada en el valor del activo en cada caso y calculando a continuación la diferencia entre las dos expresiones resultantes:

$$\dot{W}_E = rW_E + \frac{F_{EU}}{E}[W_E - W_U] - w$$

$$\dot{W}_U = rW_U - z - \frac{F_{UE}}{U}[W_E - W_U]$$

$$\left[\dot{W}_E - \dot{W}_U\right] = r[W_E - W_U] + \left(\frac{F_{EU}}{E} + \frac{F_{UE}}{U}\right)[W_E - W_U] - (w - z)$$

$$\left[\dot{W}_E - \dot{W}_U\right] = \left[r + \frac{F_{EU}}{E} + \frac{F_{UE}}{U}\right][W_E - W_U] - (w - z)$$

Sustituyendo el valor de $[W_E - W_U]$ obtenido a partir de la **c.p.o**. en esta última expresión, de nuevo bajo la condición de equilibrio $W_V = 0$:

$$[\dot{W}_E - \dot{W}_U] = \left(r + \frac{F_{EU}}{E} + \frac{F_{UE}}{U}\right)\left[\frac{\beta}{1-\beta}(W_J - W_V)\right] - (w - z)$$

$$[\dot{W}_E - \dot{W}_U] = \left(r + \frac{F_{EU}}{E} + \frac{F_{UE}}{U}\right)\left[\frac{\beta}{1-\beta}\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F_{UE}^{v}}{V}}\right)\right] - (w - z)$$

La **c.p.o.** puede expresarse también de este modo:

$$(1-\beta)[W_E - W_U] = \beta[W_J - W_V]$$

$$W_E - \beta W_E - W_U + \beta W_U = \beta W_J - \beta W_V$$

$$[W_E - W_U] = \beta W_J - \beta W_V + \beta W_E - \beta W_U$$

$$[W_E - W_U] = \beta[W_J + W_E - W_V - W_U] \quad \textbf{c.p.o.}$$

Despejando el valor de $\dot{W}_J$ en la ecuación de BELLMAN del valor de los puestos ocupados considerados como activos y manteniendo la condición de equilibrio $W_V = 0$:

$$\dot{W}_J = \left(r + \frac{F_{EU}}{E}\right)W_J - (y - w)$$

Diferenciamos con respecto al tiempo la segunda expresión obtenida para la **c.p.o.**, aplicando la propiedad del operador diferencial que nos dice que la diferencia de una suma es igual a la suma de las diferencias de sus términos, considerando β un parámetro constante y manteniendo la condición de equilibrio $\dot{W}_V = 0$.

$$[\dot{W}_E - \dot{W}_U] = \beta[\dot{W}_J + \dot{W}_E - \dot{W}_U]$$

Sustituyendo en esta última expresión el valor de $\dot{W}_J$ obtenido a partir de la ecuación de BELLMAN para el valor de los puestos ocupados:

$$[\dot{W}_E - \dot{W}_U] = \beta\left[\left[\left(r + \frac{F_{EU}}{E}\right)W_J - (y - w)\right] + (\dot{W}_E - \dot{W}_U)\right]$$

$$[\dot{W}_E - \dot{W}_U] = \beta\left[\left(r + \frac{F_{EU}}{E}\right)W_J - (y - w)\right] + \beta[\dot{W}_E - \dot{W}_U]$$

$$(1-\beta)[\dot{W}_E - \dot{W}_U] = \beta\left[\left(r + \frac{F_{EU}}{E}\right)W_J - (y - w)\right]$$

$$[\dot{W}_E - \dot{W}_U] = \frac{\beta}{1-\beta}\left[\left(r + \frac{F_{EU}}{E}\right)W_J - (y - w)\right]$$

Sustituyendo en esta última expresión el valor de W_J obtenido anteriormente a partir de la ecuación de BELLMAN de determinación del valor de las vacantes ofertadas como activos en equilibrio estacionario, llegamos a la igualdad:

$$\left[\dot{W}_E - \dot{W}_U\right] = \frac{\beta}{1-\beta}\left[(r + \frac{F_{EU}}{E})\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F_{UE}^v}{V}}\right) - (y - w)\right]$$

Finalmente, introducimos este último valor hallado para $\left[\dot{W}_E - \dot{W}_U\right]$ dentro de la igualdad obtenida anteriormente para esta ecuación diferencial a partir de la segunda formulación de la **c.p.o.**:

$$\frac{\beta}{1-\beta}\left[(r + \frac{F_{EU}}{E})\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F_{UE}^v}{V}}\right) - (y - w)\right]$$

$$= \left[r + \frac{F_{EU}}{E} + \frac{F_{UE}}{U}\right]\left[\frac{\beta}{1-\beta}\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F_{UE}^v}{V}}\right)\right] - (w - z)$$

$$(w - z) = \left[r + \frac{F_{EU}}{E} + \frac{F_{UE}}{U}\right]\left[\frac{\beta}{1-\beta}\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F_{UE}^v}{V}}\right)\right] - \frac{\beta}{1-\beta}\left[(r + \frac{F_{EU}}{E})\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F_{UE}^v}{V}}\right) - (y - w)\right]$$

$$(w - z) = \frac{\beta}{1-\beta}\left[\left(r + \frac{F_{EU}}{E} + \frac{F_{UE}}{U}\right)\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F_{UE}^v}{V}}\right) - \left[\left(r + \frac{F_{EU}}{E}\right)\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F_{UE}^v}{V}}\right) - (y - w)\right]\right]$$

$$(w - z) = \frac{\beta}{1-\beta}\left[\left(r + \frac{F_{EU}}{E} + \frac{F_{UE}}{U} - r - \frac{F_{EU}}{E}\right)\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F_{UE}^v}{V}}\right) + y - w\right]$$

$$(w - z) = \frac{\beta}{1-\beta}\left[y - w + \frac{F_{UE}}{U}\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F_{UE}^v}{V}}\right)\right]$$

$$w = \frac{\beta}{1-\beta}\left[y - w + \frac{F_{UE}}{U}\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F_{UE}^v}{V}}\right)\right] + z$$

$$(1-\beta)w = \beta\left[y - w + \frac{F_{UE}}{U}\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F_{UE}^v}{V}}\right)\right] + (1-\beta)z$$

$$w - \beta w = \beta y - \beta w + \beta \frac{F_{UE}}{U}\left(\frac{\gamma_0}{\frac{F_{UE}^{v}}{V}}\right) + (1-\beta)z$$

$$w = \beta\left(y + \gamma_0 \frac{F_{UE}}{U}\frac{V}{F_{UE}^{v}}\right) + (1-\beta)z$$

APÉNDICE II

UNIT ROOTS-TESTS

Table 1

	ADF-GLS max lag -4 - ers		CMR – AO - 2	
	Test statistic	**Critical values**	**Test statistic (ρ-1)**	**Critical values 5 %**
logw1	**1** -1.194 **2** -1.199 **3** -1.455 **4** -1.784	-3.736*** -3.161** -2.861*	-3.992	-5.490
logw2	**1** -1.294 **2** -1.215 **3** -1.455 **4** -1.911	-3.736*** -3.161** -2.861*	-2.179	-5.490
logy	**1** -0.495 **2** -0.593 **3** -0.912 **4** -1.616	-3.736*** -3.161** -2.861*	-3.255	-5.490
(1–t_w)	**1** -2.747 **2** -2.320 **3** -2.361 **4** -1.983	-3.736*** -3.161** -2.861*	-1.794	-5.490
rr	**1** -0.834 **2** -1.182 **3** -1.580 **4** -1.890	-3.736*** -3.161** -2.861*	-2.305	-5.490
f_{EU}	**1** -1.095 **2** -1.152 **3** -1.488 **4** -1.168	-3.736*** -3.161** -2.861*	-2.605	-5.490
f_{EN}	**1** -0.065 **2** -0.032 **3** -0.048 **4** -0.105	-3.736*** -3.161** -2.861*	-4.434	-5.490
f_{UE}^{V} + f_{NE}^{V}	**1** -0.613 **2** -0.825 **3** -1.266 **4** -1.425	-3.736*** -3.161** -2.861*	-2.666	-5.490

*** 1 % Significance level.

** 5 % Significance level.

* 10 % Significance level.

Table 2

Selection-order criteria:

lag	LL	LR	df	p	AIC	HQIC	SBIC
0	1329.4				-48.0872	-47.9884	-47.8318
1	1741.9	825.01	49	0.000	-61.3056	-60.5152*	-59.2618*
2	1807.65	131.49	49	0.000	-61.9144	-60.4325	-58.0822
3	1850.3	85.301	49	0.001	-61.6835	-59.51	-56.063
4	1906.02	111.44*	49	0.000	-61.928*	-59.0629	-54.5191

Table 3

JOHANSEN cointegration test

Trend: rconstant Lags: 1

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	0	1708.4046	.	242.2131	131.70
1	14	1751.292	0.77211	156.4383	102.14
2	26	1776.9533	0.58723	105.1156	76.07
3	36	1797.6629	0.51038	63.6964	53.12
4	44	1813.4907	0.42061	32.0408*	34.91
5	50	1823.1909	0.28430	12.6404	19.96
6	54	1827.2087	0.12938	4.6048	9.42
7	56	1829.5111	0.07632	.	.

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	0	1708.4046	.	85.7749	46.45
1	14	1751.292	0.77211	51.3226	40.30
2	26	1776.9533	0.58723	41.4192	34.40
3	36	1797.6629	0.51038	31.6556	28.14
4	44	1813.4907	0.42061	19.4004	22.00
5	50	1823.1909	0.28430	8.0356	15.67
6	54	1827.2087	0.12938	4.6048	9.24
7	56	1829.5111	0.07632	.	.

Table 4

JOHANSEN cointegration test

Trend: constant Lags: 1

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	7	1724.7047	.	209.6128	124.24
1	20	1760.5165	0.70913	137.9893	94.15
2	31	1785.1791	0.57277	88.6641	68.52
3	40	1805.8373	0.50951	47.3477	47.21
4	47	1815.638	0.28677	27.7462*	29.68
5	52	1824.388	0.26046	10.2462	15.41
6	55	1827.9495	0.11557	3.1233	3.76
7	56	1829.5111	0.05243	.	.

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	7	1724.7047	.	71.6235	45.28
1	20	1760.5165	0.70913	49.3251	39.37
2	31	1785.1791	0.57277	41.3164	33.46
3	40	1805.8373	0.50951	19.6016	27.07
4	47	1815.638	0.28677	17.5000	20.97
5	52	1824.388	0.26046	7.1229	14.07
6	55	1827.9495	0.11557	3.1233	3.76
7	56	1829.5111	0.05243	.	.

Table 5

JOHANSEN cointegration test

Trend: rtrend Lags: 1

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value 5 %
0	7	1724.7074	.	224.9599	146.76
1	21	1760.8925	0.71288	152.5843	114.90
2	33	1787.2106	0.59648	99.9481	87.31
3	43	1808.0295	0.51222	58.3103*	62.99
4	51	1820.3357	0.34581	33.6979	42.44
5	57	1829.9315	0.28172	14.5063	25.32
6	61	1834.1539	0.13550	6.0615	12.25
7	63	1837.1847	0.09923	.	.

maximum rank	parameters	LL	eigenvalue	max statistic	critical value 5 %
0	7	1724.7074	.	72.3756	49.42
1	21	1760.8925	0.71288	52.6362	43.97
2	33	1787.2106	0.59648	41.6379	37.52
3	43	1808.0295	0.51222	24.6124	31.46
4	51	1820.3357	0.34581	19.1916	25.54
5	57	1829.9315	0.28172	8.4448	18.96
6	61	1834.1539	0.13550	6.0615	12.52
7	63	1837.1847	0.09923	.	.

Table 6

VECM estimation. JOHANSEN methodology.

Model 4. Trend: rconstant. Rank: 4. Lags: 1

ce1	**φ_0** (adjustment coefficients)	**Γ** (short run coefficients)	**β** (parameters of cointegranting vectors)
		LD	
logw2		**-0.2362046**	**1**
		(0.146)	
		(0.106)	
logy		**1.018419**	**-0.5070868**
		(0.412)	(0.263)
		(0.014)	(0.053)
(1-t_w)		**0.0029717**	**0.0386837**
		(0.007)	(0.019)
		(0.694)	(0.039)
rr		**-0.0006069**	**0.0058298**
		(0.002)	(0.002)
		(0.767)	(0.009)
f_{EU}		**0.6686744**	**4.622773**
		(0.886)	(1.983)
		(0.451)	(0.020)
f_{EN}		**-0.2944368**	**-8.921677**
		(1.043)	(1.893)
		(0.778)	(0.000)
$f_{UE}^{V} + f_{NE}^{V}$		**-0.2725683**	**1.333228**
		(0.098)	(0.225)
		(0.005)	(0.000)
GR_{2008}		**0.017581**	**0.0660541**
		(0.011)	(0.022)
		(0.103)	(0.002)
GR_{2012}		**0.0044116**	**0.0484876**
		(0.008)	(0,014)
		(0.605)	(0.000)
cons.			***cte***
	-0.1374689		**-6.610479**
	(0.041)		(2.663)
	(0.001)		(0.013)

- In parenthesis: first, standard error; second, p-value (P > |z|).

Log likelihood: 1364.747
AIC: -44.41217
HQIC: -43.03312
SBIC: -40.86371

POSTESTIMATION TESTS

```
. veclmar
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	48.1665	49	0.50685
2	36.7228	49	0.90204

H0: no autocorrelation at lag order

