

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES



TESIS DOCTORAL

**Productividad laboral española: magnitud, evolución y
contraciclicidad**

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR

PRESENTADA POR

Francisco de Borja Jalón Aymerich

DIRECTOR

Simón Sosvilla Rivero

Madrid

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES



TESIS DOCTORAL

Productividad laboral española: magnitud, evolución y contraciclidad

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR

PRESENTADA POR

Francisco de Borja Jalón Aymerich

DIRECTOR

Simón Sosvilla Rivero

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES
Departamento de Análisis Económico y Economía Cuantitativa



TESIS DOCTORAL

Productividad laboral española: magnitud, evolución y contraciclidad

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR

PRESENTADA POR

Francisco de Borja Jalón Aymerich

DIRECTOR

Simón Sosvilla Rivero

Madrid, 2020

Dedicada a mis
hijos Javier y Lilia.

AGRADECIMIENTOS

Es un deber moral agradecer la ayuda prestada a muchas personas de las que resulta deudora la presente tesis doctoral.

A mi familia, por su apoyo y comprensión.

A mis apreciados compañeros de doctorado, algunos de ellos más brillantes que yo, que me han acompañado en este viaje y con quienes he compartido tantos momentos.

En general, a los profesores de mi facultad, no sólo de mi departamento, por su cariño y ayuda. Entre otros, es obligado citar:

Al profesor D. Carlos Sebastián de quien partió mi inquietud por el patrón contracíclico de la productividad laboral española, germen inicial de la presente tesis.

A los profesores don José Antonio Herce y a doña Lourdes Moreno, con los que he tenido el honor de poder contar.

A los profesores don Francisco Javier Velázquez, don David Martín-Barroso y don Juan A. Núñez-Serrano, por esos maravillosos cursos de Stata, un auténtico lujo de cursos, que han facilitado grandemente el trabajo empírico de la presente tesis.

A los miembros de la Comisión de Doctorado, los profesores don José Antonio Alonso, don Alfonso Utrilla, doña Clara Belén García, doña Elena Huergo y doña Nuria Puig, cuyas oportunas y útiles recomendaciones y comentarios han contribuido a mejorar la calidad de la presente tesis.

A los evaluadores externos de mi tesis, quienes también han contribuido con sus aportaciones, los profesores doña Amalia Morales Zumaquero y un evaluador anónimo que contribuyeron en gran medida con sus sugerencias.

A los evaluadores anónimos de mis publicaciones, así como a los intervinientes que criticaron mi trabajo en el XX Encuentro de Economía Aplicada.

Y, cómo no, a mi director, D. Simón Sosvilla Rivero, un miembro valiosísimo de la comunidad académica, quien tanto tiempo y esfuerzos ha dedicado a la difícil labor de guiarme. Gran parte de los aciertos de la presente tesis le corresponden, mientras que todas las imperfecciones y defectos me pertenecen en exclusiva a mí.

A todos ellos, y alguno más no referido aquí, mi más sincera gratitud, esperando que la presentación de esta tesis no sea el final de un camino, sino el comienzo de otros.

Borja Jalón
Madrid, 19 de noviembre de 2020

ÍNDICE

SUMMARY	1
RESUMEN	3
1. INTRODUCCIÓN	5
2. EFECTO SECTORIAL SOBRE LA PRODUCTIVIDAD LABORAL	7
2.1. INTRODUCCIÓN	8
2.2. REVISIÓN DE LA LITERATURA	9
2.3. CAUSAS DE CONVERGENCIA/DIVERGENCIA EN LA UE-28.....	11
2.4. EFECTO CAMBIO SECTORIAL EN ESPAÑA.....	15
2.5. DESAGREGACIÓN POR SECTORES: 1995 A 2017	19
2.6. CONCLUSIONES	21
2.8. ANEXOS	23
2.8.1. Fuentes de datos a nivel europeo.....	23
2.8.2. Fuente de datos desagregados para España: INE	24
2.8.3. Tablas de AMECO	25
2.8.4. Sectores españoles de 1995-2017: evolución y contribución.....	26
2.8.5. Códigos de actividad de clasificación NACE 2ª Revisión	28
3. DISTORSIONES EN TAMAÑO EMPRESARIAL Y SUS EFECTOS SOBRE LA PRODUCTIVIDAD EN ESPAÑA.....	29
3.1. INTRODUCCIÓN	30
3.2. BASES DE DATOS, PRODUCTIVIDAD Y TAMAÑO EMPRESARIAL	31
3.2.1. Datos	31
3.2.2. Estimación de la productividad.....	31
3.2.3. Medición del tamaño empresarial	33
3.3. TAMAÑO <i>VERSUS</i> PRODUCTIVIDAD.....	33
3.4. DISTORSIONES EN LA DISTRIBUCIÓN DE TAMAÑOS.....	40
3.5. CONCLUSIONES	48
3.7. ANEXO	50
3.7.1. Representatividad de ORBIS.....	50
3.7.2. Criterios de clasificación de empresas por su tamaño.....	50
3.7.3. Datos del Observatorio de la pequeña y mediana empresa: año 2018.....	51
3.7.4. Exportación de datos ORBIS.....	51
3.7.5. Tablas de contingencia.....	53
3.7.6. Resultados de modelos logísticos para Francia.....	54
3.7.7. Resultados de modelos logísticos para Alemania	54

3.7.8. Resultados de modelos logísticos para Italia	55
3.7.9. Resultados de modelo logístico para manufacturas españolas	55
3.7.10. Regresiones de productividad con variables continuas de tamaño	56
3.7.11. Obligaciones adicionales para empresas de más de 49 empleados	57
3.7.12. Resumen de literatura.....	58
4. PRODUCTIVIDAD LABORAL CONTRACÍCLICA: EL CASO ESPAÑOL	59
4.1. INTRODUCCIÓN	60
4.2. DATOS Y METODOLOGÍA.....	64
4.2.1. Datos y estimaciones.....	64
4.2.2. Modelo de crecimiento	65
4.2.3. Extracción del componente cíclico y análisis de correlación	66
4.3. MARCO ANALÍTICO Y RESULTADOS EMPÍRICOS	67
4.3.1. Evolución del patrón cíclico.....	68
4.3.2. Salarios: rigidez en precio	71
4.3.3. Reforma legislativa de 1984: flexibilidad en cantidad	72
4.3.4. Modelo de demanda de trabajo de Oi (1962).....	73
4.3.5. Evidencia empírica	75
4.3.6. PTF y <i>capital deepening</i>	76
4.3.7. Después de 2013	77
4.4. CONCLUSIONES	78
4.6. ANEXO	80
4.6.1. Extracción del componente cíclico.....	80
4.6.2. Cointegración y raíz unitaria	82
4.6.3. Evolución de las horas de trabajo	85
4.6.4 Patrón cíclico en la Unión Europea (UE-28) y Estados Unidos.....	86
4.6.5 Resumen de literatura: contraciclicidad de la productividad en España	90
5. CONSIDERACIONES FINALES.....	91
6. REFERENCIAS.....	95

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 2.1: Revisión de literatura	10
Tabla 2.2: Determinantes del nivel de productividad: 1995-2015.....	12
Tabla 2.3: Regresión de datos de panel: UE-28	13
Tabla 2.4: Regresiones de Convergencia Beta	14
Tabla 2.5: Descomposición <i>shift-share</i> sectores españoles 1980-2018.....	17
Tabla 2.6: Descomposición <i>shift-share</i> sectores franceses 1980-2018	17
Tabla 2.7: <i>Shift-share</i> España vs Francia en 2018	18
Tabla 2.8: Contrafactual manteniendo estructura sectorial de 1980	18
Tabla 2.9: Productividades y contrafactuales.....	21
Tabla 2.10: Descripción de variables de la regresión.....	24
Tabla 2.11: Productividad laboral media por ocupado en 2018.....	25
Tabla 2.12: Incremento de productividad laboral por ocupado (%) entre 1980 y 2018.....	25
Tabla 2.13: Variación ocupados (%) por sectores de 1980 a 2018	26
Tabla 2.14: Variación de productividad laboral por ocupado (%) de 1995 a 2018.....	26
Tabla 2.15: Evolución de estructura sectorial y productividad: 1995-2017	26
Tabla 2.16: Secciones de la clasificación NACE segunda revisión	28
Tabla 3.1: Correlación entre diferentes medidas de productividad	32
Tabla 3.2: Tamaño empresarial medio y evolución de 2008 a 2018.....	34
Tabla 3.3: Contrafactual: adoptando otras distribuciones de tamaño en 2018	36
Tabla 3.4: Logit multinomial para productividad por ocupado.....	38
Tabla 3.5: Logit multinomial para PTF.....	39
Tabla 3.6: Regresión con distintos grados polinómicos	44
Tabla 3.7: Variación del impuesto implícito según varía la elasticidad.....	45
Tabla 3.8: Representatividad ORBIS frente a DIRCE	50
Tabla 3.9: Representatividad ORBIS frente a Eurostat	50
Tabla 3.10: Criterios de tamaño de empresa	50
Tabla 3.11: Porcentaje de valor añadido según tamaño de empresa.....	51
Tabla 3.12: Porcentaje de empleo según tamaño de empresa	51
Tabla 3.13: Productividad según tamaño de empresa.....	51
Tabla 3.14: Número de observaciones ORBIS.....	52
Tabla 3.15: Tabla de contingencia de la productividad.....	53
Tabla 3.16: Tabla de contingencia de la PTF	53
Tabla 3.17: Logit multinomial para productividad de Francia	54
Tabla 3.18: Logit multinomial para PTF Francia	54
Tabla 3.19: Logit multinomial de productividad de Alemania	54
Tabla 3.20: Logit multinomial para PTF de Alemania.....	54
Tabla 3.21: Logit multinomial para productividad de Italia	55
Tabla 3.22: Logit multinomial para PTF de Italia.....	55
Tabla 3.23: Logit multinomial para productividad de manufacturas españolas.....	55
Tabla 3.24: Logit multinomial para PTF de manufacturas españolas	55
Tabla 3.25: Regresión MCO. Variable dependiente: VA por ocupado	56
Tabla 3.26: Regresión MCO. Variable dependiente: PTF	57

Tabla 3.27: Resumen de literatura	58
Tabla 4.1: Correlaciones y volatilidades del componente cíclico (logs.).....	68
Tabla 4.2: Estimación por FMOLS (1980-2018).....	71
Tabla 4.3: Tasa de variación anual de los componentes de la variación de la productividad laboral	76
Tabla 4.4: Estacionaridad aplicando filtros HP y BK.....	81
Tabla 4.5: Contrastes formales para evaluar la integración de las variables: p-valores.....	84
Tabla 4.6: Variación de horas, ocupados y jornada de trabajo.....	85
Tabla 4.7: Contribución a la variación de horas (%).....	85
Tabla 4.8: Contribución a la variación de ocupados (%)	85
Tabla 4.9: Ratio de variación (% de personas)	85
Tabla 4.10: Porcentaje de temporalidad en 2019 de la UE-28	90
Tabla 4.11: Explicaciones de la literatura sobre la contraciclicidad en España.....	90

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 2.1: Evolución relativa de la productividad laboral en España.....	8
Gráfico 2.2: Desviación típica de la seguridad jurídica.....	23
Gráfico 3.1: Análisis de correspondencia de productividad.....	37
Gráfico 3.2: Análisis de correspondencia de PTF	38
Gráfico 3.3: Discontinuidad en la distribución de empresas por tamaño.....	42
Gráfico 3.4: Densidad de empresas entre 20 y 80 empleados	46
Gráfico 3.5: Densidad de empresas según tamaño empresarial	47
Gráfico 3.6: Valor añadido según tamaño empresarial	47
Gráfico 3.7: Productividad Total de los Factores según tamaño empresarial	47
Gráfico 3.8: Capital por ocupado según tamaño empresarial	48
Gráfico 4.1: Evolución histórica del patrón cíclico de la productividad laboral: 1975-2018	70
Gráfico 4.2: PIB (logs.)	80
Gráfico 4.3: Horas trabajadas (logs.)	80
Gráfico 4.4: Productividad laboral horaria (logs.)	80
Gráfico 4.5: Ciclo del PIB (logs.) con filtros HP y BK	81
Gráfico 4.6: Ciclos (logs.) del PIB y la productividad laboral con filtro HP ($\lambda=10$).....	82
Gráfico 4.7: Evolución de las variables (logs.)	82
Gráfico 4.8: FAC y FACP de salario real	83
Gráfico 4.9: FAC Y FACP de desempleo	83
Gráfico 4.10: FAC y FACP de productividad laboral horaria.....	84
Gráfico 4.11: Correlaciones entre PIB y productividad horaria: UE-28 y EEUU	86

FUENTES DE DATOS

- Annual macro-economic database of the European Commission's Directorate General for Economic and Financial Affairs (AMECO): https://ec.europa.eu/economy_finance/ameco
- Asociación Española de Economía: www.asesec.org
- Banco Mundial: <http://info.worldbank.org>
- Conference Board: <https://www.conference-board.org/data/economydatabase>
- Frasier Institute: <https://www.frasierinstitute.org/economic-freedom/dataset>
- Fundación BBVA: www.fbbva.es
- Instituto Nacional de Estadística (INE): <https://www.ine.es/>
- Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE): www.ivie.es
- Observatorio Europeo de la PYME: https://ec.europa.eu/growth/content/european-observatory-smes-series-0_nn
- OCDE Spyder: <https://www.oecd.org/economy/growth/structural-policy-indicators-database-for-economic-research.htm>
- Organización Internacional del Trabajo: www.ilo.org

ABREVIATURAS

ADF	Contraste de Dickey y Fuller aumentado
AIC	Criterio de Información de Akaike
AMECO	Base de Datos Anual Macroeconómica de la Comisión Europea
BK	Filtro de Baxter y King (1999)
CC	Coefficiente de correlación
CLM	Coste laboral medio
CM	Coste marginal
CNAE	Clasificación Nacional de Actividades Económicas
EBE	Excedente Bruto de Explotación
EBITDA	Beneficios antes de intereses, impuestos, depreciación y amortizaciones
EEUU	Estados Unidos
EPA	Encuesta de Población Activa
ET	Estatuto de los Trabajadores
EUROSTAT	Oficina Estadística de la Unión Europea
FAC	Función de Autocorrelación
FACP	Función de Autocorrelación Parcial
FBBVA	Fundación del Banco Bilbao Vizcaya Argentaria
FMOLS	Mínimos Cuadrados Ordinarios Plenamente Modificados
GATT	General Agreement of Tariffs and Trade
HP	Filtro de Hodrick y Prescott (1997)
I+D	Investigación y Desarrollo
INE	Instituto Nacional de Estadísticas
IPC	Índice de Precios al Consumo
IVIE	Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas
KPSS	Contraste de Kwiatkowski, Philips, Schmidt y Shin
MCO	Mínimos Cuadrados Ordinarios
N	Número de observaciones
NACE	Nomenclatura Estadística de Actividades Económicas de la Comunidad Europea
OCDE	Organización para la Cooperación y el Desarrollo
OMC	Organización Mundial del Comercio
PH	Productividad laboral por hora trabajada
PIB	Producto Interior Bruto
PL	Productividad laboral
PTF	Productividad Total de los Factores
PYME	Pequeña y Mediana Empresa
RBC	Modelos de Ciclo Económico Real (Real Business Cycle)
RU	Reino Unido
SEC-2010	Sistema Europeo de Cuentas 2010
UE-15	Unión Europea de los 15
UE-28	Unión Europea de los 28
VA	Valor añadido

SUMMARY

This thesis consists of three monographic chapters, each one dedicated to offering explanations to the following stylized facts of Spanish labor productivity since the mid-eighties:

- Its relative lower growth rate.
- Its relative lower magnitude.
- And its countercyclical, an anomaly among the countries around us.

Each chapter will use the databases and methodologies that are useful for each purpose. The variety of databases includes aggregated data and firm-level microdata. The methodologies are chosen depending on pursued purposes and data availability. For this reason, sometimes some variables are estimated in different ways over the chapters. However, despite each chapter being an independent unit, they form a whole, that offers an overall vision of the main weaknesses of labor productivity.

In the second chapter, a beta convergence analysis is performed with panel data from the EU-28 countries. The results suggest the existence of a convergence process between European countries, in which Spain seems not to participate since the mid-eighties. We wonder if the coincidence in time with the so-called “industrial reconversion” that marked the beginning of a process of the deindustrialization of the Spanish economy is coincidental. We find that, in European countries, specialization stands out in importance among the determinants of growth, with positive effects when the manufacturing industry increases and negative effects when the primary sector increases. A shift-share analysis will lead to the conclusion that Spain has specialized in a service sector (78% of employment in 2018), whose evolution over time is lower than that of other neighboring countries. This, we believe, is the main cause of the relative deterioration of its aggregate labor productivity. Therefore, the main cause of the low productivity evolution is not the reduction of the industry but the increase of a service sector with a poor productive evolution.

In the third chapter, we relate labor productivity with the scale of the companies. There is a positive relationship between company size and productivity, both in terms of value-added per employed person and of Total Factor Productivity (TFP). This relationship is more pronounced in Spain than in other countries. Although the smaller business size does not justify all the productive differential, it does explain an important part. Analyzing the distribution of companies by size, we discovered the existence of a discontinuity when approaching the threshold of 49 employees. This could indicate the existence of a normative distortion that increases the costs when passing said threshold. Using the Kleven and Waseem (2013) methodology, we estimate the effects of this distortion on firm size and, aggregate productivity. We reached results analogous to those of Garicano et al. (2016) for France, with whom Spain bears great similarities. We conclude that the cause of the smaller company size does not seem to be found in the distortions introduced by the labor legislation.

The fourth chapter explains the causes of the countercyclical pattern of Spanish labor productivity. It is an anomaly among the economies of our surroundings whose productivity, to a greater or lesser extent, are procyclical. However, little has been written regarding Spain, so this chapter completes a gap in the literature. Furthermore, the Spanish case is of great scientific interest because it has changed from strongly procyclical to countercyclical in a few years. The origin of the change in pattern dates back to 1984, coinciding with the reform of the

labor legislation of the same year. In Spain, wages are set by collective bargaining, with companies having little bargaining power. The rigidity of wages and the rise of unemployment in the early eighties required a more flexible labor market to stop job destruction. This was achieved by creating new forms of temporary hiring with lower adjustment costs introduced in the reform of 1984. This created a dual market, with a high temporary employment rate and, a high elasticity of work concerning the Gross Domestic Product (GDP). On the other hand, the analysis will reveal that the important increases in productivity during contractions are probably produced by a factorial substitution effect of labor for capital per unit of labor, with a poor evolution of TFP. This suggests that these increases in labor productivity are neither genuine nor sustainable in the long term. Meanwhile, in expansions, GDP grows due to the increase in the employment rate, but with a very low contribution from productivity.

In this thesis, we conclude that Spanish labor productivity lacks solid foundations. This implies negative effects on long term economic growth and Spain's international competitiveness. Therefore, Spain seems to be on a path of relative impoverishment compared to other economies. However, due to the enormous unemployment, it is possible to increase the GDP per capita by increasing the employment rate. In this way, Spain has great potential.

For all the previous reasons, this thesis is not only of academic interest but also of economic policy.

RESUMEN

La presente tesis consta de tres capítulos monográficos, cada uno dedicado a ofrecer alguna explicación empírica a los siguientes hechos estilizados de la productividad laboral española desde mediados de los años ochenta:

- Su menor crecimiento comparado.
- Su menor magnitud relativa respecto a otras economías.
- Y su carácter contracíclico, auténtica anomalía entre los países de nuestro entorno.

Para ello, cada capítulo se servirá de las bases de datos y metodologías que resulten útiles a cada explicación. Así, se emplearán bases de datos nacionales, europeas e internacionales. En algunas partes, nos serviremos de datos agregados nacionales y, en otras, de microdatos a nivel de empresa. Se emplearán las metodologías que se estime convenientes a los fines perseguidos en cada capítulo y más adecuadas a los datos disponibles. Por ello, a lo largo de la tesis, aparecerán distintas formas de estimar las mismas variables. Sin embargo, pese a ser cada capítulo una unidad independiente, forman un todo, que permite extraer una visión de conjunto de la medida por excelencia de crecimiento a largo plazo: la productividad laboral.

En el segundo capítulo, se realiza un análisis de convergencia beta con datos de panel de países de la UE-28. Los resultados sugieren la existencia de un proceso convergencia entre países europeos en el que España parece no participar desde mediados de los años ochenta. Nos preguntamos si es casual la coincidencia en el tiempo con la denominada “reconversión industrial” que supuso el inicio de un proceso de terciarización de la economía española. Constatamos como para los países de la Unión Europea, la especialización productiva destaca en importancia entre los determinantes del crecimiento, con efectos positivos al aumentar la industria manufacturera y, negativos al hacerlo el sector primario. Un análisis tipo *shift-share*, hará concluir que España se ha especializado en un sector servicios (78% del empleo en 2018), cuya evolución en el tiempo es menor que la de otros países del entorno, siendo, por tanto, ésta la principal causa del deterioro relativo de su productividad laboral agregada española.