```
. vecstable, graph
```

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
1	1
1	1
1	1
.9803186	.980319
.7694385 + .101594i	.776117
.7694385 - .101594i	.776117
.04614065 + .6898654i	.691407
.04614065 - .6898654i	.691407
-.6029889	.602989
-.4662772	.466277
-.168889 + .3345293i	.374744
-.168889 - .3345293i	.374744
.3706805	.370681
-.07908628	.079086

The VECM specification imposes 3 unit moduli.

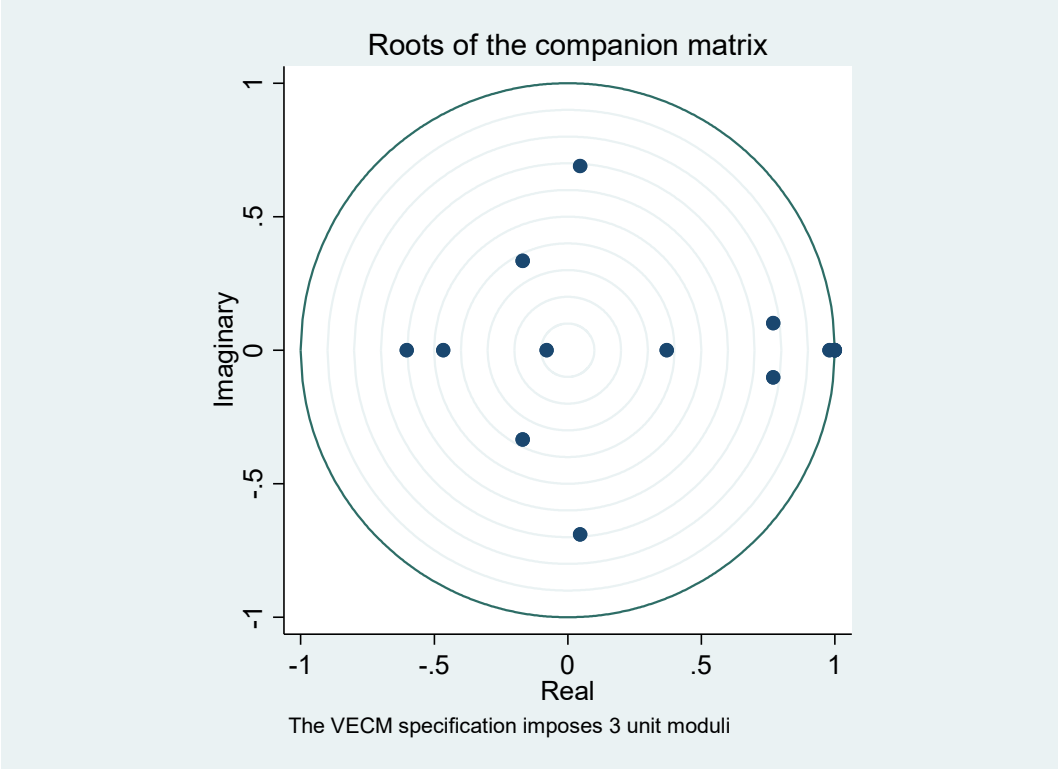


Table 7

VECM estimation. JOHANSEN methodology.

Model 4. Trend: constant. Rank: 3. Lags: 1

ce1	**φ_0** (adjustment coefficients)	**Γ** (short run coefficients)	**β** (parameters of cointegranting vectors)
		LD	
logw2		**-0.2456814**	**1**
		(0.149)	
		(0.100)	
logy		**1.045151**	**0.1217597**
		(0.442)	(0.247)
		(0.018)	(0.622)
$(1-t_w)$		**-0.002665**	**-0.0577391**
		(0.007)	(0.018)
		(0.723)	(0.001)
rr		**-0.0019984**	**0.0028095**
		(0.002)	(0.002)
		(0.322)	(0.178)
f_{EU}		**0.3705399**	**7.068764**
		(1.017)	(1.865)
		(0.716)	(0.000)
f_{EN}		**0.0138388**	**-14.27626**
		(1.015)	(1.780)
		(0.989)	(0.000)
$f_{UE}^V + f_{NE}^V$		**-0.2739094**	**2.026188**
		(0.099)	(0.211)
		(0.006)	(0.000)
GR_{2008}		**0.0148346**	**0.0957231**
		(0.011)	(0.020)
		(0.174)	(0.000)
GR_{2012}		**0.0008966**	**0.0137459**
		(0.008)	(0.013)
		(0.914)	(0.291)
cons.		***cte_2***	***cte_1***
	-0.0669328	**-0.0050285**	**-5.385707**
	(0.048)	(0.001)	-
	(0.160)	(0.001)	

- In parenthesis: first, standard error; second, p-value (P > |z|).

Log likelihood: 1375.339
AIC: -44.50313
HQIC: -43.01264
SBIC: -40.66793

Table 8

VECM estimation. JOHANSEN methodology.

Model 4. Trend: rtrend. Rank: 3. Lags: 1

ce1	**φ_0** (adjustment coefficients)	**Γ** (short run coefficients)	**β** (parameters of cointegranting vectors)
		LD	
logw2		**-0.2444081**	**1**
		(0.150)	
		(0.104)	
logy		**1.075192**	**-0.1729526**
		(0.444)	(0.490)
		(0.015)	(0.724)
(1-t_w)		**-0.0025307**	**-0.0438878**
		(0.007)	(0.017)
		(0.738)	(0.009)
rr		**-0.0018869**	**0.0029824**
		(0.002)	(0.002)
		(0.355)	(0.141)
f_{EU}		**0.4512372**	**7.16138**
		(1.026)	(1.733)
		(0.660)	(0.000)
f_{EN}		**-0.0482396**	**-12.28223**
		(1.027)	(1.660)
		(0.963)	(0.000)
$f_{UE}^V + f_{NE}^V$		**-0.278949**	**1.794369**
		(0.099)	(0.202)
		(0.005)	(0.000)
trend			**0.0010127**
			(0.001)
			(0.327)
GR_{2008}		**0.0140325**	**0.0680434**
		(0.011)	(0.021)
		(0.204)	(0.001)
GR_{2012}		**0.0015545**	**0.0150523**
		(0.008)	(0.013)
		(0.854)	(0.236)
cons.		***cte_2***	***cte_1***
	-0.0828443	**-0.0056486**	**-3.628132**
	(0.054)	(0.002)	-
	(0.128)	(0.001)	

- In parenthesis: first, standard error; second, p-value (P > |z|).

Log likelihood: 1375.525
AIC: -44.47455
HQIC: -42.97013
SBIC: -40.6035

CAPÍTULO III: SALARIOS Y PRODUCTIVIDAD SECTORIAL. ¿HAY EVIDENCIAS DE CAMBIO EN EL MODELO PRODUCTIVO?

1. Introducción.

Una vez que hemos indagado acerca del impacto de la *Gran Recesión* sobre el funcionamiento del mercado de trabajo, tanto por lo que respecta a los parámetros básicos de la función de emparejamiento, como en lo que se refiere al proceso de determinación del salario de equilibrio, queda pendiente completar esta panorámica con el estudio de la incidencia de la gran crisis financiera de 2008 sobre los mecanismos de transmisión de los incrementos de productividad a los salarios en los distintos sectores económicos.

En el contexto de la *Gran Recesión*, y en relación con su especial impacto en los países periféricos del sur de Europa, el detonante de la crisis financiera se ha situado en buena parte de la literatura reciente en un fenómeno de sobreinversión en el sector inmobiliario. Desde esta perspectiva, el ciclo expansivo se derrumbó con el estallido de la crisis poniendo de manifiesto las graves debilidades de un modelo productivo obsoleto, basado en actividades intensivas en trabajo no cualificado, con escasa generación de valor añadido, buena parte de ellas vinculadas al sector de la construcción (PÉREZ GARCÍA, 2011).

El análisis de los factores determinantes de la formación de salarios en los diversos sectores productivos puede contribuir a explicar las causas de los principales desequilibrios existentes en los mercados de trabajo y, en concreto, del más significativo de todos ellos en España, que no es otro que la presencia de elevadas y persistentes tasas de desempleo. Este análisis se ha llevado a cabo tradicionalmente en España, en su vertiente empírica, a partir de series históricas de datos agregados (DOLADO *et al.*, 1986; ANDRÉS *et al.*, 1990; ANDRÉS & GARCÍA, 1991).

FERNÁNDEZ & MONTUENGA (1997) propusieron una aproximación diferente, tratando de contrastar las hipótesis alternativas de que los salarios correspondientes a 14 sectores industriales respondían en su evolución a factores específicos (productividad del trabajo) o más bien a condiciones económicas generales (salario alternativo o general y tasa de desempleo). Los resultados presentaban evidencias de un comportamiento dual, es decir, de una evolución diferente de los salarios en función de que se tratase de sectores con un mayor o menor crecimiento de la productividad y la producción: sectores “dinámicos” *vs.* sectores “retardatarios”. En los sectores más dinámicos, los que crecen por encima de la media nacional, al disponer de un mayor margen financiero, las subidas salariales se rigen por criterios de pago relativo y responden en buena medida a las condiciones generales del mercado de trabajo (salario agregado y desempleo). En cambio, en los sectores caracterizados como retardatarios, que crecen por debajo de la media nacional, los incrementos salariales aparecen estrechamente vinculados a las variaciones en la productividad.

La fijación de salarios al margen de la situación general del mercado en algunos sectores en crisis podría estar dificultando la reasignación del empleo hacia sectores más dinámicos. Estos últimos, por su parte, para incentivar y mantener la productividad

de sus trabajadores, los estarían retribuyendo por encima de los umbrales de competitividad, lo que limitaría de hecho su capacidad para contratar nuevos trabajadores. Esta situación podría explicar las graves dificultades que ha tenido y sigue teniendo la economía española para reducir las tasas de desempleo.

2. Revisión de la literatura. El estado de la cuestión.

El punto de partida para este análisis se ha situado tradicionalmente en la negociación colectiva de condiciones de trabajo, siguiendo el modelo propuesto por LAYARD *et al.* (1991). En capítulos anteriores hemos asumido como marco teórico de referencia el modelo DMP (DIAMOND-MORTENSEN-PISSARIDES), que concibe la determinación de salarios como un proceso de negociación de tipo NASH (DIAMOND, 1982; MORTENSEN, 1982). Partiendo del mismo marco teórico de análisis, se trata ahora de diferenciar entre los factores propiamente competitivos, vinculados a la evolución de la productividad, y los factores no competitivos con incidencia en la negociación salarial, que hacen referencia a la situación general de los mercados de trabajo. En un análisis intersectorial, que centra su atención en los mecanismos de transmisión de las variaciones en la productividad a los salarios, se trata de identificar, y diferenciar, los efectos agregados y los propiamente sectoriales dentro del proceso de formación de los salarios de equilibrio.

El mecanismo de determinación de salarios está conectado tanto con el mercado de trabajo como con el mercado de bienes de consumo, por lo que viene a desempeñar un papel clave en toda la economía. De acuerdo con el enfoque neoclásico, un incremento de la productividad laboral debía traducirse en incrementos en el nivel de salarios. En la misma línea, un incremento en la tasa de desempleo de una economía presionaría a la baja los salarios, hasta que se alcanzase el equilibrio, sin desempleo involuntario. En cambio, desde una perspectiva neokeynesiana, es precisamente la rigidez a la baja de los salarios la que da lugar al fenómeno del desempleo involuntario, en el contexto de las fluctuaciones de la demanda agregada.

MONTUENGA *et al*. (2007) obtuvieron evidencias de que la dispersión del salario sectorial había aumentado considerablemente en los mercados laborales españoles, durante el período 1964-1992. A priori podría pensarse que esta situación respondía al hecho de que la productividad sectorial presentaba, a su vez, un nivel de dispersión muy elevado. Pero de hecho se podía constatar una escasa relación entre la fijación del salario sectorial y la evolución de la productividad, sobre todo en los sectores más dinámicos. La causa última de este fenómeno, apuntaban estos autores, podría responder bien a diferencias en la composición de la fuerza de trabajo por sectores o bien al propio mecanismo de determinación salarial prevalente con carácter general en la industria española, la negociación colectiva de condiciones de trabajo.

ANDRÉS & GARCÍA (1991) ya habían señalado que controlando la fuerza laboral por medio de factores específicos sólo se eliminaba una parte de las diferencias entre los niveles salariales observados en los distintos sectores. Por tanto, la respuesta debía buscarse en el mecanismo de determinación salarial vigente con carácter general.

En este contexto, MONTUENGA *et al.* (2007) tratan de discernir cuál es el modelo que mejor se ajusta a la realidad del mercado de trabajo en España: el modelo de *insiders-outsiders* (LINDBECK & SNOWER, 1989), el modelo de salarios de eficiencia (SHAPIRO & STIGLITZ, 1984), el modelo con sindicatos o el modelo de reparto de rentas, siempre de cara a formular recomendaciones de políticas de empleo adecuadas. La literatura empírica sobre la economía española se ha centrado en la evaluación del poder de negociación de los *insiders* y, al mismo tiempo, en la contrastación de la hipótesis de los salarios de eficiencia. En general, la evidencia parece apuntar a un bajo poder *insider* (ANDRÉS & GARCÍA, 1991 y 1993; DOLADO & BENTOLILA, 1992; y DRAPER, 1993), aproximándose más la situación real del mercado de trabajo a los postulados de la hipótesis de salarios de eficiencia (ANCHUELO, 1993). Pero como apuntan FERNÁNDEZ & MONTUENGA (1997), en realidad esta evidencia no es del todo concluyente, teniendo en cuenta que la escasa significatividad que parece mostrar el poder *insider* puede derivarse del hecho de que la variable que se había utilizado para tratar de aproximarla, el grado de indexación de los salarios respecto de las variaciones de productividad en el respectivo sector, en realidad no ponía de manifiesto efectos muy relevantes.

Si bien es cierto que, para buena parte de la literatura especializada, la hipótesis de los salarios de eficiencia constituye el modelo más adecuado para tratar de explicar el fenómeno de la preponderancia de los factores agregados (salario medio y tasa de desempleo) frente a los factores sectoriales (productividad) en el proceso de formación de salarios, sin embargo, no deja de serlo también que contrastar empíricamente esta hipótesis resulta complicado, pues exige el estudio de alternativas que implican la introducción de modificaciones importantes en el modelo básico.

En este contexto, MONTUENGA *et al.* (2007) optan por completar el modelo básico con una serie de variables explicativas adicionales. Algunas de ellas forman parte de la ecuación de determinación salarial con certeza, o al menos así consta por el consenso de la comunidad científica: es el caso de la productividad o el salario alternativo. Otras, en cambio, no cuentan con ese consenso, y se duda sobre su influencia real en el proceso de negociación salarial: la posición de las empresas en el mercado (grado de concentración) y su tamaño medio en el sector, la situación financiera (capacidad de pago), los costes de rotación, la actividad sindical, etc. Para evaluar la influencia real de estas variables de cara a su inclusión o no en la especificación de la ecuación de salarios, estos autores recurren a la metodología del *"Análisis Global de Sensibilidad"* (también conocida por el acrónimo *EBA*, de *Extreme Bound Analysis)*, propuesta por LEAMER (1985).

MONTUENGA *et al.* (2007) concluyen que existen evidencias de un comportamiento dual, diverso por tanto, en los diferentes sectores en cuanto al proceso de determinación de los salarios reales. En algunos sectores, la evolución del nivel de salarios estaría vinculada a variables que apuntarían a una estructura de salarios de eficiencia, mientras que, en otros, las variables explicativas responderían más bien al modelo *insiders-outsiders*. De hecho, en el grupo de sectores más dinámicos los salarios suelen fijarse con arreglo a criterios de pago relativo, mientras que en los sectores considerados retardatarios el poder *insider* es mucho más relevante.

En sintonía con estos planteamientos, BANDE *et al*. (2007 y 2008) analizan el fenómeno de la persistencia de grandes disparidades regionales en las tasas de desempleo en España, y su agudización en las fases expansivas del ciclo económico. Esta aproximación, frente a la consideración tradicional en la literatura de los factores de demanda y de oferta en el mercado de trabajo (composición sectorial del empleo, características de los demandantes de empleo, movilidad interregional, flexibilidad salarial,…), se centra en el papel de los factores institucionales del mercado de trabajo. Buena parte de ellos se establecen a nivel nacional (salario mínimo, prestaciones por desempleo, fiscalidad, nivel de protección social, etc.), por lo que no resultan útiles a la hora de analizar las causas de las diferencias entre regiones.

Por esta razón, estos autores se centran en un aspecto particular como es el mecanismo de determinación de los salarios. Con este propósito, especifican una ecuación de salarios en la que se contemplan dos tipos de variables explicativas: los factores internos, que se reconducen a la productividad del trabajo en el sector y en la región correspondiente; y los factores externos, que comprenden las condiciones generales de funcionamiento del mercado de trabajo (tasa de paro, salario real medio,…), que a su vez se encuadran en el concepto de renta o salario alternativo. Como consecuencia del proceso de descentralización en la negociación colectiva de condiciones de trabajo que arranca tras el Acuerdo Interconfederal para la Negociación Colectiva 1985-1986 (*Acuerdo Económico y Social*), el mecanismo de determinación de los salarios se establece fundamentalmente a nivel sectorial, en un ámbito provincial o regional.

Los resultados que obtienen BANDE *et al.* (2007 y 2008) en las estimaciones, a partir de diversas formulaciones del salario alternativo, les permiten concluir que los factores internos (la productividad) sólo desempeñan un papel relevante en la determinación de los salarios en el caso de los sectores retardatarios, pero que tanto en éstos como en los sectores más dinámicos el protagonismo corresponde a las condiciones generales del mercado de trabajo que se evalúan a través del designado como salario alternativo. Los sectores más dinámicos disponen de más margen de maniobra, por su elevada productividad, de modo que los *insiders* desplazan su centro de atención en la negociación de salarios desde el mantenimiento del empleo al incremento de los salarios, tomando como referencia a este respecto los sectores y regiones con niveles superiores. Los sectores retardatarios se ven más constreñidos a tener en cuenta la evolución de la productividad en la fijación de los salarios, y esto les causa graves dificultades en términos de mantenimiento del empleo. En la medida en que se tomen en consideración reglas de pago relativo (“efecto imitación”), los costes laborales unitarios crecerán de forma inasumible en los sectores cuya productividad se encuentra por debajo de la media.

Este argumento se puede aplicar analógicamente cuando estudiamos las diferencias entre regiones. En aquellas donde la variación de los salarios se ha distanciado más de la evolución de la productividad de cada sector se puede constatar un empeoramiento de la situación del mercado de trabajo con respecto a aquellas en que la composición sectorial y el vínculo con la productividad jugaban a favor. Y en virtud del “efecto imitación”, que toma como referencia los niveles salariales de los sectores y regiones líderes, las diferencias en tasas de desempleo entre regiones se agudizan en las fases expansivas del ciclo (*upturns*) y se atenúan en las recesivas (*downturns*). El

problema del desempleo en España, concluyen BANDE *et al.* (2007 y 2008), no es un problema nacional sino regional[48]. Dado que la causa de esta situación reside en factores de índole institucional, en los mecanismos de determinación de salarios existentes en las diferentes regiones, a nivel sectorial, la solución que plantean apunta en la línea de profundizar en el proceso de descentralización de la negociación colectiva, fomentando la fijación de salarios a nivel de empresa, a fin de facilitar el ajuste de los salarios a la evolución de la productividad y permitir el mantenimiento y la creación de empleo.

Algunas de estas ideas y conceptos eran los que estaban detrás de ciertas medidas adoptadas con ocasión de la reforma laboral de 2012, con el propósito de poner fin al proceso de destrucción de empleo desencadenado por la *Gran Recesión*, superar las rigideces existentes en los mercados de trabajo y sentar las bases de un nuevo marco institucional que permitiera la generación sostenible de empleo estable y de calidad.

3. Marco teórico

El objetivo de este trabajo consiste en identificar el mecanismo de determinación de salarios vigente en España, teniendo en cuenta tanto la dimensión territorial como la sectorial, habida cuenta del papel protagonista que desempeña en este proceso la negociación colectiva de condiciones de trabajo. Nos centraremos en el período 1955-2018, ampliando de este modo la evidencia hallada en estudios previos. Para ello se utiliza como herramienta el módulo de *Series largas de VAB y empleo regional por sectores* de la base de datos *RegData FEDEA-BBVA*, elaborada por DE LA FUENTE & RUIZ AGUIRRE (2020). En el marco de la estimación de la ecuación del modelo, se trata de medir el impacto de la *Gran Recesión* sobre la dinámica del proceso de formación de salarios, cuantificando las posibles variaciones en la importancia relativa de los factores internos y externos a cada sector, excluyendo el período posterior a la crisis sanitaria del COVID-19.

3.1. El modelo básico.

En línea con el planteamiento de BANDE & FERNÁNDEZ (1999), la especificación del modelo que aquí empleamos trata de ofrecer una adecuada fundamentación microeconómica a una formulación que responde en lo fundamental a los modelos de negociación sobre la oferta de trabajo. El desarrollo completo de este modelo se encuentra en el trabajo de LAYARD *et al*. (1991), y ha sido aplicado a algunos estudios relativos a la economía española a los que ya hemos hecho referencia (DRAPER, 1993; ANDRÉS & GARCÍA, 1991). En los modelos de negociación, el salario

[48] El primer trabajo de estos autores (2007) va referido a un período breve, comprendido entre los años 1987 y 1992. El segundo (2008) se extiende a un período más amplio (1980-2000) y desarrolla el análisis con la formación de clubes de regiones, en función del comportamiento de la ecuación de salarios y las tasas de desempleo respectivas, estudiando la convergencia entre tales clubes a lo largo del período considerado.

real se presenta como una combinación lineal de factores internos o específicos del sector y factores externos que reflejan las condiciones generales del mercado de trabajo.

La especificación de estos factores puede ser muy amplia, teniendo en cuenta muy diversos aspectos: grado de competencia en el sector, dimensión media de las empresas, poder de los sindicatos, variables financieras, tasa de reemplazo, etc. (*v.* MONTUENGA *et al.*, 2007). Sin embargo, en la mayoría de estudios empíricos publicados en relación con los mercados de trabajo en España se opta, en aplicación del principio de parsimonia, por simplificar lo máximo posible la especificación de las variables explicativas del proceso de formación de los salarios en torno a los principales factores internos y externos. La especificación de los factores internos se concreta en la incorporación de la variable de productividad laboral de cada sector (Π_{it}). En cuanto a los factores externos al sector, se consideran las variables de salario alternativo (w_t^a) y tasa de desempleo (U_t), como representativas de la situación general de los mercados laborales. El salario alternativo recogería la incidencia de los criterios de pago relativo en el proceso de formación de los salarios, mientras que la tasa de desempleo vendría a expresar la probabilidad de encontrarse en desempleo en una determinada economía. Sirviéndonos de la misma aproximación logarítmico-lineal derivada por FERNÁNDEZ & MONTUENGA (1997), la ecuación de salarios quedaría formulada en los siguientes términos:

$$w_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Pi_{it} + \beta_2 w_t^a + \beta_3 U_t + \varepsilon_t \quad \textbf{(1)}$$

3.2. El modelo corregido.

Este modelo básico ha sido retocado de cara a la estimación, pues en los estudios publicados a que se ha hecho referencia se ha constatado la escasa significatividad de la tasa de paro, así como los problemas de colinealidad que se presentan entre la tasa de paro y el salario agregado. Para evitar estos inconvenientes, se ha optado por introducir en la especificación del modelo únicamente la variable de salario alternativo (w_t^a) como expresión de los factores externos, es decir, de las condiciones generales existentes en los mercados de trabajo:

$$w_t^a = uw + (1-u)b \qquad \textbf{(2)}$$

donde *u* es la tasa de paro sobre población activa y *b* un indicador representativo de las prestaciones por desempleo.

Por otra parte, los valores obtenidos en la estimación en niveles para el estadístico *DURBIN - WATSON* señalaban la necesidad de corregir algunos problemas de autocorrelación, introduciendo retardos en la especificación del modelo, tanto para la variable dependiente como para las explicativas. Con estas correcciones, la ecuación de salarios podría expresarse en los siguientes términos:

$$w_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Pi_{it} + \beta_2 w_{it}^a + \beta_3 w_{it-1} + \beta_4 \Pi_{it-1} + \beta_5 w_{it-1}^a + \varepsilon_t \qquad \textbf{(3)}$$

Incorporando al modelo un mecanismo de corrección del error, que contemple el equilibrio tanto a corto como a largo plazo, en línea con la metodología que hemos seguido en capítulos anteriores, esta misma ecuación podría formularse como:

$$\Delta w_{it} = \varphi_0 (w_{it} - \beta_1 \Pi_{it} - \beta_2 w_{it}^a) + \delta_1 \Delta \Pi_{it} + \delta_2 \Delta w_{it}^a + \varepsilon_t \qquad \textbf{(4)}$$

donde φ_0 representa el término de corrección del error, $w_{it} - \beta_1 \Pi_{it} - \beta_2 w_{it}^a$ es la ecuación de cointegración o de equilibrio a largo plazo, y $\delta_1 \Delta \Pi_{it} + \delta_2 \Delta w_{it}^a$ los términos de ajuste dinámico a corto plazo.

4. Datos y fuentes

DE LA FUENTE & RUIZ AGUIRRE (2020) presentan la construcción del módulo sectorial de la base de datos *RegData FEDEA-BBVA*. En este módulo se recogen las series regionales de empleo (ocupados y asalariados), valor añadido bruto (VAB) en términos nominales y reales, deflactor implícito del VAB, VAB por ocupado, remuneración de asalariados y salarios medios, todas ellas desagregadas en seis grandes sectores: Agricultura y pesca; Minería, energía y agua; Industrias manufactureras; Construcción; Servicios de mercado o destinados a la venta, excluyendo la sanidad, educación y servicios sociales privados; y Servicios públicos o no destinados a la venta, más sanidad, educación y servicios sociales, tanto privados como públicos. No obstante, se incluye también una desagregación tentativa del sector de servicios de mercado, habida cuenta de que se trata de una categoría muy amplia y heterogénea, en la que coexisten subsectores con comportamientos extremos tanto en productividad como en salarios y tipos de contratación. Por este motivo, en nuestro análisis tomaremos en consideración, en principio, los siguientes ocho sectores:

I.- Agricultura y pesca.

II.- Minería, energía y agua.

III.- Industrias manufactureras.

IV.- Construcción.

Va.- Servicios financieros y seguros.

Vb.- Comercio, hostelería, transportes y comunicaciones.

Vc.- Resto de servicios de mercado (excepto sanidad y educación).

VI.- Servicios públicos o no destinados a la venta, más sanidad, educación y servicios sociales, tanto privados como públicos.

Las series incluidas en este módulo de la base de datos *RegData* abarcan inicialmente un período de más de seis décadas (1955-2018), lo que facilita la realización de estudios y análisis sectoriales a largo plazo desde una perspectiva regional.

Desde el punto de vista del análisis de datos de panel, en este estudio optamos por considerar las 17 comunidades autónomas como unidades de sección cruzada, con exclusión, por tanto, de los datos referentes a las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla, al entender que los datos de estos dos territorios no resultan homogéneos ni comparables a los del resto, al menos en su escala u orden de magnitud. En el módulo de la base de datos *RegData* a que nos estamos refiriendo, cada comunidad autónoma aparece identificada por un número de orden y una abreviatura:

CCAA
1 AND (Andalucía)
2 ARAG (Aragón)
3 AST (Asturias)
4 BAL (Baleares)
5 CAN (Canarias)
6 CANT (Cantabria)
7 CYL (Castilla y León)
8 CLM (Castilla-La Mancha)
9 CAT (Cataluña)
10 VAL (Valencia)
11 EXT (Extremadura)
12 GAL (Galicia)
13 MAD (Madrid)
14 MUR (Murcia)
15 NAV (Navarra)
16 PV (País Vasco)
17 RIO (La Rioja)

Éstas serán, por tanto, las unidades del panel de datos, a efectos de la consideración de la dimensión transversal del modelo.

Todas las variables, en relación con la especificación del modelo que hemos adoptado para el análisis, vendrán expresadas en logaritmos, de modo que los coeficientes estimados expresarán las elasticidades de la variable dependiente - los salarios reales (w_{it}) - con respecto a cada una de las variables explicativas o independientes – la productividad laboral (Π_{it}) y el salario alternativo (w_{it}^{a}) -.

Por lo que respecta a los salarios reales (w_{it}), partimos de los paneles correspondientes a las 17 comunidades autónomas españolas, en cada uno de los sectores considerados, para la variable "salario medio": *w = RAS* (*remuneraciones de asalariados,* expresadas en euros corrientes)/*asalariados*; aplicando a estos datos el deflactor del VAB correspondiente al sector para cada una de las regiones a lo largo del período considerado – con base 2016 -, obtenemos los salarios expresados en euros constantes, esto es, los salarios reales[49].

[49] Podría plantearse como objeción a esta aproximación que resulta apropiada únicamente para medir los salarios reales en términos de los productos que componen el *mix* sectorial, pero que desde el punto de vista de fijación de los salarios por parte de las empresas y los trabajadores la capacidad adquisitiva de los salarios debería medirse a través los precios correspondientes a la cesta de consumo y, en definitiva, a partir de la

En cuanto a la productividad laboral (Π_{it}), se obtiene como cociente entre el VAB a precios reales – también con base 2016 - y el volumen de ocupados para cada una de las regiones y sectores considerados, a lo largo del período 1955-2018. De este modo, con la incorporación de esta variable explicativa a la ecuación del modelo se trata de captar en qué medida los salarios reales responden a la evolución de la productividad laboral en cada uno de los sectores analizados.

Con respecto al salario alternativo (w_{it}^a), partimos de dos formulaciones posibles de esta variable. La primera, que designaremos por w_{it}^a (1), la define como promedio de los valores correspondientes a los salarios reales en cada unidad temporal del período considerado para las demás regiones en cada uno de los sectores analizados. Esta primera aproximación responde al planteamiento de BANDE *et al.* (2007 y 2008) y asume implícitamente como punto de partida el predominio de los convenios colectivos de ámbito nacional y sectorial, que tienden a reducir la dispersión salarial entre regiones, lo que da idea de un mecanismo de imitación en el que los salarios se determinan en función de su evolución en el agregado nacional. Este enfoque centra su atención en la dimensión territorial de la evolución del proceso de formación de los salarios durante el período considerado, en orden a constatar aspectos como la convergencia o dispersión entre diversas regiones, en las diferentes fases del ciclo económico.

Una segunda caracterización del salario alternativo, que denotaremos por w_{it}^a (2), lo estima a partir del salario promedio en el resto de los sectores, ponderado por el peso de cada uno de ellos en la ocupación total, dentro de cada comunidad autónoma. Esta especificación de la variable busca una representación alternativa de la influencia de las condiciones generales del mercado de trabajo en el proceso de formación de los salarios reales.

---

evolución del IPC. Más aún, se ha puesto de manifiesto que las diferencias salariales entre comunidades autónomas provienen en gran medida de las diferencias de precios relativos, dándose la circunstancia de que las comunidades autónomas con los niveles salariales más altos son también aquellas que presentan los índices de precios más elevados, de modo que si se consideran los salarios en términos de paridad de poder adquisitivo (PPA), las diferencias se reducen muy significativamente (BENTOLILA, S. "La desigualdad territorial no es tan alta como creíamos", *Nada es gratis*, 24 de julio de 2015). En las comunidades autónomas con un nivel de precios más alto se produce una mayor presión al alza de los salarios especialmente en los sectores con bajo nivel de productividad. En cuanto al cálculo de las paridades de poder adquisitivo, sólo el INE dispone de la información necesaria para su cálculo directo. Durante algunos años, la Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCAS) y el Instituto de Estadística de Cataluña (Idescat) publicaron estadísticas de este tipo, pero dejaron de hacerlo. COSTA *et al.* (2015) llevaron a cabo una estimación de las paridades de poder adquisitivo para las comunidades autónomas para el año 2012, a través de tres métodos indirectos. Todo ello no hace sino poner de manifiesto que la estimación de las paridades de poder adquisitivo para todas las comunidades autónomas en el período de referencia (1955-2018) reviste una extraordinaria complejidad, y buena prueba de ello la da el hecho de que, a pesar de las indicaciones de las normas comunitarias sobre la conveniencia de elaborar las PPA correspondientes a las diferentes regiones como herramienta indispensable para mejorar la aplicación de los fondos de cohesión, el INE no ha puesto en práctica estas recomendaciones hasta la fecha. En consecuencia, atendiendo también a razones sistemáticas, en congruencia con la definición del otro argumento de la función, la productividad laboral, como cociente entre el VAB real y la ocupación en el sector correspondiente, aplicaremos el deflactor implícito del VAB estimado por DE LA FUENTE & RUIZ AGUIRRE (2020) para calcular el valor de los salarios en términos reales.