En el tercer capítulo, relacionamos la productividad laboral con la escala de las empresas. Existe una relación positiva entre tamaño empresarial y productividad, tanto en términos de valor añadido por ocupado como de productividad total de los factores (PTF). Dicha relación resulta más acusada en España que en otros países, contando ésta con un menor tamaño empresarial. Si bien el menor tamaño empresarial no justifica todo el diferencial productivo, si explica una parte importante. Analizando la distribución de empresas por tamaño, descubrimos la existencia de una discontinuidad al aproximarse al umbral de 49 empleados. Ello pudiera indicar la existencia de una distorsión normativa que endurece las obligaciones al pasar de dicho umbral. Mediante la metodología de Kleven y Waseem (2013) estimamos los efectos de dicha distorsión sobre el tamaño empresarial y, por tanto, sobre la productividad agregada. Llegamos a resultados análogos a los de Garicano *et al.* (2016) para Francia, con quien España guarda grandes similitudes. Concluimos que la causa del menor tamaño empresarial, no parece encontrarse en las distorsiones introducidas por la legislación laboral, siendo el efecto de éstas muy marginal.

El cuarto capítulo trata sobre patrón contracíclico de la productividad laboral española. Resulta una anomalía entre las economías de nuestro entorno cuyas productividades, en mayor o menor medida, resultan procíclicas. Sin embargo, se ha escrito poco en lo referente a España,

por lo que, este capítulo viene a completar un vacío existente en la literatura. Además, el caso español es de gran interés científico por haber cambiado de fuertemente procíclico a contracíclico en pocos años. El origen del cambio de patrón se sitúa en 1984, coincidiendo con la reforma de la legislación laboral del mismo año. En España, los salarios son fijados por la negociación colectiva, teniendo las empresas poco poder de negociación. La rigidez salarial y la elevación del desempleo de principios de los ochenta, requerían flexibilizar el mercado laboral en algún sentido para frenar la destrucción de empleo. Ello se realizó mediante la reforma legislativa de 1984, que crea un mercado dual reduciendo los costes de ajuste a través de nuevas formas de contratación temporal. Lo que se tradujo en una elevada elasticidad del trabajo respecto al Producto Interior Bruto (PIB). Por otra parte, el análisis revelará que los importantes crecimientos de la productividad durante las contracciones, se producen, probablemente, por un efecto sustitución factorial de trabajo por capital por unidad de trabajo, con una pobre evolución de la PTF. Ello hace pensar que dichos incrementos de productividad laboral no son genuinos ni sostenibles en el largo plazo. Mientras, en las expansiones, el PIB crece debido al aumento de la tasa de ocupación, pero con una contribución de la productividad muy baja.

En la presente tesis, concluimos que la productividad laboral española carece de unos fundamentos sólidos, que garanticen el crecimiento económico en el largo plazo, así como la competitividad internacional de España, por lo que su economía se sitúa en una senda de empobrecimiento relativo frente a otras economías del entorno. Sin embargo, debido al enorme desempleo, es posible aumentar el PIB per cápita aumentando la tasa de ocupación, por lo que, por esta vía, España tiene un gran potencial de crecimiento. Por otro lado, también se podría, hasta cierto punto, aumentar la competitividad laboral mediante reducción de los salarios reales, pero sería más deseable, ganar competitividad aumentando la productividad, que además se correlaciona positivamente con los salarios.

Por todo lo dicho, la presente tesis no tiene únicamente un interés académico, sino también, de política económica.

1. INTRODUCCIÓN

“Por lo que respecta a la economía, las cosas importantes –las que afectan a un gran número de personas- son la productividad, la distribución de la renta y el desempleo”¹

“... un desempleo alto da lugar a una persistente pobreza”²

Paul Krugman, The Age of Diminishing Expectations (1994)

Desde los años ochenta, España es líder en desempleo entre los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) y de los 28 Estados miembros de la Unión Europea (UE-28), su productividad laboral crece comparativamente menos, hasta situarse en un nivel inferior al de las otras cuatro grandes economías europeas y, además, su productividad laboral presenta un patrón contra-cíclico, auténtica anomalía entre las economías de nuestro entorno. Todo ello, con importantes repercusiones para el bienestar de los españoles y la competitividad internacional de la economía española.

Suele interpretarse que el producto per cápita es un indicador del bienestar material, lógicamente también dependerá del nivel de precios, lo que determinará el poder adquisitivo. Por otro lado, la competitividad internacional depende, en gran medida, de la productividad laboral y de los costes asociados al trabajo. A nivel internacional, el tipo de cambio de la divisa también juega un papel importante, habiendo España realizado devaluaciones competitivas en el pasado. Cuando una economía resulta poco competitiva, en ocasiones se acude a la protección de sus productos mediante la política arancelaria. Así, pese a los avances acaecidos en la liberación de los mercados desde la Segunda Guerra Mundial³, sigue existiendo una gran pugna por entre las potencias por salvaguardar sus intereses comerciales.

España ha formado parte del proceso de liberalización comercial, formando, además, parte del Mercado Único Europeo desde su entrada el 1 de enero de 1993, un espacio de libre comercio interior. Por otra parte, España ha renunciado a su soberanía monetaria a partir del 1 de enero de 1999, fecha de entrada en vigor del Euro, pasando a ser el Euro su moneda oficial junto a los demás países de la Zona Euro. Sin duda, puede haber efectos positivos en todos estos pasos, pero, también supone que España no pueda realizar una devaluación competitiva de su moneda, ni proteger sus productos de la competencia de otros estados miembros. De esta forma, España solo puede resultar competitiva bien aumentando la productividad laboral o bien reduciendo los costes laborales, generalmente los salarios, en lo que se ha dado en llamar devaluación interna. Tal devaluación interna supone, lógicamente, una merma del poder

¹ Primera parte, posición 190 en versión Kindle en español bajo el título “La era de las expectativas limitadas” traducido por Mireia Carol i Gres (1ª Edición) y Blanca Ribera de Madariaga (2ª Edición).

² Capítulo 3 de Primera parte, posición 491 en versión Kindle en español bajo el título “La era de las expectativas limitadas” traducido por Mireia Carol i Gres (1ª Edición) y Blanca Ribera de Madariaga (2ª Edición).

³ Desde de la Segunda Guerra Mundial, han tenido lugar numerosos acuerdos para liberalizar el comercio internacional, tales como el Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT: General Agreement of Tariffs and Trade por nombre en inglés) de 1947, germen de lo que hoy es la Organización Mundial del Comercio (OMC) creada en 1995. Se trata en cualquier caso de fomentar el libre comercio de mercancías y bienes a nivel global. Así mismo, en Europa comenzaron los pasos que han culminado en la Unión Europea que hoy conocemos.

adquisitivo de los trabajadores. Ante salarios rígidos, lo cual analizaremos en el capítulo 4, una forma de devaluación interna ha consistido en un aumento no remunerado de la jornada laboral, las llamadas “horas extra no pagadas”. Para limitarlo, el gobierno obliga ahora a las empresas a documentar las horas de entrada y salida de sus empleados⁴. Todo lo anterior hace que el bienestar material de los españoles, así como la competitividad de la economía española, dependan principalmente de su productividad laboral.

Desde los años 80, parece que hay tres características que acompañan a la productividad laboral española: pobre evolución relativa, menor magnitud comparada y patrón contracíclico. El estudio de dichas características revelará algunas de las debilidades de la productividad laboral española. Así, se revelarán también los fundamentos del crecimiento de largo plazo de la economía española, lo cual, supone enormes repercusiones para el bienestar material de los españoles. Creemos que todo lo dicho motiva suficientemente la elaboración de la presente tesis.

⁴ Real Decreto-ley 8/2019, de 8 de marzo.

2. EFECTO SECTORIAL SOBRE LA PRODUCTIVIDAD LABORAL

RESUMEN

La productividad laboral relativa de España frente a otras grandes economías de la Unión Europea (UE) ha disminuido desde los años ochenta. En esos años, se inició un proceso de reconversión de la estructura productiva española, reduciendo el peso del sector industrial en la economía en beneficio de los servicios. Ello ha llevado a algunos economistas a relacionar la terciarización de la economía con la reducción en la tasa de crecimiento de la productividad laboral y, a incidir en la necesidad de reindustrializar España como solución al problema.

Tras analizar el papel de algunos determinantes del crecimiento y, su influencia en los procesos de convergencia europea por métodos econométricos, destacamos el papel relevante de la estructura sectorial en el contexto de la UE-28. Sin embargo, tras identificar los efectos estructural y competitivo mediante descomposiciones *shift-share*, descubrimos que, para el caso español, la principal causa de su peor evolución productiva, se relaciona más con la evolución de la productividad dentro de cada sector. En concreto, la peor evolución relativa a nivel agregado obedece principalmente a la peor evolución del sector servicios, que supone en 2018 el 78,48% de la ocupación. Los subsectores más paradigmáticos son la hostelería y los servicios administrativos, que entre 1995 y 2017 son los sectores que más han aumentado su participación en el empleo, hasta situarse en el 15% del empleo total, mientras su productividad ha disminuido en los últimos años. Por otro lado, la disminución del peso de la industria y el aumento de los servicios no es privativa de España, sino que se da por igual en otros países que, sin embargo, exhiben mejor evolución de su productividad.

Creemos por ello, que resulta un hallazgo relevante y útil para política económica que, debiera orientarse al aumento de la productividad en aquellos sectores que están lastrando la productividad agregada.

Clasificación JEL: L25, J24, E24, R11

Palabras clave: productividad laboral, crecimiento económico, convergencia europea, especialización sectorial, descomposición *shift-share*, industria, servicios.

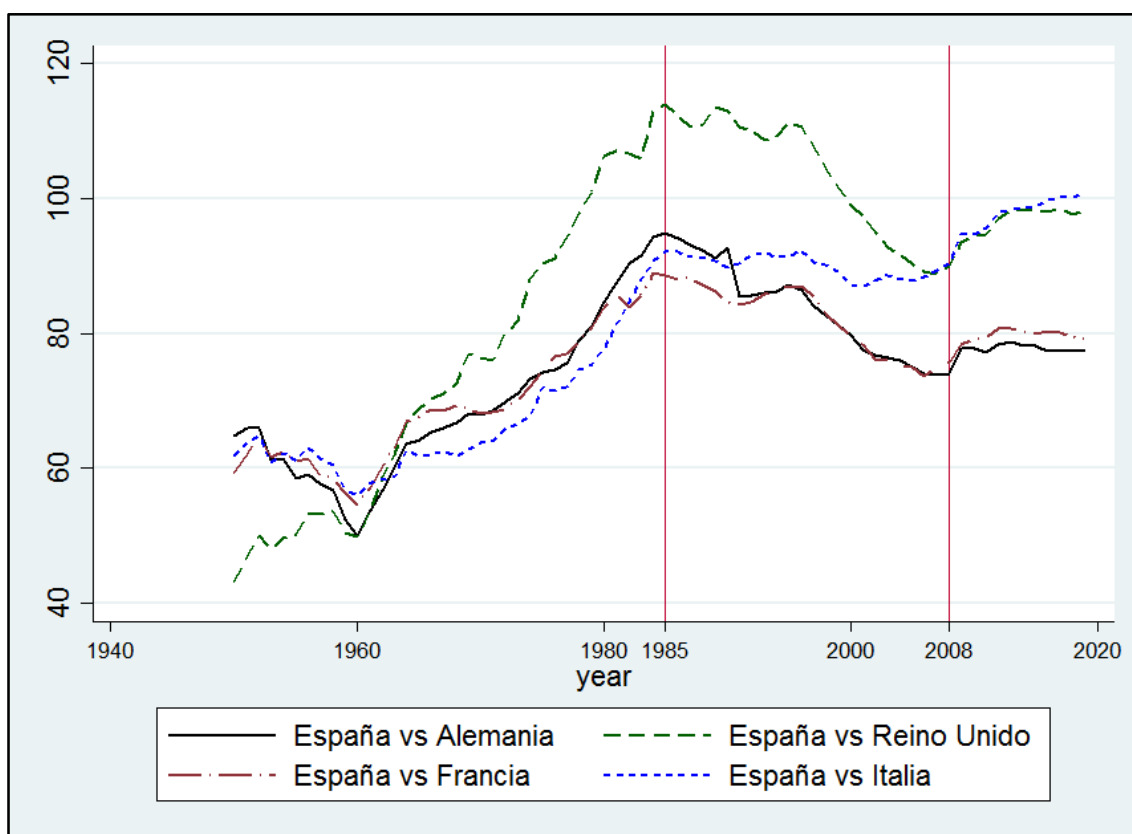
2.1. INTRODUCCIÓN

La productividad laboral española ha perdido posiciones relativas desde los años ochenta frente a las otras cuatro grandes economías europeas, a excepción de Italia. Ello parece coincidir en el tiempo con el proceso denominado “reconversión industrial”, que disminuyó el peso de la industria en la economía en favor del sector servicios. Esta coincidencia en el tiempo, ha llevado a muchos a relacionar el cambio en la estructura sectorial con la peor evolución de la productividad española, así como con su menor magnitud relativa actual.

El Gráfico 2.1 muestra la evolución relativa de la productividad laboral española por hora trabajada, en relación a las otras grandes economías, expresada en paridad de compra. Una ventaja de utilizar estimaciones de paridad de compra es que permite obviar las diferencias de tipo de cambio de las distintas monedas cuando se miran series de largo plazo, en las que han habido avatares como sustitución de monedas nacionales o variaciones en los tipos de cambio.

Como puede apreciarse, España ha perdido posiciones relativas desde aproximadamente 1985. Se observa una mejora repentina a partir de la crisis de 2008, sin embargo, no es una mejora genuina, sino que, se debe a la anómala contraciclicidad de la productividad laboral española, como explican Jalón y Herce (2020) y, como se analizará en el capítulo 4.

GRÁFICO 2.1: EVOLUCIÓN RELATIVA DE LA PRODUCTIVIDAD LABORAL EN ESPAÑA



Nota: fuente de datos: Conference Board.

El presente capítulo trata de dirimir si está justificado responsabilizar del deterioro relativo de la productividad al proceso de terciarización de la economía española iniciado en los años ochenta. Tras revisar la literatura sobre convergencia, realizaremos un análisis de convergencia beta a nivel europeo, centrado en acreditar el papel de la estructura productiva, para

posteriormente, descomponer los componentes estructurales y competitivos, llegando a un nivel de desagregación de dos dígitos. La principal conclusión a la que llegamos en este trabajo es, que la mala evolución del sector servicios, está lastrando la evolución de la productividad agregada. Por otra parte, el cambio de estructura productiva no ha producido sino un efecto muy marginal que también han sufrido otras economías.

El capítulo se estructura como sigue: en la siguiente sección se revisará literatura sobre convergencia; en la tercera sección se examinará el papel de la estructura sectorial en los procesos de convergencia/divergencia europea; en la cuarta sección descompondremos la evolución de la productividad entre efecto composición-sectorial y efecto competitivo; y finalmente, ofreceremos unas breves conclusiones de utilidad para la política económica.

2.2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Las razones por las cuales las economías de unos países crecen más que otras y, se aproximan o alejan, ha sido fuente de debates desde Adam Smith. El modelo neoclásico de Solow-Swan⁵ parecía predecir la idea de una convergencia absoluta. Así, las economías con menor productividad se irían aproximando al líder, a mayor ritmo cuanto mayor fuera el diferencial. Posteriormente se interpretó que los países convergen hacia su propio estado estacionario, el cual depende de sus determinantes. Surgió así el concepto de convergencia condicionada que rechazaba la falacia de Galton⁶. En este sentido, Barro (1997) sostiene que los países que más crecen son aquellos con buen Estado de Derecho, gobierno pequeño, baja inflación y un cierto grado de democracia. En la misma línea, Cuerva (2012) justifica la persistencia de las diferencias entre economías debido a que sus estados estacionarios no varían en exceso a lo largo del tiempo. Junto a estas explicaciones, basadas en los determinantes del crecimiento agregado, hay otras que hacen referencia a la especialización sectorial de las economías. La Tabla 2.1 expone algunas de las causas que aduce la literatura moderna para explicar los procesos de convergencia/divergencia y, que podemos resumir en:

- Cambio de modelo productivo hacia sectores de mayor valor añadido.
- Incremento de productividad dentro de cada sector (intra-sectorial).
- El papel de los determinantes del crecimiento económico.

En los procesos de convergencia/divergencia, por tanto, influyen tanto aspectos de composición sectorial como determinantes del crecimiento económico: acumulación y calidad factores productivos, calidad institucional, política económica, variables de empresa, etc. A modo ilustrativo, puede verse la revisión y clasificación realizada por Syverson (2011).

⁵ Ver Solow (1956) y Swan (1956)

⁶ Denominada también regresión a la media o regresión a la mediocridad. Ideada por Sir Francis Galton para explicar fenómenos biométricos, se ha interpretado también como que las distintas economías irían aproximándose hasta situarse en un estado estacionario común. Trabajo original publicado a finales del siglo XIX bajo el título “*Regression towards mediocrity in hereditary stature*”.

TABLA 2.1: REVISIÓN DE LITERATURA

Benito y Ezcurra (2004)	Diferencias institucionales
Bruno <i>et al.</i> (2019)	Inversión en Investigación y Desarrollo (I+D), tamaño empresarial y especialización sectorial
Enflo y Hjertstrand (2009); Yang <i>et al.</i> (2018)	Acumulación de factores productivos
Brondino (2019); Garcia y Westermann (2002)	Estructura sectorial y adopción de tecnología
Färe <i>et al.</i> (2006); Ivanova y Chatzouz (2019)	Adopción de tecnología que depende del marco institucional
Geppert <i>et al.</i> (2003)	Explicación basada en geolocalización regional
Esteban (2000); Benito y Ezcurra (2004); Le Gallo y Kamariakakis (2011); Villaverde y Maza (2008); Maudos <i>et al.</i> (2008)	Efecto intra-sectorial
Martino (2015); O’Leary y Webber (2015); Padilla-Pérez y Villareal (2017); Bah y Brada (2009); Gugler y Pfaffermayr (2004); Badunenco y Romero-Ávila (2014); Paci y Pigliaru (1997)	Intra-sectorial y estructura sectorial
Esfahani <i>et al.</i> (2019)	Deslocalización reduce tasa crecimiento de la productividad por ocupado en economías avanzadas lo cual es compensado a nivel global por Brasil, Rusia, India, China y Sudáfrica (BRICS).
Grjebine <i>et al.</i> (2019); Foerster <i>et al.</i> (2018); Cuadrado-Roura <i>et al.</i> (1999); Rodríguez (1997)	Estructura sectorial (efecto estructural)
Amin <i>et al.</i> (2019); Baksa y Kónya (2019)	Variables de país, a nivel de empresa y otros
Foerster <i>et al.</i> (2019)	Influencia de variaciones de PTF e intensidad de trabajo sobre sectores relacionados: proveedores o clientes

Para el análisis de la influencia de los determinantes en los procesos de convergencia, se emplean desde técnicas econométricas a técnicas no paramétricas como el Análisis Envolvente de Datos (DEA). Las descomposiciones entre efectos intra-sectoriales y cambio-estructurales se realizan tradicionalmente mediante descomposiciones tipo *shift-share* más o menos elaboradas. Las metodologías habituales para acreditar la existencia o no de convergencia entre países son las convergencias sigma y beta popularizadas por Sala-i-Martin. Nos serviremos de estas metodologías estándar para dar respuesta a la pregunta planteada: ¿a qué se debe el retroceso relativo de la productividad laboral española?

2.3. CAUSAS DE CONVERGENCIA/DIVERGENCIA EN LA UE-28

En esta sección valoramos algunos determinantes del crecimiento y su relación con el análisis de convergencia beta condicionada. Ello nos indicará la relevancia de algunos determinantes, así como la trascendencia de la estructura productiva.

Los datos se obtienen de una combinación de fuentes estadísticas que se detallan en el anexo 2.8.1. Nuestra base de datos recoge variables de los 28 miembros de la Unión Europea a fecha de 1 de enero de 2020. Se ha reducido la base de datos a los años 1980 a 2018, obteniendo un panel largo. Sin embargo, la falta de disponibilidad de todas las variables para todos los años y todos los países, ha dado lugar a una reducción en el número de observaciones. Las variables recogidas son algunas de las consideradas relevantes por la literatura, como calidad institucional (seguridad jurídica), calidad del capital humano (educación formal), tamaño del gobierno, presión fiscal, tamaño de las empresas y estructura productiva.

El capital humano se representa por las variables “Educación 1”, “Educación 2” y “Educación 3”, que recogen el número de ocupados con educación inferior a bachillerato, igual o superior a bachillerato y, con educación universitaria respectivamente.

Como variable para aproximar el tamaño empresarial, se ha tomado el porcentaje de ocupados en empresas de tamaño grande, de acuerdo con el triple criterio de la Comisión Europea⁷. Sin embargo, existen problemas de linealidad, ya que, aunque todos los países mejoran su productividad, algunos crecen en porcentaje de empleo en grandes empresas y otros disminuyen. De esta forma, el modelo no ofrece significancia estadística suficiente, por lo que se ha omitido dicha variable en las estimaciones de la Tabla 2.3, a pesar de que, sabemos que el tamaño empresarial es una variable relevante para explicar diferencias en productividad agregada, como se verá en el capítulo 3.