5. Evolución general de los salarios y la productividad laboral durante el período considerado (1955-2018)

Antes de emprender el análisis y la estimación del modelo empírico de ecuación de salarios, conviene detenernos, siquiera brevemente, en describir la evolución de las principales variables involucradas en las relaciones funcionales que tratamos de definir.

En el APÉNDICE I se incluyen gráficas que representan la evolución de la productividad laboral y los salarios reales en las 17 comunidades autónomas, para los ocho sectores que analizamos: *Agricultura y pesca* (I), *Minería, energía y agua* (II), *Industrias manufactureras* (III), *Construcción* (IV), *Servicios financieros y seguros* (Va), *Comercio, hostelería, transportes y comunicaciones* (Vb), *Resto de servicios de mercado (excepto sanidad y educación)* – [Vc] – , y *Servicios públicos o no destinados a la venta, más sanidad, educación y servicios sociales, tanto privados como públicos* (VI).

5.1. Productividad

Por lo que respecta a la evolución de la productividad laboral, en todas las comunidades autónomas el liderazgo corresponde al sector II, *Minería, energía y agua*, bien prácticamente para todo el período considerado (Canarias, Galicia, Murcia y País Vasco), o bien a partir del despegue económico de la década de los sesenta del siglo pasado (Andalucía, Cantabria, Castilla-La Mancha, Cataluña, Valencia, Extremadura, Madrid, Navarra y La Rioja), y más tardíamente en otros casos, a lo largo de los setenta e incluso a principios de los ochenta (Aragón, Asturias, Baleares y Castilla y León).

Le sigue de cerca, e incluso en algunos casos le precede, el sector de *Servicios financieros y seguros* (Va), que se pone en cabeza en ciertos momentos en determinadas comunidades autónomas: Canarias (2007 y 2018), Cantabria y País Vasco (segunda mitad de los 80). A continuación, en tercer lugar, se sitúa el sector residual dentro de los servicios de mercado (Vc), del que se excluyen los servicios financieros y de seguros, el comercio, la hostelería, los transportes y las comunicaciones, así como la sanidad y la educación. En las décadas de los setenta y los ochenta, en muchas comunidades autónomas este sector llega a situarse en segundo lugar, desplazando a los servicios financieros y de seguros, e incluso llega a posicionarse en primer lugar (Aragón, Asturias y Baleares) [50].

En otros casos, el tercer puesto es ocupado por las *Industrias manufactureras* (III) en el último tramo del período considerado: Aragón (a partir de 2014), Cantabria (a partir de 2012), Castilla y León (a partir de 2007), Madrid (a partir de 2001), Murcia (a partir de 2009), Navarra (a partir de 2006) y La Rioja (a partir de 2005). En el sector de la *Construcción* (IV) se aprecia prácticamente en todas las comunidades autónomas – las únicas excepciones destacables serían el País Vasco, y en menor medida Castilla y León - una significativa caída en la productividad laboral en torno al estallido de la *Gran Recesión* (2007 y 2008).

[50] En general, el sector servicios presenta un ritmo lento en el crecimiento de la productividad. Hay que señalar, no obstante, la dificultad que presentan este tipo de actividades en relación con la medición de su productividad.

Por otra parte, el sector en donde se ha dado el mayor crecimiento acumulado a lo largo del período analizado es el de *Agricultura y pesca* (I), si bien hay que tener en cuenta a este respecto los bajos niveles de partida. En todo caso, a principios de la nueva centuria, el crecimiento de la productividad en este sector se estabiliza, fluctuando en torno a los niveles máximos alcanzados e incluso llegando a descender sensiblemente en los últimos años del período considerado (Baleares, Cantabria y Castilla y León).

5.2. Salarios reales

Cuando pasamos a analizar la evolución de los salarios reales, vemos que la primacía pasa al sector de *Servicios financieros y seguros* (Va), en la mayor parte del período considerado, a partir de los años sesenta o a lo sumo de los setenta. Con anterioridad, el sector de *Servicios públicos o no destinados a la venta, más sanidad, educación y servicios sociales* (VI), venía ejerciendo el liderazgo. En muchas comunidades autónomas (Andalucía, Aragón, Baleares, Cantabria, Castilla-La Mancha, Valencia, Extremadura, Madrid, Navarra, País Vasco y La Rioja) se pone a la cabeza del *ranking* salarial el sector de *Minería, energía y agua* (II), durante un período más o menos breve en torno al cambio de centuria; en la Comunidad de Murcia los salarios de este sector II se sitúan en la primera posición entre 1977 y 1982, y entre 1991 y 2005.

El segundo puesto corresponde, en la mayor parte de las comunidades autónomas, en un primer momento a los salarios del sector VI, *Servicios públicos o no destinados a la venta*, para ceder a continuación su posición a los salarios del sector II, *Minería, energía y agua*. En Baleares, en la segunda mitad de los 80, ocupan la segunda posición los salarios del sector de *Comercio, hostelería, transportes y comunicaciones* (Vb). En la Comunidad de Murcia, entre 2011 y 2014, se sitúan en segundo lugar los salarios de las *Industrias manufactureras* (III).

En el tercer puesto del *ranking*, se dan situaciones más heterogéneas en las diversas comunidades autónomas. En general, se posicionan en este lugar los salarios del sector de *Servicios públicos o no destinados a la venta* (VI) y los del sector de la *Construcción* (IV), aunque en algunas regiones y por breves períodos irrumpen en esta posición los salarios de las *Industrias manufactureras* (III) y del sector de *Comercio, hostelería, transportes y comunicaciones* (Vb).

En el caso del sector de la *Construcción* (IV), se aprecia una caída muy significativa en el nivel de salarios en torno al estallido de la *Gran Recesión* en prácticamente todas las comunidades autónomas. En regiones como Murcia el colapso ha sido especialmente intenso, aunque la recuperación ha sido también más rápida que en otras.

En cuanto a las tasas de crecimiento de los salarios a lo largo del período considerado, las mayores corresponden a los sectores I y III. En ambos casos, deben tenerse en cuenta los bajos niveles de partida, si bien por lo que respecta a los salarios de las *Industrias manufactureras* (III), el ritmo de crecimiento llega a ser incluso más intenso y más sostenido en el tiempo en prácticamente todas las comunidades autónomas.

5.3. Valoraciones generales

Partiendo de estas evidencias, podemos constatar que no sólo no hay una correspondencia biunívoca entre la evolución de la productividad laboral y la de los salarios reales, sino que la evolución de ambas variables sigue patrones distintos en función del sector y del territorio de que se trate.

A fin de determinar en concreto el impacto de la *Gran Recesión* sobre los mecanismos de transmisión de las variaciones de la productividad laboral al crecimiento de los salarios reales, llevaremos a cabo una primera estimación hasta el momento previo al estallido de la crisis económica (1955-2007), y posteriormente una segunda estimación que abarque todo el período considerado (1955-2018), procediendo a comparar el valor de los parámetros estimados en uno y otro caso, las posibles variaciones y el alcance o magnitud de las mismas. De esta manera, tratamos de limitar el problema de muestra reducida para llevar un estudio específico para el período post-crisis 2008-2018.

6. Análisis de convergencia

Una primera aproximación al estudio de la evolución de los salarios reales en las comunidades autónomas puede plantearse a través de lo que se conoce como análisis de convergencia.

La teoría del crecimiento económico de SOLOW (1956) plantea un modelo de crecimiento con rendimientos de capital decrecientes (paradigma neoclásico), y en este marco se formula la hipótesis de convergencia, según la cual los países y regiones pobres crecen relativamente más rápido que los países y regiones ricas, por lo que en el largo plazo el PIB per cápita de los países y regiones tiende a igualarse.

Tradicionalmente, este proceso se ha tratado de contrastar en términos de dos conceptos de convergencia, que se designan como β y σ. La convergencia β señala que existe una relación inversa entre la tasa de crecimiento y el nivel inicial del PIB per cápita en cada país o región. β hace referencia al coeficiente asociado al nivel inicial del PIB, que debería ser negativo. La convergencia σ mide la variación del error estándar o desviación típica del logaritmo del PIB per cápita, de modo que si el valor de este estadístico disminuye con el transcurso del tiempo hasta hacerse prácticamente igual a 0, entonces hay σ-convergencia. La "verdadera convergencia" es la designada como σ, ya que la β es necesaria pero no suficiente, para que haya σ.

De acuerdo con el *seminal paper* de BARRO & SALA-I-MARTÍ (1992), la definición más rigurosa la ofrece la σ-convergencia, que nos indica que cabe afirmar que existe convergencia en el PIB per cápita de un grupo de países siempre que la dispersión de los valores del PIB per cápita se reduzca en la muestra. En consecuencia, si existe convergencia, entonces la varianza de la sección transversal del PIB per cápita llega a 0.

Este tipo de análisis se ha visto recientemente impulsado, principalmente tras la contribución de PHILLIPS & SUL (2007), que han desarrollado un estadístico ampliamente difundido como herramienta de análisis de convergencia en datos de

panel. Una forma simple pero intuitiva de definir la convergencia entre series de datos de panel consiste operar en términos de su relación y no de su diferencia o sus combinaciones lineales. Consideramos que X_{it} representa el logaritmo natural de la variable de interés, en nuestro caso los salarios reales (w_{it}), con $i = 1, 2,\ldots 17$ (las 17 comunidades autónomas) y $t = 1955, 1956,\ldots 2018$. Esta variable se puede descomponer como $X_{it} = \delta_{it}\mu_t$, donde μ_t y δ_{it} son los componentes común e idiosincrásico, respectivamente. PHILLIPS & SUL (2007) sugieren verificar la hipótesis de convergencia analizando si δ_{it} converge hacia δ. Para ello, primero definen el componente de transición relativo:

$$h_{it} = \frac{X_{it}}{N^{-1}\sum_{i=1}^{N} X_{it}} = \frac{\delta_{it}}{N^{-1}\sum_{i=1}^{N} \delta_{it}}$$

En presencia de convergencia, h_{it} debería converger hacia la unidad, mientras que su variación transversal, H_{it}, se define de la siguiente manera:

$$H_{it} = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} (h_{it} - 1)^2 \overset{As}{\rightarrow} 0, \text{ cuando } T \overset{As}{\rightarrow} \infty$$

y debería converger asintóticamente a cero cuando T tiende asintóticamente a infinito. Partiendo de estas premisas, se formula el test de convergencia mediante la estimación de la regresión *log t*:

$$log\frac{H_1}{H_t} - 2log[log(t)] = \alpha + \beta \log(t) + u_t \, , t = T_0, \ldots, T$$

donde $T_0 = [rT]$. El parámetro r determina la proporción de los datos que se descartarán antes de ejecutar la regresión. El valor recomendado es $r = 0{,}33$ (la tercera parte del total).

PHILLIPS & SUL (2009) proporcionan un algoritmo para identificar clubes o *clusters* de convergencia en un modelo de factores dinámicos de transición y crecimiento económicos. SCHNURBUS *et al*. (2017) han replicado sus resultados sobre clubes de convergencia, estimaciones puntuales correspondientes y errores estándar, proponiendo una serie de ajustes simples del algoritmo original que hacen innecesaria la intervención manual y permiten su aplicación automatizada a otros datos.

En el supuesto que nos ocupa, aplicamos el test de convergencia de PHILLIPS & SUL (2007) a la variable de salarios reales (w_{it}) en los 8 sectores de actividad que consideramos, a fin de comprobar en cada uno de ellos si las regiones españolas han seguido un proceso de total convergencia entre ellas o si por el contrario presentan un patrón de convergencia en clubes[51].

En el APÉNDICE II se recogen los resultados de los tests de convergencia, distinguiéndose entre supuestos de convergencia absoluta o global (entre todas las

[51] Agradecemos al profesor A. MONTAÑÉS que nos halla facilitado la rutina a aplicar para el análisis de convergencia a partir de CLEMENTE *et al*. (2019).

comunidades autónomas), y supuestos de convergencia o ausencia de ella en 1 o 2 clubes.

En los sectores I (*Agricultura y pesca*), II (*Minería, energía y agua*), III (*Industrias manufactureras*), Va (*Servicios financieros y de seguros*), Vc (*Resto de servicios de mercado, excepto sanidad y educación*) y VI (*Servicios públicos o no destinados a la venta, más sanidad, educación y servicios sociales, tanto privados como públicos*), el *log t* no rechaza la hipótesis nula de convergencia, que se verifica para el conjunto de las comunidades autónomas, sin que se formen clubes o agrupaciones de regiones a este respecto. Por tanto, en todos estos sectores, entre los que se encuentran los de carácter más dinámico en términos de crecimiento de la productividad del trabajo – como el II, el III o el Va -, se verifica un proceso de convergencia entre los salarios reales de todas las comunidades autónomas a lo largo del período considerado.

En el sector IV (*Construcción*), el *log t* tampoco rechaza la hipótesis nula de convergencia, si bien ésta se produce en torno a 2 clubes. En el club 1 se integran Asturias, Madrid, Navarra y País Vasco. En el club 2 se agrupan las restantes comunidades autónomas: Andalucía, Aragón, Baleares, Canarias, Cantabria, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Cataluña, Valencia, Extremadura, Galicia, Murcia y La Rioja. En el sector de la construcción, que hemos caracterizado como paradigma de los sectores retardatarios en términos de evolución de la productividad laboral, constatamos que la convergencia se produce en torno a dos clubes: el primero reúne a regiones líderes en crecimiento de la productividad, como Madrid, Navarra y País Vasco; el segundo es más heterogéneo, integrando a algunas regiones también dinámicas en términos de crecimiento de la productividad y a otras que pueden considerarse más retardatarias.

En el sector Vb (*Comercio, hostelería, transportes y comunicaciones*), el *log t* no rechaza la hipótesis nula de convergencia en relación con el club 1 integrado por Andalucía, Aragón, Baleares, Canarias, Cantabria, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Cataluña, Valencia, Extremadura, Galicia, Madrid, Navarra, País Vasco y La Rioja. En cambio, para el club 2, integrado por Asturias y Murcia, el *log t* rechaza la hipótesis de convergencia. El sector Vb es ciertamente heterogéneo, puesto que integra actividades con un lento crecimiento de la productividad junto a otras – singularmente las comunicaciones – que presentan una evolución más dinámica de esta variable. En todo caso, hay dos regiones, Asturias y Murcia, que se sitúan al margen de la dinámica de convergencia en la que se mueven a largo plazo todas las demás.

7. Estimación de un modelo de cointegración para datos de panel con mecanismo de corrección del error (ECM)

7.1. Análisis de estacionariedad

Análogamente a lo que veíamos en relación con las series temporales en los capítulos I y II, el análisis de datos de panel tiene como inexcusable primera etapa el estudio de sus características estructurales y, en concreto, de su estacionariedad. El recurso al método clásico de regresión lineal tiene como presupuesto el hecho de que los datos analizados sean estacionarios, lo que implica que su proceso generador tenga

media y varianza constantes en el tiempo, en este caso tanto en la dimensión temporal como en la de sección transversal. Si se constata que los datos analizados no cumplen esta condición, antes bien son integrados o no estacionarios, debe recurrirse a otros métodos de estimación, pues la aplicación de la regresión lineal convencional puede dar como resultado una correlación espuria (GRANGER & NEWBOLD, 1974).

En el ámbito del análisis de datos de panel, los diversos tests de raíces unitarias o de estacionariedad disponibles responden tanto a las características asintóticas de la distribución, como al hecho de que cada miembro del panel tenga o no el mismo número de observaciones a lo largo del período de tiempo considerado (lo que dará lugar a su calificación como *"strongly balanced"*, *"balanced"* o *"unbalanced"*).

En relación con los datos que nos ocupan, partimos de un número de secciones $N = 17$ – las comunidades autónomas -, mientras que el período de tiempo que tomaremos en consideración comprende 53 unidades – $T = 53$ –, en relación con la muestra limitada o restringida, y 64 unidades para la muestra completa – $T = 64$ –. Por otra parte, en todas las secciones del panel se contienen observaciones para cada una de las unidades del período de tiempo considerado, por lo que en todos los sectores analizados podemos afirmar que los datos de panel tienen la condición de *"strongly balanced"*.

En la literatura se han propuesto diversos contrastes, cuyas diferencias estriban en las características de los datos y en la definición de la hipótesis nula. Nos centraremos en los tres siguientes[52].

LEVIN, LIN & CHU (2002) plantean un test de raíces unitarias para datos de panel – conocido como *LLC* - que cuenten con observaciones para todo el período de tiempo considerado (*balanced*) y cuya distribución cumpla la condición asintótica $N/T \rightarrow 0$. El test permite la opción de incorporar una tendencia temporal determinista para explicar el proceso generador de los datos, así como el número de retardos (*lags*) a aplicar en las regresiones ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) que se ejecutan para el cálculo de los estadísticos del test. En este caso, se entiende que el estadístico del test estará sujeto a una distribución normal estándar, contrastándose la hipótesis nula de raíces unitarias. Esta modelización implica que la dimensión temporal, T, crece más rápidamente que la dimensión correspondiente a la sección transversal, N.

Por su parte, HADRI (2000) propone un test de multiplicadores de LAGRANGE, donde la hipótesis nula es la estacionariedad de los datos de panel, mientras que la hipótesis alternativa es que algunos paneles contienen raíces unitarias. Este test está diseñado para estructuras de datos de panel en las que $T > N$.

En la sección A) del APÉNDICE III se han recogido en una serie de tablas los resultados de la ejecución de estos dos tests, tanto sobre la muestra limitada como en

[52] Hay al menos otros dos tests de raíces unitarias que también podríamos haber aplicado, y que hemos omitido porque no aportaban resultados significativos en relación con los ya realizados y, sobre todo, con aquellos que contemplan la existencia de cambios o rupturas estructurales en las series y en las eventuales relaciones de cointegración entre las diferentes variables. Se trata de los contrastes de BREITUNG (2000) – BREITUNG & DAS (2005) – y de IM-PESARAN-SHIM (2003) – conocido como IPS -.

relación con la muestra completa, teniendo en cuenta la presencia de clubes de convergencia en función de los resultados obtenidos en la sección 5. En algunos casos, los estadísticos obtenidos conducen a conclusiones contradictorias, esto es, en relación con algunas variables de los diversos sectores, los resultados obtenidos en el test *LLC* permiten rechazar la hipótesis nula de raíces unitarias, al menos al 5 % de nivel de significación, al tiempo que los resultados del test de HADRI permiten rechazar la hipótesis nula de estacionariedad.

En un *seminal paper* PERRON (1989) demostró que los cambios o rupturas estructurales pueden afectar negativamente al comportamiento de los tests de raíces unitarias. Las rupturas estructurales se producen en términos de *shocks* exógenos al modelo que sin embargo tienen efectos persistentes. Estos *shocks* persistentes conducen a los tests de raíces unitarias a conclusiones erróneas, llevándoles a aceptar la hipótesis nula de que son permanentes cuando en realidad son transitorios. Para afrontar este problema, PERRON (1989) propuso nuevos tests de raíces unitarias que contemplaban explícitamente la existencia de una ruptura estructural en el término constante (*intercept*) y en la tendencia (*trend*) de las series. El planteamiento de PERRON, no obstante, partía del supuesto de que el investigador conocía a priori la fecha o el momento en que se había producido el cambio o ruptura estructural. ZIVOT & ANDREWS (1992) y BANERJEE *et al*. (1992) reformularon estos tests de raíces unitarias, permitiendo que la fecha de la ruptura estructural se determine de forma endógena a partir de los datos analizados, y LUMSDAINE & PAPELL (1997) extendieron el enfoque de ZIVOT & ANDREWS (1992) al supuesto de considerar dos cambios o rupturas estructurales en fechas igualmente desconocidas a priori.

La presencia de rupturas estructurales es también un factor relevante para el análisis de datos de panel. KARAVIAS & TZAVALIS (2014) han planteado tests de raíces unitarias que toman en consideración la presencia de rupturas estructurales. Se consideran dos modelos de componentes deterministas. El primero contempla sólo los efectos fijos (constantes), mientras que el segundo refiere la posibilidad de rupturas estructurales tanto a los términos constantes como a las tendencias de las series. Las fechas de las rupturas estructurales se consideran comunes a todas las series, si bien la magnitud de estas rupturas puede variar entre las diferentes series del panel. Estas fechas pueden ser conocidas o desconocidas a priori. Cuando se desconocen las fechas de las rupturas, se utilizan procedimientos de *bootstrapping* para calcular los valores críticos y los *p-values* de los tests. Los errores pueden ser no normales, transversalmente dependientes y transversalmente heterocedásticos. La hipótesis nula consiste en que todas las series del panel constituyen procesos de raíz unitaria, mientras que bajo la hipótesis alternativa algunas o todas las series del panel serían estacionarias, con rupturas estructurales en los términos deterministas (CHEN, KARAVIAS & TZAVALIS, 2021). KARAVIAS & TZAVALIS (2019) extendieron el planteamiento de estos mismos tests a la especificación de dos rupturas estructurales.

Teniendo en cuenta todas estas consideraciones, retomamos el test de raíces unitarias o de estacionariedad de las series de nuestro modelo. En la especificación del contraste de KARAVIAS & TZAVALIS incorporamos una tendencia temporal (*trend*), que podemos observar en las series correspondientes a las tres variables consideradas, sin perjuicio de los cambios o rupturas estructurales que igualmente se aprecian en todas ellas. En coherencia con lo señalado anteriormente sobre las implicaciones del análisis

de estacionariedad en datos de panel, introducimos también en la especificación de este contraste la dependencia y la heterocedasticidad transversal. Con respecto a la muestra limitada, señalamos una única ruptura estructural, cuya fecha situamos en 1986, por entender que en ese año arranca un proceso de descentralización en la negociación colectiva de condiciones de trabajo en España, que se traduce en una mayor relevancia de la productividad, y al mismo tiempo en un significativo "efecto imitación" de los sectores considerados retardatarios – con menor crecimiento de la productividad - con respecto a los más dinámicos en el proceso de determinación de los salarios (BANDE *et al.* 2007 y 2008). En relación con la muestra completa, señalamos dos rupturas estructurales, cuyas fechas situamos en los años 1986 y 2008, año este último en el que se produce el estallido de la *Gran Recesión*.

Los resultados de la aplicación del test de KARAVIAS & TZAVALIS (2014) se han reproducido en la misma sección A) del APÉNDICE III, tanto para la muestra limitada como para la muestra completa. Los estadísticos obtenidos no permiten rechazar la hipótesis nula de raíces unitarias, en relación con ambas muestras, para ninguna de las variables de la ecuación de salarios en ninguno de los sectores considerados.

7.2. Análisis de cointegración.

Cuando un proceso de raíces unitarias deviene estacionario si se toman primeras diferencias, se dice que se trata de un proceso integrado de orden uno, lo que se designa con la expresión *I(1)*. Cuando una combinación lineal de varias series *I(1)* es estacionaria, se dice que tales series están cointegradas (ENGLE & GRANGER, 1987). Los tests de cointegración tratan de verificar que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre tales variables *I(1)*.

El análisis de cointegración en el ámbito específico de los datos de panel añade una dimensión adicional a la temporal, la dimensión transversal o de sección cruzada, de modo que en este caso la relación de equilibrio a largo plazo se dará también, en su caso, entre las distintas unidades del panel.

Los tests de cointegración convencionales en el ámbito de los datos de panel responden a tres planteamientos básicos: KAO (1999), PEDRONI (1999, 2004) y WESTERLUND (2005). Los resultados de la aplicación de estos tests a los datos de panel correspondientes a cada uno de los sectores considerados se recogen en la sección B) del APÉNDICE III.

Los tests propuestos por KAO (1999) asumen un vector de cointegración que es el mismo para todos los paneles, estiman las medias específicas del panel y no contemplan la especificación de una tendencia temporal. Los tests de KAO contrastan la hipótesis nula de no cointegración sobre los residuos de la regresión utilizando los estadísticos de DICKEY-FULLER (*Modified Dickey-Fuller t, Dickey-Fuller t, Augmented Dickey-Fuller t, Unadjusted modified Dickey-Fuller t, Unadjusted Dickey-Fuller t*). Para ajustar el número óptimo de retardos a aplicar en las regresiones ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) que se ejecutan para el cálculo de los estadísticos del test, recurrimos al criterio BIC (*Bayesian Information Criterion*), especificando un máximo de 4 retardos.

Los tests de PEDRONI (1999, 2004), frente al planteamiento de KAO, permiten la consideración de vectores de cointegración específicos para cada panel. Al mismo tiempo, admiten que el coeficiente autorregresivo varíe entre paneles, o que sea el mismo para todos ellos, como asumen a priori los tests de KAO. En el primer caso, PEDRONI habla de *"between-dimension tests"*, mientras que en el segundo se trataría de *"within-dimension tests"*. Los tests de PEDRONI contrastan la hipótesis nula de no cointegración sobre los residuos de la regresión utilizando los estadísticos *ADF* (*Augmented Dickey-Fuller t*) y PHILLIPS-PERRON (*Modified Phillips-Perron t* y *Phillips-Perron t*). Con el fin de ganar información con respecto a los tests de KAO, en este caso especificamos vectores de cointegración y coeficientes autorregresivos específicos para cada panel, incorporando además una tendencia temporal (*trend*) y recurriendo de nuevo al criterio BIC para la determinación del número óptimo de retardos a aplicar, con el mismo máximo.

Por último, los tests de WESTERLUND (2005) se basan en la instrumentación de estadísticos VR (*variance-ratio*) para contrastar la hipótesis nula de no cointegración. Este test considera por defecto que el parámetro autorregresivo es específico del panel y que la hipótesis alternativa es que las series en algunos paneles están cointegradas. Si se especifica la opción *"allpanels"* entonces el contraste plantea como hipótesis alternativa que las series de todos los paneles están cointegradas, y entonces el parámetro autorregresivo será el mismo para todos los paneles. Esta última es la configuración que tomamos para ejecutar el test.

Estos tres primeros tests ofrecen resultados contradictorios en torno a la existencia o no de una relación de cointegración entre las variables que configuran la ecuación de salarios que hemos especificado, tanto para la muestra limitada, como para la muestra completa.

Como han puesto de relieve PERSYN & WESTERLUND (2008), a pesar del interés y la atención creciente que se viene prestando en la literatura empírica al análisis de cointegración en relación con datos de panel, se puede constatar que en muchos estudios los resultados obtenidos no permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración, en supuestos en que la teoría económica postula la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables consideradas.

Una posible explicación para este problema parte del hecho de que la mayoría de los tests de cointegración basados en los residuos de la estimación exigen como requisito que los parámetros de largo plazo de las variables en niveles sean iguales a los parámetros de corto plazo de las variables en diferencias. KREMERS *et al*. (1992) y BANERJEE *et al*. (1998) definen este fenómeno como una *"restricción de factor común"*, que produciría una pérdida significativa de potencia en los tests de cointegración basados en los residuos de una regresión inicial.

WESTERLUND (2007) propone cuatro tests alternativos de cointegración de panel, que se basan en dinámicas estructurales en lugar de residuales y, por tanto, no imponen ninguna restricción de factor común. El planteamiento de fondo consiste en verificar la hipótesis nula de no cointegración comprobando si el término de corrección del error es o no igual a cero en el modelo analizado. Los estadísticos correspondientes a estos cuatro tests se ajustan a una distribución normal. Todos ellos son lo

suficientemente generales para adaptarse a la dinámica de corto plazo específica y a los parámetros de tendencia y pendiente de cada unidad del panel, así como a la dependencia transversal. Los dos primeros tests están planteados de modo que la hipótesis alternativa consiste en que el panel está cointegrado en su totalidad (*panel tests*), mientras que en los dos últimos la hipótesis alternativa es que al menos una unidad del panel está cointegrada (*group-mean tests*).

Los resultados de la aplicación de este nuevo test de cointegración de WESTERLUND, para datos de panel, a los sectores que hemos definido previamente, nos dan a entender que sólo se constata la existencia de una relación de cointegración, o de equilibrio a largo plazo con ajuste dinámico a corto plazo:

- Para la muestra limitada (1955-2007): considerando la especificación w_{it}^{a} (1), en los sectores III, IV (clubes 1 y 2), Va, Vb y Vc; considerando la especificación w_{it}^{a} (2), en los sectores I, II, IV (club 2), Vb, Vc y VI.