Como variables de la estructura sectorial, tomamos el porcentaje de valor añadido generado por el sector primario⁸ y por el sector manufacturero.

La seguridad jurídica y el tamaño del gobierno son indicadores sintéticos descritos en el anexo 2.8.1.

La presión fiscal es el porcentaje de gasto que hace la administración sobre el producto nacional.

Hemos prescindido de la dotación de capital que ha crecido enormemente en España desde los años 80, hasta el punto de ser criticada por un exceso desmesurado de stock de capital poco productivo, como los denominados “aeropuertos fantasmas”⁹, la enorme red de carreteras concesionadas en quiebra durante la pasada crisis por falta de usuarios, o haberse convertido España en el segundo país mundial en kilómetros de tren de alta velocidad, detrás de China.

⁷ Clasificación contenida en el apéndice 1 de la Regla 651/2014 de la Comisión Europea por la que se clasifica a las empresas por tamaño atendiendo al número de empleados, volumen de negocio y valor del balance.

⁸ Agricultura, ganadería, pesca, bosques e industria extractiva representadas en la clasificación NACE 2 Rev. por las secciones A y B.

⁹ Es suficiente con escribir “ghost airports Spain” en cualquier buscador para encontrar artículos de prensa y cuestiones planteadas a España por los órganos de la Unión Europea solicitando explicaciones.

Tampoco se han tenido en cuenta variables relacionadas con la investigación y el desarrollo (I+D) aún a sabiendas de su constatada relevancia.

Como puede apreciarse en la Tabla 2.2, entre 1995 y 2015, las cinco mayores economías europeas han mejorado en educación, han disminuido el peso de su industria, a excepción de Alemania que lo ha aumentado y, han incrementado ligeramente la presión fiscal. Llama la atención que mientras la seguridad jurídica ha aumentado o se ha mantenido en tres de las cinco mayores economías europeas, en España se ha reducido grandemente y en Italia se ha desplomado. De hecho, la menor seguridad jurídica española se ha relacionado con su peor evolución productiva por algunos autores (ver por ejemplo Sebastián y Serrano, 2011). Por lo que respecta al tamaño empresarial, existen notables diferencias también, así en 2015 el 37,06% de los trabajadores alemanes realizan su trabajo en empresas grandes, en Reino Unido el 46,52% y en Francia el 38,64%. Nuevamente se descuelgan Italia y España con un 21,30% y un 27,21% respectivamente. Las dos últimas columnas de la Tabla 2.2 son el porcentaje del valor añadido que aportan el sector primario y manufacturero respectivamente.

TABLA 2.2: DETERMINANTES DEL NIVEL DE PRODUCTIVIDAD: 1995-2015

País	Año	Seg. Jca.	Pres. Fiscal	Educ. 2	Educ. 3	VAPrim.	VAManuf
Alemania	1995	1,60953	36,23	80,1	22,5	1,99%	30,27%
	2015	1,79501	37,07	86,7	27	0,96%	32,76%
	Var.	11,52%	0,84%	6,60%	4,50%	-1,03%	2,48%
España	1995	1,43509	31,27	37,5	20,4	4,54%	21,49%
	2015	0,901603	33,81	60,5	37,2	4,13%	19,94%
	Var.	-37,17%	2,53%	23,00%	16,80%	-0,41%	-1,55%
Francia	1995	1,48368	41,89	65,7	20,4	3,69%	18,67%
	2015	1,41332	45,21	81,6	36,5	2,98%	17,70%
	Var.	-4,74%	3,32%	15,90%	16,10%	-0,72%	-0,97%
Reino Unido	1995	1,62873	29,83	56	22,4	8,53%	20,46%
	2015	1,81308	32,53	81,9	40	3,45%	13,51%
	Var.	11,32%	2,70%	25,90%	17,60%	-5,08%	-6,95%
Italia	1995	1,05642	38,58	45,5	9,1	3,94%	27,24%
	2015	0,275058	43,28	66,5	19,3	3,88%	23,80%
	Var.	-73,96%	4,71%	21,00%	10,20%	-0,05%	-3,44%

Para estimar la influencia de los determinantes, empleamos metodologías de datos de panel, lo cual es acorde a la estructura de datos y ofrece algunas ventajas estadísticas: más grados de libertad, corrección de autocorrelación, mayor robustez y precisión de los estimadores. Para más información sobre las ventajas de estas metodologías aplicadas a las ciencias sociales ver Gil-García y Puron-Cid (2014) por ejemplo. Dada la estructura de los datos y el propósito perseguido, se prefieren los Efectos Fijos (EF), ya que crean una constante para cada país en el que se recogerían diferencias nacionales no explicitadas por variables del modelo. Además, el modelo de efectos fijos siempre es consistente. Se realiza el contraste de Hausman que permite rechazar que el modelo de efectos fijos y de efectos aleatorios (EA) sean equivalentes, por lo que elegimos consistencia del modelo de efectos fijos frente a la eficiencia del modelo de efectos aleatorios. Hay que señalar que prescindimos, en esta primera aproximación, de conocer el término invariante en el tiempo, para lo que bastaría con regresar los residuos frente a las betas.

Los resultados de la Tabla 2.3, contradicen las predicciones de Barro (1997) sobre la asociación negativa entre el tamaño del gobierno y la productividad. Ello se debe a que los países europeos con economías más desarrolladas tienden a formar gobiernos más grandes. La presión fiscal, por su parte, tiene efectos negativos sobre la productividad. Mientras, la seguridad jurídica, principal indicador de calidad institucional, tiene un coeficiente positivo mayor que la calidad del capital humano, el cual influye positivamente al aumentar el nivel educativo. Los países con mayor proporción de valor añadido proveniente del sector manufacturero tienden a tener mayor productividad, e inversamente con el sector primario.

TABLA 2.3: REGRESIÓN DE DATOS DE PANEL: UE-28

LPHr	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	EF	EA	EF	EA	EF	EA
Constante	3,7346964 (0,000)	3,5626847 (0,000)	2,3472158 (0,000)	2,2742567 (0,000)	3,5162413 (0,000)	3,3142859 (0,000)
Tamaño Gob.	0,01929305 (0,019)	0,02052337 (0,016)	0,01929305 (0,019)	0,02052337 (0,016)	0,04921343 (0,000)	0,04535122 (0,000)
Pres. Fiscal	-0,01050377 (0,001)	-0,0070395 (0,019)	-0,01050377 (0,001)	-0,0070395 (0,019)	-0,01185043 (0,000)	-0,00631188 (0,030)
Seg. Jca.	0,37231537 (0,000)	0,40295587 (0,000)	0,37231537 (0,000)	0,40295588 (0,000)	0,22750128 (0,000)	0,27129575 (0,000)
VA_Primario					-2,1396374 (0,000)	-2,5787343 (0,000)
VA_Manuf.	1,1330907 (0,000)	0,98670665 (0,000)	1,1330907 (0,000)	0,98670665 (0,000)		
Educ. 1	-0,01387481 (0,000)	-0,01288428 (0,000)				
Educ. 2			0,01387481 (0,000)	0,01288428 (0,000)		
Educ. 3					0,01234272 (0,000)	0,01164673 (0,000)
N	360	360	360	360	360	360
\bar{R}^2	0,59106995		0,59106995		0,59306036	
Hausman	0,0000		0,0000		0,0002	

Nota: Variable dependiente: Productividad laboral horaria en paridad de compra (logs.). EF: efectos fijos y EA: efectos aleatorios. Entre paréntesis, el p-valor.

La Tabla 2.4 muestra los resultados del análisis convergencia beta para la EU-28, siendo la variable dependiente la tasa de variación logarítmica de la productividad aparente del trabajo en paridad de compra. La regresión de efectos fijos se expresa como

$$y_{it} - y_{it-1} = \alpha_i + \beta_1 y_{it-1} + \beta_x X_{it} + \varepsilon_{it} \quad [2.1]$$

donde “y” es la productividad en escala logarítmica y “X” representa el vector de determinantes. Los subíndices “t” e “i” son el tiempo y el país respectivamente.

El primer término de la ecuación precedente es la tasa de variación logarítmica de la productividad aparente del trabajo. Existe una constante para cada país (efectos fijos), no existiendo variable que recoja el efecto temporal, lo cual es correcto ya que recogemos la evolución explicada en parte por su nivel anterior. El signo negativo de la primera beta indica

procesos de convergencia, es decir, que la productividad crece de forma inversa al nivel de productividad inicial.

Tras realizar múltiples regresiones con distintas combinaciones del vector de determinantes, los mayores coeficientes y significación se dan, nuevamente, para las variables relacionadas con la estructura productiva. En nuestro caso, mediante el porcentaje de valor añadido de los sectores primarios y manufactureros, en nivel como en variación.

Tanto el primer modelo (convergencia beta sin condicionar) como en los siguientes (convergencia beta condicionada), prevén convergencia con una velocidad entre el 3 y el 7% anual.

Las variables referidas al nivel y variación, tanto de manufacturas como de sector primario, son significativas al 1% y 5% con elevados coeficientes. El sector primario con signo negativo y el manufacturero con signo positivo. No solo el sector manufacturero tiene más productividad, sino que produce aumentos mayores de la productividad agregada en el tiempo. Además, los valores obtenidos para el coeficiente de determinación ajustado (\bar{R}^2) aumentan con la inclusión de variables de modelo productivo.

De los resultados se obtienen varias conclusiones:

- Existe un proceso de convergencia de las economías menos productivas a las más productivas a una velocidad entre el 3% y el 7% anual.
- La composición sectorial puede explicar parte de las diferencias en nivel de productividad. Así, un 1% de valor añadido procedente del sector manufacturero, se estima que incrementa la productividad agregada un 0,3% en el entorno europeo.
- Además, la composición sectorial también explica parte de las diferentes tasas de crecimiento de la productividad.

TABLA 2.4: REGRESIONES DE CONVERGENCIA BETA

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 3	
	EF	EA	EF	EA	EF	EA	EF	EA
Constante	0,13357586 (0,000)	0,11594846 (0,000)	0,21397242 (0,000)	0,12484143 (0,000)	0,32610978 (0,000)	0,16615857 (0,000)	0,19678908 (0,000)	0,11526774 (0,000)
y_{t-1}	-0,0306450 (0,000)	-0,0258648 (0,000)	-0,05238324 (0,000)	-0,02841493 (0,000)	-0,07732694 (0,000)	-0,03731553 (0,000)	-0,05345178 (0,000)	-0,02847697 (0,000)
VAPrim.					-0,33926933 (0,001)	-0,12954212 (0,034)		
VAManuf.							0,09543883 (0,051)	0,04424864 (0,080)
D_VAManuf.			0,31397969 (0,001)	0,33031074 (0,000)	0,37054673 (0,000)	0,37656441 (0,000)		
D_VAPrim.			-0,70296927 (0,000)	-0,75641446 (0,000)			-0,77460138 (0,000)	-0,8481714 (0,000)
N	937	937	527	527	527	527	527	527
\bar{R}^2	0,05301938		0,13233103		0,12844479		0,11953246	
Hausman	0,0241		0,0002		0,0000		0,0002	

Nota: Variable dependiente: tasa de variación logarítmica del producto por hora trabajada en paridad de compra. EF: efectos fijos y EA: efectos aleatorios. Entre paréntesis, el p-valor.

De los resultados anteriores se deduce que, una mayor proporción del valor añadido producida por el sector manufacturero, contribuye a aumentar la productividad con un nivel de significación del 10% y, que el cambio estructural hacia un mayor peso de las manufacturas en

la cadena de valor, contribuye positivamente a mejorar la productividad con un nivel de significación mayor al 1%. Contrariamente, el sector primario con distintos coeficientes y signo negativo.

Como predicen nuestras regresiones, y tal y como señala parte de la literatura, la especialización sectorial tiene gran relevancia explicativa en el nivel y flujo de la productividad y, por ende, en los procesos de convergencia/divergencia. Parece por tanto, que el cambio de modelo productivo hacia uno con menor peso del sector industrial, pudiera explicar parte de la menor evolución de la productividad española. Para comprobarlo, para el caso de España, en la siguiente sección separaremos la evolución de la productividad, en sus componentes estructural y competitivo, mediante una descomposición *shift-share* estándar.

2.4. EFECTO CAMBIO SECTORIAL EN ESPAÑA

Realizamos una primera aproximación a los cambios de estructura productiva utilizando los datos de valor añadido a precios constantes de 2015 y, el número de ocupados en 5 ramas de actividad, procedentes de la base de datos macroeconómica anual de la Dirección General de Asuntos Económicos y Financieros de la Comisión Europea (AMECO). AMECO ofrece datos homogeneizados entre países que permiten su comparación internacional. Los datos de Alemania, sin embargo, deben tomarse con cautela ya que los de 1980 se refieren a Alemania Occidental, mientras que los datos a partir de 1995 ya se corresponden con la Alemania unificada.

La imagen que obtenemos es similar a la expresada en el Gráfico 2.1, esto es, que España se sitúa en 1980 alrededor del 90% de la productividad por ocupado de las otras 4 grandes economías, a excepción de Reino Unido, frente a la que España muestra una productividad mayor.

Sin embargo, España ha incrementado su productividad solo un 45,17% desde 1980 a 2018, frente a un 58,23 de Francia o un 89,96 de Reino Unido (Tabla 2.12 del anexo). Además, de 1995 a 2018, España e Italia han crecido poco en productividad laboral agregada, solo 13,60 y 0,26% respectivamente, menos que las otras tres grandes economías europeas, menos que la Eurozona y menos que la media de los 15 países miembros de la UE antes de ampliación de 2004 (EU-15), tal como se aprecia en la Tabla 2.14 del anexo.

Por sectores, y excluyendo a Italia, son los servicios españoles los que muestran una menor evolución, aun cuando han pasado de emplear el 51,16% de la fuerza laboral en 1980 al 78,48% en 2018, habiendo aumentado su ocupación un 143% (Tabla 2.13 del anexo). De ello parece deducirse que, España se ha especializado en servicios de pobre evolución productiva. Como se aprecia en la Tabla 2.11 del anexo, España presentaba en 2018 la peor productividad en el sector servicios de las 5 economías comparadas, situándose detrás también de la media de la EU-15 y la Eurozona.

Para separar los efectos del cambio estructural y evolución intra-sectorial de la productividad, la literatura suele recurrir al uso de descomposiciones *shift-share*. Esta técnica permite separar la variación de la productividad entre variación intra-sectorial o elemento competitivo (*shift*) y variación de la composición sectorial o elemento estructural (*share*). Se trata de una técnica sencilla y flexible no exenta de críticas: falta de contenido teórico, sensibilidad a nivel de

desagregación, omisión de relaciones entre industrias o dificultad de contrastar la significancia estadística. Atribuida a Dunn (1959), originalmente incluía dos efectos: uno estructural y otro competitivo. Rosenfeld (1959) indicó que el efecto estructural afectaba al competitivo. Para salvar este inconveniente, Esteban-Marquillas (1972) propuso la inclusión de un elemento asignativo, constituyendo lo que hoy en día es el modelo tradicional. Si bien, esto también ha sido criticado por Artigue (2014), quien considera innecesario al elemento asignativo. Por su parte, Kochanowski *et al.* (1989) consideran que se mezcla la estructura regional con el crecimiento y confunde el efecto competitivo. Además, la formulación de Esteban-Marquillas no recoge las variaciones intertemporales, por lo que proponen incluir en los componentes la variabilidad temporal. Por su parte, Patterson (1991) critica la metodología por resultar determinista y no permitir contrastar la significancia estadística. Tampoco permite separar los componentes nacional, regional y sectorial. Como solución propone emplear una regresión siguiendo a Buck y Atkins (1976) para incorporar el efecto nacional. En sentido parecido, Mayor *et al.* (2007) critican que la formulación tradicional se basa en una variación (*shift*) constante y una proporción (*share*) constante. Además, de tener en cuenta solo el periodo inicial y el final, pero no los intermedios. Por ello proponen un método dinámico usando un modelo autorregresivo integrado de media móvil (ARIMA) para estimar los efectos nacional, sectorial y competitivo. Márquez *et al.* (2009), por su parte, proponen una combinación de *shift-share* tradicional, junto a un *shift-share* espacial y otro sectorial.

Otra solución es la expuesta por Buesa *et al.* (2015), quienes analizan la eficiencia de las regiones españolas a partir de la metodología no paramétrica DEA, por sus ventajas de sencillez y flexibilidad funcional. Si bien, según los autores, dicha solución no es consistente, ya que no se puede extraer el ruido blanco, en muestras lo suficientemente grandes, los estimadores se aproximan a su valor real.

En cualquier caso y, pese a su sencillez, la metodología *shift-share* sigue siendo una de las más empleadas para determinar si los procesos de convergencia/divergencia se deben a cambios en la estructura sectorial o a variaciones de productividad intra-sectorial. Para nuestros propósitos, resulta adecuada la formulación tradicional, propuesta inicialmente por Esteban-Marquillas (1972) y, que expresamos matemáticamente como

$$y_t - y_{t-1} = \sum_{j=1}^m y_{j,t-1} (s_{j,t} - s_{j,t-1}) + \sum_{j=1}^m s_{j,t} (y_{j,t} - y_{j,t-1}) + \sum_{j=1}^m (y_{j,t} - y_{j,t-1}) (s_{j,t} - s_{j,t-1}) \quad [2.2]$$

donde “*y*” es la productividad, “*s*” es la proporción de ocupados en cada sector sobre el total, el subíndice “*j*” hace referencia al sector de actividad y el “*t*” al tiempo. El primer sumatorio representa el efecto de cambio estructural sobre la variación de productividad, el segundo sumatorio es el incremento de productividad intra-industrial y, el tercero es el componente asignativo, que representa una combinación de cambio en la estructura sectorial y en variación intra-sectorial de la productividad.

La Tabla 2.5 muestra, sin lugar a dudas, cuanto venimos indicando. Como puede apreciarse, la mejora de productividad agregada desde 1980 a 2018 es de 16.653 Euros por ocupado, de los que casi la totalidad proceden de la aportación del sector servicios, 16.548 Euros. Sin embargo, la contribución del sector servicios se debe al cambio estructural, al haber aumentado drásticamente su peso en la economía y tener una productividad relativa inicial superior a la media agregada. Por otro lado, se aprecia la baja contribución de la industria, pese a haber incrementado mucho su productividad, como recoge su componente competitivo.

TABLA 2.5: DESCOMPOSICIÓN SHIFT-SHARE SECTORES ESPAÑOLES 1980-2018

	C. Estructural	C. Competitivo	C. Asignativo	E. Total
Primario	- 917,27	4.916,19	- 3,637,18	361,75
Construcción	- 1.371,88	906,12	- 306,62	- 772,38
Industria	- 4.291,02	10.203,10	- 5.396,45	515,63
- Manufacturas	- 3.491,15	8.352,73	- 4.584,30	277,27
- Ind. No Manuf.	- 477,40	983,84	-268,07	238,36
Servicios	12.527,18	2.621,55	1.399,89	16.548,62
Total	6.269,48	17.780,42	-7.396,29	16.653,62

Imagen muy diferente es la exhibida por Francia en la Tabla 2.6, país vecino y con estructura sectorial parecida, donde si bien los servicios son los que más contribuyen a la mejora de la productividad, los demás sectores contribuyen en mayor medida que en España. Además, los componentes estructural y competitivo del sector servicios se hallan casi igualados, indicando que la contribución a la mejora de la productividad agregada no se debe sólo al aumento de peso del sector, sino también a su mejora de la productividad.

TABLA 2.6: DESCOMPOSICIÓN SHIFT-SHARE SECTORES FRANCESES 1980-2018

	C. Estructural	C. Competitivo	C. Asignativo	E. Total
Primario	- 588,27	2.977,08	- 2.016,14	372,67
Construcción	- 1.231,07	533,70	- 138,03	- 835,40
Industria	- 4.078,78	14.435,89	- 7.800,72	2.556,39
- Manufacturas	- 3.473,95	12.990,24	- 7.332,39	2.183,90
- Ind. No Manuf.	- 197,40	663,94	- 94,05	372,49
Servicios	10.822,21	10.640,80	3.465,23	24.928,25
Total	5.331,53	27.805,77	- 6.115,39	27.021,91

Mediante la fórmula [2.3] podemos examinar si las diferencias en productividad entre dos economías se deben a las diferencias en la composición sectorial o a diferencias en la productividad intra-sectorial.

$$y_i - y_r = \sum_{j=1}^m y_{j,r} (s_{j,i} - s_{j,r}) + \sum_{j=1}^m s_{j,r} (y_{j,i} - y_{j,r}) + \sum_{j=1}^m (y_{j,i} - y_{j,r}) (s_{j,i} - s_{j,r}) \quad [2.3]$$

donde el subíndice “i” hace referencia al país que se compara y el subíndice “r” al país de referencia.

Comparando de nuevo España con Francia, en la Tabla 2.7, observamos que la peor productividad relativa de España respecto a Francia en el año 2018 no se debe a diferencias en la especialización sectorial, sino a una menor productividad de sus sectores, particularmente en servicios, pero también en manufacturas. Nuevamente, los 19.910 euros de diferencia entre la producción media agregada de un francés y un español, se deben fundamentalmente al sector servicios y básicamente a su componente competitivo, es decir, a su menor productividad.

TABLA 2.7: SHIFT-SHARE ESPAÑA VS FRANCIA EN 2018

	C. Estructural	C. Competitivo	C. Asignativo	E. Total
Primario	630,11	-178,99	-90,86	360,26
Construcción	-35,87	-612,48	5,60	-642,75
Industria	1.024,86	-2.270,41	-230,28	-1.475,83
- Manufacturas	794,06	-2.277,38	-216,87	-1.700,20
- Ind. No Manuf.	271,07	-40,49	-6,21	224,37
Servicios	-1.685,18	-16.958,48	491,37	-18.152,29
Total	-25,80	-20.067,82	183,02	-19.910,61

Por tanto, la creencia, muy extendida, de que la menor productividad española se ha debido a la disminución del peso del sector industrial, parece no sostenerse del todo.

Realizando un contractual mediante la fórmula [2.4], por el que se mantuviera la proporción de empleo en cada sector en 1980 pero con la productividad actual, el resultado para España sería sólo un 2,11% de incremento productivo, mientras que en Francia lo sería en un 1,07%, como muestra la Tabla 2.8.

$$\hat{y}_t = \sum_{j=1}^m y_{j,t} s_{t-1} \quad [2.4]$$

Por tanto, no es tanto que la industria se haya reducido, siendo en 2018 el sector con mayor productividad, sino que los servicios españoles no crean suficiente valor añadido por empleado y su evolución productiva es pobre. También es cierto, que la productividad española está por detrás de la francesa en todos los sectores, lo cual no sucedía en 1980, cuando la industria de ambos países estaba prácticamente igualada en producto por ocupado.

TABLA 2.8: CONTRAFACTUAL MANTENIENDO ESTRUCTURA SECTORIAL DE 1980

	España	Alemania	Francia	Italia	RU
Primario	6.156,03	1.655,20	3.845,74	4.624,36	696,49
Construcción	4.960,28	4.137,96	5.293,63	3.416,62	5.071,94
Industria	18.316,15	30.181,22	21.984,01	20.310,30	21.044,28
- Manufacturas	14.713,69	27.193,78	19.144,78	17.760,68	15.947,14
- Ind. No Manuf.	2.735,92	2.737,79	2.057,52	1.987,66	4.506,60
Services	26.081,05	32.061,12	43.872,97	31.247,82	33.151,50
Total	54.646,97	67.785,85	74214,63	59.037,15	59.373,68
Observado 2018	53.520	64.660	73.431	61.133	55.515
Pérdida	2,11%	4,83%	1,07%	-3,43%	6,95%

Por todo lo dicho, parece que la evolución del sector de servicios está lastrando la evolución de la productividad agregada española. En sentido parecido, Rachedi (2020) y Cuadrado *et al.* (2020).

Por otro lado, parece que la terciarización de las economías desarrolladas es un proceso normal que incluso continuará. Así, González-Diez y Moral-Benito (2019) pronostican que el peso del sector terciario, en el valor añadido agregado, aumentará en el futuro en España. Por otra parte, el mayor crecimiento del empleo en el sector servicios (con productividad menos dinámica), en detrimento de la industria (con mayores crecimientos productivos), ya fue

descrito por Baumol (1967) en su modelo de crecimiento desbalanceado. Ello se debe a que, el mayor incremento de productividad de un sector, manteniéndose la demanda constante, reduce la cantidad de factores productivos necesarios en el primero, por lo que, crece la proporción de factores productivos de los sectores de menor evolución productiva. Como resultado se produce un abaratamiento relativo de los bienes producidos por los sectores más dinámicos.

Para evitar el estancamiento de la productividad, Sorbe *et al.* (2018) sostienen que el aumento de los servicios debe acompañarse de un dinamismo en los servicios que permita un crecimiento sostenido de la productividad agregada. Señalan los autores la gran heterogeneidad existente en el sector de los servicios, en los que los servicios más intensivos en conocimiento presentan un mayor dinamismo. En cualquier caso, en España desde 1980 a 2018 no sólo se ha reducido el porcentaje de empleo en la industria en beneficio de los servicios, también su contribución al valor añadido agregado ha disminuido de un 22% a un 16%.

Cuanto precede nos permite tener una primera aproximación, pero, la gran heterogeneidad de los sectores, hace preciso un análisis más desagregado. En la siguiente sección revisaremos la evolución y contribución de cada sector de la economía española con mayor detalle.

2.5. DESAGREGACIÓN POR SECTORES: 1995 A 2017

Hemos realizado una comparativa entre países europeos, desvelando que gran parte de la pérdida en productividad frente a las otras cuatro grandes economías europeas, a excepción de Italia, se deben al aumento del peso de un sector servicios que evoluciona peor y que supone más del 78% de la economía española. Sin embargo, un estudio más pormenorizado requiere mayor nivel de desagregación, para lo que recurriremos a los datos suministrados por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE), que nos permite desagregar las ramas de actividad en códigos de dos dígitos. El anexo 2.8.2 dedica una breve descripción a los datos y su metodología.

Recurriendo nuevamente a una descomposición *shift-share*, explicitamos la diferencia en el nivel de productividad de dos periodos entre su contribución por sectores, siendo la diferencia agregada el sumatorio de todas las contribuciones de sus sectores. También podemos descomponer la contribución de cada sector en sus efectos estructural, competitivo y asignativo.

Si bien la comparativa entre países de la sección anterior se ha realizado mediante valor añadido deflactado (datos de AMECO) a partir de un año de base fijo, los datos INE que vamos a utilizar emplean un año base móvil. Cada metodología ofrece ventajas e inconvenientes, y aunque puedan existir diferencias en las estimaciones, permiten llegar a conclusiones asimilables.

Con los datos desagregados, hemos elaborado la Tabla 2.15 del anexo, la cual permite observar la evolución y contribución a la variación de la productividad agregada de cada subsector entre 1995 y 2017. En dicho periodo, la productividad laboral agregada creció un 9,19% por ocupado (12,37% por hora trabajada), suponiendo un incremento de 4.485,96 euros por ocupado (3,48 euros por hora trabajada). Dicho incremento ha sido debido a un efecto

estructural (10.442 euros) mayor al doble que el competitivo (4.023 euros), contrarrestado sin embargo en parte por uno asignativo (-9.980 euros) de signo contrario. Similar situación para la evolución de la productividad horaria.

De toda la economía, es la construcción (sección F) la que más contribuye a reducir la productividad agregada, ello por la reducción de su número de ocupados y por reducir su productividad por ocupado un 1,65% (9,35% por hora). De esta forma, reduce la productividad agregada en 1.787 euros por ocupado al año. No obstante, parece que otras economías también han reducido su productividad en el sector de la construcción, por lo que no sería un elemento diferenciador.

Teniendo en cuenta solo la economía privada no financiera¹⁰, el crecimiento productivo es del 12,05% (14,57% por hora). Nuevamente con un gran efecto estructural contrarrestado por un efecto asignativo de signo contrario y una exigua contribución del efecto competitivo.

Atendiendo solo al sector servicios, encontramos que la productividad por ocupado ha decrecido un 0,29% en el periodo, creciendo un 2,35% en productividad horaria. En ambos casos con efectos competitivo y asignativo negativos y con efecto estructural positivo.

El sector que más contribuye de toda la economía es el sector inmobiliario (sección L) aumenta 2.494 euros a la productividad agregada. Ello se debe a que a pesar de haber reducido su productividad un 49,26%, su productividad es muy superior a la media y ha aumentado su participación en la ocupación. Nuevamente el efecto estructural es el único en positivo.

El sector de comercio (sección G) aumenta su productividad un 31,81% y su ocupación un 0,55%, contribuyendo al aumento de la productividad agregada en 1.805 euros.

El sector que más reduce la evolución de su productividad es la hostelería (sección I), que lo hace en -968,69 euros. Representa el sector servicios de mayor crecimiento en ocupación, habiendo pasado de un 5,24% de los ocupados totales en 1995, a un 7,89% en 2017. Sin embargo, su productividad ha caído un 48,66%, situándose en 2017 por debajo de la media nacional y del sector de servicios. Una caída tan radical de la productividad junto al drástico aumento de su participación en la ocupación, hace que la descomposición aumente mucho el efecto asignativo, mientras ofrece un resultado positivo del efecto estructural, ya que en 1995 su productividad era superior a la media.

Realizamos un nuevo contrafactual, de efectos sorprendentes, mediante la fórmula [2.5], por la que estimamos la productividad agregada si mantuviéramos la productividad de cada sector en el año 1995, pero con la distribución sectorial de mano de obra actual.

$$\hat{y}_t = \sum_{j=1}^m y_{j-1,t} s_t \tag{2.5}$$

Los cálculos realizados sobre el total de 63 subsectores, de los cuales, 36 son subsectores de servicios y, entre ellos, 27 son servicios de mercado, se presentan en la Tabla 2.9.

¹⁰ *Non-Financial Business Economy* por su nombre en inglés es una clasificación de la Comisión Europea que incluye los sectores de códigos NACE 2 Rev. A, B, C, D, E, F, G, H, I, J, M, N y el subsector 95.

TABLA 2.9: PRODUCTIVIDADES Y CONTRAFACUALES

	Todos sectores		Sector servicios		Servicios de Mercado	
	Ocupado	Hora	Ocupado	Hora	Ocupado	Hora
PL 2017	53.317	31,56	50.673	30,68	57.669	32,92
PL 1995	48.831	28,08	50.822	29,98	59.431	32,80
Fórmula [2.4]	53.520	31,18	47.828	28,92	54.472	30,54
Fórmula [2.5]	53.785	31,31	62.344	37,33	76.330	43,69

La primera fila es la productividad por ocupado en 2017, la siguiente fila en 1995 y las dos últimas corresponden a las fórmulas [2.4] y [2.5]. Respectivamente, el resultado de mantener la estructura sectorial productiva de 1995 con la productividad de cada sector actual y, de mantener la productividad de 1995 con la estructura sectorial actual.

Resulta sorprendente que la productividad de 1995 en los servicios de mercado con la estructura de dichos servicios de 2017 (fórmula [2.5]), resulte mayor que la productividad de los servicios de mercado actual. Esto evidencia la caída experimentada por algunos servicios que hoy en día ocupan, sin embargo, una elevada proporción del factor trabajo. En conclusión, podemos decir que el sector servicios se ha orientado hacia sectores cuya dinámica productiva es muy pobre, lastrando la productividad agregada.

Respecto al contrafactual de la fórmula [2.4], esto es, manteniendo la estructura productiva de 1995 pero con la productividad de 2017, se vienen a corroborar los resultados de la Tabla 2.8, es decir, que el cambio de estructura no ha tenido sino un efecto muy residual.

Por último, resulta también llamativo que la evolución en los sectores denominadas Actividades Intensivas en Conocimiento¹¹ no parece destacar por su desempeño, como puede apreciarse en la tabla 2.15. Hay actividades intensivas en conocimiento cuya productividad decae mucho y, otras no intensivas en conocimiento, cuya productividad crece en gran medida.

2.6. CONCLUSIONES

Nuestro análisis de convergencia beta condicionada nos indica la existencia de un proceso de convergencia productiva en la Unión Europea, en el que, junto al papel de los determinantes clásicos del crecimiento, como la calidad institucional o la calidad del capital humano, la estructura productiva juega un papel preponderante.

La productividad laboral española, comparada con las otras cuatro grandes economías europeas, ha experimentado un gran crecimiento a partir de los años sesenta, convergiendo hacia las economías más desarrolladas de Europa. Sin embargo, dicho crecimiento se ha tornado más bajo que el de los países de referencia a partir de mediados de los ochenta. Este momento coincide con el proceso de cambio de la estructura productiva que se denominó “reconversión industrial”. Esta coincidencia en el tiempo, ha llevado a muchos a considerar

¹¹ Knowledge Intensive Activities (KIA) por su nombre y siglas en inglés. Es una clasificación de las actividades, de la clasificación NACE 2 Rev. (dos dígitos), que en la Unión Europea de los 27 cuentan de media con un 33% o más de sus trabajadores con educación terciaria. Son los sectores: 9, 19, 21, 26, 51, 58-66, 69-75, 78, 79, 84-86, 90 y 94.

que ambos fenómenos estaban relacionados. Por otra parte, la estructura económica, así como sus variaciones, parecen tener gran relevancia en el contexto europeo. De hecho, un mayor peso del sector manufacturero, se convierte en nuestras regresiones en la variable que más hace crecer la productividad.

Para verificar en qué medida el cambio estructural ha sido causa del deterioro relativo de la productividad laboral española, recurrimos, como es común en la literatura, a descomposiciones tipo *shift-share*. Ello nos permite distinguir qué parte de la variación de la productividad agregada se debe a variaciones en la productividad de cada sector y, qué parte se debe al movimiento de mano de obra entre sectores, es decir, al cambio estructural.

Los resultados sugieren que España se ha orientado hacia un sector servicios incapaz de aumentar su valor añadido en la misma medida que lo hacen otras economías. Mientras el sector industrial y primario han mejorado en gran medida su productividad, el sector de los servicios, que representaba más del 78% del empleo en 2018, muestra una evolución muy pobre, lastrando la productividad agregada. Si bien el sector servicios ha sido el principal contribuyente al crecimiento de la productividad agregada en la historia reciente, ello se ha debido únicamente al aumento de su participación en la fuerza laboral y a su elevada productividad inicial. Sin embargo, a medida que ha crecido hasta alcanzar el 78% de la ocupación, su productividad ha ido cayendo, lastrando la evolución de la productividad agregada. El caso más paradigmático es el de la hostelería que ha aumentado su participación en el empleo desde un 5,24% en 1995 a un 7,89% en 2017, multiplicando su ocupación por 2,11, mientras su productividad ha disminuido un 48,66% en dicho periodo.

Es claro que, si la industria tiene generalmente mayor productividad que la media nacional, mayor porcentaje de industria contribuirá positivamente a una mayor productividad agregada. Sin embargo, otros países con similar evolución de su ocupación dedicada a la industria han experimentado mejores tasas de crecimiento de su productividad agregada. Hemos realizado también contrafactuales manteniendo las participaciones en el empleo de los sectores en 1980 y en 1995 con productividades más actuales y, el incremento de productividad resultante estaría en un exiguo 2%.

Creemos que este estudio tiene interés, no solo en el ámbito académico, sino también para los gestores de política económica que deberían implementar medidas tendentes a mejorar la productividad de aquellas actividades con baja productividad y pobre evolución.

Futuros trabajos pueden ahondar en cuestiones que quedan pendientes de esclarecer, como por qué los servicios evolucionan tan mal en España o si los determinantes clásicos han estado influyendo de diferente manera en unos sectores u otros. Tampoco aquí se han examinado las relaciones entre sectores. Pudiera suceder que, por ejemplo, un mayor sector industrial, hiciera aumentar la productividad del sector servicios.

2.8. ANEXOS

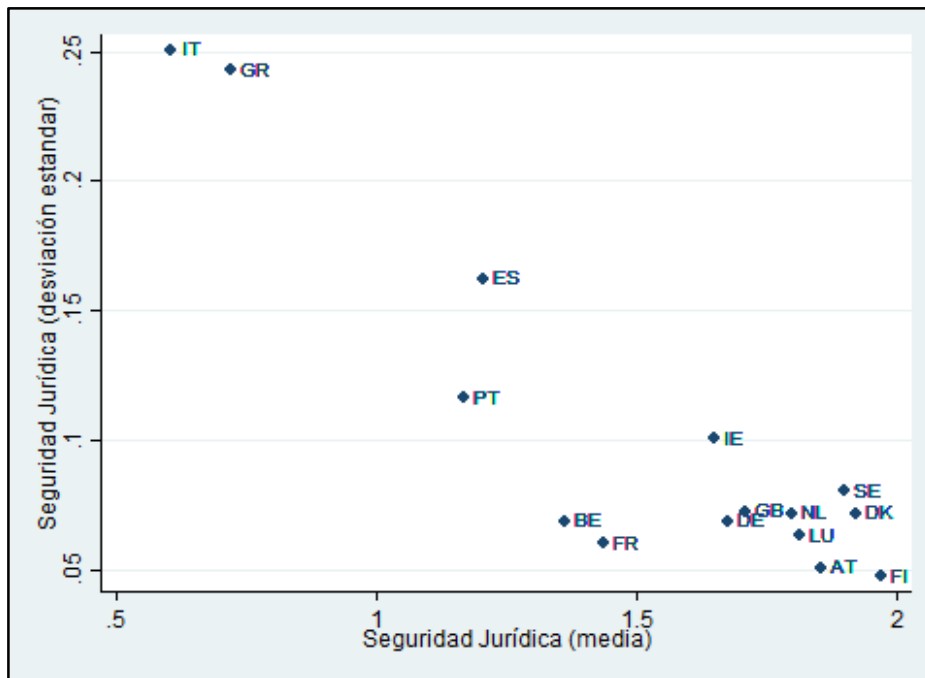
2.8.1. Fuentes de datos a nivel europeo

Productividad laboral: se entiende como valor añadido dividido entre factor trabajo, tanto personas ocupadas como horas trabajadas. Se han empleado tres mediciones de valor añadido en este monográfico: valor añadido en paridad de compra procedente de *The Conference Board*, valor añadido deflactado con año base fijo procedente de *AMECO online* y, valor añadido constante mediante un índice encadenado con datos ofrecidos por el INE. Las tres mediciones arrojan diferencias numéricas, pero representan la misma imagen y las mismas conclusiones. Se ha entendido que era mejor cada una de las fuentes para los objetivos que se perseguían en cada parte del estudio. En cualquier caso, son módulos estadísticos estandarizados que siguen la clasificación estadística de actividades económicas en la Comunidad Europea (NACE) segunda revisión.¹²

Tamaño del gobierno: basado en la media de porcentajes de consumo gubernamental sobre el total del consumo, porcentaje de transferencias y subsidios como porcentaje del PIB, inversión gubernamental sobre total de inversiones, tipo marginal de impuestos y porcentaje de propiedad del estado en la economía. Escala de 0 a 10. Para más información véase la publicación *Economic Freedom of the World* del Frasier Institute.

Seguridad jurídica: captura la percepción sobre la confianza que tienen los agentes en el grado de cumplimiento de las leyes, los contratos la confianza en la autoridad y en los tribunales y sobre la probabilidad de sufrir violencia. Es un indicador sintético normalizado que varía aproximadamente entre -2,5 y 2,5. En la página del Banco Mundial se ofrece más información.

GRÁFICO 2.2: DESVIACIÓN TÍPICA DE LA SEGURIDAD JURÍDICA



¹² Aprobada por el Reglamento CE 1893/2006 del Parlamento Europeo y del Consejo de 20 de diciembre de 2006.

Curiosamente los países de la EU-15 con mayor seguridad jurídica son los que menos variación sufren en la misma, siendo los que presentan mayor volatilidad y menor seguridad jurídica, Italia (IT), Grecia (GR), España (ES) y Portugal (PT).

% VA Primario: porcentaje del valor añadido que representa el sector primario: agricultura, pesca, ganadería, bosques y minería correspondientes a los códigos A y B de clasificación NACE 2 Rev.

% VA Manufacturas: porcentaje del valor añadido que representa la industria manufacturera (código C) de la clasificación NACE 2 Rev.

% de empleo en empresas de gran tamaño: porcentaje del empleo concentrado en empresas de gran tamaño. El tamaño se considera en atención al triple criterio de la Unión Europea. Más información en el Observatorio Europeo de la Pyme.

Educación 1, 2 y 3: porcentaje de trabajadores con educación inferior a bachillerato, con educación al menos de bachillerato y con educación universitaria respectivamente. Más información en OCDE *Spyder*, base de datos que recoge gran número de indicadores procedentes de diversas fuentes y que comprende gran número de países.

TABLA 2.10: DESCRIPCIÓN DE VARIABLES DE LA REGRESIÓN

Variable	Obs.	Media	Std. Dev.	Min.	Max.
VA/Hr. (Log.)	950	3,701631	0,4231691	2,483037	4,615527
Tamaño Gobierno	531	5,126746	1,12714	1,626916	8,917504
Seg. Jca.	594	1,151546	0,6028205	-0,6342322	20,100273
%VA Prim. (%)	554	0,0555848	0,0331818	0,0035832	0,2211996
%VA Manuf. (%)	554	0,2217287	0,057969	0,0649827	0,40841116
Empl. Grs. (%)	232	0,2239795	0,1403677	0,00152	0,4721243
Educ. 1 (%)	622	26,20362	16,10436	4,899994	80,6
Educ. 2 (%)	622	73,79638	16,10436	19,4	95,100001
Educ. 3 (%)	640	23,81974	9,200875	2,967918	47,8

2.8.2. Fuente de datos desagregados para España: INE

Para desagregar más los datos hemos recurrido a las bases de datos de Valor Añadido Bruto y Empleo del INE. Los datos se toman con un nivel de desagregación de dos dígitos, de acuerdo a la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE)¹³.