- Para la muestra completa (1955-2018): considerando la especificación w_{it}^{a} (1), en los sectores I, III, IV (clubes 1 y 2), Va y Vb; considerando la especificación w_{it}^{a} (2), en todos los sectores considerados.

Dado que el objeto del presente estudio trata de explorar el posible impacto de la *Gran Recesión* en el mecanismo de formación de salarios en el mercado de trabajo, nos limitaremos a estimar aquellos modelos en los que hemos verificado la existencia de una relación de cointegración tanto para la muestra limitada como para la muestra completa: para la especificación w_{it}^{a} (1), en los sectores III, IV (clubes 1 y 2), Va y Vb; para la especificación w_{it}^{a} (2), en los sectores I, II, IV (club 2), Vb, Vc y VI.

Con respecto a los demás sectores, aquellos en los que no hemos verificado la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo, se trata de actividades que, por sus características, registran una mayor variabilidad entre regiones, en función de su peso en la economía de los territorios respectivos [agricultura y pesca (I), minería, energía y agua (II)], o bien de su propia heterogeneidad [como sucede con las subcategorías de servicios Vb y Vc].

6.3. Estimación de un modelo de datos de panel con mecanismo de corrección del error.

Hasta el momento hemos centrado el análisis en la presencia de raíces unitarias o de estacionariedad en las series correspondientes a las variables que configuran la ecuación de salarios que hemos definido, así como en la existencia o no de una relación de cointegración o de equilibrio a largo plazo entre dichas variables. Es preciso tener en cuenta además otra característica de los datos de panel, que ha recibido considerable atención en la literatura macroempírica más reciente: la dependencia transversal.

Los datos del panel pueden estar sujetos a dependencia transversal generalizada, de modo que todas las unidades del panel se encuentren correlacionadas entre sí. Este fenómeno se atribuye generalmente al efecto de algunos factores comunes no observados, y que afectan a todas y cada una de las unidades del panel, aunque posiblemente de diferente manera (BASAK & DAS, 2018).

Para abordar correctamente el fenómeno de la dependencia transversal entendemos que el enfoque más adecuado es que el que se conoce como modelo de efectos correlacionados comunes (*CCE*), puesto que es robusto para diferentes tipos de dependencia transversal, en relación con regresores con raíces unitarias y con pendientes heterogéneas. Las metodologías propuestas por CHUDIK & PESARAN (2015), EBERHARDT & PRESBITERO (2015) y GEGENBACH *et al*. (2015) tratan de integrar en un marco único la doble perspectiva de la cointegración en sentido temporal y en sentido espacial o transversal.

En ocasiones se ha designado este enfoque metodológico con la denominación *"CCEMG* (*Common Correlated Effects Mean Group*) *estimation"*. Se trata de estimar modelos heterogéneos de corrección del error – con pendientes que varían entre las diferentes unidades del panel - en datos de panel con dependencia transversal.

La metodología propuesta consiste, en primer término, en estimar modelos individuales de corrección del error para cada miembro del panel, para a continuación calcular los coeficientes del "grupo medio" (*mean-group*), así como los correspondientes a la ecuación de equilibrio a largo plazo. El modelo de corrección de errores que se estima para cada miembro del panel por separado supone que todas las variables en niveles son *I(1)*, procediendo a calcular los promedios transversales de cada una de ellas. Los coeficientes del grupo medio se calculan como medias no ponderadas de los coeficientes específicos estimados para cada miembro del panel. El error estándar de la media o desviación típica se obtiene por procedimientos no paramétricos (PESARAN & SMITH, 1995). Los coeficientes estimados en la ecuación de equilibrio a largo plazo (cointegración) para cada miembro del panel y su significatividad permiten calcular los coeficientes promedio a largo plazo del grupo medio (*long-run average coefficients*), con sus correspondientes errores estándar, estadísticos *t* y *p-values*.

En una segunda etapa, se trata de analizar la existencia o no de una relación de cointegración entre las variables consideradas a partir de los términos estimados de corrección del error (*EC-coefficients*). Para ello se calcula el término de corrección del error del grupo medio, el promedio no ponderado del estadístico *t* de los términos de corrección del error de cada uno de los miembros del panel, y el *p-value* correspondiente con referencia a los valores críticos establecidos por GENGENBACH *et al.* (2015).

Finalmente, se emplea el test de PESARAN (2015) para contrastar la hipótesis nula de que los errores en el modelo son débilmente dependientes en la dimensión transversal (*weakly cross-sectional dependent*), frente a la hipótesis alternativa de que hay una dependencia transversal fuerte (*strong cross-sectional dependence*)[53]. Primero,

[53] En una versión preliminar del test, el *Working Paper* de PESARAN (2004) expresaba la hipótesis nula en términos de independencia transversal. Como se indica en la versión publicada (PESARAN, 2015) ésta era una suposición muy fuerte, incluso para paneles con muchas unidades (*N* muy grande), por lo que se entiende que la hipótesis nula de dependencia transversal débil proporciona más información significativa como resultado de la aplicación del contraste. La dependencia transversal débil implica que el sesgo del contraste en relación con la dependencia decae cuando $(N, T) \rightarrow \infty$. En definitiva, se trata de verificar si los residuos de la regresión se oponen o no a la hipótesis alternativa de dependencia transversal fuerte.

el test se aplica tanto a las variables endógenas como a las explicativas, a fin de poner de manifiesto la posible dependencia transversal en las variables no transformadas[54]. En segundo lugar, el test analiza los residuos de la regresión, para determinar en qué medida el modelo empírico ha permitido estimar una relación de equilibrio a largo plazo en la que la dependencia transversal fuerte está excluida. En esta segunda etapa, si el test rechaza la hipótesis nula de débil dependencia transversal, en favor de la hipótesis alternativa de dependencia transversal fuerte, los resultados de la estimación carecen de robustez y consistencia, al haberse detectado correlación en los residuos.

8. Resultados

En el APÉNDICE IV se recogen los resultados de la estimación para los sectores en los que se entiende que se cumplen las condiciones que permiten estimar un modelo de equilibrio a largo plazo en la relación funcional definida entre las variables consideradas, incorporando un mecanismo de corrección del error en la dinámica a corto plazo, de acuerdo con los resultados obtenidos en los tests de cointegración. Definimos la ecuación de salarios de este modelo de acuerdo con la expresión **(4)**:

$$\Delta w_{it} = \varphi_0 [w_{it} - \beta_1 \Pi_{it} - \beta_2 w_{it}^{a}(\#)] + \delta_1 \Delta \Pi_{it} + \delta_2 \Delta w_{it}^{a}(\#) + \varepsilon_t$$

donde # = *1, 2*, según se trate de una u otra especificación del salario alternativo.

A continuación, incluimos unas tablas-resumen con los parámetros estimados para los sectores en los que hemos constatado la existencia de relaciones de cointegración, tanto con respecto a la muestra restringida, como respecto de la muestra completa. De este modo, tratamos de analizar el posible impacto de la *Gran Recesión* en la dinámica del proceso de formación de salarios de cada sector, en los mercados laborales de las diversas comunidades autónomas.

8.1. Sector I: Agricultura y pesca.

Sector I - w_{it}^{a}(2)	**Muestra limitada (1955-2007)**		**Muestra completa (1955-2018)**	
	Coef.	**St. error**	**Coef.**	**St. error**
φ_0	-0.195***	0.030	-0.208***	0.029
β_1	0.380*	0.227	0.670***	0.152
β_2	0.231	0.167	0.376***	0.165
δ_1	0.399***	0.054	0.412***	0.051
δ_2	0.959***	0.084	0.997***	0.069
constant	-0.318	0.346	0.201	0.418
RMSE	0.0651		0.0709	
e: CD PESARAN (2015)	30.127	**p-value:** 0.013	29.146	**p-value:** 0.000

* Significativo al 10 %

[54] Como acabamos de indicar, el método *CCEMG* estima modelos de corrección del error para cada unidad del panel, para a continuación calcular estimaciones de "grupo medio" de la corrección del error y los coeficientes de largo plazo. De este modo, los datos iniciales del panel para las distintas variables son transformados tratando de eliminar los impactos diferenciales de los factores comunes no observables, cuya presencia se pondría de manifiesto por la dependencia transversal en sentido fuerte.

** Significativo al 5 %
*** Significativo al 1 %

En el sector I, el término de corrección del error (φ_0) verifica la condición de estabilidad del modelo, puesto que presenta signo negativo en ambos casos, indicando una trayectoria convergente y no explosiva. La velocidad de ajuste parece mantenerse estable en el entorno del 20 % anual.

El análisis de estática comparativa, antes y después de la *Gran Recesión*, atendiendo al valor de los *long-run average coefficients*, pone de manifiesto la prevalencia de los factores internos o sectoriales (productividad laboral) frente a los factores generales o externos, si bien los coeficientes estimados son escasamente significativos desde el punto de vista estadístico. En el ajuste dinámico a corto plazo se observa la relación inversa, apuntando a la preponderancia de los factores generales o externos al sector.

El sector I, como se puso de manifiesto en la sección 4, es un sector dinámico en términos de crecimiento de la productividad, y los salarios reales, considerando como salario alternativo la media ponderada de los salarios de los demás sectores en función de su peso en la ocupación total, aparecen más estrechamente vinculados en su evolución a la productividad laboral, al menos a largo plazo.

Sin embargo, el *root mean square error* se sitúa en ambos casos por encima del umbral del 5 %, lo que no resulta indicativo de buen ajuste del modelo. Asimismo, el estadístico del test de PESARAN para los residuos de la regresión permite rechazar, también en ambos casos, la hipótesis nula de débil dependencia transversal, por lo que no cabe afirmar que los resultados obtenidos sean robustos y consistentes.

8.2. Sector II: Minería, energía y agua.

Sector II - w_{it}^{a}(2)	**Muestra limitada (1955-2007)**		**Muestra completa (1955-2018)**	
	Coef.	**St. error**	**Coef.**	**St. error**
φ_0	-0.160***	0.082	-0.169***	0.018
β_1	0.398***	0.227	0.414***	0.079
β_2	0.938***	0.164	1.066***	0.143
δ_1	0.549***	0.036	0.548***	0.032
δ_2	1.250***	0.069	1.040***	0.071
constant	-0.556***	0.224	-0.794***	0.202
RMSE	0.0477		0.0496	
e: CD PESARAN (2015)	40.027	**p-value:** 0.000	47.317	**p-value:** 0.000

* Significativo al 10 %
** Significativo al 5 %
*** Significativo al 1 %

Con respecto al sector II, el término de corrección del error (φ_0) verifica la condición de estabilidad del modelo, puesto que presenta signo negativo en ambos casos, indicando una trayectoria convergente y no explosiva. La velocidad de ajuste se ha mantenido prácticamente estable, en un 16-17 % anual, tras el impacto de la *Gran Recesión*.

Tanto a corto como a largo plazo, prevalecen los factores internos o sectoriales (productividad laboral) frente a los generales o externos en relación con las variaciones en los salarios reales de equilibrio. El sector II presenta un comportamiento dinámico en términos de crecimiento de la productividad, y éste es el factor determinante para la fijación de los salarios de equilibrio, considerando como salario alternativo la media ponderada de los salarios de los demás sectores en función de su peso en la ocupación total.

El *root mean square error* se sitúa en ambos casos por debajo del umbral del 5 %, lo que resulta indicativo de buen ajuste del modelo. Sin embargo, el estadístico del test de PESARAN para los residuos de la regresión permite rechazar, también en ambos casos, la hipótesis nula de débil dependencia transversal, por lo que no cabe afirmar que los resultados obtenidos sean robustos y consistentes.

8.3. Sector III: Industrias manufactureras.

Sector III - w_{it}^{a}(1)	**Muestra limitada (1955-2007)**		**Muestra completa (1955-2018)**	
	Coef.	**St. error**	**Coef.**	**St. error**
φ_0	-0.229***	0.035	-0.165***	0.021
β_1	0.297***	0.084	0.359***	0.100
β_2	0.746***	0.071	0.673***	0.077
δ_1	0.141***	0.019	0.173***	0.022
δ_2	0.938***	0.029	0.900***	0.028
constant	-0.106	0.093	-0.074	0.047
RMSE	0.0163		0.0186	
e: CD PESARAN (2015)	1.340	**p-value:** 0.180	1.918	**p-value:** 0.055

* Significativo al 10 %
** Significativo al 5 %
*** Significativo al 1 %

Por lo que se refiere al sector III, *Industrias manufactureras*, el término de corrección del error (φ_0) verifica la condición de estabilidad del modelo, puesto que presenta signo negativo en ambos casos, indicando una trayectoria convergente y no explosiva. La velocidad de ajuste ha pasado del 23 al 16,5 % anual, aproximadamente, lo que representa una reducción de 6,5 puntos porcentuales tras el impacto de la *Gran Recesión*. Esta considerable reducción parece indicar que, tras la crisis económica de 2008 y la reforma laboral de 2012, se registran menores desequilibrios a corto plazo, de modo que los salarios reales se ajustan más fácilmente con respecto a los valores de equilibrio a largo plazo. Veamos a continuación cuáles son los factores que se encuentran detrás de este mejor comportamiento en la evolución de los salarios.

Tanto a corto como a largo plazo, prevalecen los factores generales o externos frente a los internos o sectoriales (productividad laboral) en relación con las variaciones en los salarios reales de equilibrio. El análisis de estática comparativa, antes y después de la *Gran Recesión*, atendiendo al valor de los *long-run average coefficients*, pone de manifiesto cierto crecimiento en la elasticidad de los salarios reales con respecto a la productividad laboral frente a los factores generales: *0,297 (s.e. 0,084) → 0,359 (s.e. 0,100)*; *0,746 (s.e. 0,071) → 0,673 (s.e. 0.077)*. En el ajuste dinámico a corto plazo se

aprecia también un ligero incremento en la influencia de la productividad laboral y una correlativa leve reducción en la correspondiente a los factores generales [$\boldsymbol{\delta_1}$*: 0,141 → 0,173;* $\boldsymbol{\delta_2}$*: 0,938 → 0,900*].

En cuanto al *root mean square error*, se sitúa en ambos casos por debajo del umbral del 5 %, lo que resulta indicativo de buen ajuste del modelo. Asimismo, el estadístico del test de PESARAN para los residuos de la regresión no permite rechazar en ningún caso la hipótesis nula de débil dependencia transversal.

Debe tenerse en cuenta que, en este caso, hemos tomado como especificación del salario alternativo el promedio de los salarios del mismo sector para las demás regiones a lo largo del período considerado. Como ya señalamos en la sección 3, esta aproximación asume el predominio de los convenios colectivos de ámbito nacional y sectorial, señalando un "efecto imitación" de los salarios reales con respecto a la evolución en el agregado nacional. En este sentido, MARTÍNEZ MATUTE (2014) ha señalado la prevalencia de los convenios colectivos de ámbito superior al de empresa en el sector secundario, con excepciones como el caso de las industrias extractivas, que en nuestro caso hemos clasificado en otro sector de actividades.

Tratándose de un sector que podemos caracterizar como dinámico, tras la *Gran Recesión* y la reforma laboral de 2012, se observa un avance en la participación de la productividad laboral en la determinación de los salarios, sobre todo a largo plazo, sin perjuicio de que los factores generales sigan prevaleciendo. Esta mayor adecuación relativa a la evolución de la productividad sectorial podría ser el factor decisivo para explicar los menores desequilibrios dinámicos que registran los salarios reales, cuando se compara la muestra completa (1955-2018) con la muestra limitada o restringida (1955-2007).

8.4. Sector IV: Construcción.

Sector IV- Club 1 - w_{it}^{a}(1)	**Muestra limitada (1955-2007)**		**Muestra completa (1955-2018)**	
	Coef.	**St. error**	**Coef.**	**St. error**
$\boldsymbol{\varphi_0}$	-0.306***	0.070	-0.289***	0.031
$\boldsymbol{\beta_1}$	-0.053	0.204	0.061	0.173
$\boldsymbol{\beta_2}$	0.911***	0.143	0.902***	0.143
$\boldsymbol{\delta_1}$	0.235***	0.029	0.233***	0.031
$\boldsymbol{\delta_2}$	0.829***	0.070	0.770***	0.052
constant	0.097	0.263	0.099	0.263
RMSE	0.0238		0.0250	
e: CD PESARAN (2015)	-2.598	**p-value:** 0.009	-2.592	**p-value:** 0.010

* Significativo al 10 %
** Significativo al 5 %
*** Significativo al 1 %

Por lo que respecta al sector IV, *Construcción*, de acuerdo con los resultados de la sección 5, distinguimos dos clubes de convergencia.

En el club 1, que comprende a 4 comunidades autónomas (Asturias, Madrid, Navarra y País Vasco), tanto a largo como a corto plazo – para la especificación del

salario alternativo $w_{it}^{a}(1)$ - se observa el predominio incontestado de los factores generales sobre los internos o sectoriales en el proceso de formación de los salarios, debiendo precisarse además que los coeficientes estimados en relación con la productividad laboral a largo plazo no resultan estadísticamente significativos. El término de corrección del error (φ_0) verifica la condición de estabilidad del modelo, puesto que presenta signo negativo, indicando una trayectoria convergente y no explosiva. La velocidad de ajuste parece reducirse levemente.

El *root mean square error*, se sitúa en ambos casos por debajo del umbral del 5 %, pero el estadístico del test de PESARAN para los residuos de la regresión permite rechazar la hipótesis nula de débil dependencia transversal, por lo que no cabe afirmar que se haya logrado estimar un modelo de equilibrio a largo plazo en el que quede excluida la dependencia transversal fuerte. Los resultados obtenidos no reúnen las condiciones de robustez y consistencia.

Sector IV- Club 2- $w_{it}^{a}(1)$	**Muestra limitada (1955-2007)**		**Muestra completa (1955-2018)**	
	Coef.	**St. error**	**Coef.**	**St. error**
φ_0	-0.201***	0.032	-0.210***	0.028
β_1	0.402***	0.095	0.323***	0.095
β_2	0.575***	0.104	0.661***	0.100
δ_1	0.189***	0.033	0.197***	0.031
δ_2	0.863***	0.033	0.836***	0.033
constant	0.042	0.084	0.038	0.081
RMSE	0.0245		0.0257	
e: CD PESARAN (2015)	-1.498	**p-value:** 0.134	-0.233	**p-value:** 0.816

* Significativo al 10 %
** Significativo al 5 %
*** Significativo al 1 %

Sector IV- Club 2- $w_{it}^{a}(2)$	**Muestra limitada (1955-2007)**		**Muestra completa (1955-2018)**	
	Coef.	**St. error**	**Coef.**	**St. error**
φ_0	-0.231***	0.022	-0.189***	0.013
β_1	0.474***	0.163	0.734***	0.081
β_2	0.545***	0.227	0.094	0.090
δ_1	0.562***	0.046	0.576***	0.020
δ_2	0.913***	0.065	0.890***	0.047
constant	0.030	0.145	0.277***	0.081
RMSE	0.0346		0.0351	
e: CD PESARAN (2015)	30.767	**p-value:** 0.000	35.608	**p-value:** 0.000

* Significativo al 10 %
** Significativo al 5 %
*** Significativo al 1 %

En relación con el club 2, que es el más numeroso, agrupando a las 13 comunidades autónomas restantes, para la especificación del salario alternativo $w_{it}^{a}(1)$, se observa un efecto más equilibrado de los factores generales sobre los sectoriales, tanto a corto como a largo plazo. Por lo que respecta al valor de los *long-run average*

coefficients, tras el impacto de la *Gran Recesión* y la implantación de las medidas de flexibilidad introducidas por la reforma laboral de 2012, se observa un retroceso en la participación de la productividad laboral en la determinación de los salarios en el equilibrio a largo plazo, con un reforzamiento de la prevalencia de los factores generales: *0,402 (s.e. 0,095) → 0,323 (s.e. 0,095)*; *0,575 (s.e. 0,100) → 0,661 (s.e. 0,105)*. En los coeficientes de ajuste a corto plazo, el impacto de la *Gran Recesión* se verifica en sentido contrario, aunque las variaciones son mucho menores en magnitud [$\boldsymbol{\delta_1}$*: 0,189 → 0,197;* $\boldsymbol{\delta_2}$*: 0,863 → 0,836*].

El *root mean square error*, se sitúa en ambos casos por debajo del umbral del 5 %, lo que resulta indicativo de buen ajuste del modelo. El estadístico del test de PESARAN para los residuos de la regresión no permite rechazar en ningún caso la hipótesis nula de débil dependencia transversal.

Para la especificación del salario alternativo $w_{it}^{a}(2)$, en relación con el club 2, se cumple nuevamente la condición de estabilidad del modelo para ambas muestras, atendiendo al signo de los términos de corrección del error estimados. La velocidad de ajuste se reduce casi en cuatro puntos porcentuales, pasando de un 23 a un 19 % anual, aproximadamente. En cambio, a largo plazo parece que la productividad laboral gana protagonismo frente a los factores externos o generales, tras el impacto de la *Gran Recesión*, atendiendo al valor de los *long-run average coefficients*. El *root mean square error* se sitúa, para ambas muestras, por debajo del umbral del 5 %, lo que resulta indicativo de buen ajuste del modelo. Sin embargo, el estadístico del test de PESARAN para los residuos de la regresión permite rechazar la hipótesis nula de débil dependencia transversal también para ambas muestras, por lo que no cabe afirmar que se haya logrado estimar un modelo de equilibrio a largo plazo en el que quede excluida la dependencia transversal fuerte. De modo que en este caso no cabe afirmar que los coeficientes obtenidos presenten robustez y consistencia.

La *Construcción* es un sector que tradicionalmente se ha venido considerando como retardatario en términos de crecimiento de la productividad. Los rasgos característicos han quedado reflejados claramente en los resultados obtenidos para el club 2, que es el que agrupa a la mayor parte de las comunidades autónomas, considerando la especificación del salario alternativo $w_{it}^{a}(1)$. Si bien se constata la prevalencia de las condiciones generales del mercado, con referencia a los convenios colectivos de ámbito nacional y sectorial, que tienden a reducir la dispersión salarial entre regiones, la productividad laboral juega un papel secundario pero relevante, sobre todo a largo plazo. En este caso, el impacto de la *Gran Recesión* parece haber limitado este papel de los factores internos a favor de los externos o generales, dando paso a una mayor incidencia del "efecto imitación" en el proceso de formación de los salarios. Considerando la especificación del salario alternativo $w_{it}^{a}(2)$, parece que la *Gran Recesión* habría dado lugar a un vuelco en el peso específico de los factores, impulsando la prevalencia de la productividad laboral en el proceso de formación de salarios, aunque no cabe formular inferencias válidas debido a la dependencia transversal fuerte que presentan los residuos de la regresión.

8.5. Sector Va: Servicios financieros y seguros

Sector Va- $w_{it}^{a}(1)$	Muestra limitada (1955-2007)		Muestra completa (1955-2018)	
	Coef.	**St. error**	**Coef.**	**St. error**
φ_0	-0.292***	0.043	-0.272***	0.036
β_1	0.032	0.061	0.042	0.044
β_2	0.975***	0.092	0.979***	0.060
δ_1	0.104***	0.025	0.096***	0.021
δ_2	0.890***	0.028	0.944***	0.017
constant	-0.025	0.130	-0.067	0.092
RMSE	0.0232		0.0239	
e: CD PESARAN (2015)	0.217	**p-value:** 0.828	-0.141	**p-value:** 0.888

* Significativo al 10 %
** Significativo al 5 %
*** Significativo al 1 %

En cuanto al sector Va, *Servicios financieros y seguros*, el término de corrección del error (φ_0) verifica la condición de estabilidad del modelo, puesto que presenta signo negativo en ambos casos, indicando una trayectoria convergente y no explosiva. Tras la *Gran Recesión*, la velocidad de ajuste se ha reducido, pasando de un 29,2 a un 27,2 % anual.

En este caso, la prevalencia de los factores generales en el equilibrio a largo plazo es incontestable, no sólo por la diferencia en el valor numérico de los coeficientes, sino porque además los estimados en relación con la productividad laboral no resultan estadísticamente significativos. Atendiendo a los *long-run average coefficients*, el predominio absoluto de las condiciones generales de los mercados laborales en el proceso de fijación de salarios se mantiene sin variaciones significativas. En cuanto al ajuste dinámico a corto plazo, parece reforzarse el predominio de los mismos factores generales.

El *root mean square error* se sitúa en ambos casos por debajo del umbral del 5 %, lo que resulta indicativo de buen ajuste del modelo. Asimismo, el estadístico del test de PESARAN para los residuos de la regresión no permite rechazar en ningún caso la hipótesis nula de débil dependencia transversal, para la especificación del salario alternativo $w_{it}^{a}(1)$.

Los *Servicios financieros y de seguros* pueden considerarse como un sector dinámico en términos de crecimiento de la productividad laboral, por lo que en este caso los resultados parecen ajustarse a las hipótesis planteadas por BANDE *et al*. (2007 y 2008), en el sentido de que el proceso de formación de los salarios reales podría estar respondiendo habitualmente a criterios de pago relativo, apuntando a un "efecto imitación" de los salarios reales con respecto a la evolución en el agregado nacional.

8.6. Sector Vb: Comercio, hostelería, transportes y comunicaciones

Sector Vb- Club 1 - $w_{it}^{a}(1)$	Muestra limitada (1955-2007)		Muestra completa (1955-2018)	
	Coef.	**St. error**	**Coef.**	**St. error**
φ_0	-0.302***	0.057	-0.254***	0.040

β_1	0.052	0.060	0.073	0.058
β_2	0.923***	0.067	0.901***	0.070
δ_1	0.068***	0.022	0.080***	0.023
δ_2	0.943***	0.028	0.936***	0.024
constant	0.072	0.074	0.057	0.065
RMSE	0.0156		0.0151	
e: CD PESARAN (2015)	-3.374	**p-value:** 0.001	-3.732	**p-value:** 0.000

* Significativo al 10 %
** Significativo al 5 %
*** Significativo al 1 %

Sector Vb- Club 1 - $w_{it}^{a}(2)$	**Muestra limitada (1955-2007)**		**Muestra completa (1955-2018)**	
	Coef.	**St. error**	**Coef.**	**St. error**
φ_0	-0.263***	0.022	-0.243***	0.021
β_1	0.793***	0.061	0.866***	0.065
β_2	0.278***	0.068	0.087***	0.074
δ_1	0.330***	0.026	0.411***	0.019
δ_2	0.633***	0.030	0.624***	0.025
constant	-0.207***	0.075	0.035	0.062
RMSE	0.0220		0.0217	
e: CD PESARAN (2015)	37.282	**p-value:** 0.000	41.624	**p-value:** 0.000

* Significativo al 10 %
** Significativo al 5 %
*** Significativo al 1 %

En cuanto al club de convergencia del sector Vb (*Comercio, hostelería, transportes y comunicaciones*), que designamos como "club 1", el término de corrección del error (φ_0) verifica la condición de estabilidad del modelo, puesto que presenta signo negativo en todos los supuestos. Tras la *Gran Recesión*, los coeficientes estimados parecen indicar que la velocidad de ajuste se ha reducido considerablemente, pasando de un 30,2 a un 25,4 % anual, para el salario alternativo $w_{it}^{a}(1)$, y de un 26,3 a un 24,3 % anual, para el salario alternativo $w_{it}^{a}(2)$.

Los resultados obtenidos son diametralmente opuestos en función de la especificación del salario alternativo por la que optemos.

Considerando $w_{it}^{a}(1)$, se advierte el predominio incontestado de los factores generales frente a la productividad laboral, cuyo coeficiente no resulta estadísticamente significativo en la ecuación de cointegración, en el proceso de formación de salarios. Tras la *Gran Recesión*, la variación de los coeficientes es mínima, tanto a corto como a largo plazo, y no afecta al peso correspondiente a cada uno de los factores.

En cambio, tomando como salario alternativo $w_{it}^{a}(2)$, se observa el predominio de la productividad laboral en el proceso de formación de salarios reales. En este caso, los coeficientes correspondientes a los factores generales o externos también resultan estadísticamente significativos. El impacto de la *Gran Recesión* se ha traducido en el reforzamiento del papel preponderante de la productividad en la determinación de los salarios de equilibrio.

De nuevo, esta disparidad de resultados señala las implicaciones respectivas de las dos especificaciones del salario alternativo. En el primer caso $w_{it}^{a}(1)$, la prevalencia de los factores generales puede derivarse del predominio de los convenios colectivos de ámbito nacional y sectorial, lo que parece apuntar a un "efecto imitación" de los salarios reales con respecto a la evolución en el agregado nacional. En el caso de $w_{it}^{a}(2)$, el protagonismo de la productividad laboral procede de la referencia tomada en los niveles salariales del conjunto de los demás sectores en la región correspondiente.

Aunque el *root mean square error* se sitúa en todos los modelos por debajo del umbral del 5 %, los resultados del test de PESARAN, también en todos los casos, ponen de manifiesto que no se ha logrado estimar un modelo de equilibrio a largo plazo en el que quede excluida la dependencia transversal fuerte.

Se trata de un sector que engloba un conjunto de actividades bastante heterogéneas, algunas con un lento crecimiento de la productividad junto a otras – las comunicaciones, por ejemplo – en la que se observa un mayor dinamismo en la evolución de esta variable. También cabe señalar la heterogeneidad de los tipos de contratación característicos de las diversas actividades agrupadas en este sector. Resulta complejo, por tanto, definir todas estas actividades con base en una calificación común en términos de evolución de la productividad laboral. En todo caso, los residuos de la estimación siguen presentando dependencia transversal fuerte, por lo que los resultados obtenidos carecen de robustez y consistencia.

8.7. Sector Vc: Resto de servicios de mercado (excepto sanidad y educación)

Sector Vc- $w_{it}^{a}(2)$	**Muestra limitada (1955-2007)**		**Muestra completa (1955-2018)**	
	Coef.	**St. error**	**Coef.**	**St. error**
φ_0	-0.150***	0.011	-0.147***	0.010
β_1	1.238***	0.115	1.152***	0.107
β_2	-0.245***	0.086	-0.157***	0.068
δ_1	0.532***	0.035	0.481***	0.033
δ_2	0.369***	0.028	0.327***	0.028
constant	-0.197***	0.137	-0.169	0.119
RMSE	0.0315		0.0310	
e: CD PESARAN (2015)	64.991	**p-value:** 0.000	79.521	**p-value:** 0.000

* Significativo al 10 %
** Significativo al 5 %
*** Significativo al 1 %

En cuanto al sector Vc, ante todo es preciso tener en cuenta que se trata de un sector definido residualmente dentro del ámbito de los servicios. El término de corrección del error (φ_0) verifica la condición de estabilidad del modelo, puesto que presenta signo negativo en ambos casos, indicando una trayectoria convergente y no explosiva. La velocidad de ajuste apenas ha variado tras el impacto de la *Gran Recesión*.

Teniendo en cuenta que en este caso el salario alternativo se define como media ponderada de los salarios de los demás sectores en función de su peso en la ocupación total de cada comunidad autónoma - $w_{it}^{a}(2)$ -, se observa la prevalencia de los factores

internos (productividad) frente a los externos o generales en el proceso de formación de los salarios reales, tanto a corto como a largo plazo. La variación de estos parámetros, tras el impacto de la *Gran Recesión*, es reducida, y en cualquier caso no altera la relación entre ambos factores con respecto a la determinación de los salarios reales de equilibrio.