Si bien los datos disponibles van de 1995 a 2018, hay valores ausentes de este último año, lo que nos obliga a reducir la serie a los años 1995 a 2017. La serie de Valor Añadido se expresa en valores monetarios corrientes con indicación del índice de volumen encadenado con referencia en el año 2015. Ello es realizado en dos fases, primeramente, se elimina el efecto precios mediante un índice Laspeyres de base móvil, creando un enlace entre años consecutivos. A partir de dicho enlace, se crea el índice de volumen donde el año de referencia toma el valor 100 y los siguientes se obtienen mediante la multiplicación del índice del año anterior por el enlace del año en cuestión dividiendo por 100. Como nuestro interés estriba en

¹³ La actual CNAE, que entró en vigor en 2009, mediante Real Decreto 475/2007, de 13 de abril de 2009, ha sido elaborada siguiendo la clasificación NACE 2ª revisión.

conocer la evolución temporal de volumen producido, procedemos multiplicando el valor monetario del año base por el índice de cada año en todos los periodos, obteniendo una estimación de la evolución de volumen de bienes y servicios producidos. Si bien los índices encadenados mejoran la relevancia y precisión de la estimación frente a una base fija, presentan el inconveniente de la pérdida de aditividad, por lo que pueden o no coincidir con la suma de sectores de oferta o con los agregados de demanda.

Se han eliminado los siguientes sectores por no ser lógico incluirlos:

- 99. Actividades de organizaciones y organismos extraterritoriales,
- 68b. Alquileres imputados de las viviendas ocupadas por sus propietarios

Algunos subsectores se hallan unidos, contando con un total de 63 actividades, de las que 13 consideraremos sector público pese a que algunas de ellas como las sanitarias o educativas son actividades desarrolladas tanto por la Administración Pública como por el sector privado.

2.8.3. Tablas de AMECO

TABLA 2.11: PRODUCTIVIDAD LABORAL MEDIA POR OCUPADO EN 2018

	España	Alemania	Francia	Italia	R.U.	EU15	Euro
Primario	39.717	32.166	46.409	35.668	29.353	35.005	33.863
Construcción	53.119	51.999	62.942	43.484	49.927	57.487	53.554
Industria	76.319	91.132	98.437	71.794	83.333	95.480	91.149
- Manufacturas	66.075	87.129	90.902	66.085	70.846	87.841	85.086
- Ind. No Manuf.	158.029	143.538	161.737	140.576	164.259	172.033	156.785
Servicios	50.977	59.617	71.958	61.405	53.285	65.019	62.280
Total Economía	53.520	64.660	73.431	61.133	55.515	67.820	65.044

TABLA 2.12: INCREMENTO DE PRODUCTIVIDAD LABORAL POR OCUPADO (%) ENTRE 1980 Y 2018

	España	Alemania	Francia	Italia	R.U.
Primario	396,52%	111,33%	342,72%	312,86%	130,92%
Construcción	22,35%	-12,67%	11,21%	-16,87%	107,11%
Industria	125,76%	125,82%	191,25%	90,84%	174,26%
- Manufacturas	131,31%	862,19%	211,07%	105,64%	177,91%
- Ind. No Manuf.	56,15%	-74,02%	47,64%	-0,91%	132,93%
Servicios	11,17%	13,28%	32,02%	2,78%	76,33%
Total Economía	45,17%	37,03%	58,23%	32,11%	89,96%

TABLA 2.13: VARIACIÓN OCUPADOS (%) POR SECTORES DE 1980 A 2018

	España	Alemania	Francia	Italia	RU
Primario	-58,71%	-56,91%	-59,91%	-66,24%	-34,28%
Construcción	4,99%	15,26%	-7,93%	-7,92%	-7,59%
Industria	-25,24%	-8,44%	-42,92%	-28,66%	-52,63%
- Manufacturas	-28,40%	-9,73%	-45,91%	-30,66%	-53,96%
- Ind. No Manuf.	15,45%	12,81%	6,60%	9,41%	-41,72%
Servicios	143,43%	126,61%	64,63%	72,91%	72,59%
Total Economía	58,69%	63,58%	24,19%	19,78%	30,28%

TABLA 2.14: VARIACIÓN DE PRODUCTIVIDAD LABORAL POR OCUPADO (%) DE 1995 A 2018

	España	Alemania	Francia	Italia	RU	EU15	Euro
Primario	114,67%	51,34%	78,96%	46,15%	50,23%	74,88%	75,43%
Construcción	-3,32%	2,29%	-15,93%	-27,33%	11,30%	-1,28%	-4,95%
Industria	50,76%	57,72%	72,74%	15,86%	44,02%	57,24%	59,17%
- Manufacturas	53,64%	58,77%	86,84%	24,20%	59,95%	67,73%	67,20%
- Ind. No Manuf.	3,44%	62,77%	-1,69%	-32,72%	-29,19%	4,10%	15,09%
Servicios	5,84%	9,00%	16,30%	-4,04%	32,53%	13,56%	8,49%
Total Economía	13,60%	19,05%	21,73%	0,26%	28,79%	20,49%	17,60%

2.8.4. Sectores españoles de 1995-2017: evolución y contribución

TABLA 2.15: EVOLUCIÓN DE ESTRUCTURA SECTORIAL Y PRODUCTIVIDAD: 1995-2017

Código	Y/L 1995	Y/Hr 1995	Var. Y/L (%)	Var. Y/Hr (%)	S L 1995 (%)	S Hrs 1995 (%)	Var. S Labor (%)	Var. S Hrs (%)	Contribución (euros)	
A	18.913,79	9,09	97,25	116,14	7,15	8,55	-3,01	-3,91	190.75	
1	17.514,50	8,31	111,38	131,99	6,47	7,84	-2,64	-3,49	285.52	
2	27.115,38	15,40	103,04	125,74	0,23	0,23	-0,13	-0,14	-10.50	
3	34.761,90	18,91	0,09	13,15	0,45	0,48	-0,24	-0,28	-84.27	
B	5-9	64.344,26	40,73	58,59	54,26	0,35	0,32	-0,25	-0,22	-123.42
C	43.553,73	25,30	51,56	49,47	17,21	17,04	-7,10	-6,59	-820.00	
10-12	52.209,81	30,11	21,70	19,39	2,97	2,96	-0,86	-0,76	-210.36	
13-15	22.298,92	13,34	217,13	141,21	2,40	2,31	-1,74	-1,45	-67.80	
16	25.586,14	14,42	37,20	38,29	0,71	0,72	-0,44	-0,44	-85.70	
17	68.750,00	39,61	9,01	17,01	0,36	0,36	-0,12	-0,13	-67.08	
18	40.590,98	23,84	-10,11	-11,32	0,46	0,45	-0,16	-0,15	-78.99	
19	176.923,08	102,86	157,21	200,12	0,07	0,06	-0,02	-0,02	92.72	
20	102.880,66	59,99	-6,45	-2,96	0,70	0,69	-0,23	-0,23	-271.82	
21	53.753,75	31,12	189,97	172,97	0,24	0,24	-0,02	0,00	213.32	
22	48.282,83	28,28	31,86	33,81	0,71	0,70	-0,22	-0,21	-27.71	
23	43.687,02	25,07	29,84	35,12	1,22	1,22	-0,74	-0,75	-262.05	
24	41.752,58	24,43	82,04	89,95	0,56	0,55	-0,25	-0,25	-0.14	
25	36.844,28	20,52	30,58	35,37	1,75	1,80	-0,50	-0,53	-45.34	
26	32.295,08	19,09	86,01	90,12	0,44	0,43	-0,30	-0,29	-57.56	
27	56.521,74	33,04	20,72	23,53	0,61	0,60	-0,26	-0,26	-107.76	
28	46.074,20	26,47	41,57	46,36	0,84	0,84	-0,29	-0,29	-27.37	
29	41.988,67	24,64	86,44	95,08	1,40	1,37	-0,58	-0,59	51.48	
30	62.653,06	37,40	19,87	24,12	0,35	0,34	-0,10	-0,10	-34.81	
31-32	28.801,07	17,11	48,07	41,04	1,08	1,04	-0,55	-0,50	-87.46	

Código	Y/L 1995	Y/Hr 1995	Var. Y/L (%)	Var. Y/Hr (%)	S L 1995 (%)	S Hrs 1995 (%)	Var. S Labor (%)	Var. S Hrs (%)	Contribución (euros)	
	33	22.912,21	13,25	124,69	117,18	0,34	0,34	0,31	0,35	254.44
D	35	281.716,42	161,11	151,01	169,18	0,39	0,39	-0,19	-0,20	292.71
E		92.175,07	51,94	-32,68	-24,68	0,54	0,56	0,43	0,36	102.48
	36	118.181,82	66,32	-28,05	-17,82	0,24	0,24	0,05	0,02	-35.39
	37-39	71.933,96	40,66	-27,24	-19,42	0,31	0,31	0,38	0,34	137.87
F	41-43	54.982,82	30,22	-1,65	-9,35	9,03	9,45	-3,15	-2,58	-1787.26
G		29.471,72	16,24	31,81	33,95	16,99	17,74	0,55	0,80	1805.73
	45	37.371,91	20,69	45,84	36,32	2,39	2,49	-0,79	-0,65	-17.93
	46	38.238,14	20,43	38,23	42,24	4,47	4,81	1,57	1,69	1482.56
	47	23.731,47	13,24	16,90	20,26	10,13	10,44	-0,23	-0,24	341.10
H		59.573,82	32,55	-8,54	-3,56	4,96	5,22	-0,40	-0,54	-471.73
	49	52.980,13	28,28	-18,84	-16,21	3,38	3,64	-0,57	-0,62	-582.59
	50	92.571,43	68,15	8,44	-17,14	0,13	0,10	-0,09	-0,06	-76.51
	51	210.975,61	121,04	-55,26	-55,41	0,24	0,24	-0,08	-0,08	-351.82
	52	80.722,89	44,49	9,58	22,20	0,60	0,62	0,51	0,44	496,53
	53	10.650,41	6,12	128,51	165,12	0,62	0,62	-0,17	-0,22	42,66
I	55-56	81.315,35	42,34	-48,66	-46,36	5,24	5,79	2,65	2,80	-968,69
J		89.955,98	51,61	-6,82	-6,54	1,80	1,81	0,70	0,76	473,52
	58	70.370,37	42,10	-25,45	-26,86	0,25	0,24	-0,01	0,00	-51,86
	59-60	210.992,91	124,13	-63,41	-65,19	0,41	0,40	-0,05	-0,02	-586,35
	61	60.089,69	34,54	328,58	324,28	0,48	0,48	-0,14	-0,13	591,92
	62-63	44.699,45	24,85	16,58	21,39	0,66	0,68	0,90	0,92	519,81
K		73.625,75	42,29	44,48	52,65	2,53	2,54	-0,69	-0,74	96,24
	64	52.858,26	30,56	138,00	153,30	1,84	1,83	-0,72	-0,75	439,11
	65	128.343,31	73,66	-5,93	2,96	0,36	0,36	-0,08	-0,10	-124,59
	66	129.824,56	71,99	-63,39	-62,09	0,33	0,34	0,11	0,11	-218,28
L	68a	1.174.311,93	707,11	-49,26	-52,66	0,31	0,30	0,72	0,79	2494,92
M		49.293,60	27,25	0,67	4,31	3,27	3,40	1,88	1,92	944,94
	69-70	42.690,06	23,42	5,50	12,99	1,36	1,42	1,07	1,02	514,03
	71	32.467,53	17,62	47,88	55,76	0,94	1,00	0,24	0,22	260,69
	72	148.995,98	82,60	-43,93	-37,56	0,18	0,19	0,14	0,12	2,05
	73	62.536,44	36,02	7,48	2,03	0,50	0,49	0,04	0,08	48,91
	74-75	50.617,28	28,77	-23,00	-28,24	0,29	0,30	0,39	0,47	119,25
N		57.103,41	34,34	-46,08	-44,34	2,35	2,25	4,83	4,60	867,27
	77	89.788,73	55,06	47,40	12,51	0,20	0,19	0,11	0,21	231,72
	78	37.003,41	23,02	-35,46	-42,02	0,64	0,59	0,56	0,68	51,02
	79	104.642,86	60,17	-46,98	-47,72	0,20	0,20	0,10	0,11	-44,31
	80-82	54.410,14	32,33	-54,05	-49,51	1,31	1,27	4,05	3,60	628,84
O	84	38.689,41	24,24	6,45	5,85	8,04	7,38	-0,12	0,14	149,74
P	85	47.372,23	31,98	-11,51	-0,26	5,99	5,10	0,73	0,13	-19,64
Q		54.264,78	32,50	-12,72	-6,71	5,52	5,30	1,92	1,58	529,69
	86	57.973,48	34,65	-0,18	2,63	4,24	4,08	0,50	0,48	283,38
	87-88	41.884,22	25,27	-31,03	-20,99	1,27	1,21	1,42	1,10	246,31
R		32.922,79	19,93	57,08	53,58	1,52	1,45	0,61	0,69	602,28
	90-92	41.282,57	24,42	48,45	46,78	0,72	0,70	0,18	0,21	254,60
	93	25.426,77	15,72	75,93	69,89	0,80	0,75	0,43	0,48	347,68
S		34.388,47	18,98	-12,13	-4,07	2,28	2,37	1,11	0,95	239,15
	94	37.904,47	22,08	12,94	41,61	0,47	0,46	0,73	0,51	333,63
	95	23.941,02	13,01	-4,39	-3,89	0,27	0,28	0,01	0,01	-1,51
	96	35.145,27	19,15	-33,37	-32,65	1,54	1,63	0,37	0,43	-92,97
T	97-98	13.587,74	11,57	11,32	11,00	4,52	3,05	-1,20	-0,74	-112,72
Variación total de VA por ocupado en el total de la economía (Euros/año) de 1995 a 2017									4.485,96	

La Tabla 2.15 muestra en su primera columna los códigos de actividad correspondientes a la clasificación NACE 2ª Rev., así como las secciones correspondientes (letras), cuyos datos agregados aparecen en negrita. La segunda columna se refiere a la productividad por ocupado en el año 1995 (Y/L). La tercera columna es la productividad horaria en 1995 (Y/Hr). La cuarta columna es la variación porcentual en la productividad por ocupado durante los años 1995 a 2017. La siguiente columna es la variación para la productividad horaria en el mismo periodo. La sexta columna la proporción de ocupados en tanto por ciento que desempeñan su labor en cada sector de actividad en 1995. Lo mismo para las horas trabajadas en la siguiente columna. Las columnas 8 y 9 representan el incremento en el porcentaje de ocupación y horas trabajadas entre los años 1995 y 2017. Así, la mera suma de los porcentajes de la columna 6 y 8 nos daría el porcentaje de ocupados en 2017. Por último, la columna final es la suma de los efectos de la fórmula [2.2] que da como resultado la contribución al aumento o disminución de la productividad agregada de cada ocupado, de tal suerte, que la suma de la última columna nos proporciona 4.485,96 euros que es el incremento de productividad por ocupado de 1995 a 2017.

2.8.5. Códigos de actividad de clasificación NACE 2ª Revisión

TABLA 2.16: SECCIONES DE LA CLASIFICACIÓN NACE SEGUNDA REVISIÓN

A	Agricultura, ganadería, silvicultura y pesca
B	Industrias extractivas
C	Industria manufacturera
D	Suministro de energía eléctrica, gas, vapor y aire acondicionado
E	Suministro de agua, actividades de saneamiento, gestión de residuos y descontaminación
F	Construcción
G	Comercio al por mayor y al por menor; reparación de vehículos de motor y motocicletas
H	Transporte y almacenamiento
I	Hostelería
J	Información y comunicaciones
K	Actividades financieras y de seguros
L	Actividades inmobiliarias
M	Actividades profesionales, científicas y técnicas
N	Actividades administrativas y servicios auxiliares
O	Administración pública y defensa; Seguridad Social obligatoria
P	Educación
Q	Actividades sanitarias y de servicios sociales
R	Actividades artísticas, recreativas y de entretenimiento
S	Otros servicios
T	Actividades de los hogares como empleadores de personal doméstico; actividades de los hogares como productores de bienes y servicios para uso propio
U	Organismos extraterritoriales

3. DISTORSIONES EN TAMAÑO EMPRESARIAL Y SUS EFECTOS SOBRE LA PRODUCTIVIDAD EN ESPAÑA¹⁴

RESUMEN

De las cinco mayores economías europeas, España es la que presenta la menor productividad laboral. Ello se debe, en parte, al menor tamaño de sus empresas.

La literatura considera que la distribución por tamaños de las empresas suele seguir un patrón, por lo que, una discontinuidad en la distribución, indicará la existencia de una distorsión, normalmente asociada a un régimen normativo diferenciado por tamaño de empresa. En el caso español, se constata una discontinuidad coincidiendo con el endurecimiento de las exigencias normativas al pasar de 49 empleados. Sin embargo, poco se ha escrito sobre el caso español.

Este trabajo contribuye a la literatura existente, extendiendo el debate al caso español y, cuantificando los efectos de la distorsión en la distribución mediante la metodología de Kleven y Waseem (2013). Estimamos que pasar de 49 empleados puede equivaler a un impuesto implícito de un 2,36%, similar al 2,3% estimado por Garicano *et al.* (2016) para Francia. Estimamos también, que la eliminación de dicha distorsión, supondría un incremento aproximado de la productividad laboral de un 0,29%, similar al 0,3% estimado por Gourio y Roys (2014) para Francia.

Se concluye por tanto que el tamaño empresarial explica una parte sustancial de la brecha productiva con otras economías. No obstante, la distorsión normativa existente afecta solo a una reducida parte de la distribución, no siendo, por tanto, responsable del reducido tamaño empresarial español. En consonancia, la estimación de los efectos de la distorsión sobre la productividad arroja un resultado modesto. Por otro lado, la metodología empleada es sensible a la elasticidad de demanda de trabajo respecto al coste marginal, por lo que, la estimación puede variar ligeramente según la elasticidad introducida en el modelo.

Clasificación JEL: D21, L25, J21, J24, J28, E24.

Palabras clave: Tamaño empresarial, productividad laboral, crecimiento, distorsiones, factor trabajo.

¹⁴ Será presentado en: Reunión Anual de la Asociación Internacional de Economía Aplicada (ASEPELT) en Jaén en junio de 2021.

3.1. INTRODUCCIÓN

De las cinco primeras economías europeas, España es la que presenta una menor productividad laboral. La literatura explica las diferencias de productividad entre economías a partir de los determinantes del crecimiento económico (véanse por ejemplo las revisiones de Isaksson, 2007; Syverson, 2011; o Kim y Loayza, 2019). Si bien el debate ha ido evolucionando en el tiempo, se siguen considerando algunos determinantes clásicos como la cantidad y calidad de factores productivos, calidad institucional o factor tecnológico. Este último, considerado exógeno en los primeros modelos de crecimiento, se ha endogeneizado en la literatura moderna como producto de la inversión en investigación y desarrollo (I+D) (por ejemplo, Benigno y Fornaro, 2018; o Ivanova y Chatzouz, 2019 entre otros). Así, para el caso español, la Fundación BBVA-IVIE (2019) propone aumentar la inversión en I+D, en capital humano y físico, así como mejorar el marco regulatorio e institucional como vía para incrementar la productividad española. Pero, además, junto a estos determinantes “clásicos” de la productividad, cada vez surge más literatura que señala la importancia de variables a nivel de empresa como, por ejemplo, el tamaño empresarial. Este es precisamente el marco en el que se circunscribe el presente capítulo y, en el que analizaremos la relación entre tamaño empresarial y productividad laboral mediante datos agregados y microdatos de empresa.

El estudio de la relación positiva entre tamaño empresarial y productividad laboral revela que es precisamente el reducido tamaño de las empresas una de las debilidades de la economía española. Solamente con la adopción de los tamaños empresariales de Francia o Alemania en cada sector de los analizados, la brecha productiva que separa a España con ambos países, se cerraría aproximadamente en un 20% y un 24% respectivamente.

Al igual que ocurre en Francia, detectamos que en España existe una discontinuidad en la distribución de empresas en torno a los 49 empleados, que puede deberse a un endurecimiento normativo al sobrepasar dicho umbral de tamaño. Sin embargo, dicha distorsión afecta a una zona de la distribución y no parece justificar que las empresas españolas sean tan pequeñas. Empleando la metodología de Kleven y Waseem (2013), estimamos que el régimen diferenciado supone un impuesto implícito o sobrecoste de un 2,36% aproximadamente al pasar de 49 empleados. Lo cual coincide con el 2,3% estimado por Garicano *et al.* (2016) para el caso francés. La supresión de dicho sobrecoste, animaría a algunas empresas a aumentar su tamaño y, con ello, estimamos un incremento directo de la productividad agregada alrededor de un 0,29% para los sectores analizados. En el mismo sentido Gourio y Roys (2014) cifran el incremento de productividad en un 0,30% para Francia.

El resto del capítulo se organiza como sigue: en la siguiente sección se describen las bases de datos utilizadas y las estimaciones de productividad empleadas; en la tercera sección se establece la relación entre tamaño y productividad; en la cuarta sección se analiza la distorsión/discontinuidad en la distribución de frecuencias de empresas por tamaño, para seguidamente, medir sus efectos sobre la productividad laboral y, por último, en la última sección se ofrecen las principales conclusiones.

3.2. BASES DE DATOS, PRODUCTIVIDAD Y TAMAÑO EMPRESARIAL

3.2.1. Datos

El análisis empírico realizado en este trabajo se circunscribe a 62 subsectores de actividad privada no financiera¹⁵, de los que también hemos excluido los sectores extractivos por ser fuertemente dependientes de los recursos naturales.

Se usan dos fuentes principales de datos: el Observatorio Europeo de la Pequeña y Mediana Empresa¹⁶, para describir la estructura empresarial y, la base de datos ORBIS, para realizar distintas estimaciones. Ambas siguen la segunda revisión de la clasificación estadística de actividades económicas en la Comunidad Europea (NACE) y presentan datos homogeneizados. ORBIS, que ofrece información contable a nivel de empresa, no resulta adecuada para describir la estructura empresarial al infrarrepresentar a las pequeñas empresas (véase Gal, 2013; y anexo 3.7.1). Los datos de ORBIS están expresados a precios constantes de 2009. Para estimar la Productividad Total de los Factores (PTF), identificaremos el inmovilizado material con el capital y, el coste material, con el consumo intermedio. Los datos han sido depurados obteniendo un panel no balanceado con 2.487.217 observaciones de empresas para el periodo 2009 a 2017.

3.2.2. Estimación de la productividad

Interpretamos productividad laboral en un doble sentido: como valor añadido por persona empleada (VA/L) y, en términos de la PTF. Esta última ofrece la ventaja de tener en cuenta la intensidad de capital, siendo por ello una mejor aproximación al concepto de eficiencia. Existen variedad de métodos para su estimación, unos paramétricos y otros no paramétricos. Cada método tiene ventajas y desventajas dependiendo de los supuestos de partida en los que se basan y, que no siempre resultan realistas. Así, los métodos no paramétricos suelen basarse en rendimientos constantes a escala en mercados completamente competitivos, ofreciendo como resultado un índice. Normalmente se estiman a partir del modelo neoclásico de Solow-Swan, bajo una forma Cobb-Douglas, con elasticidades de contribución de factores igual a 1 (Sala-i-Martin, 1996a, 1996b y 2000), donde la PTF se obtiene como residuo. A partir del mismo modelo, u otro parecido, se pueden obtener los coeficientes de contribución de los factores mediante una regresión, lo que relaja los supuestos de mercados de factores completamente competitivos y de rendimientos constantes a escala, pero introduce problemas de simultaneidad y correlación entre inputs y *shocks* inobservables. Esto es, las empresas responden a *shocks* productivos incrementando la producción y/o reduciendo la intensidad de los factores productivos. Una posible solución para aproximar los *shocks* no observables es la inclusión de variables instrumentales. Así, Olley y Pakes (1996) proponen la inclusión de la inversión investigación y desarrollo (I+D) como variable instrumental, obteniendo las contribuciones de los factores paramétricamente por Mínimos Cuadrados

¹⁵ Clasificación de la Comisión Europea *Non-Financial Business Economy*, por su nombre en inglés.

¹⁶ El Observatorio Europeo de la Pequeña y Mediana Empresa fue establecido por la Comisión Europea en diciembre de 1992 y cubre 19 países, siendo parte de EUROSTAT, la oficina de estadísticas de la Unión Europea.

Ordinarios (MCO). Sin embargo, no todas las empresas invierten en I+D, y dicha inversión no es monótona. Ello ha llevado a Levinshon y Petrin (2003) a proponer el empleo de los consumos intermedios como variable instrumental más adecuada. Los consumos intermedios son más fáciles de ajustar y se relacionan directamente con la producción, resultando constantes. Por su parte, Akerberg *et al.* (2006) señalan como las empresas adaptan el factor trabajo a los *shocks* de demanda, convirtiendo dicho factor en una función determinística de dichos shocks. Estas metodologías suelen presentar inconvenientes como heterocedasticidad y colinealidad. Para evitarlos, Wooldridge (2009) propone el cálculo a partir del Método de los Momentos Generalizados, lo que resuelve los problemas de heterocedasticidad y ofrece errores estándar robustos. Por su parte, Akerberg *et al.* (2015), plantean el empleo de rezagos, suponiendo que los ajustes de factores no son automáticos, lo cual soluciona parcialmente el problema de la colinealidad. Mollisi y Rovigatti (2017) comparan los resultados de las diferentes metodologías y proponen un panel dinámico instrumental que ofrece resultados similares a los obtenidos por Levinshon-Petrin y Wooldridge.

Por tanto, es claro que los resultados obtenidos por cada metodología son dependientes de sus supuestos de partida, muchas veces cuestionables, sin existir una metodología exenta de críticas.

La Tabla 3.1 permite comparar las estimaciones de la PTF ofrecidas por distintas metodologías, así como su relación con la productividad aparente del trabajo (VA/L). A la vista de la literatura (véase, por ejemplo, Jalón y Herce, 2020), las PTF obtenidas por los métodos semiparamétrico y por Wooldridge son las que parecen más plausibles para España. Por tanto, en adelante, cuando nos refiramos a la PTF, será la obtenida de forma semiparamétrica. Su estimación se realiza en dos fases. Primeramente, estimamos los coeficientes de contribución de factores por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para cada uno de los 62 subsectores. En la segunda fase, obtenemos la PTF para cada observación como residuo, mediante la fórmula [3.1], tras aplicar a los factores los coeficientes obtenidos en la fase anterior.

$$PTF = va - \beta_k k - \beta_l l \quad [3.1]$$

donde las minúsculas representan las variables en escala logarítmica siendo *va* el valor añadido, *k* el capital y *l* el trabajo.

TABLA 3.1: CORRELACIÓN ENTRE DIFERENTES MEDIDAS DE PRODUCTIVIDAD

	VA/L	PTF No- Paramétric.	PTF Semi- Paramétric.	PTF Paramétric.	PTF Lev.- Petrin	PTF Woold.
VA/L	1,0000					
PTF No-Paramétric.	-0,0005	1,0000				
PTF Semi-Paramétric	0,0864	-0,0546	1,0000			
PTF Paramétrica	0,0009	0,0003	0,2655	1,0000		
PTF Lev.-Pet.	0,9709	-0,0009	0,1436	0,0099	1,0000	
PTF Woold.	0,1010	-0,0525	0,9270	0,1356	0,1649	1,0000

El output considerado, siguiendo a Gal (2013), será el valor añadido (VA), obtenido como la suma de los beneficios antes de intereses, impuestos, depreciación y amortización (EBITDA) y el coste laboral. La ventaja del VA sobre el volumen de ventas o facturación está en que considera los consumos intermedios.

3.2.3. Medición del tamaño empresarial

Se puede entender unidad empresarial como unidad de producción, unidad de gestión o como personalidad jurídica. A su vez, las empresas se pueden clasificar por tamaños de acuerdo a varios criterios, incluyendo número de empleados, volumen de negocio y valor del balance. El presente trabajo identifica la empresa por su personalidad jurídica. La información contable utilizada no está consolidada¹⁷. Para su clasificación, se adopta el triple criterio de la Unión Europea¹⁸, el cual clasifica las empresas en función del número de empleados, volumen de negocio y valor de balance (más detalles en el anexo 3.7.2). Sin embargo, al examinar la distribución de empresas por tamaños, identificamos el tamaño sólo con el número de empleados, siendo una aproximación al tamaño empresarial ampliamente reconocida. El grado de coincidencia entre el empleo del número de empleados y el triple criterio sobre un panel de 2.487.217 empresas españolas es de un 90,23%.

3.3. TAMAÑO *VERSUS* PRODUCTIVIDAD

Si bien la mayor parte de la literatura asume, que a mayor tamaño mayor productividad, algunos autores señalan excepciones. Así, Díaz y Sánchez (2008) señalan que las empresas de entre 51 y 100 empleados son más eficientes que las de mayor tamaño debido a la mayor complejidad burocrática y dificultad de gestión de estas últimas. También, Dhawan (2001) encuentra, para un panel de empresas norteamericanas entre 1970 y 1989, que las pequeñas empresas resultan más eficientes y con mayores retornos que las grandes, aunque al precio de asumir mayor riesgo financiero y, por ello, tener menos probabilidades de supervivencia ante crisis económicas. Las pequeñas empresas, para el autor, necesitan ser más eficientes para compensar sus limitaciones, tales como mayores restricciones de capital. Asimismo, la División de Estudios del Ministerio de Economía, Fomento y Turismo de Chile (2014) encuentra que, en el sector de hostelería, las pequeñas empresas chilenas resultan más productivas que las grandes.

Por su parte, para Villalba (2009), la reducción del tamaño empresarial generalizado desde la década de los años 70 del siglo XX, es un proceso normal que responde a la adopción de tecnologías de producción flexibles, favoreciendo la reducción de la brecha productiva existente entre grandes y pequeñas unidades de producción. La Tabla 3.2 muestra como el proceso de disminución del tamaño medio en número de empleados parece continuar.

¹⁷ Se ha fijado como preferencia en ORBIS datos no consolidados, sin embargo, cuando ORBIS no tiene datos no consolidados, ofrece en su lugar los consolidados.

¹⁸ Clasificación contenida en el apéndice número 1 de la Regla número 651/2014 de la Comisión Europea.

TABLA 3.2: TAMAÑO EMPRESARIAL MEDIO Y EVOLUCIÓN DE 2008 A 2018

	2008	2018	Var. 2008-2018
España (ESP)	5,05	4,53	-10,33%
Alemania (ALE)	11,91	11,37	-4,54%
Francia (FRA)	5,96	4,92	-17,33%
Italia (ITA)	3,98	3,80	-4,76%
Reino Unido (RU)	10,56	9,21	-12,77%

Nota: Sólo sectores privados no financieros excepto industrias extractivas.

Fuente de datos: Observatorio Europeo de la Pequeña y Mediana Empresa.

Aunque no hay un consenso definitivo sobre la dirección de causalidad entre tamaño y productividad, esta pudiera ser bidireccional. Así, Guillamon *et al.* (2017) indican que, el efecto que va de productividad a tamaño (empleados), es tres veces superior al que va de tamaño a productividad, siendo por tanto la productividad un importante determinante del tamaño. En el mismo sentido, Moral-Benito (2018) postulan que son los *shocks* de la PTF los que hacen crecer a las empresas, lo que es debido al aprendizaje por medio de la práctica (*learning by doing*), sin embargo, la relación no funciona para ellos en sentido contrario. Para Pérez y Serrano (2013), los bajos niveles de formación de una parte sustancial del empresariado español (falta de profesionalización en la gestión), son una de las causas del reducido tamaño de las empresas. En sentido parecido, Huertas y Salas (2017), el talento gerencial es parte de la PTF y, está relacionado con el reducido tamaño empresarial español, por lo que la dirección de causalidad también iría de productividad a tamaño.

Aunque la dirección de causalidad sea discutida por la literatura económica, existe un cierto consenso sobre la necesidad de incrementar el tamaño medio de las empresas españolas. El Círculo de Empresarios (2017), por ejemplo, muestra la mejora experimentada por las empresas de más de 50 trabajadores en términos de productividad, inversión e innovación, propensión exportadora, etc., a la vez que se evoluciona hacia una mayor polarización por tamaños desde la crisis de 2008. Así, las microempresas y las grandes empresas han aumentado su contribución al empleo hasta 2017, mientras que las pequeñas y medianas han reducido su peso. En sentido parecido, el Círculo de Empresarios (2020), sitúa el aumento del tamaño empresarial junto a la innovación y el emprendimiento como la primera de 14 prioridades que debe afrontar el modelo productivo español para ganar competitividad¹⁹.

Por su parte, la Fundación BBVA-IVIE (2019) establece la existencia de una relación entre salarios y productividad, mostrando que las grandes empresas industriales españolas son más productivas y también pagan salarios más altos, lo que genera mayor bienestar material a sus empleados. El Banco de España (2014) indica la necesidad de aumentar el tamaño empresarial español y, recomienda reformar la legislación para evitar desincentivos a incrementar la plantilla en más de 49 empleados. Se refiere a las obligaciones como la del establecimiento de un comité de empresa al superar los 49 empleados. En la misma línea, el Fondo Monetario Internacional²⁰ (2015), añade el posible papel que desempeñan los incrementos de fiscalidad efectiva relativos al tamaño, las barreras de entrada, las barreras al emprendimiento y, el sistema de permisos y licencias como un obstáculo para el crecimiento de las empresas en España. También Pérez y Serrano (2013), recomiendan una política pública que favorezca la

¹⁹ Página 22 de Círculo de Empresarios (2020) se dice “... para ganar competitividad, el tejido empresarial español debe ganar en escala: el reducido tamaño de la empresa española limita su productividad, su capacidad de innovación y su acceso al crédito, ...”

²⁰ International Monetary Fund (IMF) por su nombre en inglés.

profesionalización de la gestión empresarial y, que evite la legislación favorecedora de lo que denominan “minifundismo” empresarial, es decir, el favorecimiento legislativo de un reducido tamaño empresarial. Hay que señalar, por otra parte, que contar con una legislación desincentivadora del crecimiento de las empresas no es algo privativo de España, véase por ejemplo Gourio y Roys (2014) o Garicano *et al.* (2016) para Francia, Colacelli y Hong (2019) para Japón, Braguinsky *et al.* (2011) para Portugal y, De y Nagaraj (2008) para la India.

Existen en la literatura un gran elenco de posibles causas que dificultan un mayor tamaño empresarial tales como: corrupción, falta de soporte financiero (Beck *et al.*, 2005), restricciones de crédito (véanse Cabral y Mata, 2003 o Gillamon *et al.*, 2017; para España y Portugal, respectivamente), falta de confianza entre directivos y subordinados y falta de profesionalización de la dirección en el caso de España (Huerta y Salas, 2014, Pérez y Serrano, 2013), regulaciones que distorsionan la distribución de tamaños empresarial (Colacelli y Hong, 2019; Guner *et al.*, 2008, Braguinsky *et al.*, 2011, Garicano *et al.*, 2016, Gourio y Roys, 2014, De y Nagaraj, 2014), entre otros.

Entre las explicaciones al porqué las empresas de mayor tamaño suelen ser más productivas, existe en la literatura un elenco de razones, por citar algunas de las más frecuentes: economías de escala en la producción y mayor propensión exportadora (Huerta y Salas, 2014), mayor acumulación de capital físico y humano, gestión profesionalizada (Huerta y García, 2014, Pérez y Serrano, 2013), más facilidad para acceder a financiación (Fernández de Guevara, 2014) y, mayor capacidad para invertir en I+D, mayor propensión a innovar en procesos (Beneito *et al.*, 2014). También, las grandes empresas tienen mayor porcentaje de trabajadores indefinidos (Pérez y Serrano, 2013), los cuales, como veremos en el capítulo 4, acumulan mayor inversión empresarial en formación específica para el puesto (Cabrales *et al.*, 2013), resultando por tanto más productivos. Por el contrario, las ventajas de un reducido tamaño empresarial se reducen generalmente a contar con más flexibilidad y menor carga burocrática interna.

Lo cierto es que la relación positiva entre tamaño y productividad se constata empíricamente para las cinco mayores economías europeas (anexo 3.7.3). En España la diferencia de productividades entre micro y grandes empresas es muy elevada, un 83% frente a un 30% de Alemania, por ejemplo. Curiosamente, en Reino Unido la proporción de microempresas es muy reducida, y son altamente productivas, lo que sugiere un elevado grado de flexibilidad y especialización. También hay diferencias en los promedios de empleados por empresa: 4,53 en España, 11,37 en Alemania, 3,8 en Italia, 4,92 en Francia y 9,21 en Reino Unido para el año 2018²¹.

Una forma de ver en qué medida el menor tamaño empresarial español tiene influencia en la diferencia de productividad respecto a otras economías es mediante una sencilla simulación. A este respecto, calculamos la productividad agregada española si adoptáramos la estructura de tamaños empresariales en cada sector de otras economías. Para ello, nos servimos de la fórmula [3.2] en la que, primer factor de la fórmula representa la productividad media española en cada tamaño de empresa y sector. El segundo factor representa el porcentaje de empleo por tamaño en cada uno de los 62 sectores analizados en la economía de referencia *r*. El tercer y último factor representa la ocupación en cada sector en España respecto al total de la ocupación agregada, es decir, la estructura sectorial. De esta forma, obtenemos cual sería la productividad española si la estructura de tamaños fuera la del país *r* pero sin variar la productividad media española por tamaño y sector, ni la especialización sectorial.

²¹ Datos del Observatorio Europeo de la Pequeña y Mediana Empresa.

$$y_c = \sum_s^{62} \sum_i^4 y_{si} \frac{L_{sir} L_s}{L_{sr} L} \quad [3.2]$$

donde y es la productividad, L es el número de trabajadores, el subíndice r es el país cuya distribución por tamaño se emula, el subíndice s se refiere al subsector y el subíndice i al tamaño.

Los resultados se muestran en la Tabla 3.3. Así, por ejemplo, la productividad media alemana (59.557 €/ocupado) es un 142% de la española (columna 3), la cual aumentaría en un 10,34% si adoptáramos la estructura de tamaño de Alemania (columna 4), reduciendo así la brecha productiva existente entre ambas economías en un 24,44% (quinta y última columna).

TABLA 3.3: CONTRAFCTUAL: ADOPTANDO OTRAS DISTRIBUCIONES DE TAMAÑO EN 2018

	VA/L (media)	ESP=100	Incremento VA/L	Reducción Brecha
ESP	41.840	100,00	-	-
ALE	59.554	142,34	10,35%	24,44%
ITA	49.141	117,45	-4,19%	-23,98%
FRA	65.643	156,89	11,11%	19,52%
RU	65.957	157,64	14,95%	25,94%

Nota: Sólo sectores privados no financieros excepto industrias extractivas²².

Fuente de datos: Observatorio Europeo de la Pequeña y Mediana Empresa (año 2018).

Por otra parte, la especialización sectorial puede ser también relevante debido a las escalas requeridas. A pesar de la gran disparidad intersectorial, y a modo ilustrativo, durante el 2018 el tamaño medio de las industrias manufactureras fue más del doble que el de las no manufactureras: 10,98 empleados frente a 4,11.

Se puede constatar la relación entre tamaño empresarial y productividad laboral de forma econométrica. A este respecto proponemos las tres metodologías siguientes:

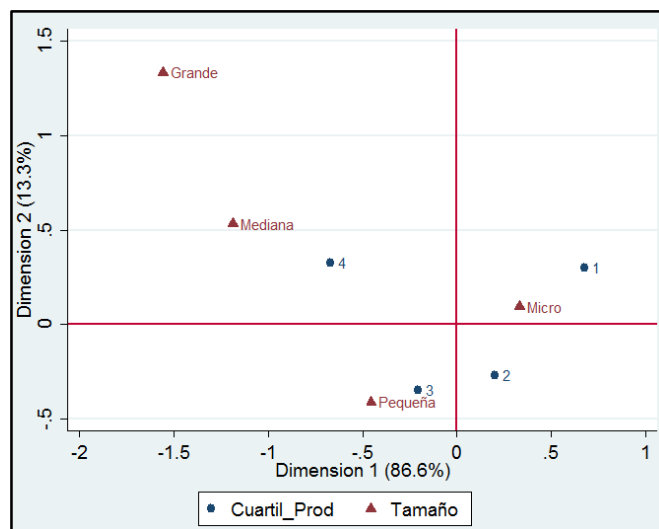
- Análisis de correspondencia con variables discretas.
- Modelos logísticos con las variables discretas.
- Regresión con variable continua de número de empleados.

Sirviéndonos de los microdatos facilitados por ORBIS, elaboramos una base de datos con casi dos millones y medio de observaciones de empresas españolas. Para discretizar la variable tamaño, clasificaremos a las empresas de acuerdo al triple criterio establecido de la Comisión Europea, clasificando a las empresas en cuatro categorías de tamaños: micro, pequeñas, medianas y grandes empresas. También creamos otras dos variables cualitativas ordinales que aproximan la productividad: cuartiles de valor añadido por ocupado y de cuartiles de PTF. Ambas expresadas en términos relativos a cada subsector y año. El valor 1 representa la menor productividad, siendo el 4 la mayor. Se realiza un análisis exploratorio de los datos, así como de la relación entre variables. La correspondiente tabla de contingencia se muestra en el anexo 3.7.5.

²² Valores ausentes (país: subsector: tamaño): ESP:39:Grande, ESP:75:Grande, ALE:18:Micro, ALE:75:Grande, FRA:12:Micro, FRA:12:Mediana, FRA:75:Mediana, FRA:75:Grande, ITA:12:Pequeña, ITA:12:Grande, ITA:75:Mediana, ITA:75:Grande, RU:12:Mediana, RU:39:Grande. Por tanto, en ausencia de dos valores de la productividad española, se eliminan los cálculos de los subsectores 39 y 75 que representan un 0.011% y un 0.189% respectivamente del empleo.