El *root mean square error* se sitúa en ambos casos por debajo del umbral del 5 %, lo que resulta indicativo de buen ajuste del modelo. Pero el estadístico del test de PESARAN para los residuos de la regresión permite rechazar la hipótesis nula de débil dependencia transversal, por lo que no cabe afirmar que se haya logrado estimar un modelo de equilibrio a largo plazo en el que quede excluida la dependencia transversal fuerte. Los resultados obtenidos carecen de robustez y consistencia.

8.8. Sector VI: Servicios públicos o no destinados a la venta, más sanidad, educación y servicios sociales, tanto privados como públicos

Sector VI- w_{it}^{a}(2)	**Muestra limitada (1955-2007)**		**Muestra completa (1955-2018)**	
	Coef.	**St. error**	**Coef.**	**St. error**
φ_0	-0.072***	0.011	-0.111***	0.011
β_1	-0.126	0.291	0.331***	0.134
β_2	-0.565***	0.139	-0.197***	0.043
δ_1	0.396***	0.031	0.481***	0.033
δ_2	0.452***	0.032	0.327***	0.028
constant	1.177***	0.137	-0.169	0.119
RMSE	0.0238		0.0310	
e: CD PESARAN (2015)	67.426	**p-value:** 0.000	79.521	**p-value:** 0.000

* Significativo al 10 %
** Significativo al 5 %
*** Significativo al 1 %

Finalmente, el sector de servicios públicos y servicios sociales – públicos y privados – constituye un ámbito en el que las condiciones de entorno de la evolución de los salarios revisten características muy singulares. El término de corrección del error (φ_0) cumple la condición de estabilidad del modelo, presentando signo negativo en ambos casos. La velocidad de ajuste ha aumentado, tras el impacto de la Gran Recesión, pasando del 7 al 11,1 % anual.

En cuanto a los coeficientes estimados, por lo que respecta a la ecuación de cointegración, para la muestra limitada ambos presentan signo negativo, no siendo estadísticamente significativo el correspondiente a la productividad laboral; en relación con la muestra completa, ambos coeficientes resultan estadísticamente significativos, pero el coeficiente del salario alternativo sigue presentando signo negativo. Este signo negativo en los parámetros de la ecuación de salarios resulta contradictorio con el modelo teórico de partida que hemos asumido. Aparentemente, tanto a corto como a largo plazo, el predominio de los factores externos en el proceso de formación de salarios, tras el impacto de la *Gran Recesión*, se invierte a favor de los factores internos al sector (productividad laboral).

A este respecto, conviene aclarar que el mecanismo de formación de salarios en el sector público presenta singularidades muy relevantes con respecto a cualquier otro sector de actividades[55].

Aunque el *root mean square error* se sitúa por debajo del umbral del 5 %, de nuevo el estadístico del test de PESARAN para los residuos de la regresión permite rechazar la hipótesis nula de débil dependencia transversal, por lo que los resultados obtenidos carecen de robustez y consistencia.

9. Conclusiones

En este estudio se ha analizado el proceso de determinación de salarios de la economía española, a través de un modelo de datos de panel que contempla 17 unidades de sección cruzada, las comunidades autónomas, durante el período comprendido entre los años 1955 y 2018, tratando de identificar y valorar el posible impacto que en la dinámica de dicho proceso hubiera podido tener la *Gran Recesión*, para lo cual se ha llevado a cabo un ejercicio de estática comparativa con respecto a una muestra limitada al período 1955-2007.

A fin de completar el estudio desde una perspectiva espacio-temporal, hemos desarrollado un análisis de convergencia de los salarios reales entre los diversos territorios a lo largo de todo el período considerado. En la mayor parte de los sectores de actividad se observa una dinámica salarial de convergencia entre todas las comunidades autónomas. Por lo que respecta al sector IV (*Construcción*), la convergencia se verifica en torno a dos clubes, constituido uno básicamente en torno a las regiones con mayor crecimiento de la productividad, y el otro por las restantes. Por último, en el sector Vb (*Comercio, hostelería, transportes y comunicaciones*) la convergencia se constata con carácter general, salvo en el caso de dos comunidades autónomas, Asturias y Murcia, en las que no se aprecia convergencia.

Estos resultados nos indican que, más allá de la existencia o no de un equilibrio en términos de cointegración, en la mayor parte de los sectores de actividad se observa un comovimiento o convergencia a largo plazo entre las diferentes comunidades autónomas. Estas evidencias subrayan que los problemas estructurales derivados del mecanismo de formación de los salarios se observan, con matices y acentos diversos,

[55] El artículo 31 del texto refundido de la Ley del Estatuto Básico del Empleado Público, aprobado por Real Decreto Legislativo 5/2015, de 30 de octubre, reconoce el derecho de los empleados públicos a la negociación colectiva de sus condiciones de trabajo en las Administraciones Públicas. Al mismo tiempo, en el capítulo III del título III del mismo texto legal (arts. 21-29) se establece que las retribuciones de los funcionarios se clasifican en básicas y complementarias. Las retribuciones básicas son las que retribuyen al funcionario según la adscripción de su cuerpo o escala a un determinado subgrupo o grupo de clasificación profesional, y por su antigüedad en el mismo. Las retribuciones complementarias son las que retribuyen las características de los puestos de trabajo, la carrera profesional o el desempeño, rendimiento o resultados alcanzados por el funcionario. Las cuantías de las retribuciones básicas y el incremento de las cuantías globales de las retribuciones complementarias de los funcionarios, así como el incremento de la masa salarial del personal laboral, deberán reflejarse para cada ejercicio presupuestario en la correspondiente ley de presupuestos. No podrán acordarse incrementos retributivos que globalmente supongan un incremento salarial superior a los límites fijados anualmente en la Ley de Presupuestos Generales del Estado para el personal al servicio de las Administraciones Públicas.

en todos los sectores y territorios que hemos definido previamente. El punto de partida y el método seguido en este estudio, al igual que los resultados obtenidos, parecen abonar el planteamiento de BANDE *et al.* (2007 y 2008), en el sentido de que los problemas de los mercados laborales en España, y en particular la relación de equilibrio entre salarios y desempleo (VILLAVERDE & MAZA, 2002), tienen una dimensión principalmente regional, y no tanto nacional.

Al estimar la ecuación de salarios, hemos tratado de determinar cuál es el factor prevalente en su proceso de formación, distinguiendo entre factores internos de cada sector (productividad laboral) y factores externos o generales. La especificación de la variable representativa de estos últimos, el salario alternativo (w_{it}^{a}), se ha planteado con arreglo a dos configuraciones posibles. En primer término, como promedio de los valores correspondientes a los salarios reales en cada unidad temporal del período considerado para las demás regiones en cada uno de los sectores analizados - w_{it}^{a} (1) -. Alternativamente, hemos calculado el salario alternativo a partir del salario promedio en el resto de los sectores, ponderado por el peso de cada uno de ellos en la ocupación total, dentro de cada comunidad autónoma - w_{it}^{a} (2) -.

Considerando como salario alternativo w_{it}^{a} (1), en todos los sectores hemos constatado la prevalencia de los factores externos o generales, representados por la variable de salario alternativo, sobre los internos o sectoriales (productividad laboral) en el proceso de formación de los salarios, antes y después de la *Gran Recesión*. Aunque los factores internos permanezcan en un segundo plano, sin embargo, en función de las características de cada sector en términos de crecimiento de la productividad laboral, el impacto de la *Gran Recesión* ha impulsado en algunos casos un avance o un retroceso en la participación de estos factores en el proceso de formación de los salarios reales.

Así, en sectores dinámicos en términos de crecimiento de la productividad laboral, como las *Industrias manufactureras* (III), aunque siguen siendo las condiciones generales de los mercados laborales las que determinan principalmente los salarios de equilibrio, tras el impacto de la *Gran Recesión* se ha producido un notable reforzamiento del papel de la productividad laboral. Al mismo tiempo, se constata una reducción considerable en el valor de los parámetros de velocidad de ajuste o carga, lo que parece corroborar que los desequilibrios a corto plazo revisten menor entidad. Hay una menor incidencia del “efecto imitación” en la fijación de salarios, como consecuencia de esa mayor vinculación con la evolución de la productividad laboral del sector.

En cambio, en sectores tradicionalmente considerados como retardatarios en términos de crecimiento de la productividad, como la *Construcción* (IV), tras el impacto de la *Gran Recesión* se ha consolidado el predominio de los factores generales en el proceso de formación de los salarios, al menos por lo que respecta al equilibrio a largo plazo, en el club de convergencia que agrupa a la mayoría de las comunidades autónomas. Es decir, a pesar de ese menor crecimiento relativo de la productividad laboral, se verifica la aplicación generalizada de criterios de pago relativo en la fijación de salarios, hay “efecto imitación” en su determinación. La velocidad de ajuste a corto plazo ha permanecido prácticamente inalterada, lo que parece indicar que la desconexión de los salarios con respecto a la evolución de la productividad podría estar dificultando la corrección de los desequilibrios existentes en los mercados laborales.

Estos resultados podrían contribuir a explicar por qué el impacto de una crisis financiera como fue la *Gran Recesión* ha sido tan intenso en España en relación con otros países de nuestro entorno próximo. El modelo productivo vigente en España hasta el estallido de la *Gran Recesión* estaba basado, en buena medida, en actividades intensivas en fuerza de trabajo no cualificada y con escasa generación de valor añadido, entre las que venían significándose como ejemplo paradigmático las integradas en el sector inmobiliario, y en particular la construcción y compraventa de vivienda. En la medida en que el mecanismo de determinación de los salarios no se ajustaba a la evolución de la productividad laboral en el sector, se verificaba un intenso "efecto imitación" con respecto a los parámetros salariales de otros sectores y regiones más dinámicos en términos de crecimiento de la productividad. De modo que en la fijación de los salarios se viene atendiendo principalmente a las condiciones generales del mercado de trabajo, esto es, a la tasa de desempleo, a la cuantía de las prestaciones por desempleo y a los salarios alternativos ofrecidos en otros sectores de actividad. Este sería un factor a tener en cuenta en la génesis de lo que convencionalmente se ha llamado "burbuja inmobiliaria", desde la perspectiva específica de la inflación de costes salariales.

En el ámbito de los subsectores de servicios que hemos definido siguiendo a DE LA FUENTE & RUIZ AGUIRRE (2020), a veces resulta difícil caracterizar como dinámico o retardatario un conjunto de actividades heterogéneas, como es el caso del sector *Comercio, hostelería, transportes y comunicaciones* (Vb), donde el ritmo de crecimiento de la productividad puede ser más o menos lento para unas u otras actividades. Otros subsectores de servicios han liderado históricamente el crecimiento de la productividad laboral en el conjunto de la economía, como es el caso de los *Servicios financieros y seguros* (Va). En todos estos subsectores, sin embargo, se sigue verificando el protagonismo de los factores externos o generales en el proceso de formación de los salarios de equilibrio.

Inversamente, considerando como salario alternativo w_{it}^{a} (2), se observa que la productividad laboral aparece como factor prevalente en el proceso de formación de salarios tanto en sectores dinámicos en términos de crecimiento de la productividad -*Minería, energía y agua* (II) -, como en sectores considerados retardatarios – *Construcción* (IV) -, en este último caso tras el impacto de la *Gran Recesión* y la implementación de la reforma laboral de 2012. Sin embargo, en todos los supuestos analizados sobre la base de esta especificación del salario alternativo, los residuos de la regresión permiten rechazar la hipótesis nula de débil dependencia transversal, por lo que los resultados obtenidos carecen de robustez y consistencia.

En definitiva, los resultados obtenidos sobre la base de la especificación del salario alternativo w_{it}^{a} (1) parecen señalar el protagonismo de la evolución del agregado nacional de cada sector en el proceso de formación de los salarios reales. Esta aproximación permite analizar mejor la dimensión territorial de dicho proceso, poniendo de manifiesto fenómenos de convergencia salarial entre regiones, a lo largo del ciclo económico, así como la prevalencia de los convenios colectivos de ámbito nacional y sectorial en la negociación, con cierta tendencia a la imitación salarial.

Si los salarios se fijan en un determinado sector de acuerdo con la evolución del mercado laboral nacional o regional y sin tener en cuenta la productividad y las

circunstancias especiales del sector dentro de cada región, esto afectará a la capacidad de creación de empleo y a la competitividad. Más aún, si los salarios en un sector de una determinada región se fijan principalmente de acuerdo con el comportamiento del mercado laboral en los sectores y/o regiones que presentan mejores resultados en términos de salarios y tasas de desempleo, los salarios no se ajustarán a la características productivas del sector, lo que podría traducirse en diferenciales de desempleo crecientes.

Siguiendo este razonamiento, la senda de descentralización en la negociación colectiva observada en España a partir de 1986, si bien permitió un mayor protagonismo de la productividad en la determinación de los salarios, también impulsó un proceso de imitación salarial por el que los sectores retardatarios intentaron fijar salarios acordes a los negociados en los sectores dinámicos. Esta incidencia puede ser especialmente relevante cuando un proceso cada vez más descentralizado coincide con una fase expansiva del ciclo, como ocurrió en España durante el período considerado. Las diferencias de desempleo entre regiones y sectores se ampliaron durante ese período (en este sentido, *v*. JIMENO, F. & BENTOLILA, S., 1998; LÓPEZ-BAZO *et al.*, 2002; BANDE *et al.*, 2009) porque las negociaciones de los sectores más productivos no estaban limitadas por escalas salariales fijadas a nivel nacional, como ocurrió durante el período 1978-1986, y porque en los sectores retardatarios la imitación condujo a acuerdos sobre aumentos salariales mayores que las ganancias de productividad.

A pesar de la descentralización en la negociación salarial, la respuesta de los salarios a las diferencias en las tasas de paro puede reducirse en términos netos si, como en España, el efecto de imitación salarial es importante. La imitación salarial entre regiones o territorios reduce la flexibilidad para ajustar los salarios en respuesta a las diferencias observadas en la productividad, contribuyendo, de este modo, a ampliar las diferencias existentes en las tasas de desempleo.

Este fenómeno se hace especialmente evidente durante las fluctuaciones económicas, cuando las diferencias de productividad cobran un mayor protagonismo. Es decir, podemos encontrar rasgos muy similares en la evolución de los salarios en España en la larga fase expansiva del ciclo que precedió al estallido de la *Gran Recesión* (1994-2007). La descentralización de la negociación salarial a nivel industrial-regional no asegura por sí sola un aumento en la flexibilidad de los salarios para adaptarse a las fluctuaciones de la productividad, y esto es algo que debe tenerse en cuenta en cualquier reforma de la estructura de negociación colectiva de condiciones de trabajo en España.

La evidencia obtenida supone, entre otras cosas, que la dinámica predominante en la formación de los salarios está impidiendo de hecho que las ganancias de productividad se traduzcan en aumentos en los niveles de empleo. En la negociación salarial se toman habitualmente como referencia los niveles correspondientes a los sectores y regiones líderes, mientras que apenas se presta atención a la evolución de la productividad laboral en los distintos sectores. Esta dinámica de funcionamiento de los mercados de trabajo puede contribuir a explicar por qué en la economía española la solución de equilibrio produce tasas de desempleo y salarios muy superiores a los que teóricamente permitirían el “vaciamiento” de los mercados de trabajo. La escasa vinculación de los salarios reales con la productividad sectorial conduce a que los

sectores dinámicos se muestren incapaces de absorber el empleo destruido en los sectores retardatarios.

La reforma laboral de 2012 trató de establecer condiciones e incentivos para favorecer que el ajuste que nuestro sistema productivo debía asumir tras el impacto de un *shock* adverso pudiera canalizarse vía precios, es decir, a través de mecanismos de flexibilidad salarial asociados a la fase recesiva del ciclo, sin que debiera materializarse inexorablemente, como ha venido sucediendo hasta ahora, en procesos de destrucción acelerada y masiva de empleo. En este sentido, se establecía la prevalencia del convenio negociado a nivel de empresa, facilitando el descuelgue con respecto a las condiciones establecidas en los convenios sectoriales de ámbito superior, habitualmente regional o provincial. Igualmente, la reducción de la ultraactividad a un año, permitía una mejor adaptación de las materias negociadas a las condiciones actualizadas del mercado laboral. Del mismo modo, se apostó por una potenciación de la flexibilidad interna, siendo muy relevante la posibilidad de que la empresa, en determinadas circunstancias, siempre justificadas, pudiera modificar de forma unilateral condiciones sustanciales de la relación laboral, en particular los salarios. En este contexto, las medidas de flexibilidad salarial se instrumentaban a modo de mecanismos alternativos de "devaluación interna", que permitirían ajustar el sistema productivo, constituido de modo mayoritario por pequeñas y medianas empresas en España, a los nuevos precios relativos de los factores de producción y, en general, a las fluctuaciones del ciclo económico, así como a los cambios tecnológicos que se suceden rápidamente en el entorno productivo (DOMÉNECH *et al*., 2018).

Valorar en qué medida la reforma laboral de 2012 ha contribuido eficazmente a lograr estos objetivos es una cuestión que excede del objeto de nuestro estudio, máxime cuando ya ha sido aprobada una nueva reforma laboral[56]. En todo caso, la aprobación de una nueva reforma laboral, destinada a combatir los graves problemas de nuestro mercado de trabajo, desempleo y precariedad, y exigida por la Unión Europea a España como requisito para acceder al segundo tramo de los fondos comunitarios *Next Generation UE*, pone de manifiesto que la ansiada transformación de nuestro modelo productivo no es, hoy por hoy, una realidad. Antes bien, en líneas generales, nuestros mercados laborales siguen aquejados de una estructura dual extrema, con altas tasas de desempleo y de temporalidad.

Las medidas de flexibilidad salarial y de profundización en el proceso de descentralización de la negociación colectiva hasta el nivel de empresa, por sí solas pueden facilitar el ajuste en situaciones de recesión, pero al mismo tiempo pueden también favorecer el recurso sistemático a la contratación temporal y, en general, la precariedad de las relaciones laborales. Por eso es importante que la reforma laboral no pierda de vista otros aspectos igualmente decisivos, como el sistema de contratos vigente, en orden a fomentar el empleo estable y de calidad, reduciendo la alta tasa de temporalidad, o la fiscalidad que grava la contratación, impulsando una reducción de las cotizaciones sociales a cargo del empleador, con base en un aumento simultáneo de la

[56] *V.* Real Decreto-ley 32/2021, de 28 de diciembre, de medidas urgentes para la reforma laboral, la garantía de la estabilidad en el empleo y la transformación del mercado de trabajo, publicada en el «Boletín Oficial del Estado» núm. 313 de 30 de diciembre de 2021.

imposición indirecta. Esto último permitiría aproximar nuestra estructura fiscal a la de los países europeos con menores tasas de desempleo y desigualdad (segmentación) en los mercados de trabajo (DOMÉNECH *et al.*, 2018).

En todo caso, tal y como ponen de manifiesto los resultados de nuestro estudio, para que la flexibilidad salarial pueda operar en una doble dirección, es decir, no sólo permitiendo el ajuste en las fases de recesión, sino también el crecimiento de los salarios durante las fases expansivas del ciclo, es condición *sine qua non* que la productividad laboral del sector gane protagonismo en la negociación salarial.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANCHUELO, A. (1993). "A Direct Test of the Efficiency Wage Hypothesis: The Spanish Case". *FIES*, Documento de Trabajo nº 98/1993.

- ANDRÉS, J., DOLADO, J. J., MOLINAS, C., SEBASTIÁN, M. & ZABALZA, A. (1990). "The Influence of Demand and Capital Constraints in Spanish Unemployment". En DREZE, J. & BEAN, Ch. (eds.), *Europe's Unemployment Problem*, MIT Press.

- ANDRÉS, J. & GARCÍA, J. (1991). "Determinación de salarios, productividad y empleo. Evidencia para la Economía Española". *Revista de Economía Pública* nº 11.

- ANDRÉS, J. & GARCÍA, J. (1993). "Factores determinantes de los salarios: evidencia para la industria española". En J. J. DOLADO, C. MARTÍN y L. RODRÍGUEZ-ROMERO (eds.) *La industria y el comportamiento de las empresas españolas. (Ensayos en homenaje a Gonzalo Mato)*. Alianza Economía. Madrid.

- BANDE, R., FERNÁNDEZ, M. (1999). "Determinación de salarios, productividad y empleo en Galicia". Congreso de Economía de Galicia. "Desenvolvemento e Globalización" (Santiago de Compostela, 23, 24 e 25 de setembro de 1998). Manuel Jordán Rodríguez e Xoaquín Fernández Leiceaga (eds.). Cursos e Congresos nº 116. *Servizo de Publicacións da Universidade de Santiago de Compostela*. 1999. ISBN 84-8121-765-4. DL C 940-1999, pp. 837-847. http://hdl.handle.net/10347/10975.

- BANDE, R., FERNÁNDEZ, M. & MONTUENGA, V. (2007). "Regional Disparities in the Unemployment Rate: The Role of Wage-setting Mechanism in Spain, 1987-92". *Regional Studies*, vol. 41.2, pp. 235-251.

- BANDE, R., FERNÁNDEZ, M. & MONTUENGA, V. (2008). "Regional unemployment in Spain: Disparities, business cycle and wage setting". *Labour Economics* 15 (2008), pp. 885-914.

- BANDE, R., FERNÁNDEZ, M. & MONTUENGA, V. (2009). "Las tasas de paro regionales españolas: convergencia o polarización". *Documentos de traballo*. *Análise Económica* (IDEGA) nº 40, pp. 1-48.

- BANERJEE, A., LUMSDAINE, R. L. & STOCK, J. H. (1992). "Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence". *Journal of Business & Economic Statistics* 10(3), pp. 271-287.

- BANERJEE, A., DOLADO, J. & MESTRE, R. (1998). "Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework". *Journal of Time Series Analysis* 19, pp. 267-283.

- BANERJEE, A., MARCELLINO, M. & OSBAT, C. (2005). "Testing for PPP: Should we use panel methods?" *Empirical Economics* 30, pp. 77-91.

- BARRO, R.J. & SALA-I-MARTIN, X. (1992). "Convergence". *Journal of Political Economy* 100, pp. 223–251.

- BASAK, G. & DAS, S. (2018). “Understanding Cross-sectional Dependence in Panel Data”. 10.13140/RG.2.2.10251.80162.

- BAUMOL, W. J. (1986). “Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show”. *The American Economic Review*, vol. 76, n. 5, pp. 1072-1085.

- BENTOLILA, S. (2015). “La desigualdad regional no es tan alta como creíamos”. *Nada es gratis*, 24 de julio de 2015. https://nadaesgratis/bentolila/la-desigualdad-regional-no-es-tan-alta-como-creiamos

- BLANCHFLOWER, D. G. & OSWALD, A. J. (1994). “The Wage Curve”. Cambridge, London: MIT Press.

- BREITUNG, J. (2000). “The local power of some unit root tests for panel data”. *Advances in Econometrics*, vol. 15: *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, ed. B. H. BALTAGI, pp. 161-178. Amsterdam: JAI Press.

- BREITUNG, J. & DAS, S. (2005). “Panel unit root tests under cross-sectional dependence”. *Statistica Neerlandica* 59: pp. 414-433.

- CHEN, P., KARAVIAS, Y. & TZAVALIS, E. (2021). “Panel Unit Root Tests with Structural Breaks”. Submitted to the *Stata Journal*.

- CHUDIK, A. & PESARAN, M. J. (2015). “Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors”. *Journal of Econometrics* 188, pp. 393-420.

- CLEMENTE, J., LÁZARO-ALQUÉZAR, A. & MONTAÑÉS, A. (2019). “US state health expenditure convergence: A revisited analysis”. *Economic Modelling* 83, pp. 210-220.

- COSTA, A., GARCÍA, J., LÓPEZ, X. & RAYMOND, J. L. (2015). “Estimació de les paritats de poder adquisitiu per a les comunitats autònomes españoles”. *Monografies* núm. 17/2015. Generalitat de Catalunya. Departament d’Economia i Coneixement.

- DE LA FUENTE, A. & RUIZ AGUIRRE, P. (2020). “Series largas de VAB y empleo regional por sectores, 1955-2018. RegData_Sect FEDEA-BBVA (v5.0_1955-2018)”. *Estudios sobre la Economía Española* 2020/08. FEDEA.

- DIAMOND, P. A. (1982). “Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium”. *Review of Economic Studies* 49(2), pp. 217-227.

- DOLADO, J. J., MALO DE MOLINA, J. L. & ZABALZA, A. (1986). “Spanish Industrial Unemployment: Some Explanatory Facts”. *Económica* nº 53.

- DOLADO, J. J. & BENTOLILA, S. (1992). “Who are the Insiders? Wage Setting in Spanish Manufacturing Firms”. *Banco de España, Servicio de Estudios*. Documento de Trabajo nº 9.229.

- DOMÉNECH, R., GARCÍA, J. R. & ULLOA, C. (2018). “The effect of wage flexibility on activity and employment in the Spanish economy”. *Journal of Policy Modelling* 40, pp. 1200-1220.
- DRAPER, M. (1993). “Indiciación salarial y empleo: un análisis desagregado para el caso español”. *Moneda y Crédito* nº 197, pp. 129-165.
- EBERHARDT, M. & PRESBITERO, A. F. (2015). “Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity”. *Journal of International Economics* 67, Issue 1, pp. 45-58.
- ENGLE, R. F. & GRANGER, C. W. J. (1987). “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”. *Econometrica* 55, No. 2, pp. 251-276.
- FERNÁNDEZ, M. & MONTUENGA, V. (1997). “Salario y productividad sectorial: ¿existe evidencia de un comportamiento dual?”. *Cuadernos Económicos de I.C.E.* nº 63, pp. 79-103.
- GRANGER, C. W. J. & NEWBOLD, P. (1974). “Spurious Regressions in Econometrics”. *Journal of Econometrics* 2, pp. 111-120.
- GENGENBACH, C., URBAIN, J - P. & WESTERLUND, J. (2015) “Error Correction Testing in Panels with Global Stochastic Trends”. *Journal of Applied Econometrics* 31(6), pp. 982-1004.
- HADRI, K. (2000). “Testing for stationarity in heterogeneous panel data”. *Econometrics Journal* 3, pp. 148-161.
- JIMENO, F. & BENTOLILA, S. (1998). “Regional Unemployment Persistence. Spain, 1976-1994”. *Labour Economics* 5, 25-51.
- KAO, C. (1999). “Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data”. *Journal of Econometrics* 90, pp. 1-44.
- KARAVIAS, Y. & TZAVALIS, E. (2014). “Testing for unit roots in short panels allowing for a structural break”. *Computational Statistics & Data Analysis* 76, pp. 391-407.
- KARAVIAS, Y. & TZAVALIS, E. (2019). “Generalized fixed-T panel unit root tests”. *Scandinavian Journal of Statistics* 46 (4), pp. 1227-1251.
- KREMERS, J. J. M., ERICSSON, N.R. & DOLADO, J. J. (1992). “The power of cointegration tests”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, pp. 325-348.
- LAYARD, R., NICKELL, S. & JACKMAN, R. (1991). “Unemployment Macroeconomic Performance and the Labor Market”. *Oxford University Press*.
- LEAMER, E. E. (1985). “Sensivity Analysis Would Help”. *American Economic Review* 75, pp. 308-313.
- LEVIN, A., LIN, C.-F. & CHU, C.-S. J. (2002). “Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties”. *Journal of Econometrics* 108, pp. 1-24.

- LINDBECK, A. & SNOWER, D. (1989). “The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment”. Cambridge, MA: MIT Press, Massachusetts.

- LÓPEZ-BAZO, E., DEL BARRIO, T. & ARTIS, M. (2002). “The regional distribution of Spanish unemployment. An spatial analysis”. *Papers in Regional Science* 81, pp.365-389.

- LUMSDAINE, R. L. & PAPELL, D. (1997). “Multiple Trend Breaks and The Unit-Root Hypothesis”. *The Review of Economics and Statistics* 79, Issue 2, pp. 212-218.

- MARTÍNEZ MATUTE, M. (2014). “El estudio de los convenios colectivos en España a partir de una base de datos de microempresas”. *Estadística Española* vol. 56, núm. 185/2014, pp. 323-353.

- MONTUENGA, V., FERNÁNDEZ, M. & ROMEU, A. (2007). “The link between wages and productivity in Spain”. *International Review of Applied Economics* 21 (2), pp. 247-272.

- MORTENSEN, D. T. (1982). “The Matching Process as a Noncooperative Bargaining Game”. *The Economics of Information and Uncertainty*, ed. J. J. McCALL, Chicago, University of Chicago Press, pp. 233-258.

- NEWEY, W. K. & WEST, K. D. (1994). “Automatic lag selection in covariance matrix estimation”. *Review of Economic Studies* 61, pp. 631-653.

- PEDRONI, P. (1999). “Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, pp. 653-670.

- PEDRONI, P. (2004). “Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis”. *Econometric Theory* 20, pp. 597-625.

- PÉREZ GARCÍA, F. (2011). “La crisis en España: la herencia de un crecimiento desequilibrado”; en la obra colectiva “PASADO Y PRESENTE. De la Gran Depresión del siglo XX a la Gran Recesión del siglo XXI”. Ed. Pablo Martín-Aceña, *Fundación BBVA*; pp. 273-308.

- PERRON, P. (1989). “The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis”. *Econometrica: journal of the Econometric Society* 57, N. 6, pp. 1361-1401.

- PERSYN, D. & WESTERLUND, J. (2008). “Error-correction-based cointegration tests for panel data”. *The Stata Journal* 8, N. 2, pp. 232-241.

- PESARAN, M. H. & SMITH, R. (1995). “Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels”. *Journal of Econometrics* 68, Issue 1, pp. 79-113.

- PESARAN, M. H. (2015). “Testing weak cross-sectional dependence in large panels”. *Econometric Reviews* 34 (6 – 10), pp. 1089-1117.

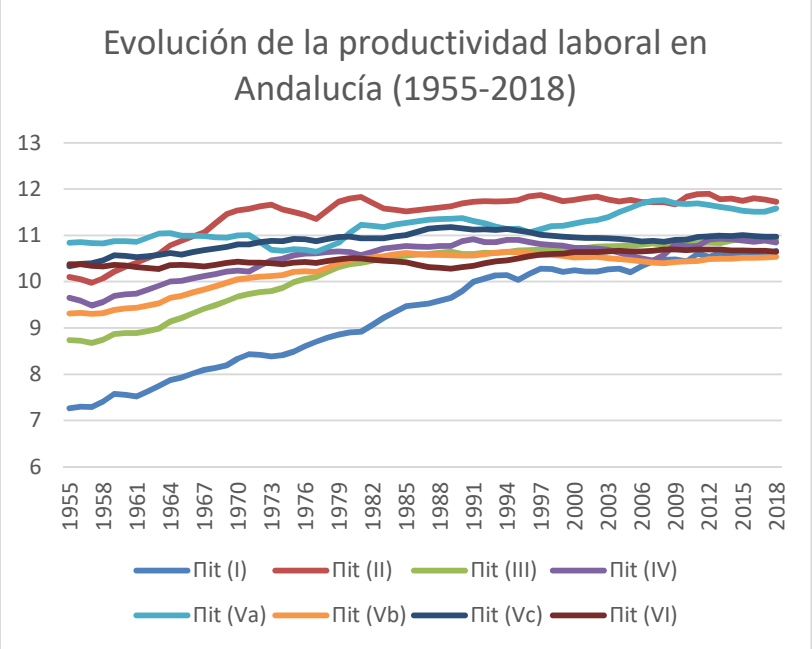
- PHILLIPS, P.C.; SUL, D. (2007) “Transition modeling and econometric convergence tests”. *Econometrica* 75, pp. 1771–1855.
- PHILLIPS, P.C.; SUL, D. (2009). “Economic transition and growth”. *Journal of Applied Econometrics* 24, pp. 1153–1185.
- SCHNURBUS, J., HAUPT H., & MEIER, V. (2017). “Economic transition and growth: A replication”. *Journal of Applied Econometrics* 32, pp.1039-1042.