Mediante el análisis de correspondencia, representado en los gráficos 3.1 y 3.2, se puede constatar la existencia de una relación entre tamaño y productividad. El contraste de Chi cuadrado de Pearson de discrepancia entre distribuciones permite rechazar la independencia entre las variables de productividad y tamaño con un valor de significación del 1% (ver tablas 3.15 y 3.16 del anexo para más información). Sin embargo, el coeficiente V de Cramér²³, que indica la asociación entre las dimensiones de tamaño y productividad, se sitúa por debajo del estándar del 0,3 considerado como significativo. Ello podría deberse a que las clasificaciones realizadas en las dimensiones no optimizan las relaciones entre variables. Sin embargo, nos interesa mantener las clasificaciones realizadas aún a riesgo de perder significatividad.

GRÁFICO 3.1: ANÁLISIS DE CORRESPONDENCIA DE PRODUCTIVIDAD

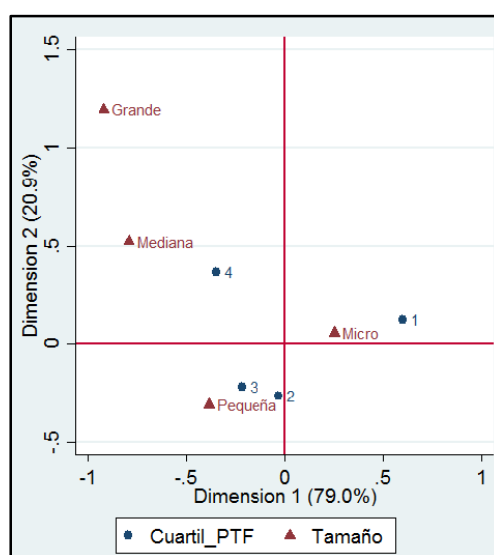


La primera dimensión discrimina por productividad, mientras que la segunda lo hace por tamaño. En el caso del análisis del Gráfico 3.1, la inercia total, esto es el porcentaje explicado por las dos variables, es del 7,17%. Vemos además que es la primera dimensión la que representa el 86,6% de la inercia. La inercia total del análisis correspondiente al Gráfico 3.2, es incluso menor, un 2,19%, siendo nuevamente la dimensión de productividad la que más inercia representa, un 79%. El análisis de correspondencias, representa las distancias euclídeas como una aproximación a la distancia Chi cuadrado, ya que los valores han sido simétricamente normalizados. Así, las distancias deben ser interpretadas desde el origen o centro de gravedad. En este sentido, se aprecia que las microempresas se hallan cerca del primer cuartil productivo (el de menor productividad) en las dos medidas de productividad. Mientras, las medianas y grandes empresas se sitúan más próximas al cuartil de mayor productividad.

Por tanto, existe una asociación entre las variables productividad y tamaño, de tal forma que las empresas de pequeño tamaño se relacionan principalmente con el cuartil de menor productividad dentro de cada sector, mientras las medianas y las grandes empresas se hallan más relacionadas con el cuarto cuartil de productividad, es decir, el de mayor productividad.

²³ Ver Cramér (1946).

GRÁFICO 3.2: ANÁLISIS DE CORRESPONDENCIA DE PTF



La relación tamaño-productividad también puede constatar en términos probabilísticos mediante un modelo logístico multinomial. Tras realizar las correspondientes iteraciones, el modelo logístico permite rechazar la hipótesis nula de no efecto de los predictores al 1% de significatividad. Las variables y los efectos marginales son significativos al 1%. El valor estimado de 0,0244 para el coeficiente R^2 MacFadden no resulta una medida adecuada de bondad de ajuste debida a la aleatoriedad intrínseca de los datos. Tampoco es aplicable un R^2 basado en el cociente de aciertos entre observaciones al no haber una respuesta binaria de la variable dependiente. Para obtener una medida de precisión, calculamos un coeficiente de discrepancia, por la diferencia en términos absolutos ente el número de empresas asignadas a cada cuartil por el modelo y las observadas siguiendo la ecuación [3.3].

$$\text{Coeficiente de Discrepancia}^{24} = \frac{\sum_s^2 \sum_t^4 |C_{st} N_t - N_{st}|}{N} \quad [3.3]$$

siendo C la probabilidad calculada por el modelo y N la población. Los subíndices s y t hacen referencia a sector y tamaño respectivamente. En los anexos 3.7.6 y siguientes, se muestran los resultados para otras economías.

TABLA 3.4: LOGIT MULTINOMIAL PARA PRODUCTIVIDAD POR OCUPADO

	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4
Micro	0,3252	0,2654	0,2260	0,1833
Pequeña	0,1848	0,2454	0,2746	0,2951
Mediana	0,0920	0,1989	0,2924	0,4166
Grande	0,0415	0,1457	0,2814	0,5314

Notas: Frecuencias estimadas por modelo logístico multinomial del valor añadido por empleado (expresadas en tanto por 1). Coeficiente de discrepancia: 6,19%.

²⁴ Este coeficiente no es comparable con un número cuenta basado en la ratio entre el número de observaciones predichas correctamente por el modelo y las observadas, sino que representa, más bien una medida de dispersión entre la predicción y la observación, por esta razón, las diferencias se toman en valores absolutos. No es por tanto una medida de cuan errónea o correctamente asigna a cada individuo a su correcta clasificación.

En la Tabla 3.4, las empresas grandes españolas tienen un 81% de probabilidades de estar sobre la mediana de productividad, mientras las microempresas solo tienen un 40%. Y las microempresas tienen un 59% de probabilidades de estar debajo de la mediana y las grandes solamente un 18%. Análoga situación se da al considerar la PTF como medida de productividad en la Tabla 3.5.

TABLA 3.5: LOGIT MULTINOMIAL PARA PTF

	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4
Micro	0,2963	0,2513	0,2341	0,2183
Pequeña	0,2127	0,2516	0,2631	0,2725
Mediana	0,1467	0,2421	0,2842	0,3270
Grande	0,0979	0,2254	0,2970	0,3796

Notas: Frecuencias estimadas por modelo logístico multinomial sobre PTF (expresadas en tanto por 1).
Coeficiente de discrepancia: 5,01%.

Los resultados indican la existencia de una regularidad empírica que se cumple en cada uno de los subsectores analizados, esto es, al aumentar el tamaño disminuyen las posibilidades de hallarse en el primer cuartil productivo y aumentan las de hallarse en cuartiles más elevados, tanto en términos de valor añadido por persona ocupada como de PTF. Esta regularidad se cumple también para otras economías como se muestra en los anexos 3.7.6, 3.7.7 y 3.7.8. Si bien, no es preciso estimar las probabilidades cuyos valores verdaderos se conocen a partir de la tabla de contingencia, el modelo logístico se sitúa muy cerca de los valores verdaderos, por lo que también parece ser útil para este tipo de estudios.

Por otra parte, haber discretizado variables continuas, podría suponer pérdida de información, por ello, mediante la fórmula [3.4] realizamos una regresión por MCO, usando como variable continua del tamaño empresarial el número de empleados:

$$y = \beta_x X + \beta_t t + D_s s + \varepsilon \quad [3.4]$$

donde y es el logaritmo de la productividad, X es el vector de variables continuas de tamaño empresarial (todas ellas en escala logarítmica), t hace referencia al tiempo y D es una variable dicotómica para cada sector.

Los coeficientes de las variables continuas indicarán elasticidades. Las variables dicotómicas serán la media de productividad de cada sector. El coeficiente del tiempo indicará la evolución anual de la productividad. Se ha tenido en cuenta el periodo 2009-2017, tomando la variable tiempo, valor cero para el año inicial y, con valores sucesivos para los restantes años²⁵.

El anexo 3.7.10 muestra los resultados de las distintas regresiones. Se han omitido los resultados de las 62 variables dicotómicas sectoriales, que resultan significativos al 1% en todos los casos, y cuya única finalidad es absorber las diferencias entre sectores. Los modelos que no muestran colinealidad son aquellos que solo tienen en cuenta como variable explicativa el número de ocupados. En este caso, un aumento del 1% del número de empleados, incrementaría el valor añadido por ocupado en un 0,18% y la PTF en un 0,10%.

²⁵ 2009=0, 2010=1, 2011=2, ..., 2017=8.

En esta sección se han empleado diversos métodos para evidenciar la relación existente entre tamaño empresarial y productividad, resultado siempre positiva y significativa. La existencia de dicha relación y su signo, por otra parte, no se discute por la literatura económica, sino que se ven respaldadas por numerosos artículos y centros de estudio. Por otra parte, hemos realizado una simulación en la que, la simple adopción de la estructura de tamaño de otras economías puede tener grandes efectos sobre nuestra productividad. Constatada la existencia de una relación entre tamaño empresarial y productividad laboral, siendo el reducido tamaño de las empresas españolas causante de gran parte de la brecha productiva con otras economías del entorno, cabe preguntarse por las causas de tan reducido tamaño. En la siguiente sección y, siguiendo la literatura que ha tratado el tema para otras economías, exploraremos la existencia de distorsiones normativas sobre la distribución de tamaños empresariales y sus efectos sobre la productividad agregada.

3.4. DISTORSIONES EN LA DISTRIBUCIÓN DE TAMAÑOS

La discusión sobre las leyes que rigen la distribución por tamaños de las empresas no es nueva. Viner (1932) ya consideraba que el tamaño de las empresas venía determinado por una función de costes con forma de U invertida. Posteriormente, Manne (1965) incorpora el grado de talento gerencial como determinante del tamaño empresarial. Lucas (1978) por su parte, explicita su conocido modelo sobre la base de Viner y Manne. Gibrat (1931), por otra parte, había establecido la independencia entre tamaño empresarial y aumento del mismo, en lo que se ha dado en llamar la Ley de Gibrat²⁶. Posteriormente, otros autores han corroborado su cumplimiento (véase, por ejemplo, Coad y Broekel, 2012). Si bien, en el trabajo seminal de Gibrat, el tamaño de las empresas sigue una distribución log-normal, ello es objeto de debate académico. Así, para Simon y Bonini (1958) la distribución que mejor se ajusta en la parte alta de la distribución es una ley de potencias (*power-law*)²⁷ paretiana. En el mismo sentido, Axtell (2001) sugiere que la distribución es paretiana y se aproxima a una distribución Zipf²⁸. Cabral y Mata (2003), por otro lado, postulan que a medida que la muestra contiene empresas más antiguas, su distribución se asemeja más a una log-normal, alejándose de dicha distribución cuantas más empresas jóvenes contenga la muestra. Por su parte, Pascoal *et al.* (2016) encuentran que la distribución log-normal, la Pareto-Zipf y la Ley Canónica Simplificada se ajustan bien a los datos de empresas portuguesas entre 2006 y 2012.

También la selección de la muestra puede influenciar la forma de la distribución. Así, Kang *et al.* (2011) muestran como la distribución de empresas coreanas cambia en el tiempo y su exponente varía dependiendo de los criterios de clasificación por tamaño de las empresas (por ejemplo: ventas, valor de activos, capital o empleados), concluyendo que la distribución Zipf no es una ley universal. Lo mismo es confirmado por Segarra y Teruel (2012) al indicar que la distribución varía dependiendo de la elección de la muestra y la edad de las empresas. Las empresas jóvenes tienden a ser de menor tamaño, por lo que, muchas empresas pequeñas

²⁶ La Ley de Gibrat establece que no existe relación entre el tamaño empresarial y el crecimiento de las empresas.

²⁷ Una ley de potencias es una distribución que sigue la forma $\Pr(X > x) = Kx^{-\alpha}$ lo que significa que la probabilidad de que X sea mayor que x depende de una constante K y del exponente α .

²⁸ La distribución Zipf es una ley de potencias cuyo exponente es igual o próximo a 1.

reducirán el exponente de la ley de potencias. También, Giovanni *et al.* (2011) muestran como al usar solo empresas exportadoras francesas, el exponente decrece incluso reestimando la muestra por tamaños para asimilarlos a las no exportadoras²⁹. Por su parte, Ramsden y Kiss-HayPál (2000) estudian la distribución por tamaños, en términos de ingresos anuales de 20 economías, llegando a la conclusión de que siguen una distribución Zipf con diferencias en los parámetros. Ellos interpretan que la distribución por tamaños es la forma en la que las empresas tratan de satisfacer las necesidades económicas en cada economía, tratando de ahorrar el mayor esfuerzo posible.

A pesar de la discusión sobre la expresión matemática que mejor describe la distribución por tamaños de las empresas, se supone la existencia de una estructura, por lo que, una discontinuidad en la distribución es indicativa de algún tipo de distorsión. Siguiendo esta lógica, Guner *et al.* (2008) encuentran discontinuidades en la distribución de Japón, Francia e Italia que explican a partir de las políticas diferenciales por tamaño de empresa. Para el caso japonés, Colacelli y Hong (2019) encuentran una distorsión en la economía japonesa en favor de las pequeñas y medianas empresas, debida al paraguas que supone el Sistema de Seguro de Crédito³⁰, por el que el gobierno compensa a los bancos en caso de que las pequeñas y medianas empresas no paguen sus créditos. Éste sistema incentiva a las empresas a evitar crecer por encima de la protección que brinda el sistema y, permite a empresas poco productivas seguir existiendo. Es de destacar que Japón exhibió una tasa de salida de empresas de sólo el 4% en 2016. Como consecuencia, las pequeñas y medianas empresas japonesas son menos productivas y, crecen menos que las grandes. En el mismo sentido, Gourio y Roys (2014) y Garicano *et al.* (2016) encuentran una discontinuidad alrededor de 49 empleados en el caso francés, lo que achacan al endurecimiento de la regulación al pasar de dicho umbral. Para el caso portugués, Braguinsky *et al.* (2011) revelan distintas distorsiones debidas a múltiples regulaciones. Según los autores, el aumento de costes introducidos por la legislación al aumentar el tamaño de las empresas, desincentivan a éstas a crecer. Por su parte, Huerta y Salas (2014) también muestran la posible influencia sobre la distribución del aumento de exigencias normativas al pasar de 49 empleados, tanto para Francia como para España.

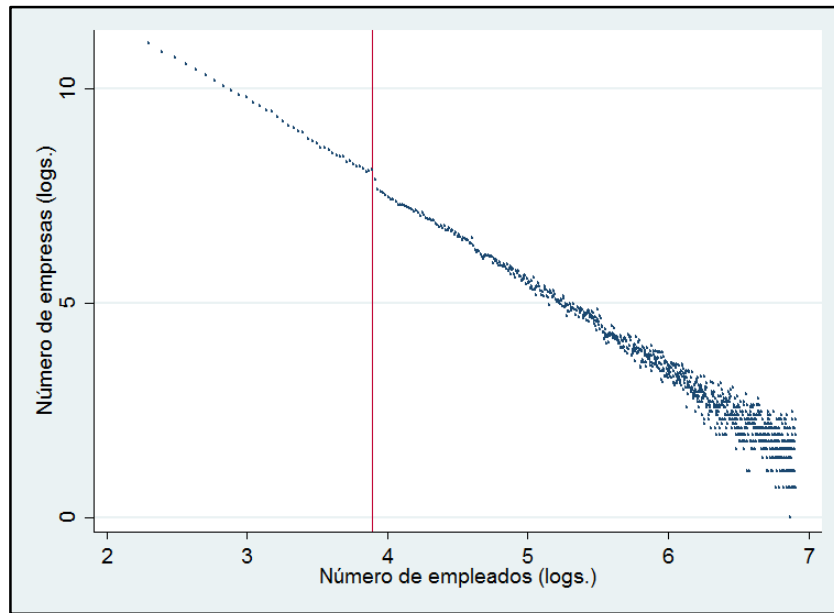
El Gráfico 3.3 muestra la distribución de empresas españolas mediante una ley exponencial de coeficiente estimado por MCO de -2,1241, muy próximo al estimado por Gourio y Roys (2014) para Francia de un -2,2522. Se aprecia una discontinuidad alrededor de 49 empleados (3,8918 en escala logarítmica) coincidiendo con el incremento de obligaciones legales³¹ al cruzar este umbral (ver anexo 3.7.11). La forma de la discontinuidad, más que un pliegue (cambio en la pendiente), parece una muesca (cambio discreto). Un pliegue supone un cambio en el coste laboral marginal mientras que una muesca supone, además, un cambio en el coste laboral medio. Lo que produce un exceso de densidad previo al umbral y una brusca pérdida de densidad posterior, tal como se aprecia en el Gráfico 3.3.

²⁹ Se supone mayor tamaño de las empresas con propensión exportadora por lo cual, al usar empresas exportadoras, es necesario realizar una reestimación para que la muestra sea representativa de la población.

³⁰ *Small and Medium-Size Enterprise Credit Insurance Act* introducido en 1950.

³¹ El anexo 3.7.9 se dedica a describir las obligaciones que afectan al umbral de tamaño. Si bien, existen distintas obligaciones que afectan al paso de 49 a 50 trabajadores, la literatura para Francia (ver Garicano *et al.* 2016 o Gourio y Roys 2014 por ejemplo) se refieren principalmente a la obligación de constituir un comité de empresa.

GRÁFICO 3.3: DISCONTINUIDAD EN LA DISTRIBUCIÓN DE EMPRESAS POR TAMAÑO



Notas: Empresas entre 10 y 1.000 empleados (logs.).

Para medir el impacto de la muesca, seguimos la metodología desarrollada por Kleven y Waseem (2013). Partiendo del modelo de Lucas (1978), el equilibrio estará en el punto de beneficios cero y mínimo coste total. A este punto le corresponde un talento de gestión θ (habilidad para gestionar recursos). Las personas con talento superior o igual serían directivos mientras que las de menor talento sería subordinados. Para nuestros propósitos, se considerarán empresas en lugar de personas. La función de producción depende de un solo factor homogéneo, el trabajo l , el cual presenta retornos a escala decrecientes. Por tanto, la función de producción es $y = \theta F(l)$ donde $F'(l) > 0$ and $F''(l) < 0$. Siguiendo a Kleven y Waseem (2013), incorporamos el impuesto φ que incrementa el coste laboral. Por tanto, la función de costes depende de trabajo l , de salario w y del impuesto φ , por lo que puede expresarse como $C(l, \varphi, w) = (1 + \varphi)wl$. Siendo la demanda de trabajo $l(\theta, \varphi)$ que sigue una distribución $h(l)$. La empresa i maximiza sus beneficios de acuerdo a la fórmula [3.5].

$$\pi_i = \theta F(l_i) - (1 + \varphi)wl \tag{3.5}$$

Cuando introducimos la distorsión en l^* correspondiente a una habilidad de gestión θ^* , obtenemos dos regímenes impositivos diferenciados: φ^0 para $l_i < l^*$ y $\varphi^0 + \Delta\varphi$ para $l_i > l^*$. La diferenciación impositiva crea incentivos que modifican el comportamiento de las empresas cuando $\theta_i > \theta^*$, dando lugar a tres tipos de empresas: empresas de baja productividad $\theta_i \leq \theta^*$ a las que la distorsión no afecta, empresas de alta productividad con $\theta_i > \theta^*$ que deciden permanecer en l^* ocasionando un exceso de masa previo al umbral y, empresas de alta productividad con $\theta_i > \theta^*$ que cruzan el umbral $l_i > l^*$. Estas últimas empresas asumen no solo φ^0 sino $\Delta\varphi$.

Como la elasticidad de demanda de trabajo con respecto al coste laboral medio (CLM) es

$$e_{CLM} = - \frac{\Delta l/l}{\Delta\varphi/(1+\varphi)} \tag{3.6}$$

y

$$\frac{\Delta l}{l} = \frac{B}{h(l^*)l^*}$$

siendo B el exceso de masa previo al umbral. Entonces la elasticidad de la demanda de trabajo respecto al coste marginal (CM).

$$e_{CM} = \frac{(B/[h(l^*)l^*])^2}{\Delta\varphi/(1+\varphi)} \quad [3.8]$$

Para calcular la elasticidad, Almunia (2013) adopta las estimaciones sobre el cambio en el coste laboral de Attali (2008) del 4%. Sin embargo, siendo nuestro objetivo aproximar una medición de la discontinuidad, revertimos la ecuación [3.8] en la [3.9] expresando el sobrecoste (o incremento impositivo) como $T=\Delta\varphi/(1 + \varphi)$, por lo que

$$T = \frac{(B/[h(l^*)l^*])^2}{e_{CM}} \quad [3.9]$$

La metodología de Kleven y Waseem (2013) descansa sobre el aumento previo y la posterior pérdida de densidad en la zona de influencia de la distorsión. Elegimos el límite inferior (LB) correspondiente al punto en el que la tendencia en la distribución cambia abruptamente. A continuación, calculamos el límite superior (UB) suponiendo que la densidad perdida (M), es igual al exceso de densidad previa (B). El cálculo de densidades se realiza estimando una función polinómica de grado p con una variable ficticia (*dummy*) para excluir el área entre los límites³², fórmula [3.10].

$$c_j = \sum_{i=0}^p \beta_i (l_j)^i + \sum_{LB}^{UB} \gamma_i 1[l_j = i] + v_i \quad [3.10]$$

Después se estima el contrafactual, en ausencia de la distorsión, con el coeficiente estimado.

$$\hat{c}_j = \sum_{i=0}^p \hat{\beta}_i (l_j)^i \quad [3.11]$$

La diferencia entre la densidad observada y la contrafactual representan M y B . Dichas densidades se obtienen mediante las expresiones siguientes³³

$$\hat{B} = \sum_{j=LB}^{l^*} (c_j - \hat{c}_j) \quad \hat{M} = \sum_{j>l^*}^{UB} (\hat{c}_j - c_j) \quad [3.12 \text{ y } 3.13]$$

Como suponemos que B y M son iguales, tras elegir LB , podemos calcular B . UB es el punto en el que $B=M$. Tras probar con formas polinómicas de distinto grado, elegimos el quinto grado como el más adecuado, ofreciendo una buena aproximación con $UB=53$. Para calcular los efectos de la distorsión, limitamos las observaciones a las empresas entre 20 y 80 empleados. La regresión resultante muestra, en la Tabla 3.6, un grado de ajuste del 99,91%, con una alta significatividad conjunta de las variables y, permite rechazar la independencia entre variables explicativas y dependiente al 1%, excepción que se hace con la variable ficticia para el área excluida que no permite su rechazo.