- SHAPIRO, C. & STIGLITZ, J. (1984). “Equilibrium unemployment as a discipline device”. *American Economic Review* 74, pp. 433-444.
- SOLOW, R. (1956). “A Contribution to the Theory of Economic Growth”. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, n. 1, pp. 65-94.
- VILLAVERDE, J. & MAZA, A. (2002). “Salarios y desempleo en las regiones españolas”. *Papeles de Economía Española* nº 93, pp. 182-194.
- WESTERLUND, J. (2005). “New simple tests for panel cointegration”. *Econometric Reviews* 24, pp. 297-316.
- WESTERLUND, J. (2007). “Testing for error correction in panel data”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69, pp. 709-748.
- ZIVOT, E. & ANDREWS, D. W. K. (1992). “Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis”. *Journal of Business & Economic Statistics* 10 (3), pp. 251-270.

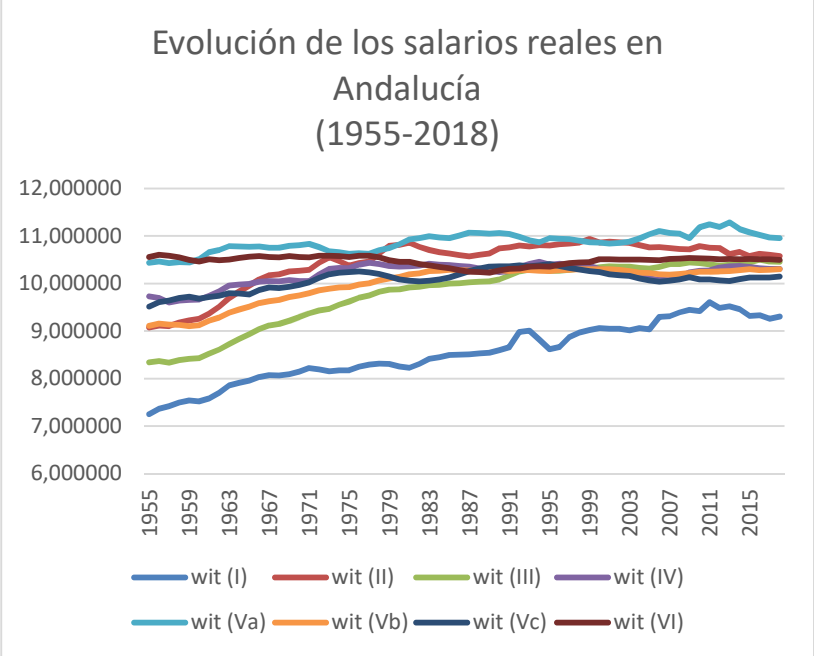
APÉNDICE I

EVOLUCIÓN GENERAL DE LAS PRINCIPALES VARIABLES POR SECTORES

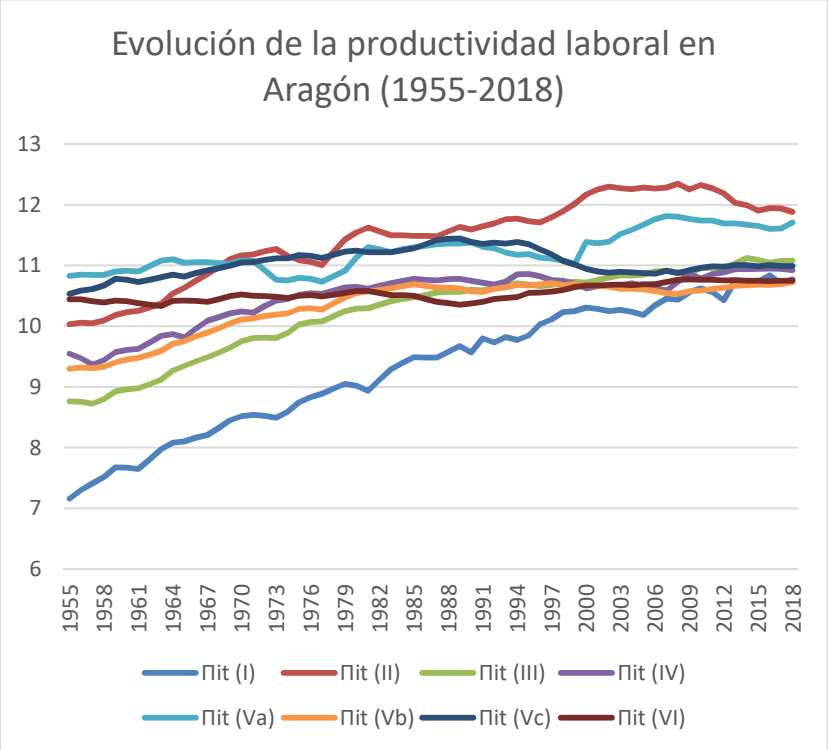
(1955-2018)

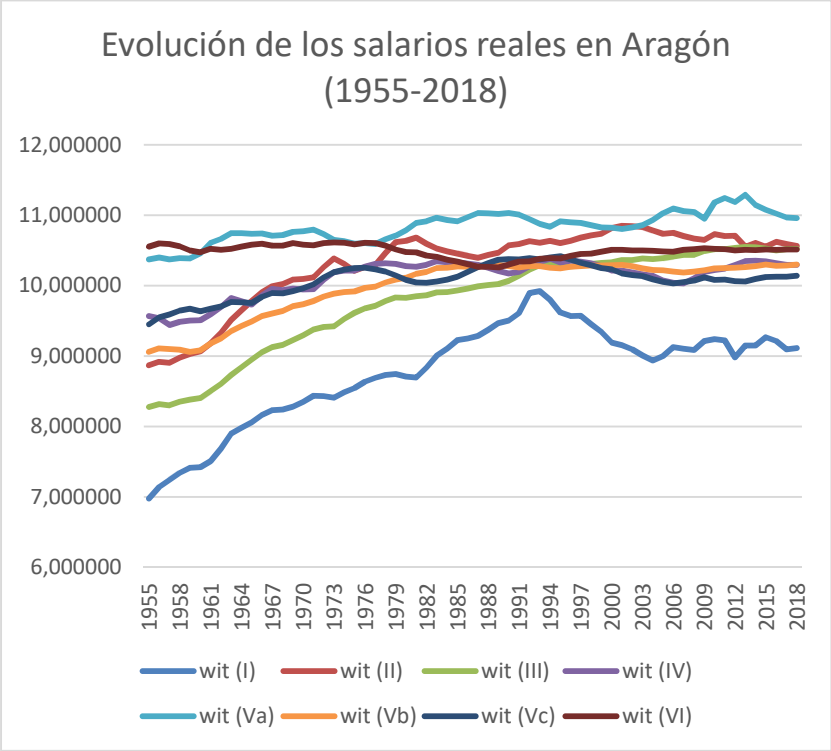
1. ANDALUCÍA



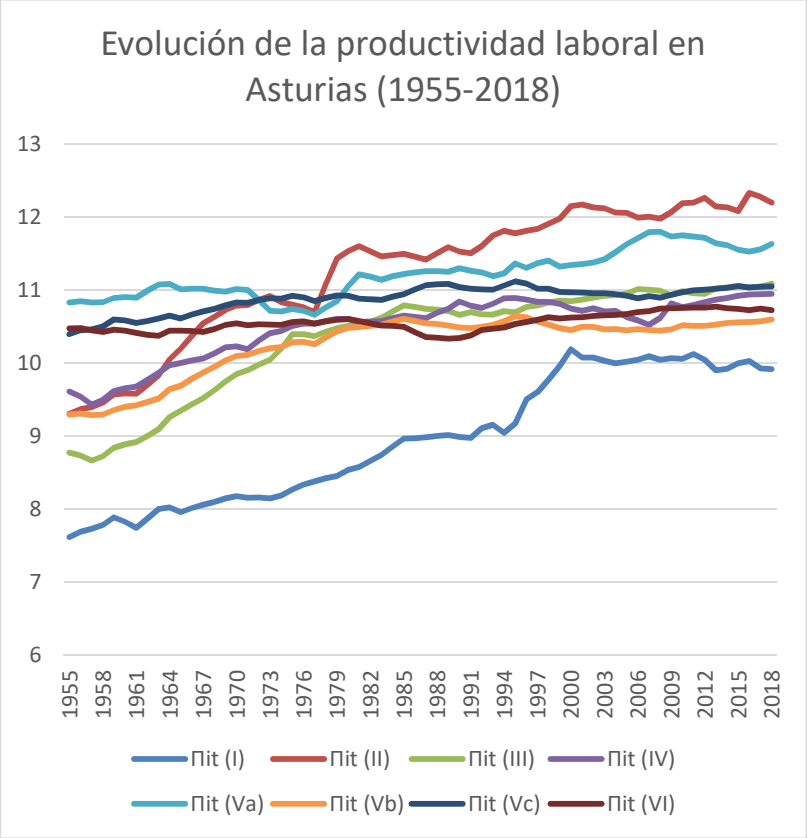


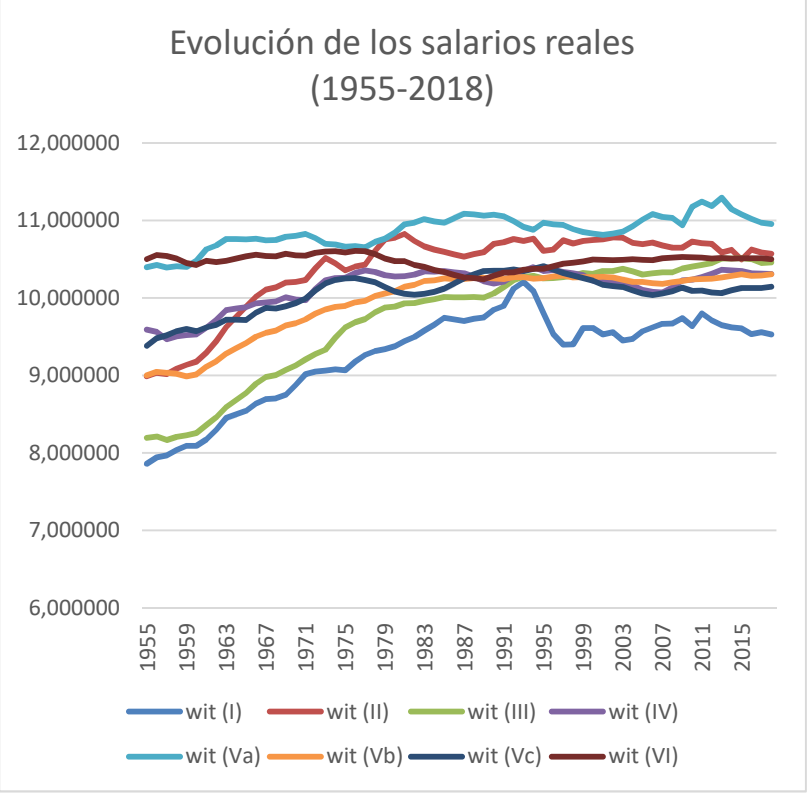
2. ARAGÓN


Evolución de la productividad laboral en Aragón (1955-2018)
13
12
11
10
9
8
7
6
1955
1958
1961
1964
1967
1970
1973
1976
1979
1982
1985
1988
1991
1994
1997
2000
2003
2006
2009
2012
2015
2018
Πit (I)
Πit (II)
Πit (III)
Πit (IV)
Πit (Va)
Πit (Vb)
Πit (Vc)
Πit (VI)

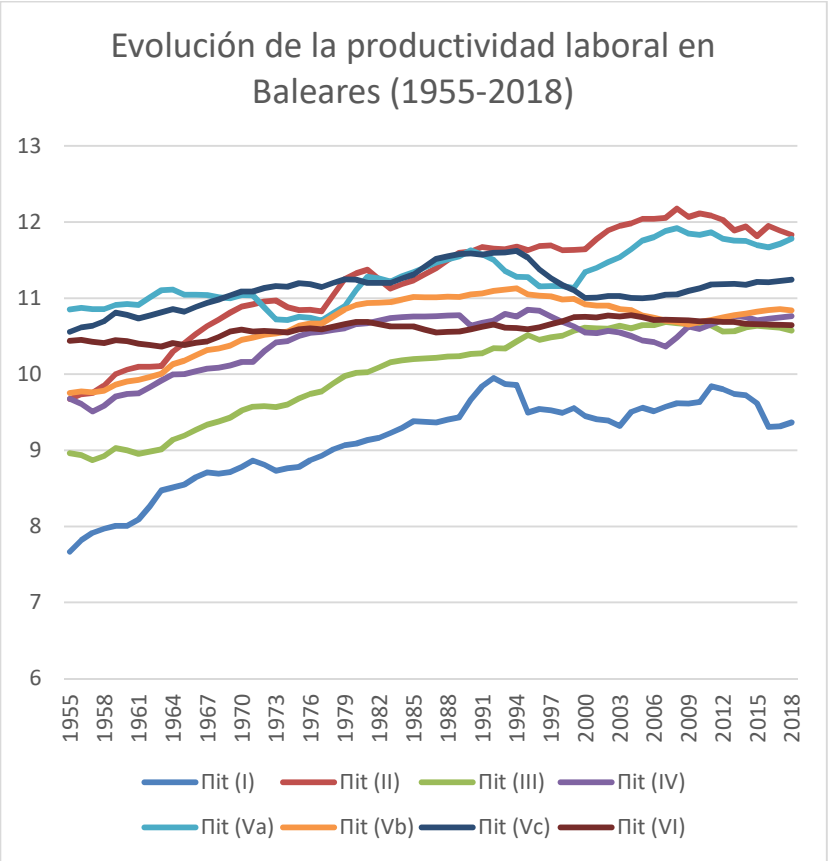

Evolución de los salarios reales en Aragón (1955-2018)
12,000000
11,000000
10,000000
9,000000
8,000000
7,000000
6,000000
1955
1958
1961
1964
1967
1970
1973
1976
1979
1982
1985
1988
1991
1994
1997
2000
2003
2006
2009
2012
2015
2018
wit (I)
wit (II)
wit (III)
wit (IV)
wit (Va)
wit (Vb)
wit (Vc)
wit (VI)

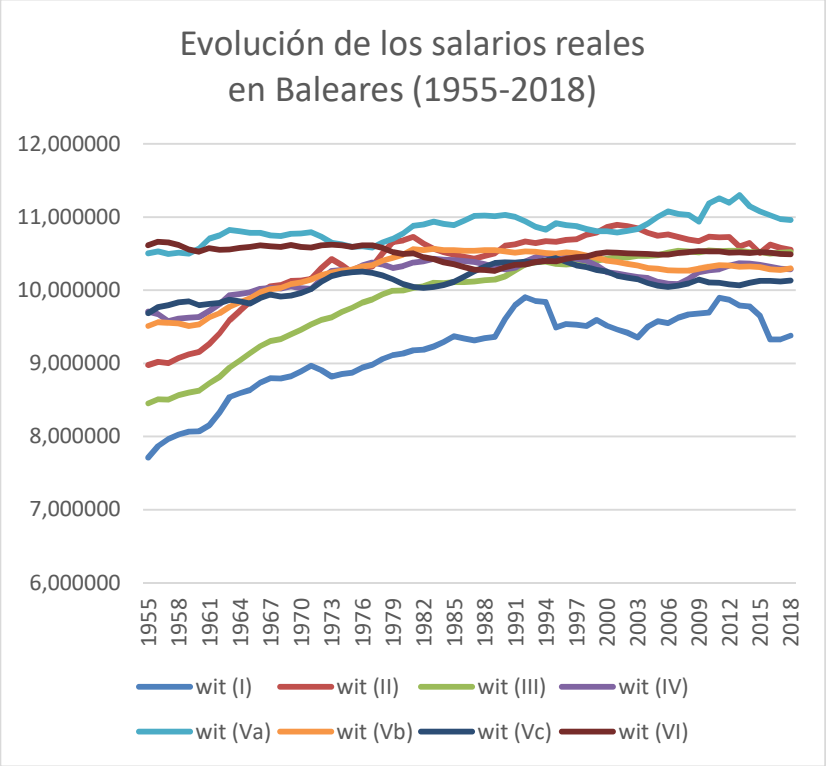
3. ASTURIAS


Evolución de la productividad laboral en Asturias (1955-2018)
13
12
11
10
9
8
7
6
1955
1958
1961
1964
1967
1970
1973
1976
1979
1982
1985
1988
1991
1994
1997
2000
2003
2006
2009
2012
2015
2018
Πit (I)
Πit (II)
Πit (III)
Πit (IV)
Πit (Va)
Πit (Vb)
Πit (Vc)
Πit (VI)

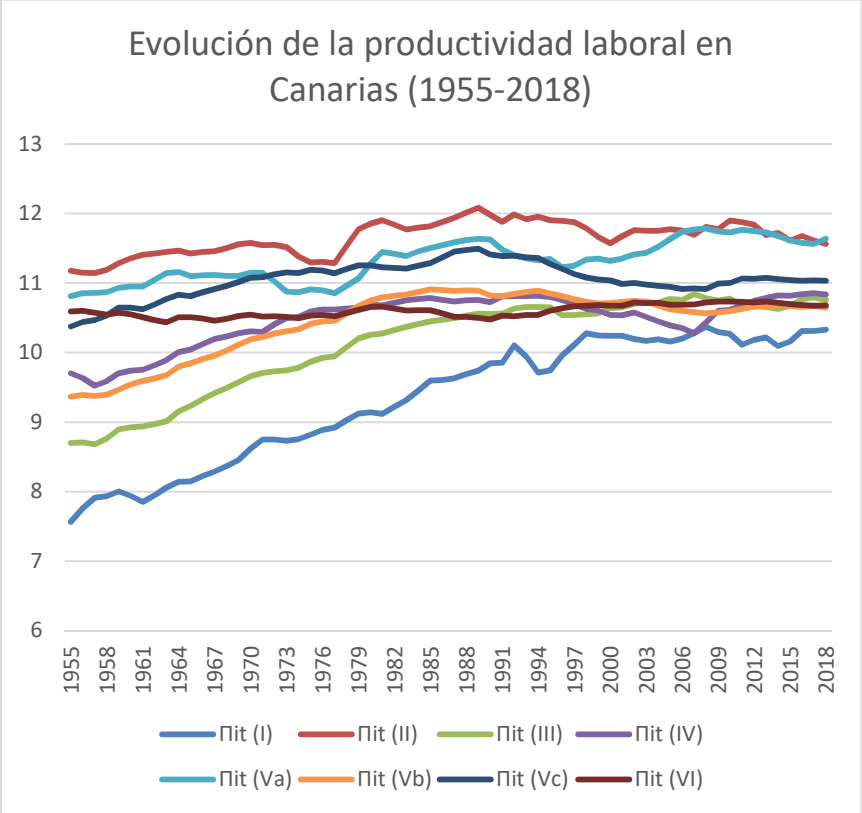

Evolución de los salarios reales (1955-2018)
12,000000
11,000000
10,000000
9,000000
8,000000
7,000000
6,000000
1955
1959
1963
1967
1971
1975
1979
1983
1987
1991
1995
1999
2003
2007
2011
2015
wit (I)
wit (II)
wit (III)
wit (IV)
wit (Va)
wit (Vb)
wit (Vc)
wit (VI)

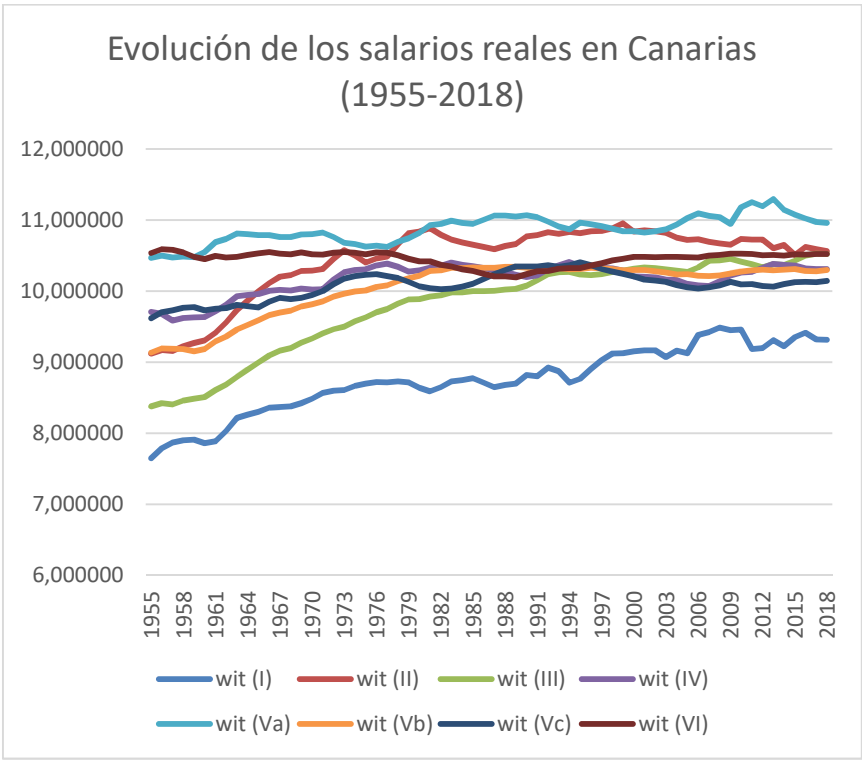
4. BALEARES


Evolución de la productividad laboral en Baleares (1955-2018)
13
12
11
10
9
8
7
6
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
Πit (I)
Πit (II)
Πit (III)
Πit (IV)
Πit (Va)
Πit (Vb)
Πit (Vc)
Πit (VI)

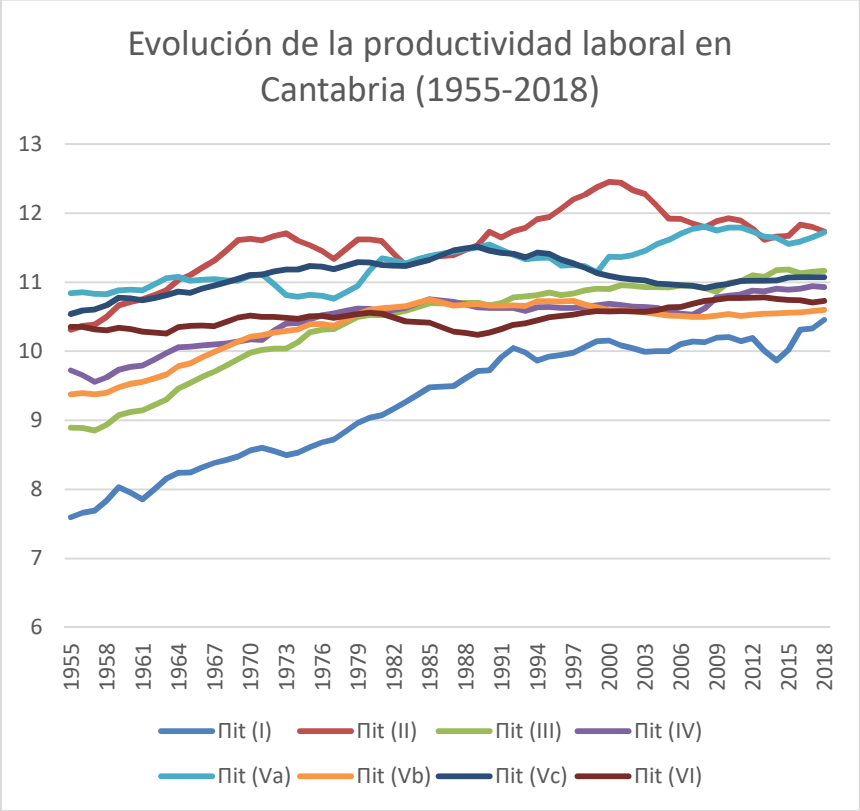

Evolución de los salarios reales en Baleares (1955-2018)
12,000000
11,000000
10,000000
9,000000
8,000000
7,000000
6,000000
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
wit (I)
wit (II)
wit (III)
wit (IV)
wit (Va)
wit (Vb)
wit (Vc)
wit (VI)

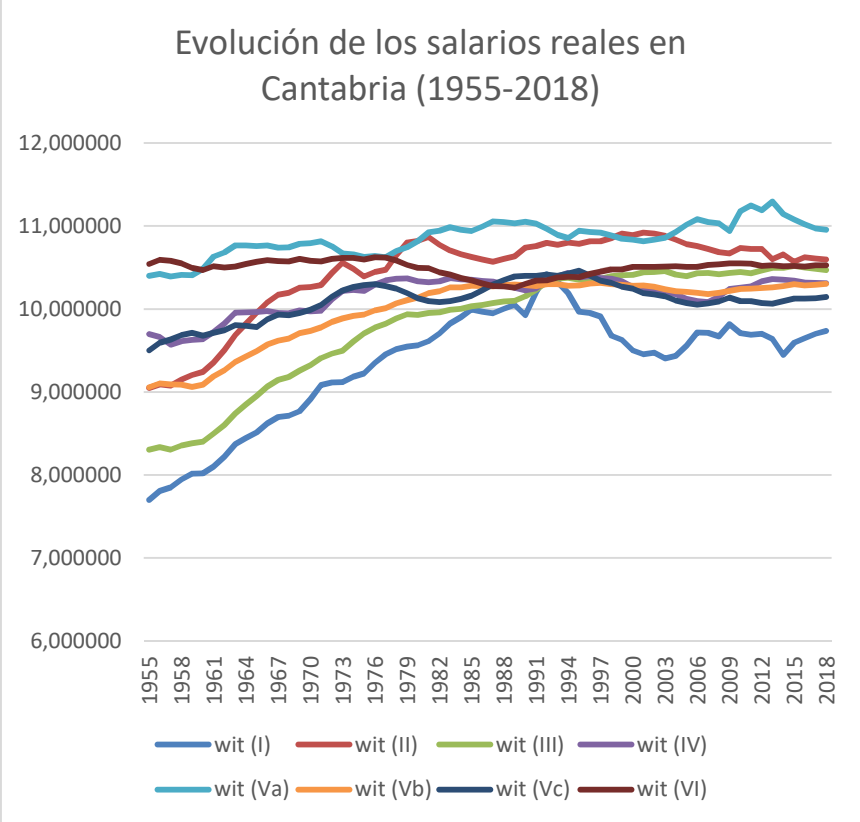
5. CANARIAS


Evolución de la productividad laboral en Canarias (1955-2018)
13
12
11
10
9
8
7
6
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
Πit (I)
Πit (II)
Πit (III)
Πit (IV)
Πit (Va)
Πit (Vb)
Πit (Vc)
Πit (VI)

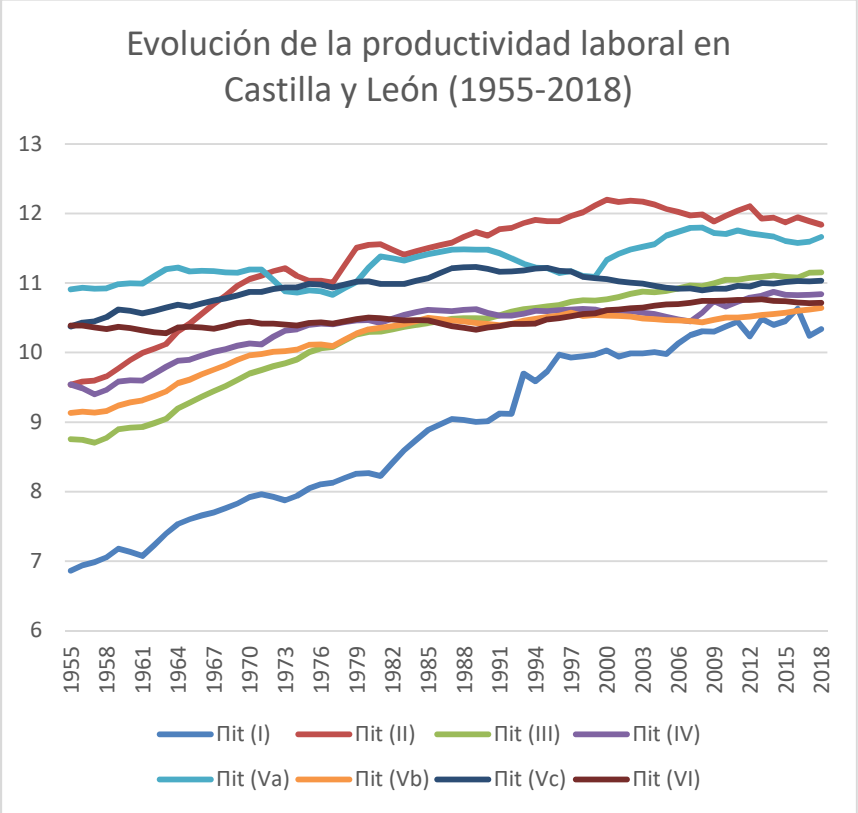

Evolución de los salarios reales en Canarias (1955-2018)
12,000000
11,000000
10,000000
9,000000
8,000000
7,000000
6,000000
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
wit (I)
wit (II)
wit (III)
wit (IV)
wit (Va)
wit (Vb)
wit (Vc)
wit (VI)

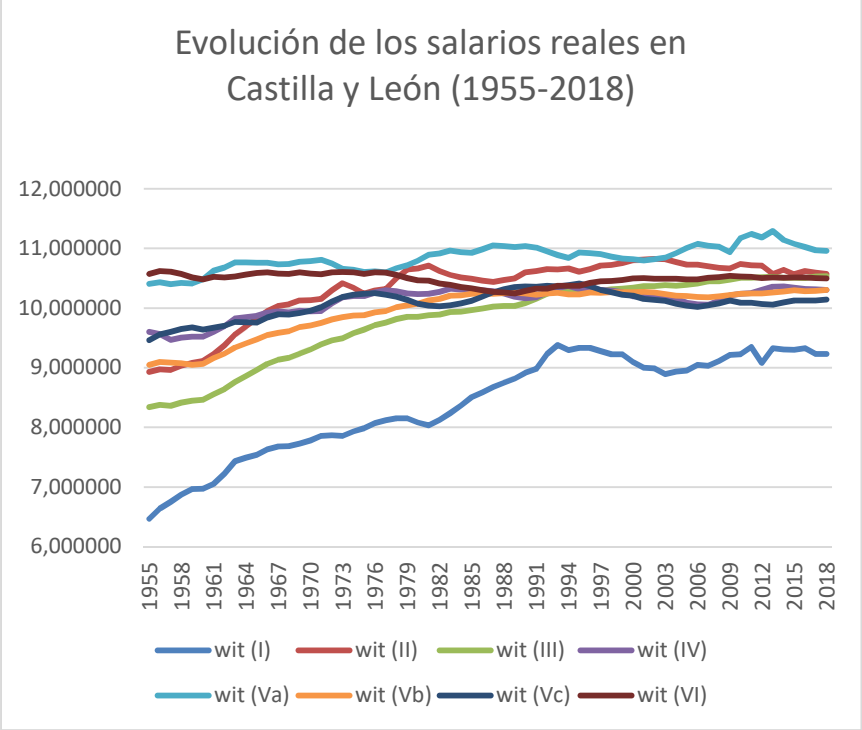
6. CANTABRIA


Evolución de la productividad laboral en Cantabria (1955-2018)
13
12
11
10
9
8
7
6
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
Πit (I)
Πit (II)
Πit (III)
Πit (IV)
Πit (Va)
Πit (Vb)
Πit (Vc)
Πit (VI)

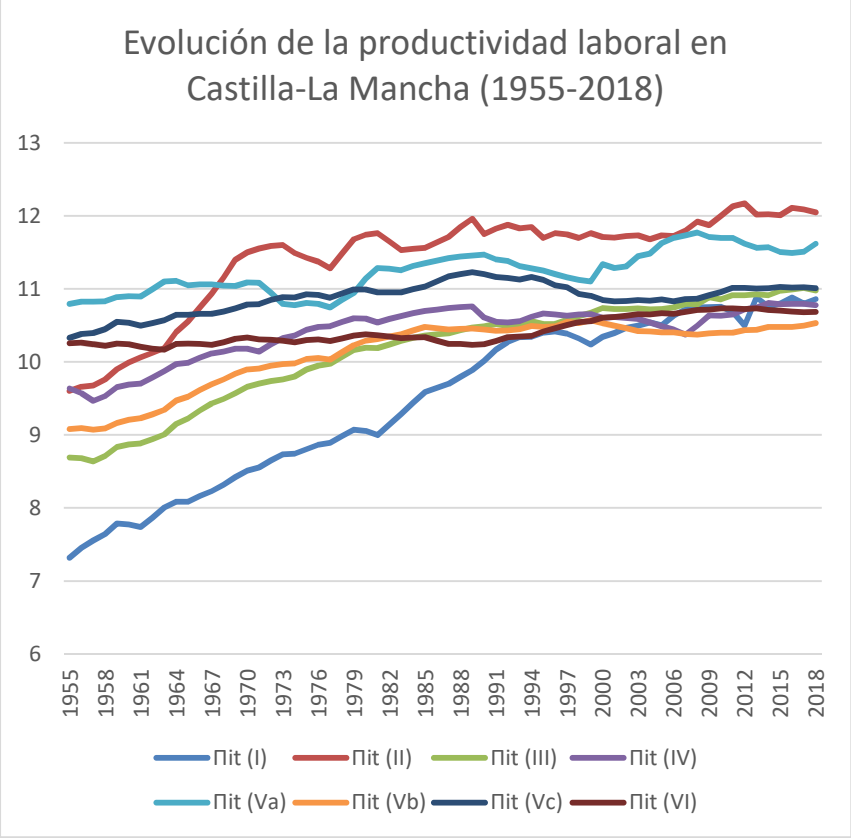

Evolución de los salarios reales en Cantabria (1955-2018)
12,000000
11,000000
10,000000
9,000000
8,000000
7,000000
6,000000
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
wit (I)
wit (II)
wit (III)
wit (IV)
wit (Va)
wit (Vb)
wit (Vc)
wit (VI)

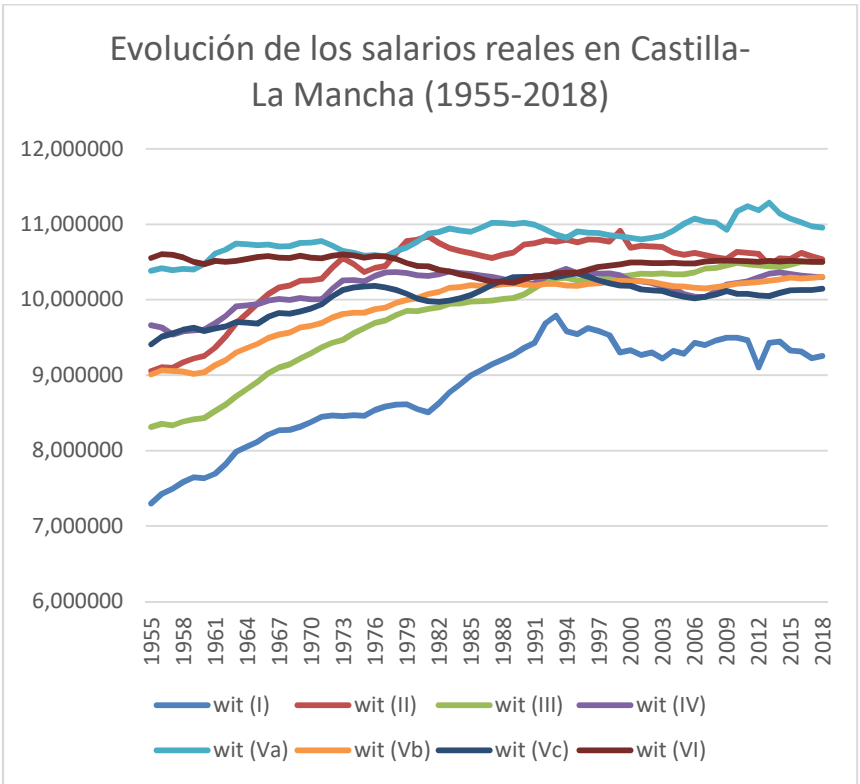
7. CASTILLA Y LEÓN



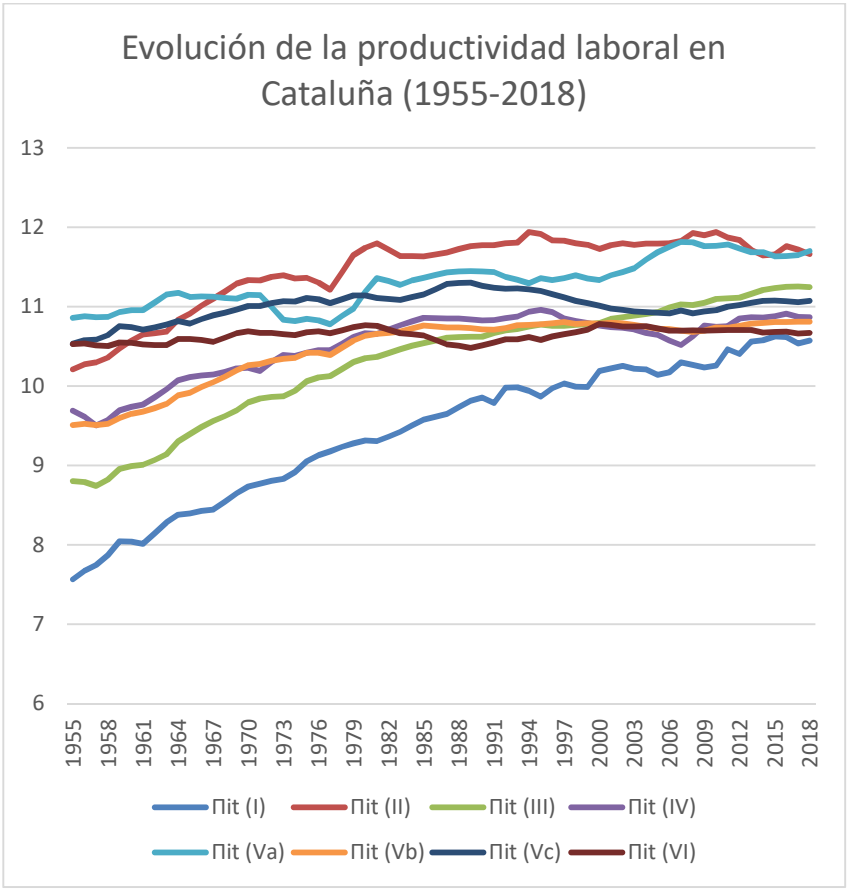


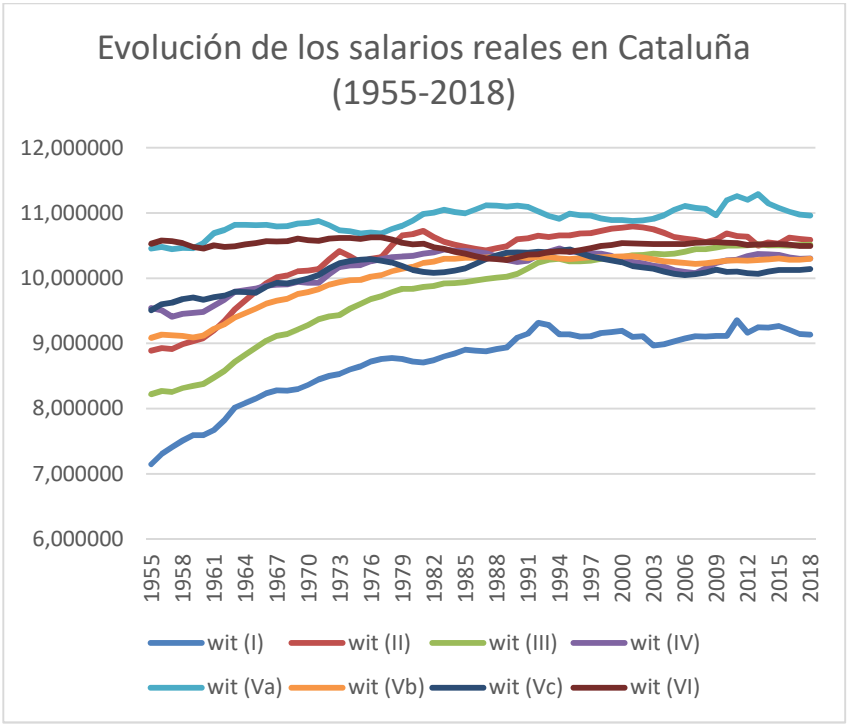
8. CASTILLA-LA MANCHA



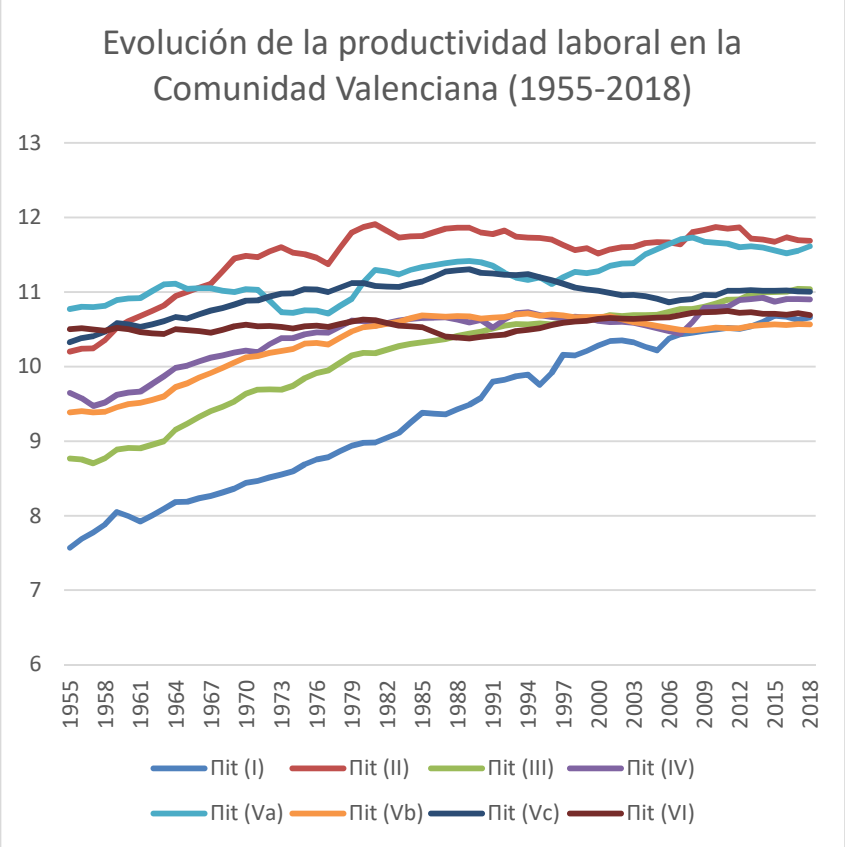


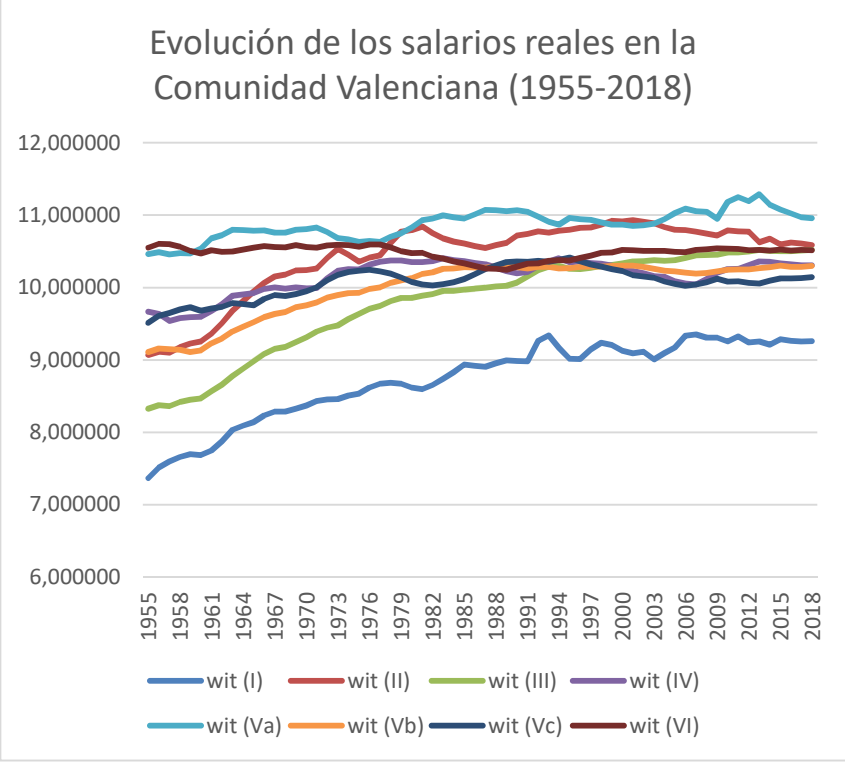
9. CATALUÑA


Evolución de la productividad laboral en Cataluña (1955-2018)
13
12
11
10
9
8
7
6
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
Πit (I)
Πit (II)
Πit (III)
Πit (IV)
Πit (Va)
Πit (Vb)
Πit (Vc)
Πit (VI)

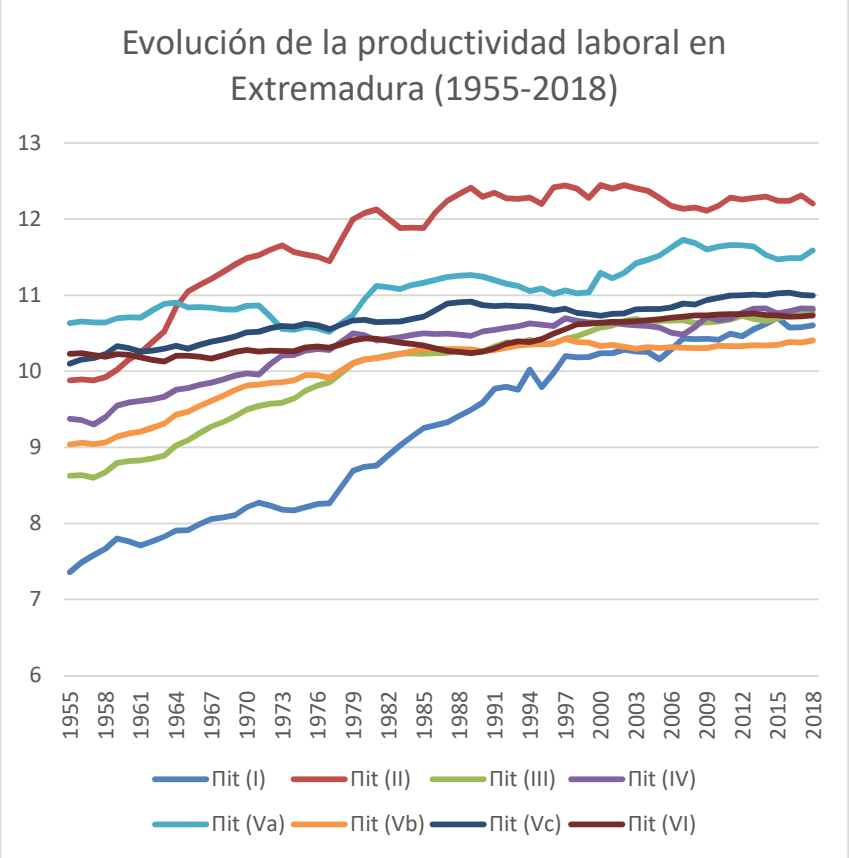

Evolución de los salarios reales en Cataluña (1955-2018)
12,000000
11,000000
10,000000
9,000000
8,000000
7,000000
6,000000
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
wit (I)
wit (II)
wit (III)
wit (IV)
wit (Va)
wit (Vb)
wit (Vc)
wit (VI)

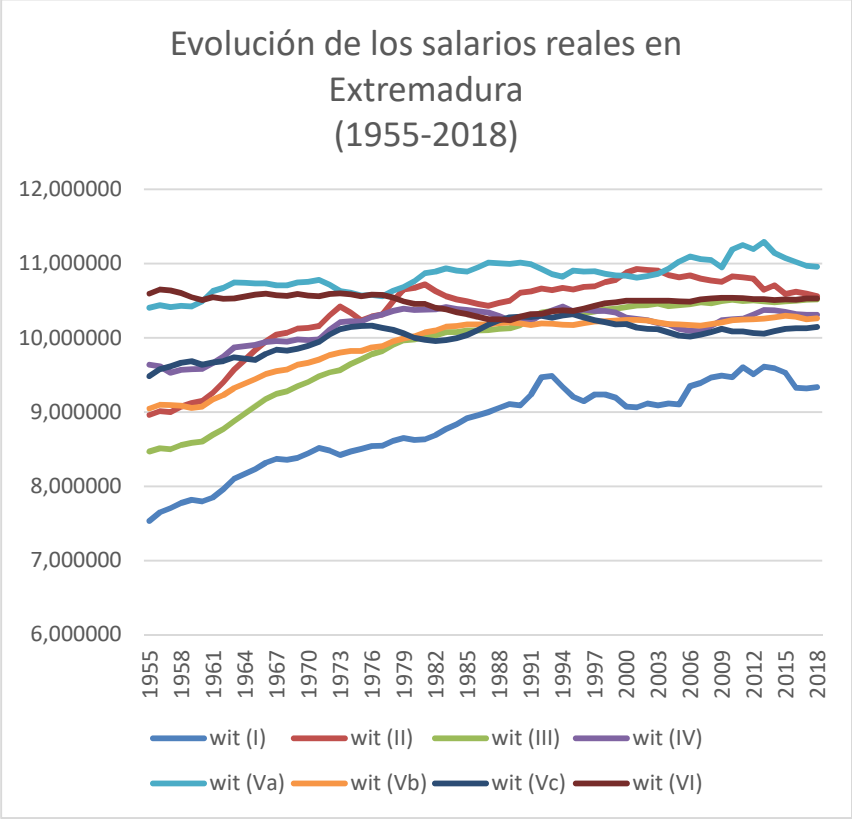
10. VALENCIA


Evolución de la productividad laboral en la Comunidad Valenciana (1955-2018)
13
12
11
10
9
8
7
6
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
Πit (I)
Πit (II)
Πit (III)
Πit (IV)
Πit (Va)
Πit (Vb)
Πit (Vc)
Πit (VI)

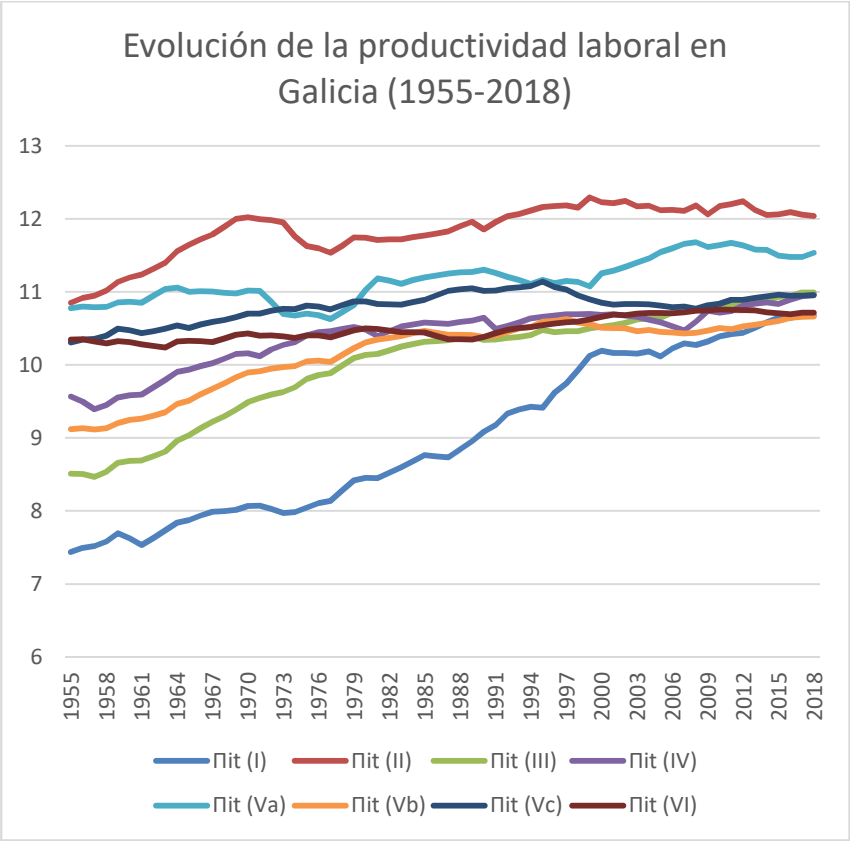

Evolución de los salarios reales en la Comunidad Valenciana (1955-2018)
12,000000
11,000000
10,000000
9,000000
8,000000
7,000000
6,000000
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
wit (I)
wit (II)
wit (III)
wit (IV)
wit (Va)
wit (Vb)
wit (Vc)
wit (VI)

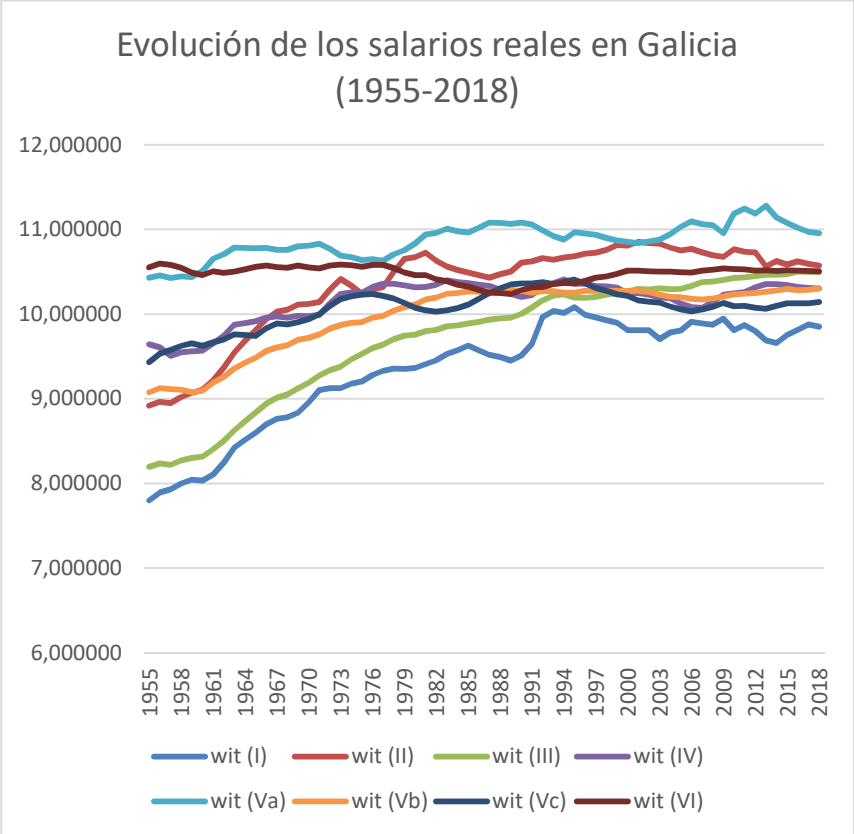
11. EXTREMADURA



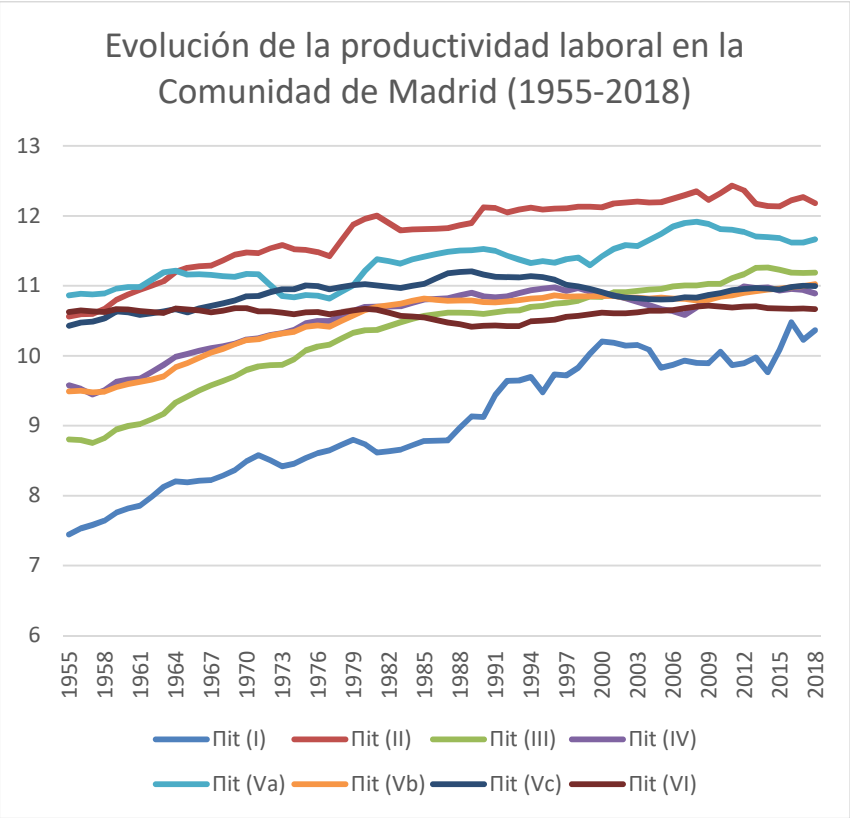


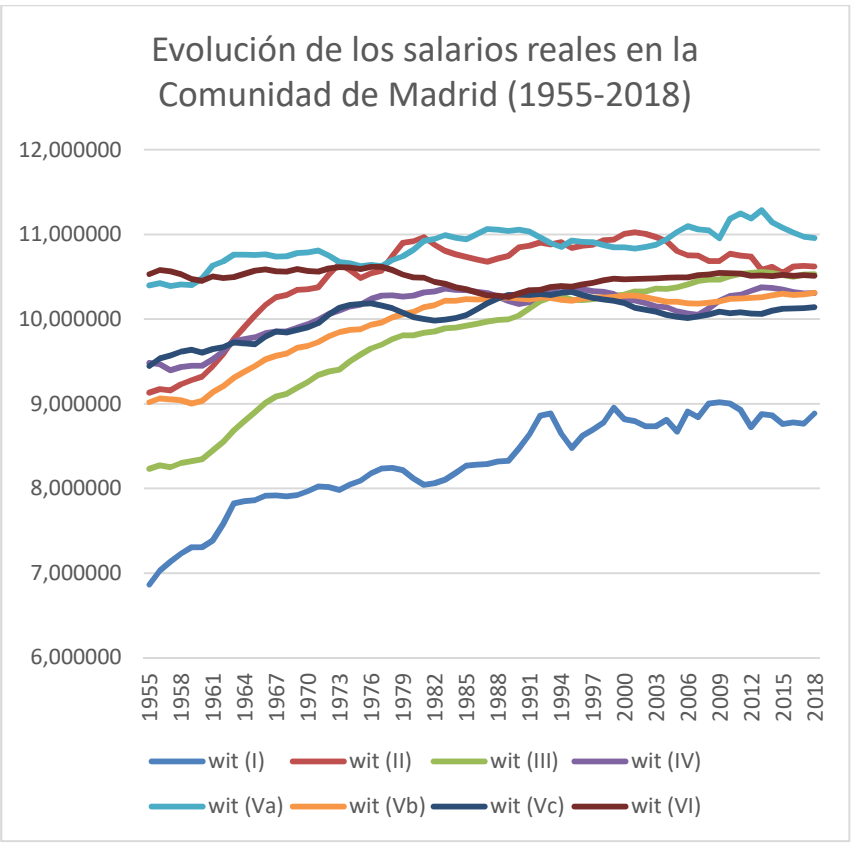
12. GALICIA


Evolución de la productividad laboral en Galicia (1955-2018)
13
12
11
10
9
8
7
6
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
Πit (I)
Πit (II)
Πit (III)
Πit (IV)
Πit (Va)
Πit (Vb)
Πit (Vc)
Πit (VI)

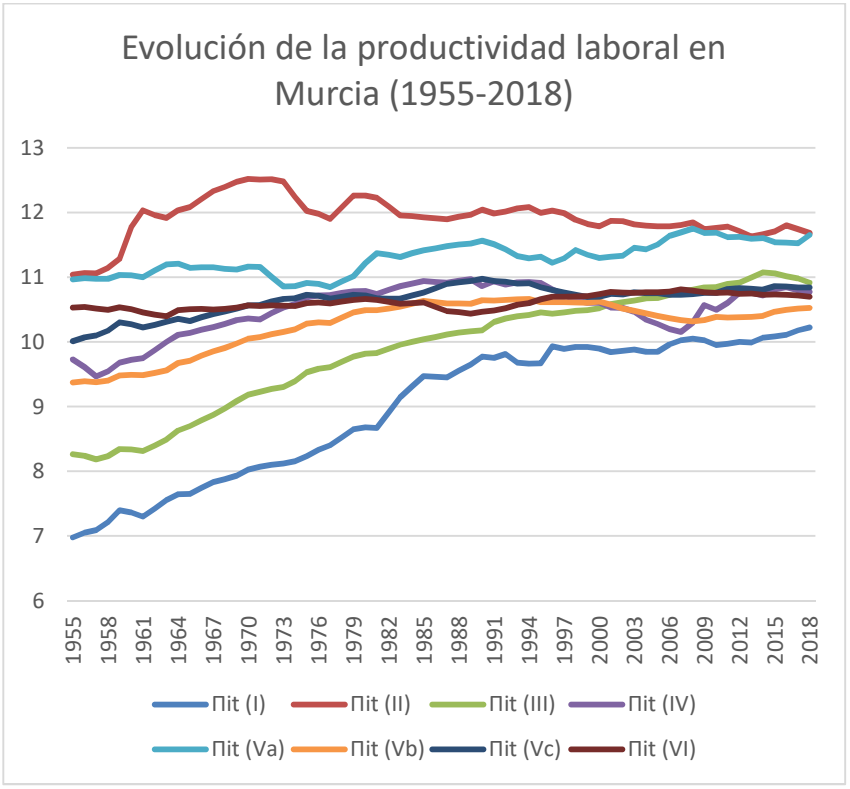

Evolución de los salarios reales en Galicia (1955-2018)
12,000000
11,000000
10,000000
9,000000
8,000000
7,000000
6,000000
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
wit (I)
wit (II)
wit (III)
wit (IV)
wit (Va)
wit (Vb)
wit (Vc)
wit (VI)

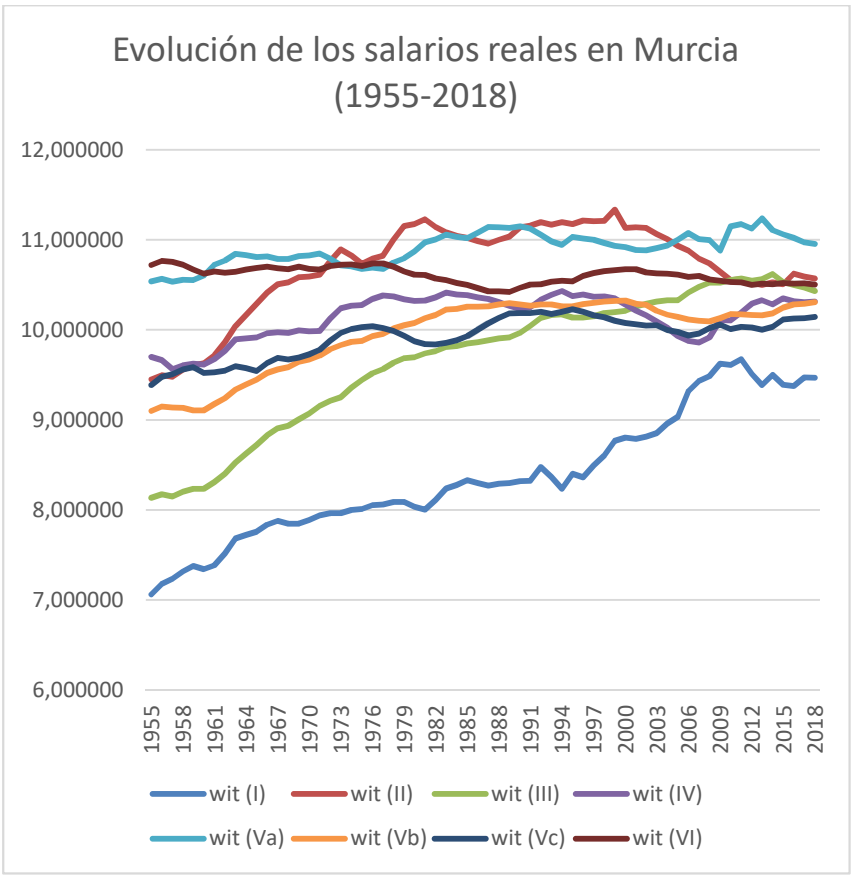
13. MADRID


Evolución de la productividad laboral en la Comunidad de Madrid (1955-2018)
13
12
11
10
9
8
7
6
1955
1958
1961
1964
1967
1970
1973
1976
1979
1982
1985
1988
1991
1994
1997
2000
2003
2006
2009
2012
2015
2018
Πit (I)
Πit (II)
Πit (III)
Πit (IV)
Πit (Va)
Πit (Vb)
Πit (Vc)
Πit (VI)

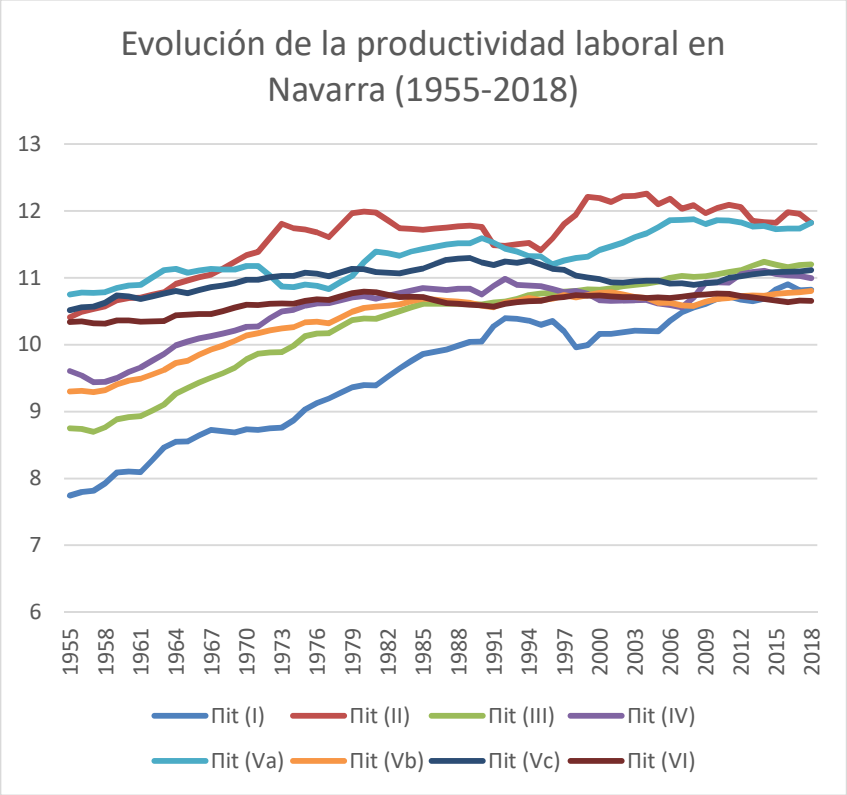

Evolución de los salarios reales en la Comunidad de Madrid (1955-2018)
12,000000
11,000000
10,000000
9,000000
8,000000
7,000000
6,000000
1955
1958
1961
1964
1967
1970
1973
1976
1979
1982
1985
1988
1991
1994
1997
2000
2003
2006
2009
2012
2015
2018
wit (I)
wit (II)
wit (III)
wit (IV)
wit (Va)
wit (Vb)
wit (Vc)
wit (VI)

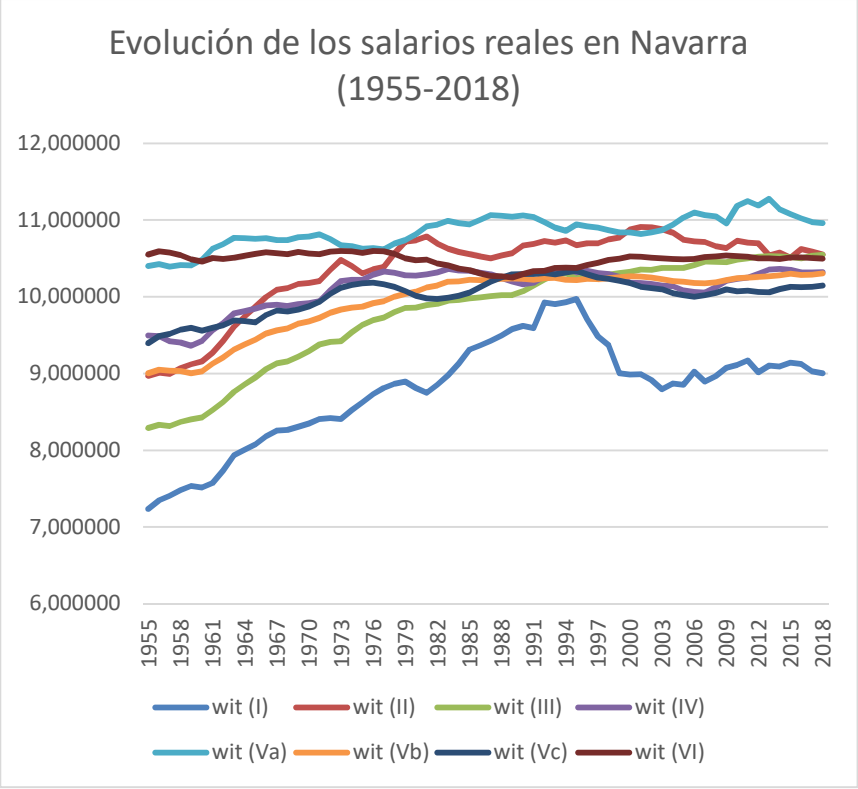
14. MURCIA


Evolución de la productividad laboral en Murcia (1955-2018)
13
12
11
10
9
8
7
6
1955
1958
1961
1964
1967
1970
1973
1976
1979
1982
1985
1988
1991
1994
1997
2000
2003
2006
2009
2012
2015
2018
Πit (I)
Πit (II)
Πit (III)
Πit (IV)
Πit (Va)
Πit (Vb)
Πit (Vc)
Πit (VI)

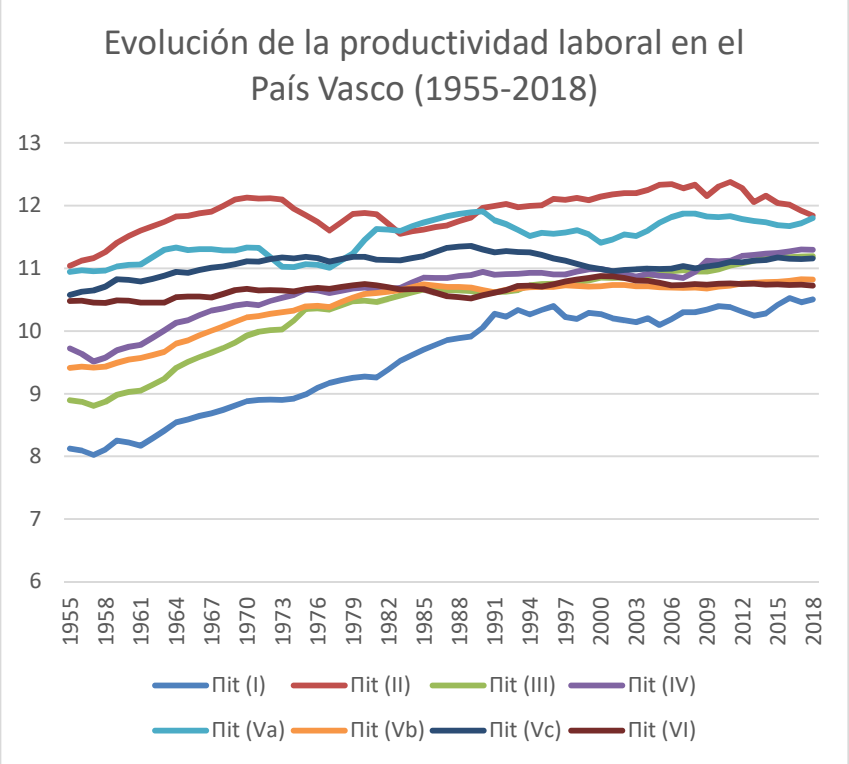

Evolución de los salarios reales en Murcia (1955-2018)
12,000000
11,000000
10,000000
9,000000
8,000000
7,000000
6,000000
1955
1958
1961
1964
1967
1970
1973
1976
1979
1982
1985
1988
1991
1994
1997
2000
2003
2006
2009
2012
2015
2018
wit (I)
wit (II)
wit (III)
wit (IV)
wit (Va)
wit (Vb)
wit (Vc)
wit (VI)

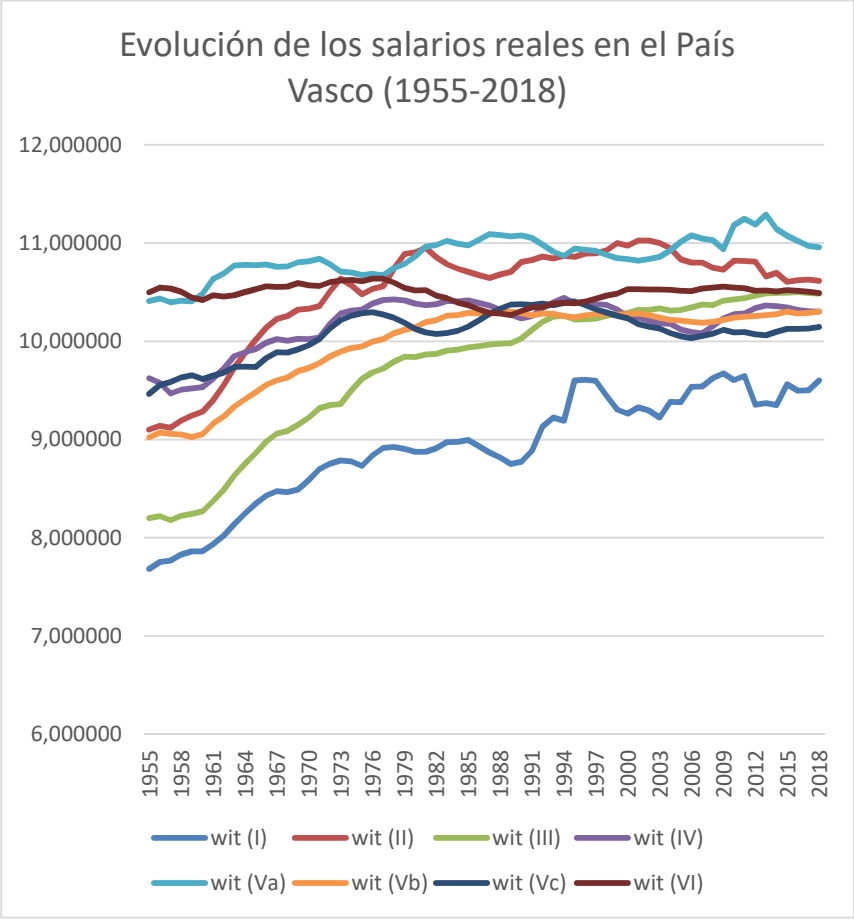
15. NAVARRA


Evolución de la productividad laboral en Navarra (1955-2018)
13
12
11
10
9
8
7
6
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
Πit (I)
Πit (II)
Πit (III)
Πit (IV)
Πit (Va)
Πit (Vb)
Πit (Vc)
Πit (VI)

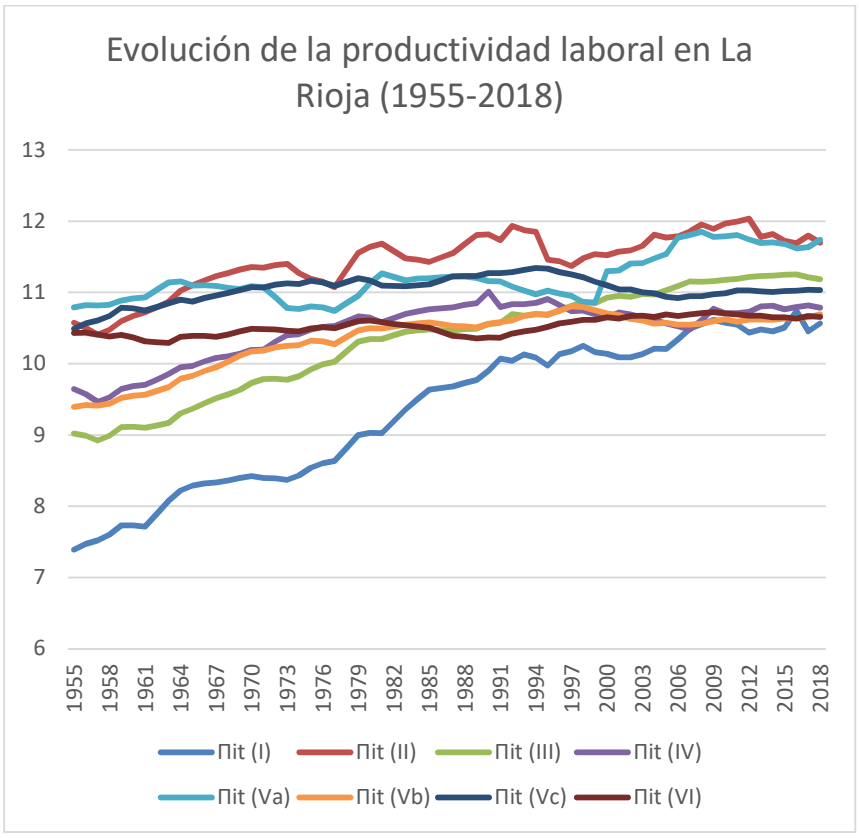

Evolución de los salarios reales en Navarra (1955-2018)
12,000000
11,000000
10,000000
9,000000
8,000000
7,000000
6,000000
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
wit (I)
wit (II)
wit (III)
wit (IV)
wit (Va)
wit (Vb)
wit (Vc)
wit (VI)

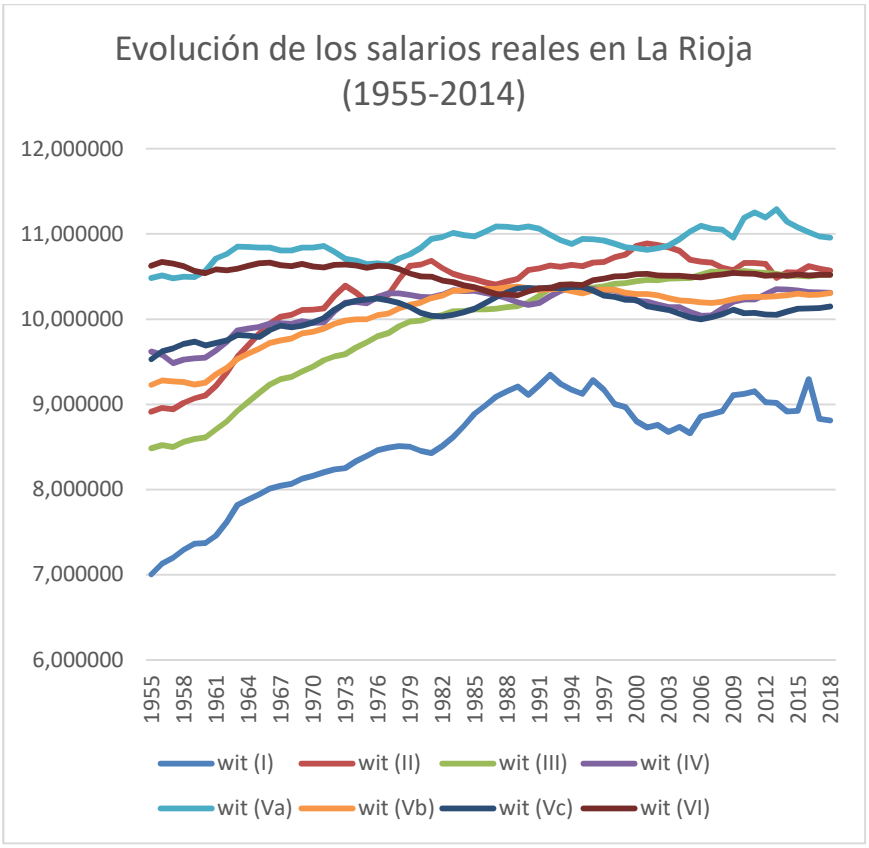
16. PAÍS VASCO





17. LA RIOJA


Evolución de la productividad laboral en La Rioja (1955-2018)
13
12
11
10
9
8
7
6
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
Πit (I)
Πit (II)
Πit (III)
Πit (IV)
Πit (Va)
Πit (Vb)
Πit (Vc)
Πit (VI)


Evolución de los salarios reales en La Rioja (1955-2014)
12,000000
11,000000
10,000000
9,000000
8,000000
7,000000
6,000000
1955 1958 1961 1964 1967 1970 1973 1976 1979 1982 1985 1988 1991 1994 1997 2000 2003 2006 2009 2012 2015 2018
wit (I)
wit (II)
wit (III)
wit (IV)
wit (Va)
wit (Vb)
wit (Vc)
wit (VI)

APÉNDICE II

ECONOMETRIC CONVERGENCE TESTS

Following Phillips & Sul (2007 and 2009)

Data	Wide	→	Long
Number of observations	17		1,088
Number of variables	66		4
j variable (64 values)			year

The number of individuals (regions) is 17.

The number of time periods is 64.

The first 21 periods are discarded before regression (kq = 0.333).

Convergence variable: w_{it} (real salaries).

Time variable is year. From 1955 to 2018.

LOGT TEST

	coeff.	standard error	t-stat
Sector I	1.4471	0.4333	3.3395
Sector II	1.3423	0.2321	5.7830
Sector III	0.0841	0.2004	0.4196
Sector IV	-0.8854	0.2298	-3.8536
Sector Va	1.3650	0.4772	2.8413
Sector Vb	-0.2272	0.1399	-1.6243
Sector Vc	0.6556	0.1406	4.6624
Sector VI	2.8293	0.4676	6.0507

CLUB CLASSIFICATIONS

	Convergence	Club 1	Club 2
Sector I	Absolute	1-17	-
Sector II	Absolute	1-17	-
Sector III	Absolute	1-17	-
Sector IV	In 2 clubs	3,13,15,16	1,2,4,5,6,7,8,9,10,11,12,14,17
Sector Va	Absolute	1-17	-
Sector Vb	In club 1	1,2,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,15,16,17	3,14
Sector Vc	Absolute	1-17	-
Sector VI	Absolute	1-17	-

APENDICE III

A) UNIT ROOTS AND STATIONARITY TESTS

Restricted sample (1955-2007)

Sector/grupo productividad	Variables	LEVIN-LIN-CHU (2002) unit-root test	HADRI LM (2000) stationarity test	KARAVIAS & TZAVALIS (2014) unit-root test
I	w_{it}	-6.2380 (Unadjusted t) -1.0652 (Adjusted t*) 0.1434 (p-value)	15.3712 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.4228 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3362 (p-value)
	Π_{it}	-7.6241 (Unadjusted t) -0.2552 (Adjusted t*) 0.3993 (p-value)	9.9662 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.2725 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3926 (p-value)
	w_{it}^{a}**(1)**	-7.2368 (Unadjusted t) -3.5847 (Adjusted t*) 0.0002 (p-value)	16.8334 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.4401 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3299 (p-value)
	w_{it}^{a}**(2)**	1.8949 (Unadjusted t) 7.2268 (Adjusted t*) 1.0000 (p-value)	21.1250 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0828 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4670 (p-value)
II	w_{it}	-6.0366 (Unadjusted t) -1.5843 (Adjusted t*) 0.0566 (p-value)	17.3194 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.7175 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.2365 (p-value)
	Π_{it}	-9.0373 (Unadjusted t) -4.3344 (Adjusted t*) 0.0000 (p-value)	15.1743 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.4123 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3401 (p-value)
	w_{it}^{a} **(1)**	-6.8874 (Unadjusted t) -2.9459 (Adjusted t*) 0.0016 (p-value)	17.8744 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.6748 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.2499 (p-value)
	w_{it}^{a} **(2)**	1.5362 (Unadjusted t) 5.3137 (Adjusted t*) 1.0000 (p-value)	21.8362 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1079 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4570 (p-value)
III	w_{it}	-3.6040 (Unadjusted t) 0.1924 (Adjusted t*) 0.5763 (p-value)	20.6868 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1717 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4318 (p-value)
	Π_{it}	-2.5194 (Unadjusted t) 2.2744 (Adjusted t*) 0.9885 (p-value)	21.4031 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1361 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4459 (p-value)
	w_{it}^{a} **(1)**	-4.1152 (Unadjusted t) -0.5959 (Adjusted t*) 0.2756 (p-value)	21.0381 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1820 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4278 (p-value)
	w_{it}^{a} **(2)**	1.3270 (Unadjusted t) 4.6476 (Adjusted t*) 1.0000 (p-value)	21.9664 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1121 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4554 (p-value)
IV Club 1	w_{it}	-1.9845 (Unadjusted t) 0.2382 (Adjusted t*) 0.5942 (p-value)	9.7865 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1522 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4395 (p-value)

	Π_{it}	1.8132 (Unadjusted t) 4.6864 (Adjusted t*) 1.0000 (p-value)	10.1136 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1449 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4424 (p-value)
	w_{it}^{a} **(1)**	-2.3057 (Unadjusted t) -0.2232 (Adjusted t*) 0.4117 (p-value)	9.8847 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1453 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4423 (p-value)
	w_{it}^{a} **(2)**	0.3321 (Unadjusted t) 0.2265 (Adjusted t*) 0.9870 (p-value)	10.5928 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0464 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4815 (p-value)
IV **Club 2**	w_{it}	-2.1711 (Unadjusted t) 1.8371 (Adjusted t*) 0.9669 (p-value)	17.8692 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.2460 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4029 (p-value)
	Π_{it}	2.6453 (Unadjusted t) 7.5315 (Adjusted t*) 1.0000 (p-value)	18.9137 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.2365 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4065 (p-value)
	w_{it}^{a} **(1)**	-2.8772 (Unadjusted t) 0.7063 (Adjusted t*) 0.7600 (p-value)	18.3651 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.2404 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4050 (p-value)
	w_{it}^{a} **(2)**	1.6820 (Unadjusted t) 4.7802 (Adjusted t*) 1.0000 (p-value)	19.1936 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0941 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4625 (p-value)
Va	w_{it}	-11.5163 (Unadjusted t) -3.7198 (Adjusted t*) 0.0001 (p-value)	4.7925 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.3280 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3715 (p-value)
	Π_{it}	-9.6250 (Unadjusted t) 0.2554 (Adjusted t*) 0.6008 (p-value)	1.3855 (Statistic) 0.0829 (p-value)	-0.5126 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3041 (p-value)
	w_{it}^{a} **(1)**	-12.0511 (Unadjusted t) -3.9620 (Adjusted t*) 0.0000 (p-value)	3.8683 (Statistic) 0.0001 (p-value)	-0.3039 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3806 (p-value)
	w_{it}^{a} **(2)**	0.1795 (Unadjusted t) 3.8370 (Adjusted t*) 0.9999 (p-value)	21.6980 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1180 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4530 (p-value)
Vb **Club 1**	w_{it}	2.4001 (Unadjusted t) 6.6750 (Adjusted t*) 1.0000 (p-value)	20.4854 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1448 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4425 (p-value)
	Π_{it}	3.2746 (Unadjusted t) 7.6071 (Adjusted t*) 1.0000 (p-value)	20.4671 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1523 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4395 (p-value)
	w_{it}^{a}**(1)**	4.0574 (Unadjusted t) 8.5306 (Adjusted t*) 1.0000 (p-value)	20.7436 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1509 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4400 (p-value)
	w_{it}^{a}**(2)**	-0.8801 (Unadjusted t) 2.4063 (Adjusted t*) 0.9919 (p-value)	19.8810 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1028 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4591 (p-value)
Vc	w_{it}	-5.4309 (Unadjusted t) -0.8696 (Adjusted t*) 0.1923 (p-value)	15.3874 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.2303 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4089 (p-value)

	Π_{it}	-3.6804 (Unadjusted t) - 0.0722 (Adjusted t*) 0.4712 (p-value)	19.2877 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1565 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4378 (p-value)
	w_{it}^{a}**(1)**	-5.4193 (Unadjusted t) -1.0424 (Adjusted t*) 0.1486 (p-value)	15.7745 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.2260 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4106 (p-value)
	w_{it}^{a}**(2)**	-0.2472 (Unadjusted t) -3.2073 (Adjusted t*) 0.9993 (p-value)	21.7735 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1146 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4544 (p-value)
VI	w_{it}	-6.4879 (Unadjusted t) 2.3653 (Adjusted t*) 0.9910 (p-value)	8.2047 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1095 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4564 (p-value)
	Π_{it}	-8.3185 (Unadjusted t) -0.4849 (Adjusted t*) 0.3139 (p-value)	6.6668 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0779 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4690 (p-value)
	w_{it}^{a} **(1)**	-6.0375 (Unadjusted t) 3.4036 (Adjusted t*) 0.9997 (p-value)	6.6642 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1087 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4567 (p-value)
	w_{it}^{a} **(2)**	2.6903 (Unadjusted t) 6.2658 (Adjusted t*) 1.0000 (p-value)	22.0185 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1345 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4465 (p-value)

Full sample (1955-2018)

Sector/grupo productividad	Variables	LEVIN-LIN-CHU (2002) unit-root test	HADRI LM (2000) stationarity test	KARAVIAS & TZAVALIS (2014) unit-root test
I	w_{it}	-6.5570 (Unadjusted t) -1.7644 (Adjusted t*) 0.0388 (p-value)	22.0225 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.4284 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3342 (p-value)
	Π_{it}	-4.4185 (Unadjusted t) 2.3344 (Adjusted t*) 0.9902 (p-value)	18.1648 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.2610 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3970(p-value)
	w_{it}^{a} **(1)**	-6.8049 (Unadjusted t) -3.8145 (Adjusted t*) 0.0001 (p-value)	24.1273 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.3914 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3478 (p-value)
	w_{it}^{a} **(2)**	-3.6415 (Unadjusted t) 0.2344 (Adjusted t*) 0.5927 (p-value)	25.7936 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0628 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4750 (p-value)
II	w_{it}	-6.0307 (Unadjusted t) -2.5986 (Adjusted t*) 0.0047 (p-value)	21.7191 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.6267 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.2654 (p-value)
	Π_{it}	-8.4486 (Unadjusted t) -4.0256 (Adjusted t*) 0.0000 (p-value)	18.5619 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.3900 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3483 (p-value)
	w_{it}^{a} **(1)**	-7.0601 (Unadjusted t) -4.2608 (Adjusted t*) 0.0000 (p-value)	22.3152 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.5999 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.2743 (p-value)

	w_{it}^{a} **(2)**	-3.9252 (Unadjusted t) -1.3405 (Adjusted t*) 0.0900 (p-value)	26.7930 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0850 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4661 (p-value)
III	w_{it}	-3.2640 (Unadjusted t) -0.1415 (Adjusted t*) 0.4438 (p-value)	25.6080 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1552 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4383 (p-value)
	Π_{it}	-3.2798 (Unadjusted t) 0.9282 (Adjusted t*) 0.8233 (p-value)	25.8604 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1225 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4513 (p-value)
	w_{it}^{a} **(1)**	-3.2464 (Unadjusted t) -0.5290 (Adjusted t*) 0.2984 (p-value)	26.1127 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1573 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4375 (p-value)
	w_{it}^{a} **(2)**	-5.1451 (Unadjusted t) -2.7662 (Adjusted t*) 0.0028 (p-value)	26.6249 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0862 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4656 (p-value)
IV **Club 1**	w_{it}	-3.5867 (Unadjusted t) -1.3796 (Adjusted t*) 0.0839 (p-value)	10.8248 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1293 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4485 (p-value)
	Π_{it}	-3.3592 (Unadjusted t) -1.0862 (Adjusted t*) 0.1387 (p-value)	11.1023 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1305 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4481 (p-value)
	w_{it}^{a} **(1)**	-3.9139 (Unadjusted t) -1.7961 (Adjusted t*) 0.0362 (p-value)	10.9322 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1203 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4521 (p-value)
	w_{it}^{a} **(2)**	-1.8819 (Unadjusted t) -0.5551 (Adjusted t*) 0.2894 (p-value)	12.9112 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0350 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4860 (p-value)
IV **Club 2**	w_{it}	-6.9416 (Unadjusted t) -2.5409 (Adjusted t*) 0.0055 (p-value)	18.7951 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.2193 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4132 (p-value)
	Π_{it}	-6.0882 (Unadjusted t) -1.9016 (Adjusted t*) 0.0286 (p-value)	20.2471 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.2306 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4088 (p-value)
	w_{it}^{a} **(1)**	-7.5725 (Unadjusted t) -3.4773 (Adjusted t*) 0.0003 (p-value)	19.2450 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.2018 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4200 (p-value)
	w_{it}^{a} **(2)**	-2.8569 (Unadjusted t) -0.9323 (Adjusted t*) 0.1756 (p-value)	23.7293 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0795 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4683 (p-value)
Va	w_{it}	-10.0661 (Unadjusted t) -0.6342 (Adjusted t*) 0.2630 (p-value)	3.3154 (Statistic) 0.0005 (p-value)	-0.3667 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3569 (p-value)
	Π_{it}	-12.2806 (Unadjusted t) -3.4970 (Adjusted t*) 0.0002 (p-value)	1.7157 (Statistic) 0.0431 (p-value)	-0.4182 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3379 (p-value)
	w_{it}^{a} **(1)**	-9.2438 (Unadjusted t) -0.7824 (Adjusted t*) 0.7830 (p-value)	1.2721 (Statistic) 0.1017 (p-value)	-0.3299 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.3707 (p-value)

	w_{it}^{a} **(2)**	-4.1739 (Unadjusted t) -1.5782 (Adjusted t*) 0.0573 (p-value)	26.6172 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0919 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4634 (p-value)
Vb **Club 1**	w_{it}	-4.5682 (Unadjusted t) -1.4534 (Adjusted t*) 0.0731 (p-value)	24.6381 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1046 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4584 (p-value)
	Π_{it}	-5.7258 (Unadjusted t) -2.9799 (Adjusted t*) 0.0014 (p-value)	24.8467 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1115 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4556 (p-value)
	w_{it}^{a}**(1)**	-5.0519 (Unadjusted t) -2.1496 (Adjusted t*) 0.0158 (p-value)	24.8878 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1091 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4566 (p-value)
	w_{it}^{a}**(2)**	-3.0846 (Unadjusted t) -0.6286 (Adjusted t*) 0.2648 (p-value)	24.8730 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0847 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4662 (p-value)
Vc	w_{it}	-7.3485 (Unadjusted t) -2.8853 (Adjusted t*) 0.0020 (p-value)	22.1533 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1799 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4286 (p-value)
	Π_{it}	-8.1533 (Unadjusted t) -3.2859 (Adjusted t*) 0.0005 (p-value)	23.0350 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1173 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4533 (p-value)
	w_{it}^{a}**(1)**	-7.2671 (Unadjusted t) -2.9039 (Adjusted t*) 0.0018 (p-value)	22.6251 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1764 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4300 (p-value)
	w_{it}^{a}**(2)**	-5.2682 (Unadjusted t) -2.9716 (Adjusted t*) 0.0015 (p-value)	26.4734 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0923 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4632 (p-value)
VI	w_{it}	-8.1113 (Unadjusted t) 0.1193 (Adjusted t*) 0.5475 (p-value)	13.0248 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0801 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4681 (p-value)
	Π_{it}	-9.6043 (Unadjusted t) -1.2998 (Adjusted t*) 0.0968 (p-value)	9.7020 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0584 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4767 (p-value)
	w_{it}^{a} **(1)**	-7.7580 (Unadjusted t) 1.2257 (Adjusted t*) 0.8899 (p-value)	11.1442 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.0773 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4692 (p-value)
	w_{it}^{a} **(2)**	-4.7204 (Unadjusted t) -2.5961 (Adjusted t*) 0.0047 (p-value)	27.1425 (Statistic) 0.0000 (p-value)	-0.1059 (Statistic) -1.6449 (Asymptotic critical value) 0.4578 (p-value)

B) COINTEGRATION TESTS

Restricted sample (1955-2007)

Sector	KAO (1999)			PEDRONI (1999,2004)		
I (1)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	0.1849	0.4267		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	0.4715	0.3186	**Modified P-P t**	1.2177	0.1117
	Augmented D-F t	-1.5853	0.0565	**Phillips-Perron t**	0.1898	0.4247
	Unadjusted mod D-F t	0.8284	0.2037	**Augmented D-F t**	0.8521	0.1971
	Unadjusted D-F t	0.9944	0.1600			
I (2)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-2.2060	0.0137		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-1.3698	0.0854	**Modified P-P t**	1.2598	0.1039
	Augmented D-F t	-2.7657	0.0028	**Phillips-Perron t**	-0.6386	0.2615
	Unadjusted mod D-F t	-0.9954	0.1598	**Augmented D-F t**	0.6774	0.2491
	Unadjusted D-F t	-0.7579	0.2242			
II (1)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-0.8122	0.2083		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-0.3012	0.3816	**Modified P-P t**	3.3891	0.0004
	Augmented D-F t	-2.2833	0.0112	**Phillips-Perron t**	4.3667	0.0000
	Unadjusted mod D-F t	-0.3617	0.3588	**Augmented D-F t**	4.1201	0.0000
	Unadjusted D-F t	-0.0117	0.4953			
II (2)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-3.2851	0.0005		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-2.2542	0.0121	**Modified P-P t**	2.4464	0.0072
	Augmented D-F t	-4.9111	0.0000	**Phillips-Perron t**	1.7437	0.0406
	Unadjusted mod D-F t	-1.4528	0.0731	**Augmented D-F t**	2.8662	0.0021
	Unadjusted D-F t	-1.4953	0.0674			
III (1)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-3.1913	0.0007		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-1.7713	0.0383	**Modified P-P t**	2.6693	0.0038
	Augmented D-F t	-2.6521	0.0040	**Phillips-Perron t**	1.9250	0.0271

	Unadjusted mod D-F t	-2.9493	0.0016	**Augmented D-F t**	2.0113	0.0221
	Unadjusted D-F t	-1.6681	0.0476			
III (2)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-5.9491	0.0000		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-3.5559	0.0002	**Modified P-P t**	1.3757	0.0845
	Augmented D-F t	-5.2293	0.0000	**Phillips-Perron t**	0.3565	0.3607
	Unadjusted mod D-F t	-4.3965	0.0000	**Augmented D-F t**	1.5739	0.0578
	Unadjusted D-F t	-3.1106	0.0009			
IV (1)		**Statistic**	**p-value**			
Club 1	**Modified D-F t**	-2.3234	0.0101		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-1.8496	0.0322	**Modified P-P t**	-0.3459	0.3647
	Augmented D-F t	-2.2858	0.0111	**Phillips-Perron t**	-1.0624	0.1440
	Unadjusted mod D-F t	-3.0854	0.0010	**Augmented D-F t**	-1.2198	0.1113
	Unadjusted D-F t	-2.1004	0.0178			
IV (2)		**Statistic**	**p-value**			
Club 1	**Modified D-F t**	-3.1981	0.0007		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-1.6375	0.0508	**Modified P-P t**	-0.3746	0.3540
	Augmented D-F t	-3.2430	0.0006	**Phillips-Perron t**	-0.9877	0.1616
	Unadjusted mod D-F t	-2.2924	0.0109	**Augmented D-F t**	-0.4109	0.3406
	Unadjusted D-F t	-1.3887	0.0825			
IV (1)		**Statistic**	**p-value**			
Club 2	**Modified D-F t**	-1.3429	0.0897		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-0.5200	0.3015	**Modified P-P t**	1.4897	0.0682
	Augmented D-F t	-0.3320	0.3700	**Phillips-Perron t**	0.9076	0.1821
	Unadjusted mod D-F t	-1.1288	0.1295	**Augmented D-F t**	0.7647	0.2222
	Unadjusted D-F t	-0.3999	0.3446			
IV (2)		**Statistic**	**p-value**			
Club 2	**Modified D-F t**	-8.7140	0.0000		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-4.4841	0.0000	**Modified P-P t**	0.7254	0.2341
	Augmented D-F t	-6.1838	0.0000	**Phillips-Perron t**	-0.4191	0.3376
	Unadjusted mod D-F t	-7.4407	0.0000	**Augmented D-F t**	0.1629	0.4353
	Unadjusted D-F t	-4.2420	0.0000			

Va (1)		Statistic	p-value			
	Modified D-F t	-3.4774	0.0003		Statistic	p-value
	Dickey-Fuller t	-1.8762	0.0303	Modified P-P t	0.0085	0.4966
	Augmented D-F t	-2.4897	0.0064	Phillips-Perron t	-1.6268	0.0519
	Unadjusted mod D-F t	-3.7379	0.0001	Augmented D-F t	-1.9835	0.0237
	Unadjusted D-F t	-1.9823	0.0237			
Va (2)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-7.4150	0.0000		Statistic	p-value
	Dickey-Fuller t	-4.3723	0.0000	Modified P-P t	-0.8424	0.1998
	Augmented D-F t	-5.6349	0.0000	Phillips-Perron t	-2.9859	0.0014
	Unadjusted mod D-F t	-7.3710	0.0000	Augmented D-F t	-6.7002	0.0000
	Unadjusted D-F t	-4.3614	0.0000			
Vb (1)		**Statistic**	**p-value**			
Club 1	Modified D-F t	-2.1542	0.0156		Statistic	p-value
	Dickey-Fuller t	-1.2670	0.1026	Modified P-P t	-0.7919	0.2142
	Augmented D-F t	-2.0274	0.0213	Phillips-Perron t	-2.0698	0.0192
	Unadjusted mod D-F t	-1.8746	0.0304	Augmented D-F t	-1.3217	0.0931
	Unadjusted D-F t	-1.1307	0.1291			
Vb (2)		**Statistic**	**p-value**			
Club 1						
	Modified D-F t	-10.2739	0.0000		Statistic	p-value
	Dickey-Fuller t	-5.3974	0.0000	Modified P-P t	-0.1843	0.4269
	Augmented D-F t	-4.1815	0.0000	Phillips-Perron t	-1.5695	0.0583
	Unadjusted mod D-F t	-9.5260	0.0000	Augmented D-F t	-1.8480	0.0323
	Unadjusted D-F t	-5.2658	0.0000			
Vc (1)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-1.0185	0.1542		Statistic	p-value
	Dickey-Fuller t	-0.1234	0.4509	Modified P-P t	1.6341	0.0511
	Augmented D-F t	-2.9160	0.0018	Phillips-Perron t	-0.0167	0.4934
	Unadjusted mod D-F t	0.3710	0.3553	Augmented D-F t	0.4058	0.3424
	Unadjusted D-F t	0.8072	0.2098			

Vc (2)		Statistic	p-value			
	Modified D-F t	-6.0630	0.0000		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-2.7951	0.0026	**Modified P-P t**	3.3671	0.0004
	Augmented D-F t	-9.6358	0.0000	**Phillips-Perron t**	2.8909	0.0019
	Unadjusted mod D-F t	-2.5946	0.0047	**Augmented D-F t**	3.4585	0.0003
	Unadjusted D-F t	-1.7843	0.0372			
VI (1)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	0.3416	0.3663		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-0.1097	0.4563	**Modified P-P t**	2.4448	0.0072
	Augmented D-F t	-1.4823	0.0691	**Phillips-Perron t**	1.8047	0.0356
	Unadjusted mod D-F t	1.1743	0.1201	**Augmented D-F t**	2.2855	0.0111
	Unadjusted D-F t	0.5723	0.2836			
VI (2)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-5.2726	0.0000		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-3.0475	0.0012	**Modified P-P t**	2.3891	0.0084
	Augmented D-F t	-6.7614	0.0000	**Phillips-Perron t**	1.0514	0.1465
	Unadjusted mod D-F t	-3.7876	0.0001	**Augmented D-F t**	1.4561	0.0727
	Unadjusted D-F t	-2.5755	0.0050			

Sector	**WESTERLUND (2005)**			**WESTERLUND (2007)**			
	VR			**ECM**			
I (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-1.1109	0.1333	G_t	-1.549	-0.657	0.256
				G_a	-4.958	0.653	0.743
				P_t	-4.094	-0.174	0.431
				P_a	-2.733	-0.197	0.422
I (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-2.1344	0.0164	G_t	-2.089	-2.782	0.003
				G_a	-7.130	-0.985	0.162
				P_t	-6.368	-1.885	0.030

				P_a	-4.903	-2.022	0.022
II (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	0.1134	0.4549	G_t	-1.263	0.466	0.680
				G_a	-4.087	1.309	0.905
				P_t	-4.227	-0.274	0.392
				P_a	-2.946	-0.376	0.353
II (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-1.2275	0.1098	G_t	-1.900	-2.040	0.021
				G_a	-5.920	-0.073	0.471
				P_t	-7.582	-2.798	0.003
				P_a	-5.896	-2.858	0.002
III (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-0.7167	0.2368	G_t	-1.925	-2.139	0.016
				G_a	-6.413	-0.444	0.328
				P_t	-7.217	-2.523	0.006
				P_a	-5.495	-2.520	0.006
III (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-1.5087	0.0657	G_t	-1.206	0.691	0.755
				G_a	-4.150	1.262	0.897
				P_t	-4.297	-0.326	0.372
				P_a	-3.927	-1.202	0.115
IV (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
Club 1	**Variance ratio**	-1.1926	0.1165	G_t	-2.866	-2.834	0.002
				G_a	-15.483	-3.533	0.000
				P_t	-5.241	-2.534	0.006
				P_a	-11.887	-3.831	0.000
IV (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
Club 1	**Variance ratio**	-1.7954	0.0363	G_t	-1.853	-0.899	0.184
				G_a	-3.789	0.744	0.772
				P_t	-3.199	-0.997	0.159
				P_a	-2.636	-0.056	0.478

IV (1)		Statistic	p-value	Statistic	Value	Z-value	P-value
Club 2	Variance ratio	-1.3277	0.0921	G_t	-1.880	-1.714	0.043
				G_a	-8.859	-2.002	0.023
				P_t	-6.468	-2.325	0.010
				P_a	-6.827	-3.184	0.001
IV (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
Club 2	Variance ratio	-2.1097	0.0174	G_t	-1.828	-1.537	0.062
				G_a	-4.073	1.154	0.876
				P_t	-6.208	-2.130	0.017
				P_a	-3.856	-0.998	0.159
Va (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-0.5747	0.2827	G_t	-2.063	-2.679	0.004
				G_a	-10.653	-3.641	0.000
				P_t	-7.893	-3.032	0.001
				P_a	-7.777	-4.440	0.000
Va (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-3.4334	0.0003	G_t	-0.696	2.696	0.997
				G_a	-2,863	2.232	0.987
				P_t	-2.610	0.943	0.827
				P_a	-2.478	0.017	0.507
Vb (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
Club 1	Variance ratio	-2.5987	0.0047	G_t	-1.832	-1.664	0.048
				G_a	-8.108	-1.618	0.053
				P_t	-6.747	-2.347	0.009
				P_a	-6.715	-3.332	0.000
Vb (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
Club 1	Variance ratio	-3.0583	0.0011	G_t	-2.406	-3.787	0.000
				G_a	-10.780	-3.510	0.000
				P_t	-8.072	-3.343	0.000
				P_a	-7.752	-4.151	0.000
Vc (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
		-1.2313	0.1091	G_t	-1.698	-1.245	0.107

	Variance ratio			G_a	-6.878	-0.795	0.213
				P_t	-6.692	-2.129	0.017
				P_a	-5.943	-2.897	0.002
Vc (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-3.0172	0.0013	G_t	-3.371	-7.829	0.000
				G_a	-17.323	-8.670	0.000
				P_t	-13.177	-7.009	0.000
				P_a	-15.716	-11.119	0.000
VI (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	2.4569	0.0070	G_t	-1.445	-0.249	0.402
				G_a	-5.485	0.255	0.601
				P_t	-4.655	-0.596	0.276
				P_a	-2.491	0.006	0.503
VI (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-1.4244	0.0772	G_t	-2.040	-2.591	0.005
				G_a	-5.247	0.435	0.668
				P_t	-7.759	-2.931	0.002
				P_a	-5.244	-2.309	0.011

Full sample (1955-2018)

Sector	**KAO (1999)**		**PEDRONI (1999,2004)**		
I (1)	**Statistic**	**p-value**			
Modified D-F t	-0.7182	0.2363		**Statistic**	**p-value**
Dickey-Fuller t	-0.2744	0.3919	**Modified P-P t**	0.2933	0.3847
Augmented D-F t	-1.1869	0.1176	**Phillips-Perron t**	-0.6667	0.2525
Unadjusted mod D-F t	-0.0793	0.4684	**Augmented D-F t**	0.4222	0.3364
Unadjusted D-F t	0.1478	0.4413			
I (2)	**Statistic**	**p-value**			
Modified D-F t	-2.8316	0.0023		**Statistic**	**p-value**
Dickey-Fuller t	-1.8395	0.0329	**Modified P-P t**	0.2954	0.3838

	Augmented D-F t	-2.8956	0.0019	**Phillips-Perron t**	-1.3424	0.0897
	Unadjusted mod D-F t	-1.7932	0.0365	**Augmented D-F t**	0.7919	0.2142
	Unadjusted D-F t	-1.3727	0.0849			
II (1)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-0.8006	0.2117		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-0.4013	0.3441	**Modified P-P t**	2.2947	0.0109
	Augmented D-F t	-1.9055	0.0284	**Phillips-Perron t**	1.6487	0.0496
	Unadjusted mod D-F t	-0.3294	0.3709	**Augmented D-F t**	1.9806	0.0238
	Unadjusted D-F t	-0.0993	0.4604			
II (2)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-2.5224	0.0058		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-1.5998	0.0548	**Modified P-P t**	2.2889	0.0110
	Augmented D-F t	-4.2468	0.0000	**Phillips-Perron t**	1.4217	0.0776
	Unadjusted mod D-F t	-1.2212	0.1110	**Augmented D-F t**	1.7282	0.0420
	Unadjusted D-F t	-0.9781	0.1640			
III (1)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-4.8383	0.0000		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-2.8643	0.0021	**Modified P-P t**	1.7417	0.0408
	Augmented D-F t	-3.9270	0.0000	**Phillips-Perron t**	0.9218	0.1783
	Unadjusted mod D-F t	-4.3141	0.0000	**Augmented D-F t**	2.3226	0.0101
	Unadjusted D-F t	-2.6871	0.0036			
III (2)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-7.1723	0.0000		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-4.0702	0.0000	**Modified P-P t**	3.0318	0.0012
	Augmented D-F t	-5.6018	0.0000	**Phillips-Perron t**	2.3999	0.0082
	Unadjusted mod D-F t	-5.3087	0.0000	**Augmented D-F t**	2.2668	0.0117
	Unadjusted D-F t	-3.6108	0.0002			
IV (1)		**Statistic**	**p-value**			
Club 1	**Modified D-F t**	-3.6522	0.0001		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-2.4517	0.0071	**Modified P-P t**	0.5400	0.2946
	Augmented D-F t	-2.7685	0.0028	**Phillips-Perron t**	-0.9724	0.1654

	Unadjusted mod D-F t	-4.2505	0.0000	**Augmented D-F t**	-0.8689	0.1924
	Unadjusted D-F t	-2.5990	0.0047			
IV (2)		**Statistic**	**p-value**			
Club 1	**Modified D-F t**	-2.7954	0.0026		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-1.4507	0.0734	**Modified P-P t**	-0.1111	0.4558
	Augmented D-F t	-2.9976	0.0014	**Phillips-Perron t**	-0.5603	0.2877
	Unadjusted mod D-F t	-2.0547	0.0200	**Augmented D-F t**	-0.0622	0.4752
	Unadjusted D-F t	-1.2242	0.1104			
IV (1)		**Statistic**	**p-value**			
Club 2	**Modified D-F t**	-2.8427	0.0022		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-1.9271	0.0270	**Modified P-P t**	0.5571	0.2887
	Augmented D-F t	-1.4560	0.0727	**Phillips-Perron t**	-0.2281	0.4098
	Unadjusted mod D-F t	-3.1101	0.0009	**Augmented D-F t**	-0.2611	0.3970
	Unadjusted D-F t	-2.0372	0.0208			
IV (2)		**Statistic**	**p-value**			
Club 2	**Modified D-F t**	-7.0833	0.0000		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-3.7613	0.0001	**Modified P-P t**	-0.3390	0.3673
	Augmented D-F t	-3.2785	0.0005	**Phillips-Perron t**	-1.4578	0.0724
	Unadjusted mod D-F t	-6.3119	0.0000	**Augmented D-F t**	-1.2367	0.1081
	Unadjusted D-F t	-3.5811	0.0002			
Va (1)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-4.5206	0.0000		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-2.4729	0.0067	**Modified P-P t**	-1.5978	0.0550
	Augmented D-F t	-2.5820	0.0049	**Phillips-Perron t**	-3.1194	0.0009
	Unadjusted mod D-F t	-4.7129	0.0000	**Augmented D-F t**	-3.0609	0.0011
	Unadjusted D-F t	-2.5413	0.0055			
Va (2)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-13.7654	0.0000		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-7.1360	0.0000	**Modified P-P t**	-2.2169	0.0133
	Augmented D-F t	-6.9120	0.0000	**Phillips-Perron t**	-3.6932	0.0001

	Unadjusted mod D-F t	-14.9278	0.0000	**Augmented D-F t**	-3.8188	0.0001
	Unadjusted D-F t	-7.3094	0.0000			
Vb (1)		**Statistic**	**p-value**			
Club 1	**Modified D-F t**	-2.8281	0.0023		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-1.8488	0.0322	**Modified P-P t**	-0.6968	0.2430
	Augmented D-F t	-2.5152	0.0059	**Phillips-Perron t**	-1.6731	0.0472
	Unadjusted mod D-F t	-2.7448	0.0030	**Augmented D-F t**	-1.0007	0.1585
	Unadjusted D-F t	-1.8130	0.0349			
Vb (2)		**Statistic**	**p-value**			
Club 1	**Modified D-F t**	-10.0761	0.0000		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-5.3568	0.0000	**Modified P-P t**	-1.2956	0.0976
	Augmented D-F t	-4.0669	0.0000	**Phillips-Perron t**	-2.6749	0.0037
	Unadjusted mod D-F t	-9.9917	0.0000	**Augmented D-F t**	-2.9636	0.0015
	Unadjusted D-F t	-5.3413	0.0000			
Vc (1)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-1.9069	0.0283		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-1.0042	0.1576	**Modified P-P t**	0.5340	0.2967
	Augmented D-F t	-2.5900	0.0048	**Phillips-Perron t**	-0.8549	0.1963
	Unadjusted mod D-F t	-0.3845	0.3503	**Augmented D-F t**	0.3617	0.3588
	Unadjusted D-F t	-0.1694	0.4327			
Vc (2)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-7.3211	0.0000		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-3.4149	0.0003	**Modified P-P t**	1.5882	0.0561
	Augmented D-F t	-7.5656	0.0000	**Phillips-Perron t**	0.7441	0.2284
	Unadjusted mod D-F t	-3.6831	0.0001	**Augmented D-F t**	2.0491	0.0202
	Unadjusted D-F t	-2.5349	0.0056			
VI (1)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	0.2229	0.4118		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-0.5437	0.2933	**Modified P-P t**	3.2800	0.0005
	Augmented D-F t	-1.6123	0.0534	**Phillips-Perron t**	2.4714	0.0067

	Unadjusted mod D-F t	1.0298	0.1515	**Augmented D-F t**	2.1273	0.0167
	Unadjusted D-F t	0.0814	0.4676			
VI (2)		**Statistic**	**p-value**			
	Modified D-F t	-6.3017	0.0000		**Statistic**	**p-value**
	Dickey-Fuller t	-3.5715	0.0002	**Modified P-P t**	1.9073	0.0282
	Augmented D-F t	-7.5421	0.0000	**Phillips-Perron t**	0.7018	0.2414
	Unadjusted mod D-F t	-4.7709	0.0000	**Augmented D-F t**	0.9640	0.1675
	Unadjusted D-F t	-3.1452	0.0008			

Sector	**WESTERLUND (2005)**			**WESTERLUND (2007)**			
		VR			**ECM**		
I (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-2.2770	0.0114	G_t	-1.905	-2.061	0.020
				G_a	-6.124	-0.226	0.411
				P_t	-5.737	-1.410	0.079
				P_a	-3.664	-0.980	0.163
I (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-2.8807	0.0020	G_t	-2.367	-3.878	0.000
				G_a	-8.560	-2.063	0.020
				P_t	-7.544	-2.770	0.003
				P_a	-5.387	-2.430	0.008
II (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	0.1293	0.4486	G_t	-1.549	-0.658	0.255
				G_a	-5.125	0.527	0.701
				P_t	-5.506	-1.236	0.108
				P_a	-3.544	-0.879	0.190
II (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-2.2329	0.0128	G_t	-1.903	-2.053	0.020
				G_a	-5.686	0.104	0.541
				P_t	-6.993	-2.355	0.009
				P_a	-4.835	-1.965	0.025

III (1)		Statistic	p-value	Statistic	Value	Z-value	P-value
	Variance ratio	-1.4037	0.0802	G_t	-2.036	-2.576	0.005
				G_a	-8.316	-1.879	0.030
				P_t	-7.944	-3.071	0.001
				P_a	-7.263	-4.008	0.000
III (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-2.0924	0.0182	G_t	-1.106	1.084	0.861
				G_a	-5.161	0.500	0.691
				P_t	-4.409	-0.411	0.341
				P_a	-4.927	-2.043	0.021
IV (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
Club 1	**Variance ratio**	-1.4910	0.0680	G_t	-2.483	-2.102	0.018
				G_a	-13.193	-2.695	0.004
				P_t	-4.770	-2.180	0.015
				P_a	-11.762	-3.780	0.000
IV (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
Club 1	**Variance ratio**	-1.4797	0.0695	G_t	-2.480	-2.096	0.018
				G_a	-4.886	-0.343	0.634
				P_t	-4.652	-2.091	0.018
				P_a	-4.160	-0.678	0.249
IV (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
Club 2	**Variance ratio**	-0.8268	0.2042	G_t	-2.152	-2.651	0.004
				G_a	-9.318	-2.304	0.011
				P_t	-7.215	-2.887	0.002
				P_a	-7.243	-3.490	0.000
IV (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
Club 2	**Variance ratio**	-2.3692	0.0089	G_t	-2.238	-2.947	0.002
				G_a	-4.538	0.848	0.802
				P_t	-7.423	-3.044	0.001
				P_a	-4.222	-1.268	0.102
Va (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	0.0175	0.4930	G_t	-2.216	-3.282	0.001
				G_a	-12.003	-4.659	0.000

				P_t	-8.238	-3.292	0.001
				P_a	-8.356	-4.927	0.000
Va (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-3.4634	0.0003	G_t	-1.826	-1.749	0.040
				G_a	-7.917	-1.578	0.057
				P_t	-7.213	-2.521	0.006
				P_a	-7.202	-3.957	0.000
Vb (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
Club 1	**Variance ratio**	-2.4837	0.0065	G_t	-1.931	-2.031	0.021
				G_a	-8.776	-2.091	0.018
				P_t	-6.734	-2.336	0.010
				P_a	-6.954	-3.521	0.000
Vb (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
Club 1	**Variance ratio**	-2.7492	0.0030	G_t	-2.723	-4.956	0.000
				G_a	-12.209	-4.522	0.000
				P_t	-9.491	-4.411	0.000
				P_a	-9.631	-5.636	0.000
Vc (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-1.7069	0.0439	G_t	-1.491	-0.431	0.333
				G_a	-5.535	0.218	0.586
				P_t	-5.533	-1.257	0.104
				P_a	-4.220	-1.448	0.074
Vc (2)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	-2.8700	0.0021	G_t	-3.562	-8.579	0.000
				G_a	-19.178	-10.069	0.000
				P_t	-14.238	-7.807	0.000
				P_a	-17.757	-12.836	0.000
VI (1)		**Statistic**	**p-value**	**Statistic**	**Value**	**Z-value**	**P-value**
	Variance ratio	1.0350	0.1503	G_t	-1.708	-1.285	0.099
				G_a	-4.744	0.815	0.792
				P_t	-5.625	-1.326	0.092
				P_a	-2.862	-0.305	0.380

VI (2)		Statistic	p-value	Statistic	Value	Z-value	P-value
	Variance ratio	-1.7900	0.0367	G_t	-1.956	-2.262	0.012
				G_a	-5.244	0.437	0.669
				P_t	-7.576	-2.794	0.003
				P_a	-5.248	-2.313	0.010

APENDICE IV

ESTIMATIONS OF EMPIRICAL MODELS WITH ERROR CORRECTION MECHANISM

Restricted sample (1955-2007)

Mean-group error correction models with variable cross-sectional averages

Following Chudik & Pesaran (2015); Gegenbach, Urbain & Westerlund (2015); Eberhard & Presbitero (2015)

Group-specific linear trend included

No cross-sectional averages included

Dependent variable: w_{it}

SECTOR I

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.1954811	0.0302451	-6.46	0.000	-0.2547605	-0.1362017
Π_{it}	0.0743065	0.0520666	1.43	0.154	-0.0277421	0.1763551
w_{it}^{a} (2)	0.0451338	0.0340888	1.32	0.185	-0.0216789	0.1119466
δ_1	0.3986821	0.0545565	7.31	0.000	0.2917532	0.5056109
δ_2	0.9594291	0.0843187	11.38	0.000	0.7941675	1.124691
constant	0.4917161	0.5130476	0.96	0.338	-0.5138387	1.497271

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.195	-2.247	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.3801211	0.2269042	1.68	0.094	-0.0646029	0.8248451
β_2	0.2308859	0.1668847	1.38	0.167	-0.0962022	0.557974

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	58.323	0.000
Π_{it}	77.149	0.000
w_{it}^{a} (2)	77.519	0.000
e	30.127	0.013

Root mean square error: 0.0651.

SECTOR II

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.1603663	0.0153485	-10.45	0.000	-0.1904488	-0.1302838
Π_{it}	0.0638344	0.0143639	4.44	0.000	0.0356816	0.0919872
w_{it}^{a}(1)	0.1504984	0.0363088	4.14	0.000	0.0793344	0.2216624
δ_1	0.5494919	0.0361772	15.19	0.000	0.4785858	0.620398
δ_2	1.250073	0.0689451	18.13	0.000	1.114943	1.385203
constant	-0.5561691	0.2236057	-2.49	0.013	-0.9944283	-0.1179099

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.160	-1.954	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.3980536	0.0820685	4.85	0.000	0.2372023	0.5589048
β_2	0.9384663	0.164758	5.70	0.000	0.6155466	1.261386

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	76.299	0.000

Π_{it}	58.459	0.000
w_{it}^{a} (2)	73.294	0.000
e	40.027	0.000

Root mean square error: 0.0477.

SECTOR III

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > |z|	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.2285672	0.0353107	-6.47	0.000	-0.2977749	-0.1593595
Π_{it}	0.0678082	0.0237664	2.85	0.004	0.021227	0.1143895
w_{it}^{a} (1)	0.1705369	0.0292129	5.84	0.000	0.1132807	0.2277931
δ_1	0.1414869	0.0192001	7.37	0.000	0.1038553	0.1791184
δ_2	0.9384197	0.0289512	32.41	0.000	0.8816764	0.9951631
constant	-0.1058881	0.0927782	-1.14	0.254	-0.28773	0.0759539

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.229	-2.436	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > |z|	[95 % confidence interval]	
β_1	0.2966666	0.0838169	3.54	0.000	0.1323885	0.4609446
β_2	0.7461127	0.0710549	10.50	0.000	0.6068477	0.8853777

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	81.674	0.000
Π_{it}	80.835	0.000
w_{it}^{a} (1)	84.886	0.000
e	1.340	0.180

Root mean square error: 0.0163.

SECTOR IV

Club 1

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.3065124	0.0702475	-4.36	0.000	-0.4441951	-0.1688298
Π_{it}	-0.0162463	0.0629431	0.26	0.796	-0.10712	0.1396125
w_{it}^{a} (1)	0.2791092	0.0849452	3.29	0.001	0.1126196	0.4455988
δ_1	0.235302	0.028734	8.19	0.000	0.1789844	0.2916197
δ_2	0.8291346	0.0702008	11.81	0.000	0.6915436	0.9667256
constant	0.0968251	0.2633725	0.37	0.713	-0.4193755	0.6130257

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.307	-2.588	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.0530036	0.2043423	0.26	0.795	-0.3475	0.4535072
β_2	0.9105966	0.1432503	6.36	0.000	0.6298313	1.191362

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	16.984	0.000
Π_{it}	17.178	0.000
w_{it}^{a} (1)	17.749	0.000
e	-2.598	0.009

Root mean square error: 0.0238.

SECTOR IV

Club 2

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.200929	0.0318074	-6.32	0.000	-0.2632704	-0.1385875
Π_{it}	0.0808356	0.0233535	3.46	0.001	0.0350636	0.1266075
w_{it}^{a} (1)	0.1154672	0.0295098	3.91	0.000	0.057629	0.1733054
δ_1	0.1889851	0.0326574	5.79	0.000	0.1249777	0.2529924
δ_2	0.8630225	0.032986	26.16	0.000	0.7983711	0.927674
constant	0.0425277	0.0837823	0.51	0.612	-0.1216826	0.206738

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.201	-2.062	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.4023092	0.095374	4.22	0.000	0.2153795	0.5892388
β_2	0.5746669	0.1039402	5.53	0.000	0.3709479	0.7783858

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	54.264	0.000
Π_{it}	60.794	0.000
w_{it}^{a} (1)	64.210	0.000
e	-1.498	0.134

Root mean square error: 0.0245.

SECTOR IV

Club 2

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.2312387	0.022255	-10.39	0.000	-0.2748578	-0.1876196
Π_{it}	0.1095439	0.0359182	3.05	0.002	0.0391455	0.1799422
w_{it}^{a}(2)	0.126098	0.0575358	2.19	0.028	0.0133299	0.2388661
δ_1	0.5622218	0.045579	12.34	0.000	0.4728885	0.651555
δ_2	0.9131265	0.0649691	14.05	0.000	0.7857894	1.040464
constant	0.0301716	0.1499119	0.20	0.840	-0.2636502	0.3239935

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.231	-2.446	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.4737264	0.1628835	2.91	0.004	0.1544805	0.7929722
β_2	0.5453154	0.2266982	2.41	0.016	0.1009951	0.9896357

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	54.264	0.000
Π_{it}	60.794	0.000
w_{it}^{a} (2)	57.763	0.000
e	30.767	0.000

Root mean square error: 0.0346.

SECTOR Va

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.2915844	0.0430422	-6.77	0.000	-0.3759455	-0.2072233
Π_{it}	0.0093007	0.0178097	0.52	0.602	-0.0256057	0.0442071
w_{it}^a (1)	0.284186	0.0486997	5.84	0.000	0.1887364	0.3796355
δ_1	0.1039678	0.0248229	4.19	0.000	0.0553158	0.1526199
δ_2	0.8900755	0.027966	31.83	0.000	0.8352631	0.9448879
constant	-0.0247936	0.1298974	-0.19	0.849	-0.2793878	0.2298005

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.292	-2.676	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.0318972	0.0609877	0.52	0.601	-0.0876365	0.1514309
β_2	0.9746267	0.0922822	10.56	0.000	0.793757	1.155497

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	68.170	0.000
Π_{it}	73.257	0.000
w_{it}^a (1)	84.811	0.000
e	0.217	0.828

Root mean square error: 0.0232.

SECTOR Vb

Club 1

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.3018627	0.0568859	-5.31	0.000	-0.413357	-0.1903684
Π_{it}	0.0158546	0.0178213	0.89	0.374	-0.0190745	0.0507838
w_{it}^a (1)	0.2784498	0.0570616	4.88	0.000	0.1666111	0.3902885
δ_1	0.0679172	0.0223646	3.04	0.002	0.0240834	0.1117509
δ_2	0.9429763	0.028331	33.28	0.000	0.8874485	0.998504
constant	0.0716766	0.0739709	0.97	0.333	-0.0733038	0.216657

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.302	-2.797	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.0525227	0.0600238	0.88	0.382	-0.0651218	0.1701673
β_2	0.9224387	0.0698568	13.20	0.000	0.7855219	1.059356

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	67.745	0.000
Π_{it}	65.976	0.000
w_{it}^a (1)	74.566	0.000
e	-3.374	0.001

Root mean square error: 0.0156.

SECTOR Vb

Club 1

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.2631213	0.0218934	-12.02	0.000	-0.3060315	-0.2202111
Π_{it}	0.208716	0.0274481	7.60	0.000	0.1549187	0.2625134
w_{it}^{a} (2)	0.073061	0.0163189	4.48	0.000	0.0410765	0.1050455
δ_1	0.3301521	0.0259171	12.74	0.000	0.2793556	0.3809487
δ_2	0.6332653	0.030221	20.95	0.000	0.5740332	0.6924973
constant	-0.2070704	0.0752004	-2.75	0.006	-0.3544605	-0.0596803

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.263	-2.840	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.7932312	0.0612014	12.96	0.000	0.6732787	0.9131837
β_2	0.2776704	0.0684736	4.06	0.000	0.1434645	0.4118762

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	67.745	0.000
Π_{it}	65.976	0.000
w_{it}^{a} (2)	62.380	0.000
e	37.282	0.000

Root mean square error: 0.0220.

SECTOR Vc

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.1505282	0.0105807	-14.23	0.000	-0.171266	-0.1297905
Π_{it}	0.1862925	0.0192187	9.69	0.000	0.1486244	0.2239605
w_{it}^a (2)	-0.0368691	0.011436	-3.22	0.001	-0.0592833	-0.014455
δ_1	0.5322634	0.0345807	15.39	0.000	0.4644865	0.6000403
δ_2	0.368747	0.0284029	12.98	0.000	0.3130784	0.4244157
constant	-0.197174	0.1370641	-1.44	0.150	-0.4658147	0.0714666

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.151	-2.051	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	1.237592	0.1154872	10.72	0.000	1.011241	1.463942
β_2	-0.2449316	0.086349	-2.84	0.005	-0.4141724	-0.0756907

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	57.874	0.000
Π_{it}	60.308	0.000
w_{it}^a (2)	74.338	0.000
e	64.991	0.000

Root mean square error: 0.0315.

SECTOR VI

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.0723805	0.0115296	-6.28	0.000	-0.0949781	-0.049783
Π_{it}	-0.0091461	0.0197563	-0.46	0.643	-0.0478676	0.0295755
w_{it}^{a} (2)	-0.0408821	0.0053807	-7.60	0.000	-0.051428	-0.0303361
δ_1	0.3956543	0.030751	12.87	0.000	0.3353834	0.4559253
δ_2	0.4520323	0.0323546	13.97	0.000	0.3886184	0.5154462
constant	1.177162	0.1368887	8.60	0.000	0.908865	1.445459

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.072	-0.909	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	-0.1263609	0.2906752	-0.43	0.664	-0.6960738	0.4433519
β_2	-0.5648211	0.1390537	-4.06	0.000	-0.8373613	-0.292281

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	37.731	0.000
Π_{it}	45.502	0.000
w_{it}^{a} (2)	72.955	0.000
e	67.426	0.000

Root mean square error: 0.0238.

Full sample (1955-2018)

Mean-group error correction models with variable cross-sectional averages

Following Chudik & Pesaran (2015); Gegenbach, Urbain & Westerlund (2015); Eberhard & Presbitero (2015)

Group-specific linear trend included

No cross-sectional averages included

Dependent variable: w_{it}

SECTOR I

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > |z|	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.2076135	0.0290763	-7.14	0.000	-0.264602	-0.150625
Π_{it}	0.1389102	0.0459669	3.02	0.003	0.0488168	0.2290036
w_{it}^{α} (2)	0.0781352	0.0358369	2.18	0.029	0.007896	0.1483743
δ_1	0.4121625	0.0512684	8.04	0.000	0.3116784	0.5126467
δ_2	0.996624	0.0691498	14.41	0.000	0.8610929	1.132155
constant	0.201336	0.4178194	-0.48	0.630	-1.020247	0.6175749

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.208	-2.610	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > |z|	[95 % confidence interval]	
β_1	0.6690808	0.152441	4.39	0.000	0.370302	0.9678596
β_2	0.3763491	0.1649615	2.28	0.023	0.0530304	0.6996678

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	66.503	0.000
Π_{it}	86.441	0.000

w_{it}^{a} (2)	85.420	0.000
e	29.146	0.000

Root mean square error: 0.0709.

SECTOR II

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.1689397	0.0182137	-9.28	0.000	-0.2046379	-0.1332415
Π_{it}	0.07004	0.0153688	4.56	0.000	0.0399177	0.1001623
w_{it}^{a} (2)	0.1801556	0.0353051	5.10	0.000	0.1109589	0.2493522
δ_1	0.5481661	0.0320083	17.13	0.000	0.4854309	0.6109013
δ_2	1.039658	0.0712237	14.60	0.000	0.9000622	1.179254
constant	-0.7937419	0.2025194	-3.92	0.000	-1.190673	-0.3968112

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.169	-2.286	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.4145857	0.0792717	5.23	0.000	0.2592161	0.5699554
β_2	1.06639	0.1427624	7.47	0.000	0.7865804	1.346199

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	83.986	0.000
Π_{it}	65.774	0.000
w_{it}^{a} (2)	81.745	0.000
e	47.317	0.000

Root mean square error: 0.0496.

SECTOR III

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.165334	0.0206186	-8.02	0.000	-0.2057457	-0.1249222
Π_{it}	0.0593383	0.0206031	2.88	0.004	0.018957	0.0997196
w_{it}^{a} (1)	0.1113486	0.0151153	7.37	0.000	0.0817232	0.140974
δ_1	0.1726021	0.022495	7.67	0.000	0.1285127	0.2166915
δ_2	0.9001221	0.0276225	32.59	0.000	0.8459831	0.9542611
constant	-0.07394	0.0469816	-1.57	0.116	-0.1660222	0.0181422

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.165	-2.191	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.3588995	0.1002369	3.58	0.000	0.1624387	0.5553603
β_2	0.6734768	0.0775486	8.68	0.000	0.5214844	0.8254692

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	89.988	0.000
Π_{it}	89.054	0.000
w_{it}^{a} (1)	93.281	0.000
e	1.918	0.055

Root mean square error: 0.0186.

SECTOR IV

Club 1

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.2895415	0.0315039	-9.19	0.000	-0.3512881	-0.2277949
Π_{it}	0.0176815	0.049418	0.36	0.720	-0.079176	0.114539
w_{it}^{a} (1)	0.2610745	0.0499035	5.23	0.000	0.1632654	0.3588836
δ_1	0.2333972	0.0306573	7.61	0.000	0.17331	0.2934844
δ_2	0.7700795	0.0524819	14.67	0.000	0.6672169	0.8729421
constant	0.0993422	0.2632851	0.38	0.706	-0.416687	0.6153715

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.290	-2.955	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.0610673	0.1726508	0.35	0.724	-0.277322	0.3994566
β_2	0.9016826	0.1435488	6.28	0.000	0.6203321	1.183033

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	18.618	0.000
Π_{it}	18.672	0.000
w_{it}^{a} (1)	19.497	0.000
e	-2.592	0.010

Root mean square error: 0.0250.

SECTOR IV

Club 2

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.2095209	0.0282752	-7.41	0.000	-0.2649393	-0.1541025
Π_{it}	0.0677256	0.0227413	2.98	0.003	0.0231534	0.1122979
w_{it}^{a} (1)	0.1385152	0.028678	4.83	0.000	0.0823072	0.1947231
δ_1	0.1966602	0.0314848	6.25	0.000	0.1349511	0.2583693
δ_2	0.8360384	0.0331333	25.23	0.000	0.7710983	0.9009785
constant	0.0381183	0.0811245	0.47	0.638	-0.1208827	0.1971193

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.210	-2.513	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.3232405	0.0952784	3.39	0.001	0.1364982	0.5099827
β_2	0.6611044	0.0997383	6.63	0.000	0.465621	0.8565878

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	59.206	0.000
Π_{it}	66.921	0.000
w_{it}^{a} (1)	60.026	0.000
e	-0.233	0.816

Root mean square error: 0.0257.

SECTOR IV

Club 2

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.1891309	0.0128853	-14.68	0.000	-0.2143855	-0.1638762
Π_{it}	0.1388366	0.0181416	7.65	0.000	0.1032796	0.1743935
w_{it}^{a} (2)	0.0178203	0.0173522	1.03	0.304	-0.0161895	0.05183
δ_1	0.5763713	0.0204143	28.23	0.000	0.53636	0.6163825
δ_2	0.8908023	0.0466452	19.10	0.000	0.7993794	0.9822253
constant	0.2768043	0.0811516	3.41	0.001	0.1177501	0.4358586

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.189	-2.356	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.7340767	0.0807357	9.09	0.000	0.5758377	0.8923158
β_2	0.0942219	0.0904324	1.04	0.297	-0.0830223	0.2714661

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	59.206	0.000
Π_{it}	66.921	0.000
w_{it}^{a} (2)	64.313	0.000
e	35.608	0.000

Root mean square error: 0.0351.

SECTOR Va

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.272443	0.035658	-7.64	0.000	-0.3423315	-0.2025545
Π_{it}	0.0114859	0.0118037	0.97	0.331	-0.011649	0.0346208
w_{it}^a (1)	0.2666787	0.0395376	6.74	0.000	0.1891864	0.3441709
δ_1	0.0962766	0.0212393	4.53	0.000	0.0546483	0.1379049
δ_2	0.9440079	0.0170011	55.53	0.000	0.9106864	0.9773293
constant	-0.067545	0.0923686	-0.73	0.465	-0.2485842	0.1134942

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.272	-2.897	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.0421589	0.0442765	0.95	0.341	-0.0446214	0.1289393
β_2	0.9788422	0.0600715	16.29	0.000	0.8611043	1.09658

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	79.754	0.000
Π_{it}	84.318	0.000
w_{it}^a (1)	93.231	0.000
e	-0.141	0.888

Root mean square error: 0.0239.

SECTOR Vb

Club 1

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.2537737	0.0399364	-6.35	0.000	-0.3320477	-0.1754998
Π_{it}	0.0186533	0.014967	1.25	0.213	-0.0106814	0.0479881
w_{it}^{a} (1)	0.2287088	0.037	6.18	0.000	0.1561902	0.3012273
δ_1	0.0801294	0.0229336	3.49	0.000	0.0351804	0.1250784
δ_2	0.9364368	0.0245523	38.14	0.000	0.8883151	0.9845585
constant	0.0567831	0.0647261	0.88	0.380	-0.0700776	0.1836439

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.254	-2.778	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.0735039	0.0580172	1.27	0.205	-0.0402079	0.1872156
β_2	0.9012311	0.0705086	12.78	0.000	0.7630369	1.039425

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	73.778	0.000
Π_{it}	72.073	0.000
w_{it}^{a} (1)	81.925	0.000
e	-3.732	0.000

Root mean square error: 0.0151.

SECTOR Vb

Club 1

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.242568	0.0215401	11.26	0.000	-0.2847446	-0.200309
Π_{it}	0.2101579	0.0237399	8.85	0.000	0.1636285	0.2566873
w_{it}^{a} (2)	0.0210755	0.0181907	1.16	0.247	-0.0145776	0.0567285
δ_1	0.4106094	0.0192849	21.29	0.000	0.3728116	0.4484072
δ_2	0.6238327	0.0253909	24.57	0.000	0.5740674	0.673598
constant	0.0355248	0.0624399	0.57	0.569	-0.0868551	0.1579046

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.243	-2.863	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.8665349	0.06495	13.34	0.000	0.7392353	0.9938344
β_2	0.0868995	0.0737024	1.18	0.238	-0.0575546	0.2313536

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	73.778	0.000
Π_{it}	72.073	0.000
w_{it}^{a} (2)	70.291	0.000
e	41.624	0.000

Root mean square error: 0.0217.

SECTOR Vc

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.1466298	0.0100552	-14.58	0.000	-0.1663377	-0.126922
Π_{it}	0.168926	0.0151419	11.16	0.000	0.1392484	0.1986036
w_{it}^{a} (2)	-0.0231004	0.0090197	-2.56	0.010	-0.0407787	-0.0054222
δ_1	0.4813106	0.0328541	14.65	0.000	0.4169178	0.5457034
δ_2	0.3275507	0.0283612	11.55	0.000	0.2719638	0.3831376
constant	-0.1691425	0.1186647	-1.43	0.154	-0.401721	0.0634361

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.147	-2.232	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	1.152057	0.1066373	10.80	0.000	0.9430522	1.361063
β_2	-0.1575425	0.0684022	-2.30	0.021	-0.2916084	-0.0234766

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	62.265	0.000
Π_{it}	65.943	0.000
w_{it}^{a} (2)	82.991	0.000
e	72.521	0.000

Root mean square error: 0.0310.

SECTOR VI

Mean-group error correction model:

Δw_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
φ_0	-0.1115198	0.0109612	-10.17	0.000	-0.1330034	-0.0900362
Π_{it}	-0.036889	0.0180443	2.04	0.041	0.0015229	0.0722552
w_{it}^{a} (2)	-0.021995	0.004237	-5.19	0.000	-0.0302994	-0.0136905
δ_1	0.4628963	0.0277348	16.69	0.000	0.408537	0.5172556
δ_2	0.3888121	0.0295355	13.16	0.000	0.3309236	0.4467006
constant	0.958047	0.1199155	7.99	0.000	0.7230168	1.193077

Panel EC-test:

d.y	coef.	T-bar	P-val*
y(t-1)	-0.112	-1.693	> 0.1

Long-run average coefficients:

w_{it}	Coefficient	Standard error	z	P > | z |	[95 % confidence interval]	
β_1	0.3307847	0.1341043	2.47	0.014	0.0679452	0.5936243
β_2	-0.1972292	0.0430804	-4.58	0.000	-0.2816652	-0.1127932

Pesaran (2015) CD-test:

Variable	CD	P-val
w_{it}	41.786	0.000
Π_{it}	60.214	0.000
w_{it}^{a} (2)	80.979	0.000
e	74.830	0.000

Root mean square error: 0.0228.

CONCLUSIONES GENERALES

i) El objeto del trabajo de investigación que se presenta en esta memoria doctoral se resume en el análisis de algunos de los principales problemas estructurales que afectan al funcionamiento de los mercados de trabajo en España, a partir del estudio del impacto de la *Gran Recesión*, la crisis económica que se desencadenó a nivel global a partir de 2008.

ii) Para abordar este objeto general, hemos articulado el trabajo de investigación en tres áreas o ámbitos temáticos, que responden a una triple perspectiva, siempre en el marco del modelo teórico que hemos asumido como punto de partida: el modelo de búsqueda y emparejamiento planteado por DIAMOND, MORTENSEN y PISSARIDES (DMP).

En el capítulo I nos centramos en la primera ecuación del modelo, la función de emparejamiento, cuya representación dinámica es la *curva de BEVERIDGE*. A través de la estimación de ambas, se trata de identificar y valorar el impacto de la *Gran Recesión* en el funcionamiento de los mercados de trabajo en España, atendiendo a la eficiencia en el proceso de emparejamiento entre vacantes y trabajadores, en función del ajuste entre oferta y demanda de empleo.

En el capítulo II analizamos la ecuación de formación de salarios del modelo DMP, valiéndonos de una formulación que incluye como variables explicativas la evolución de la productividad laboral, el peso de las cotizaciones y exacciones fiscales que gravan la contratación (cuña fiscal o salarial) y de los ingresos y rentas sustitutivos o alternativos al empleo (*replacement rate*), así como los flujos de población activa en los que se materializa la creación y destrucción de empleo, dentro y fuera del mercado de trabajo.

Por último, en el capítulo III volvemos a analizar la ecuación de salarios, esta vez centrando nuestra atención en la transmisión de las fluctuaciones de la productividad laboral al nivel de salarios en cada sector productivo, incorporando también la perspectiva territorial, en un modelo de datos de panel en el que las unidades de sección cruzada son las 17 comunidades autónomas.

iii) El período analizado comprende, en todo caso, el correspondiente al estallido y desarrollo de la *Gran Recesión*, que puede fijarse en la década que se extiende entre 2008 y 2018. Como límite superior, a fin de aislar el impacto de dicha crisis, se señala el desencadenamiento de la crisis sanitaria del COVID-19 en el primer trimestre de 2020. El límite inferior se establece en función de la disponibilidad de series históricas de las variables correspondientes a cada uno de los modelos estimados.

iv) En cuanto al origen de los datos, en los dos primeros capítulos se recurre sobre todo a la BDREMS (Base de Datos del Modelo REMS – *Rational Expectations Model for Simulations and Policy Evaluation of the Spanish Economy* -), elaborada por el equipo de economistas integrado por J. E. BOSCÁ, R. DOMÉNECH, J. FERRI y J. R. GARCÍA (2017) para la Secretaría de Estado de Presupuestos y Gastos del Ministerio de Hacienda y Función Pública, así como a las series trimestrales de la Encuesta de

Población Activa (EPA) y la Encuesta de Flujos de Población Activa (EFPA) publicadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE). En el tercer capítulo, tratándose de un análisis espacio-temporal de datos de panel, los datos se toman del módulo de *"Series largas de VAB y empleo regional por sectores, 1955-2018"* de la base de datos *RegData FEDEA-BBVA*, elaborado por A. DE LA FUENTE y P. RUIZ AGUIRRE (2020).

v) En cuanto a la metodología empleada, en los dos primeros capítulos, referidos a series temporales, optamos por el modelo de cointegración propuesto por JOHANSEN (1995), que permite estimar una relación de equilibrio a largo plazo y que incorpora un mecanismo de corrección del error que permite definir adicionalmente los términos del ajuste dinámico a corto plazo. En el capítulo III, en el que se analizan datos de panel, recurrimos al modelo de "efectos correlacionados comunes" propuesto por CHUDIK & PESARAN (2015), EBERHARD & PRESBITERO (2015) y GEGENBACH *et al*. (2015).

Las conclusiones obtenidas se presentan en forma de decálogo, y van referidas a cada uno de los tres capítulos de la tesis.

Capítulo I. <u>Modelos de equilibrio en el mercado de trabajo con fricciones derivadas del proceso de búsqueda y emparejamiento</u>

1. La *Gran Recesión* puso de manifiesto con especial crudeza los grandes desequilibrios estructurales que soportan los mercados de trabajo en España. Se constata una pérdida de eficiencia en el funcionamiento de los mercados laborales, como consecuencia de un fuerte *shock* de reasignación de factores productivos.

A lo largo del período analizado se observa un continuo incremento del nivel de desempleo de equilibrio, al que acompañó constantemente un considerable volumen de vacantes de difícil cobertura.

Los resultados obtenidos en la estimación de los modelos especificados en este capítulo permiten concluir que el dinamismo de los mercados laborales en España, tanto a corto como a largo plazo, ha corrido por cuenta principalmente del *stock* acumulado de desempleados. El mayor valor de los coeficientes estimados para el *stock* de desempleo en la función de emparejamiento vendría a explicar la mayor incidencia del factor de intensidad de búsqueda en la evolución del flujo de colocaciones.

El orillamiento (efecto *ranking*) de un considerable volumen de trabajadores desempleados en el proceso de contratación, manifestado en las enormes cifras de desempleo acumulado alcanzadas, puso de relieve la existencia de un significativo *mismatch* en los mercados laborales entre los requerimientos de cualificación profesional de las empresas y el perfil funcional de un buen número de demandantes de empleo, que se habrían visto afectados de forma directa e inmediata por el colapso del anterior modelo productivo, proceso que se vio precipitado con ocasión del desencadenamiento de la *Gran Recesión*.

Buena parte de las vacantes de difícil cobertura tienen que ver con la escasez de *"digital skills"* entre los demandantes de empleo. La transformación digital de la economía está dando lugar tanto a la desaparición de un número ingente de puestos de trabajo y perfiles profesionales, susceptibles de automatización, como a la emergencia

de nuevos empleos y tareas dentro de la estructura productiva de las empresas. La transformación del modelo productivo a través del proceso de digitalización de la economía constituye una auténtica oportunidad histórica para las políticas públicas orientadas a la reducción del desempleo estructural. En el marco de las políticas activas, tanto los servicios y programas de orientación laboral como los de formación profesional para el empleo se están viendo profundamente afectados por este proceso, que afecta intensamente a múltiples sectores y ramas de producción.

2. Las altas y persistentes tasas de paro constituyen una barrera estructural para el correcto funcionamiento de los mercados laborales en España, de modo que cuando el ciclo económico entra en recesión, el fenómeno de la destrucción masiva de empleo adquiere un ritmo imparable, y el efecto de contención que cabría esperar del mantenimiento de la oferta de vacantes se diluye en la inoperancia, por su escasa magnitud relativa.

Sólo en la fase expansiva del ciclo económico se cuenta con el impulso inducido necesario para poner en marcha el círculo virtuoso, a partir de la creación de nuevos puestos de trabajo y la simultánea reducción del paro de larga duración, que no es sino el componente estructural del *stock* de desempleo.

La reducción de estas elevadas tasas de desempleo estructural continúa siendo el principal reto al que se enfrenta la economía española. Se trata de paliar los graves desequilibrios y desajustes en el funcionamiento del mercado de trabajo, haciendo que la *curva de BEVERIDGE* se desplace en sentido inverso, es decir, acercándose al origen de coordenadas.

La reforma laboral de 2012 instrumentó una serie de medidas dirigidas a incrementar la flexibilidad en el funcionamiento de los mercados laborales en España. Sin embargo, las tasas de desempleo e incluso, ya en el ámbito del empleo, las tasas de temporalidad, han continuado presentando valores elevados en relación con las economías de nuestro entorno próximo, lo que requirió la puesta en marcha de reformas estructurales adicionales con posterioridad.

Capítulo II. La determinación de salarios de equilibrio a partir de los flujos de población activa.

3. En los peores momentos de la *Gran Recesión*, al tiempo que las tasas de desempleo alcanzaban valores máximos, los costes laborales mostraban una dinámica de crecimiento.

En el contexto de una crisis económica de gran intensidad y duración, con su corolario ineludible de colapso en la tasa de crecimiento y en el volumen de empleo, los salarios se mantuvieron, sin embargo, en una senda de crecimiento, moderada pero estable a medio y largo plazo, al menos hasta 2012.

Las explicaciones plausibles que cabe plantear en relación con este fenómeno paradójico no pueden ser simples ni desde luego unívocas. El análisis realizado apunta al papel decisivo desempeñado por el peso de las cotizaciones sociales sobre la contratación, las fluctuaciones de la productividad laboral o las variaciones en la cobertura de la *replacement rate* en términos de rentas sustitutivas del trabajo. La

perspectiva propia del modelo DMP permite además ampliar la comprensión del proceso de formación de salarios a través de la incorporación de los flujos de población activa y de cobertura de vacantes como variables explicativas.

Con carácter general, se han planteado dos tipos de explicaciones al fenómeno del crecimiento contracíclico de los salarios durante la *Gran Recesión*. En primer lugar, la rigidez de los salarios a la baja podría derivarse de factores institucionales como la estructura de la negociación colectiva en España. Este parece ser uno de los criterios básicos que subyace a las medidas de flexibilidad arbitradas por la reforma laboral de 2012.

Desde otro punto de vista, no necesariamente opuesto al anterior, el estallido de la crisis se habría traducido de forma inmediata en la destrucción de aquellas relaciones laborales de condición más precaria y, en concreto, de aquellas vinculadas a trabajos menos cualificados y peor retribuidos, de modo que, en virtud del conocido como "efecto composición", los costes laborales siguieron creciendo en virtud del simple juego de la media aritmética de los empleos subsistentes tras el ajuste.

El fenómeno de la invariabilidad de los salarios ante las fluctuaciones de la productividad y de la situación general de los mercados de trabajo se observa claramente durante los primeros años de la *Gran Recesión* en España, al menos hasta mediados de 2012. Por otra parte, la productividad laboral mantuvo una tendencia creciente hasta prácticamente el final del período analizado, pero la evidencia obtenida permite constatar que buena parte de esta dinámica no era sino el efecto de un intenso y prolongado proceso de destrucción de empleo ineficiente durante la crisis.

4. Las fluctuaciones en el nivel de salarios de equilibrio dependen del grado de tensión en los mercados laborales, que puede expresarse no sólo a través de la *ratio* vacantes-desempleo, sino también en función del peso de las cotizaciones sociales que gravan la contratación, de la evolución de la productividad laboral, de la relación existente en cada momento entre las rentas salariales y los beneficios o subsidios por desempleo, así como de la dinámica propia de los diferentes flujos de creación y destrucción de empleo.

Tanto la *Gran Recesión* como la reforma laboral de 2012 alteraron el peso relativo de los poderes de negociación de empleadores y trabajadores.

Los resultados obtenidos señalan que los trabajadores pueden trasladar a largo plazo aproximadamente la mitad de los incrementos de productividad laboral a aumentos salariales, pero en ese mismo horizonte temporal, el poder de negociación preponderante corresponde a los empleadores, atendiendo al valor obtenido para el parámetro de la cuña salarial, por lo que parece que esos trabajadores no serán otros que los afortunados *insiders* que logren conservar su empleo tras el impacto de la crisis.

En cuanto a los flujos de población activa, su incorporación a la ecuación de salarios responde a su mayor potencia analítica en relación con el grado de tensión o escasez existente en los mercados de trabajo, con respecto al indicador convencional, la *ratio* vacantes-desempleo. Los valores obtenidos para las semielasticidades de los costes laborales con respecto a los diferentes flujos de población activa señalan que la influencia determinante sobre el proceso de fijación de salarios corresponde a los flujos

de destrucción de empleo (ingreso al desempleo o salida de los mercados laborales) frente a los flujos de creación de empleo (cobertura de vacantes).

5. El buen funcionamiento de los mercados laborales, entendido en términos de eficiencia en el emparejamiento entre demandantes de empleo y vacantes ofertadas, exige que el proceso de formación de salarios se desarrolle de modo óptimo.

La eficiencia en el proceso de determinación de los salarios no debe entenderse en el sentido teórico de que permita un hipotético "vaciamiento" de los mercados de trabajo, sino en el más evidente de que se vayan removiendo progresivamente las barreras o rigideces que impiden que el nivel de retribuciones se adecúe en un lapso de tiempo razonable a las fluctuaciones de la productividad que experimenta todo el sistema económico, o parte de él: sectores y ramas de actividad, categorías profesionales, perfiles funcionales, regiones y territorios, etc...

Las decisiones de política de empleo que afectan directamente al proceso de formación de salarios influyen también en el funcionamiento de los mercados de trabajo, en la eficiencia en el emparejamiento y, por tanto, en el grado de eficacia de toda la economía en la creación de empleo, que es el objetivo final de dicha política.

La estimación de la ecuación de salarios y el análisis de los factores determinantes en el proceso de formación de los salarios han puesto de manifiesto la presencia de rigideces que dificultan o impiden la transmisión de variaciones en la productividad hacia el nivel de salarios de equilibrio en los mercados de trabajo.

Los resultados obtenidos en la estimación de la ecuación de salarios especificada ponen de manifiesto que el problema del desempleo en España, con independencia de su agravamiento o mejora coyuntural en función de la evolución del ciclo económico, sigue presentando rasgos de índole estructural. La tasa de contratación de indefinidos y de conversión de contratos temporales en indefinidos, expresada en términos de puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo, es baja.

En la reforma laboral de 2012 se avanzó en cuestiones como la flexibilidad salarial e interna, aspecto este de gran relevancia en coyunturas de crisis como la que tuvimos que afrontar a partir de 2008. Sin embargo, las reformas estructurales siguen constituyendo una asignatura pendiente para la economía española, en la medida en que su principal problema continúa siendo el de las elevadas y persistentes tasas de desempleo. Las reformas estructurales que se precisan deben apuntar, por tanto, a mejorar el marco regulador de la contratación en España, ofreciendo facilidades e instrumentando incentivos adecuados frente a alternativas de inversión en otros factores productivos por parte de las empresas.

Capítulo III. Salarios y productividad sectorial. ¿Hay evidencias de cambio en el modelo productivo?

6. Al extender el análisis del proceso de formación de los salarios al plano regional y sectorial hemos constatado la prevalencia de los factores externos o generales (condiciones de los mercados laborales), representados por la variable

de salario alternativo, sobre los internos o sectoriales (productividad laboral), antes y después de la *Gran Recesión*.

Los resultados obtenidos parecen situarse en línea con la tesis sostenida por buena parte de la literatura especializada, según la cual el modelo de salarios de eficiencia es el más adecuado para explicar el mecanismo de determinación de salarios en los mercados laborales españoles. Este modelo se caracteriza precisamente por el protagonismo de las condiciones generales del mercado de trabajo (salario medio y tasa de desempleo) en el proceso de formación de los salarios.

Aunque los factores internos permanezcan en un segundo plano, sin embargo, en función de las características del sector en términos de crecimiento de la productividad laboral con respecto a la media nacional, el impacto de la *Gran Recesión* ha impulsado en algunos casos un avance o un retroceso en la participación de estos factores en el proceso de formación de los salarios reales.

Así, en sectores dinámicos, en los que el crecimiento de la productividad es superior a la media nacional, como las industrias manufactureras, aunque siguen siendo las condiciones generales de los mercados laborales las que determinan principalmente los salarios de equilibrio, tras el impacto de la *Gran Recesión* se ha producido un notable reforzamiento del papel de la productividad laboral. Al mismo tiempo, se constata una reducción considerable en el valor de los parámetros de velocidad de ajuste o carga, lo que parece corroborar que los desequilibrios a corto plazo revisten menor entidad. Hay una menor incidencia del "efecto imitación" en la fijación de salarios, como consecuencia de esa mayor vinculación con la evolución de la productividad laboral del sector.

En cambio, en sectores tradicionalmente considerados retardatarios, donde el crecimiento de la productividad va por detrás del conjunto del país, como es el caso de la construcción, tras el impacto de la *Gran Recesión* se ha consolidado el predominio de los factores generales en el proceso de formación de los salarios. Es decir, a pesar de ese menor crecimiento relativo de la productividad laboral, se verifica la aplicación generalizada de criterios de pago relativo en la fijación de salarios, hay "efecto imitación" en su determinación. La velocidad de ajuste a corto plazo ha permanecido prácticamente inalterada, lo que parece indicar que la desconexión de los salarios con respecto a la evolución de la productividad podría estar dificultando la corrección de los desequilibrios existentes en los mercados laborales.

Estos resultados podrían contribuir a explicar por qué el impacto de una crisis financiera como fue la *Gran Recesión* ha sido tan intenso en España en relación con otros países de nuestro entorno próximo. En la medida en que el mecanismo de determinación de los salarios no se ajustaba a la evolución de la productividad laboral en cada sector, se verificaba un intenso "efecto imitación" con respecto a los parámetros salariales de otros sectores y regiones más dinámicos en términos de crecimiento de la productividad.

Si los salarios se fijan en un determinado sector de acuerdo con la evolución del mercado laboral nacional o regional y sin tener en cuenta la productividad y las circunstancias especiales de cada sector dentro de cada región, esto afectará a la capacidad de creación de empleo y a la competitividad. Más aún, si los salarios en un sector de una determinada región se fijan principalmente de acuerdo con el

comportamiento del mercado laboral en los sectores y/o regiones que presentan mejores resultados en términos de evolución de los salarios y tasas de desempleo, los salarios establecidos no se ajustarán a la características productivas del sector, lo que podría traducirse en diferenciales de desempleo crecientes.

Esta dinámica es la que está detrás de la génesis de fenómenos como el que se ha dado en llamar "burbuja inmobiliaria", desde la perspectiva específica de la inflación de costes salariales.

7. En la mayor parte de los sectores de actividad se observa una trayectoria salarial de convergencia entre todas las comunidades autónomas a lo largo de todo el período analizado.

Esto supone que los problemas estructurales derivados del mecanismo de formación de los salarios se observan, con matices e acentos diversos, en todos los sectores y territorios que hemos definido previamente. Los problemas de los mercados laborales en España, y en particular el problema del desempleo, tienen una dimensión, además de sectorial, principalmente regional, y no tanto nacional.

El fenómeno de la imitación salarial entre regiones o territorios reduce la flexibilidad para ajustar los salarios a la evolución de la productividad, contribuyendo, de este modo, a ampliar las diferencias existentes en las tasas de desempleo. Estas diferencias en la incidencia del desempleo derivadas de las ineficiencias del mecanismo de fijación de salarios se exacerban en las fases expansivas del ciclo y se atenúan en las recesivas.

Este fenómeno se hace especialmente evidente durante las fluctuaciones económicas, cuando las diferencias de productividad cobran un mayor protagonismo. La descentralización de la negociación salarial a nivel industrial-regional no asegura por sí sola un aumento en la flexibilidad de los salarios para adaptarse a las fluctuaciones de la productividad, y esto es algo que debe tenerse en cuenta en cualquier reforma de la estructura de la negociación colectiva de condiciones de trabajo en España.

La relación entre la evolución de la productividad laboral y el crecimiento de los salarios depende en buena medida de la composición sectorial del empleo en las diferentes regiones españolas. Hay comunidades autónomas, como Aragón, Navarra y País Vasco, donde las actividades industriales tienen un peso predominante en la ocupación, mientras que en otras, como Baleares, Canarias, Valencia y Murcia, el protagonismo corresponde a la construcción, los servicios y el turismo.

El dinamismo de estos factores contribuye a explicar por qué en la economía española la solución de equilibrio produce tasas de desempleo y salarios muy superiores a los que teóricamente permitirían el “vaciamiento” de los mercados de trabajo.

8. La evidencia obtenida supone, entre otras cosas, que el mecanismo subyacente al proceso de formación de los salarios está impidiendo de hecho que las ganancias de productividad se traduzcan en aumentos en los niveles de empleo.

La escasa vinculación de los salarios reales con la productividad sectorial conduce a que los sectores dinámicos se muestren incapaces de absorber el empleo destruido en los sectores retardatarios.

Las medidas de flexibilidad salarial y de profundización en el proceso de descentralización de la negociación colectiva hasta el nivel de empresa, por sí solas pueden facilitar el ajuste en situaciones de recesión, pero al mismo tiempo también pueden favorecer el recurso sistemático a la contratación temporal y, en general, la precariedad de las relaciones laborales. Es importante que las reformas laborales no pierdan de vista otros aspectos igualmente decisivos, como el sistema de contratos vigente, en orden a fomentar el empleo estable y de calidad, reduciendo la alta tasa de temporalidad (como se ha pretendido con la reforma laboral aprobada en 2021), o la fiscalidad que grava la contratación, impulsando una reducción de las cotizaciones sociales a cargo del empleador, con base en un aumento simultáneo de la imposición indirecta (opción descartada por el legislador español, a causa de los problemas de sostenibilidad del sistema de pensiones).

Para que la flexibilidad salarial pueda operar en una doble dirección, es decir, no sólo permitiendo el ajuste en las fases de recesión, sino también el crecimiento de los salarios durante las fases expansivas del ciclo, es condición *sine qua non* que la productividad laboral del sector gane protagonismo en la negociación salarial.

9. La ansiada transformación de nuestro modelo productivo no es, hoy por hoy, una realidad. En líneas generales, nuestros mercados laborales siguen aquejados de una estructura dual extrema, con altas tasas de desempleo y de temporalidad.

La reforma laboral de 2012 trató de establecer condiciones e incentivos para favorecer que el ajuste que nuestro sistema productivo debía asumir tras el impacto de un *shock* adverso pudiera canalizarse vía precios, es decir, a través de mecanismos de flexibilidad salarial asociados a la fase recesiva del ciclo, sin que debiera materializarse inexorablemente, como venía sucediendo hasta entonces, en procesos de destrucción acelerada y masiva de empleo.

Entre otras medidas, se apostó por una potenciación de la flexibilidad interna, siendo muy relevante la posibilidad de que la empresa, en determinadas circunstancias, siempre justificadas, pudiera modificar de forma unilateral condiciones sustanciales de la relación laboral, en particular los salarios. En este contexto, las medidas de flexibilidad salarial se instrumentaban a modo de mecanismos alternativos de “devaluación interna”, que permitirían ajustar el sistema productivo, constituido de modo mayoritario por pequeñas y medianas empresas en España, a los nuevos precios relativos de los factores de producción y, en general, a las fluctuaciones del ciclo económico, así como a los cambios tecnológicos que se suceden velozmente en el entorno productivo.

A finales de 2021, fue aprobada una nueva reforma laboral, destinada a combatir los graves problemas que siguen azotando a los mercados de trabajo en España, desempleo y precariedad. CONDE-RUIZ *et al*. (2023) han señalado que si bien la nueva reforma ha logrado reducir la tasa de temporalidad en casi un 50 %, acercándose a la media europea, este dato debe referirse a la contratación temporal *stricto sensu*. No puede afirmarse lo mismo respecto de la precariedad en general, en relación con el

empleo temporal “empírico”, integrado por aquellos trabajadores que sufren períodos de empleo cortos y cambios frecuentes entre empleos y desempleo. El tiempo nos dirá si el paquete de medidas que conforman esta nueva reforma laboral logra mejorar la posición de la curva de *BEVERIDGE* y de la curva de salarios de la economía española.

10. Los problemas que aquejan al funcionamiento de los mercados laborales en España son de carácter estructural, por lo que su solución pasa ineludiblemente por el adecuado diseño y la correcta implementación de reformas igualmente estructurales.

En España, el impacto de la *Gran Recesión* sobre el funcionamiento de los mercados de trabajo fue especialmente intenso en comparación con el registrado en el resto de Estados miembros de la Unión Europea. En línea con el análisis realizado en ámbitos más amplios, como el definido por las principales economías de la OCDE, ese mayor impacto relativo, más allá de los efectos propiamente cíclicos de un *shock* adverso, apuntaba a factores de carácter estructural.

En el caso de España, el peso excesivo del sector de la construcción dentro del PIB, junto con el desplome de la demanda agregada, no alcanzaban a explicar completamente el enorme impacto de la *Gran Recesión* en términos de destrucción de empleo, señalándose que el marco institucional de los mercados de trabajo (factor estructural) continuaba siendo ineficiente.

En general, podemos modelizar el desempleo con referencia a dos componentes básicos: un componente cíclico o coyuntural, que responde a fenómenos de racionamiento del empleo, y un componente estructural, que responde a las fricciones derivadas del proceso de búsqueda y emparejamiento. En la medida en que el componente cíclico no resulta suficiente para explicar el impacto de un *shock* exógeno, es lógico plantearse la incidencia de factores estructurales (endógenos) en la propagación y/o amplificación de los efectos de ese *shock*.

En relación con esta aproximación, P. MICHAILLAT y E. SAEZ (2021) han propuesto una nueva herramienta de diagnosis y medida de los desequilibrios en los mercados de trabajo: un estadístico que trata de aproximar la brecha de desempleo (*unemployment gap*), es decir, la diferencia entra la tasa de desempleo real y la teóricamente eficiente en una economía. Indudablemente, el *trade-off* entre desempleo y vacantes expresado en la *curva de BEVERIDGE* puede ayudar a definir la tasa de desempleo eficiente. Pero para esa definición deberían tenerse en cuenta otros dos elementos adicionales: los costes sociales del desempleo y los costes de contratación. En este contexto, la brecha de desempleo constituye un estadístico crucial para diseñar las políticas de mercado de trabajo y macroeconómicas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BOSCÁ, J. E., DOMÉNECH, R., FERRI, J. & GARCÍA, J. R. (2017a). "Una Serie Homogénea de Vacantes: la Curva de BEVERIDGE en España, 1980-2016. *BBVA Research*, Working Paper nº 17-12 (6th may 2017).

- CHUDIK, A. & PESARAN, M. J. (2015). "Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors". *Journal of Econometrics* 188, pp. 393-420.

- CONDE-RUIZ, J. I., GARCÍA, M., PUCH, L. A. & RUIZ, J. (2023). "Reforming Dual Labor Markets: «Empirical» or «Contractual» Temporary Rates?" *Estudios de Economía Española* 2023/26. FEDEA.

- DE LA FUENTE, A. & RUIZ AGUIRRE, P. (2020). "Series largas de VAB y empleo regional por sectores, 1955-2018. RegData_Sect FEDEA-BBVA (v5.0_1955-2018)". *Estudios sobre la Economía Española* 2020/08. FEDEA.

- EBERHARDT, M. & PRESBITERO, A. F. (2015). "Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity". *Journal of International Economics* 67, Issue 1, pp. 45-58.

- GENGENBACH, C., URBAIN, J - P. & WESTERLUND, J. (2015) "Error Correction Testing in Panels with Global Stochastic Trends". *Journal of Applied Econometrics* 31(6), pp. 982-1004.

- MICHAILLAT, P. & SAEZ, E. (2021). "Beveridgean unemployment gap". *Journal of Public Economics Plus* 2, 100009: https://doi.org/10.1016/j.pubecp.2021.100009