³² Almunia (2013) usa $l_j - l^*$ en lugar de l_j en la ecuación [3.10].

³³ Almunia usa $(C_j - \hat{C}_j)$ para M , nosotros seguimos la expresión original de Kleven y Waseem (2013).

TABLA 3.6: REGRESIÓN CON DISTINTOS GRADOS POLINÓMICOS

Grado Pol.	2	3	4	5	6
L^0	29.807,5600 (0,000)	47.253,9200 (0,000)	73.358,1900 (0,000)	11.8175,1000 (0,000)	126.377,9000 (0,000)
L^1	-909,3472 (0,000)	-2.156,8950 (0,000)	-4.703,1710 (0,000)	-10.187,9400 (0,000)	-11.407,3700 (0,000)
L^2	7,0702 (0,000)	34,0548 (0,000)	120,3454 (0,000)	373,6246 (0,000)	445,5781 (0,002)
L^3		-0,1801 (0,000)	-1,3936 (0,000)	-6,9363 (0,000)	-9,0974 (0,027)
L^4			0,0060 (0,000)	0,0639 (0,000)	0,0988 (0,126)
L^5				-0,0002 (0,000)	-0,0005 (0,320)
L^6					0,0000 (0,574)
Dummy	574,9489 (0,015)	355,6832 (0,038)	-17,1266 (0,930)	-17,1224 (0,903)	7,7146 (0,959)
Prob>F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
\bar{R}^2	0,9763	0,9935	0,9975	0,9991	0,9991
B	2.373,9480	2.921,0550	1.200,0240	923,7250	997,6360
M	-2.225,6550	-1.347,2620	1.319,9250	1.043,9450	943,4150
Dif. B-M	148,293	1.573,793	119,901	120,220	54,221
U.Bound	54	58	53	53	53

Notas: Resultados de estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios robustos sin constante para diferentes grados polinómicos. La variable ficticia dicotómica (Dummy) representa el área excluida (área entre los límites superior e inferior). P-valores entre paréntesis.

El límite inferior se sitúa en las empresas de 47 empleados y el límite superior se ha calculado en 53 empleados que se corresponden con la menor diferencia entre B y M .

El modelo teórico prevé una zona posterior al umbral de densidad nula. En nuestro caso, sería la inexistencia de empresas de 50 trabajadores. Sin embargo, vemos que la disminución de densidad no llega a cero. Ello se interpreta como la existencia de fricciones que impiden evitar el sobrecoste. Almunia (2013) explica este fenómeno a través del cálculo de distintas elasticidades de demanda de trabajo. La idea es simple: debido a fricciones, parte de las firmas no pueden optimizar sus costes evitando el sobrecoste. Por tanto, para calcular la elasticidad o la variación impositiva, tenemos que tener en cuenta también la proporción de empresas que cruzan el umbral. Para ello, sustituimos B por B_F en la fórmula [3.8].

$$B_F = \hat{B} / (1 - \alpha) \quad [3.14]$$

donde

$$\alpha = \frac{\hat{M}}{\sum_{i^*} U_i^B c_j} \quad [3.15]$$

La estimación del impuesto es sensible a la elasticidad elegida. Así, a menor elasticidad, mayor efecto de la distorsión y, contrariamente, una mayor elasticidad aumenta las posibilidades de evitar la norma. En este sentido, la existencia de una distorsión que dificulte la optimización por parte de las empresas, aumentará el efecto del sobrecoste o impuesto implícito. Como ejemplo, la Tabla 3.7 muestra los efectos de diferentes elasticidades.

TABLA 3.7: VARIACIÓN DEL IMPUESTO IMPLÍCITO SEGÚN VARÍA LA ELASTICIDAD

	e=0,15	e=0,37	e=0,479	e=0,5	e=0,85
T	0,0600	0,0243	0,0188	0,0180	0,0106
T_F	0,0754	0,0306	0,0236	0,0226	0,0133

Notas: Donde T es el tipo impositivo del impuesto implícito, sin subíndice indica sin fricciones y con subíndice F indica la existencia de fricciones.

La literatura ofrece varias estimaciones de la elasticidad. Así, Hammermesh (1986) encuentra que la elasticidad de la demanda de trabajo se sitúa entre 0,15 y 0,5 en el largo plazo para las economías desarrolladas en el siglo XX. Por su parte, Benito y Hernando (2003) con datos de 3.400 empresas, estiman una elasticidad de largo plazo de 0,37. Lichter *et al.* (2015) mediante la técnica del meta-análisis diferencia entre grupos de economías para las que estima diferentes elasticidades, encontrando que al sur de Europa (España, Italia y Portugal) les corresponde una elasticidad de 0,479.

Tomando la estimación de Lichter *et al.* (2015), el impuesto implícito equivaldría a un 2,36%, muy próximo al estimado por Garicano *et al.* (2016) para Francia del 2,3% al pasar de 49 empleados y, con un coste en términos del producto interior bruto (PIB) del 3,4%. Por otro lado, Gourio y Roys (2014) critican las estimaciones de Garicano *et al.* (2013) por el uso que hacen de toda la distribución, ya que se sabe que la distribución paretiana no se ajusta bien en los extremos de la distribución: empresas muy grandes o muy pequeñas. Gourio y Roys (2014) utilizando similares datos proponen un 0,3% de incremento de la productividad y un 0,27% del PIB en caso de eliminar la distorsión. Sin embargo, el presente trabajo ha prescindido de los extremos de la distribución y obtiene resultados equiparables a aquellos de Garicano *et al.* (2016).

De acuerdo a nuestras estimaciones y, usando información del Observatorio Europeo de la Pequeña y Mediana Empresa, hemos calculado los efectos de eliminar la norma que causa la distorsión sobre las industrias analizadas³⁴. De este modo, el incremento del empleo al eliminar el efecto del impuesto implícito, vendrá determinado en proporción al mismo y a la elasticidad, tal como especifica la fórmula [3.16]. Como resultado, la contribución al empleo de empresas de más de 49 empleados pasaría del 41,02% al 41,48% (un 1,13% más). Suponiendo que dicho incremento sería proporcional a todas las empresas de más de 49 empleados con independencia de su tamaño, y que el número total de trabajadores permanezca, la productividad laboral aumentaría un 0,29%.

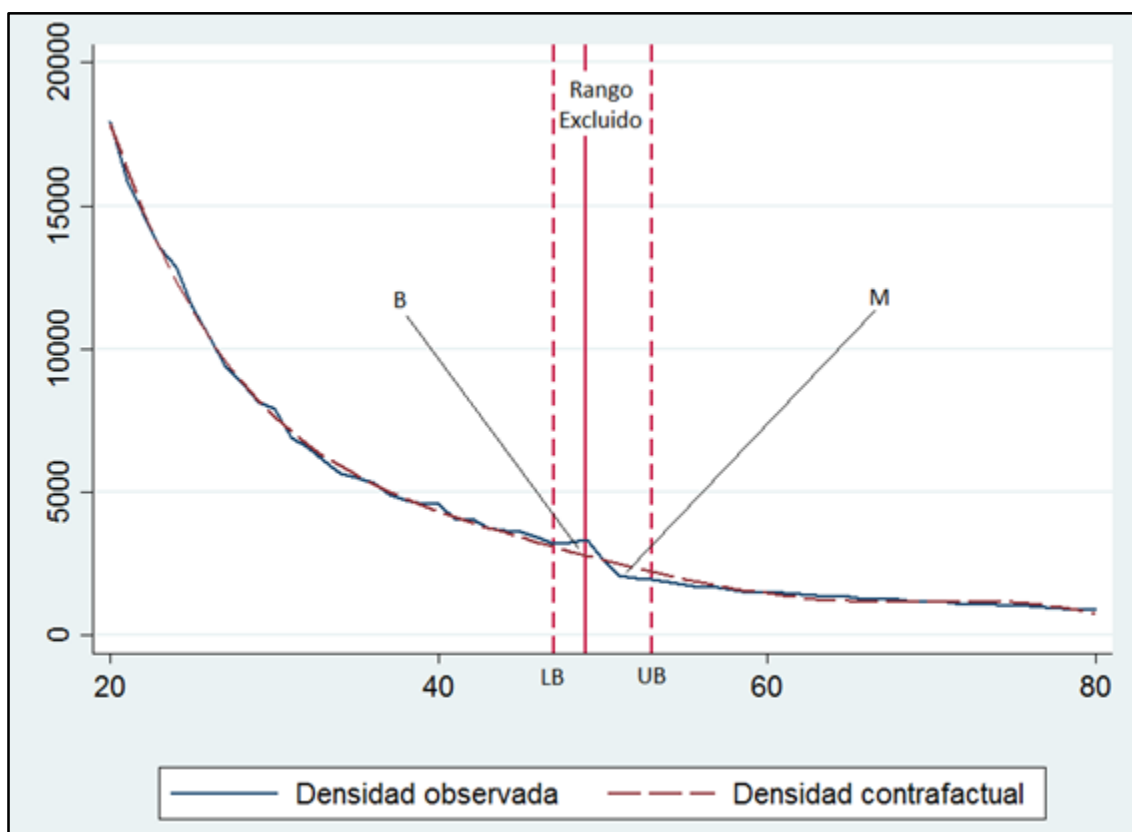
$$\Delta l = e_F T \frac{l^{C>49}}{l} \quad [3.16]$$

El Gráfico 3.4 muestra la distribución observada, así como la esperada en ausencia de distorsiones. Como se aprecia, existe un aumento del número de empresas antes del umbral de 49 empleados que se distancia de la densidad esperada. Tal y como prevé la metodología, ante la existencia de distorsiones, se produce una pérdida de masa al cruzar el umbral que se

³⁴ Sectores no financieros de la economía privada a excepción de las industrias extractivas.

recupera posteriormente para volver a coincidir con la densidad esperada en ausencia de distorsión. Ello nos indica claramente que la distorsión solo tiene efectos en las empresas próximas al umbral por lo que, los efectos de dicha distorsión se producirán solamente en una parte de la distribución.

GRÁFICO 3.4: DENSIDAD DE EMPRESAS ENTRE 20 Y 80 EMPLEADOS



En cualquier caso, es necesario tener en cuenta, que las estimaciones ofrecidas son solamente una aproximación y que las elasticidades pueden cambiar en el tiempo y diferir entre sectores. Respecto a la variación en la productividad agregada, causada por la supresión del régimen diferenciado, debe ser tomado con cautela, ya que pueden producirse efectos no contemplados aquí.

Los gráficos 3.5 a 3.8, por su parte, muestran como para evitar cruzar el umbral normativo, las empresas incrementan la productividad aumentando la intensidad de factor capital y la eficiencia. Todo ello en línea con las aportaciones de Almunia (2013) y Garicano *et al.* (2016). En el caso del capital, puede estarse produciendo un efecto sustitución entre factores.

GRÁFICO 3.5: DENSIDAD DE EMPRESAS SEGÚN TAMAÑO EMPRESARIAL

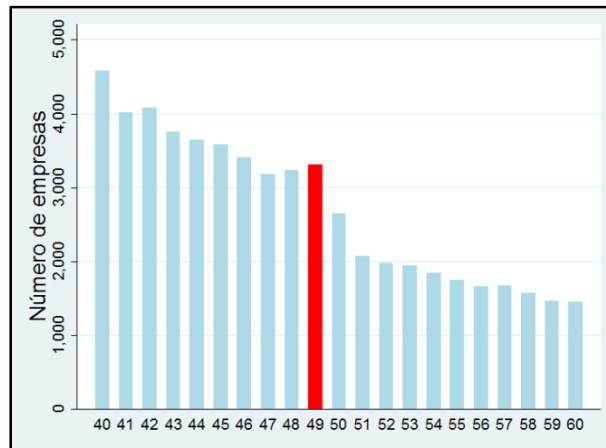


GRÁFICO 3.6: VALOR AÑADIDO SEGÚN TAMAÑO EMPRESARIAL

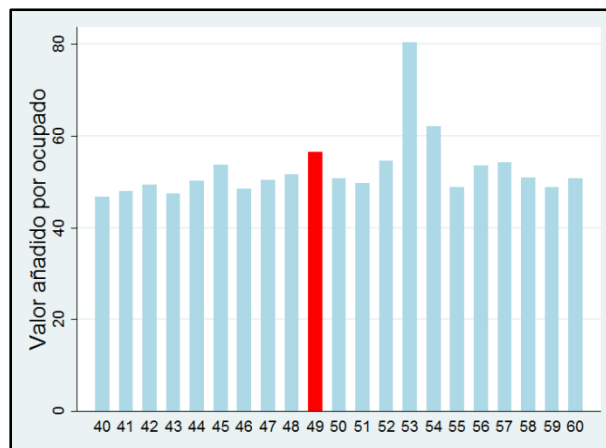


GRÁFICO 3.7: PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES SEGÚN TAMAÑO EMPRESARIAL

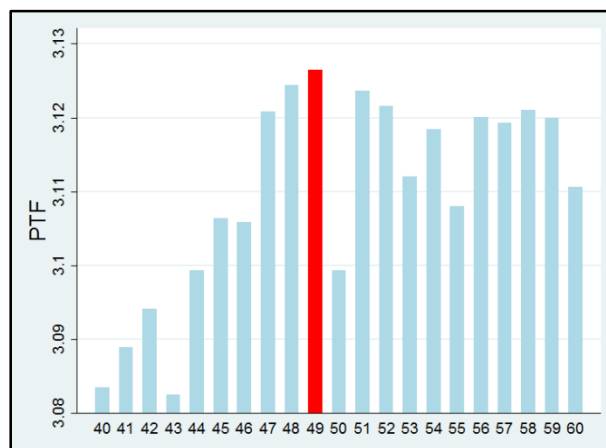
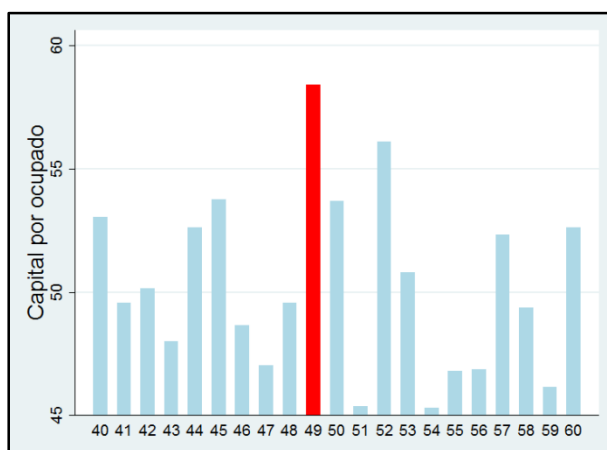


GRÁFICO 3.8: CAPITAL POR OCUPADO SEGÚN TAMAÑO EMPRESARIAL



Notas: El eje de abscisas representa el tamaño de la empresa en términos de número de empleados.

3.5. CONCLUSIONES

Entre las cinco mayores economías europeas, España es la que exhibe la menor productividad laboral. El reducido tamaño de las empresas españolas no explica toda la brecha productiva existente con otras economías, pero sí una parte importante. Solo con la adopción de la distribución de tamaño empresarial de Alemania, la productividad laboral española aumentaría un 10,35% *ceteris paribus*.

España comparte con Francia una discontinuidad/distorsión en la distribución de empresas por tamaño alrededor de 49 empleados. Ello es debido al incremento de obligaciones legales al alcanzar dicho umbral. Dichas obligaciones se tratan como un impuesto implícito que eleva el coste medio del factor trabajo. La metodología de Kleven y Waseem (2013) nos permite cuantificar el impuesto implícito, dependiendo de la elasticidad precio demanda, cerca de los resultados hallados por Garicano *et al.* (2016) para el caso francés, con quien España guarda similitudes. Además, estimamos que la eliminación de la distorsión, podría elevar la productividad aproximadamente en un 0,29%, curiosamente muy próximo al 0,30% que encuentran de Gourio y Roys (2014) para Francia.

Aunque la distorsión normativa y sus consiguientes efectos no son suficientes para explicar la desmesurada proporción de empresas pequeñas, además del incremento directo de la productividad, podrían crearse nuevas fuerzas para mejorar aún más la productividad. No obstante, parece que el legislador va en una dirección distinta aprobando nuevas medidas que penalizan el tamaño de las empresas³⁵. Por lo que, al margen de la conveniencia o no de dicha

³⁵ Por ejemplo, el reciente Real Decreto Ley 6/2019 de 1 de marzo extiende la obligación de desarrollar un plan de Igualdad de Género a las empresas de más de 250 empleados y, progresivamente se irá extendiendo dicha obligación a empresas de menor tamaño, por lo que a partir del 7 de marzo de 2022 afectará también a empresas de más de 49 empleados. Las medidas comprenden publicar tablas de salarios entre hombres y mujeres, suponiendo todas estas medidas un nuevo incremento de obligaciones para empresas que excedan de 49 empleados. Otro ejemplo se da en el Real Decreto-Ley 8/2020 de 17 de marzo, de medidas urgentes extraordinarias para hacer frente al impacto económico y social del COVID-19. En su artículo 24.1, se establece la exoneración de pago del 75% de la aportación

política por otras razones de interés social o de diversa índole, lo que no es objeto del presente estudio, es de esperar que, en el futuro, el impuesto implícito aumente, lo cual puede ser objeto de nuevos análisis.

También es necesario ser conscientes de que se ha supuesto, tal y como hace la literatura, la completa falta de beneficios sociales del incremento de obligaciones a las empresas. Así, Garicano *et al.* (2016) hablan de pérdida de bienestar, sin plantease que los comités de empresa puedan representar algún tipo de beneficio para los trabajadores de la misma. La medición de dichos beneficios y el balance con sus efectos económicos puede suponer una extensión interesante para futuros trabajos.

En cualquier caso, políticas que fomenten el crecimiento del tamaño empresarial, contribuirán a mejorar la productividad, con consecuencias positivas para el nivel de vida de los españoles y la competitividad internacional de sus empresas.

3.7. ANEXO

3.7.1. Representatividad de ORBIS

TABLA 3.8: REPRESENTATIVIDAD ORBIS FRENTE A DIRCE

No. Empleados	DIRCE	ORBIS
1-2	61,28%	29,58%
3-5	20,47%	26,35%
6-9	8,27%	16,49%
10-19	5,32%	14,45%
20-49	2,95%	8,88%
50-99	0,86%	2,25%
100-199	0,46%	1,08%
200-499	0,26%	0,59%
500-999	0,07%	0,18%
1000-4999	0,05%	0,12%
>4999	0,01%	0,03%
Total empresas	1.459.096	299.423

TABLA 3.9: REPRESENTATIVIDAD ORBIS FRENTE A EUROSTAT

	Eurostat 2016	ORBIS 2017
Micro	94,63%	72,43%
Pequeñas	4,69%	23,33%
Medianas	0,56%	3,54%
Grandes	0,12%	0,70%
Total empresas	2.682.904	299.423

3.7.2. Criterios de clasificación de empresas por su tamaño

TABLA 3.10: CRITERIOS DE TAMAÑO DE EMPRESA

	Número de empleados	Volumen de negocio	Valor Balance
Micro	<10	< 2 millones euros	< 2 millones euros
Pequeña	>9	< 10 millones euros	< 10 millones euros
Mediana	>49	< 50 millones euros	< 43 millones euros
Grande	>249	> 50 millones euros	> 43 millones euros

El cumplimiento de uno de los tres criterios es suficiente para cualificar a una empresa en la categoría superior correspondiente a dicho criterio. Por ejemplo, una empresa con dos empleados y un volumen de negocio de solo 1 millones de euros, puede considerarse gran empresa si su valor en balance supera los 43 millones de euros.

3.7.3. Datos del Observatorio de la pequeña y mediana empresa: año 2018

TABLA 3.11: PORCENTAJE DE VALOR AÑADIDO SEGÚN TAMAÑO DE EMPRESA

	Micro	Pequeña	Mediana	Grande
España	26,64	17,37	17,79	38,20
Alemania	15,36	18,43	20,47	45,75
Italia	28,78	20,41	17,79	33,02
Francia	24,10	16,81	14,38	44,71
R. Unido	18,56	16,38	16,58	48,48

TABLA 3.12: PORCENTAJE DE EMPLEO SEGÚN TAMAÑO DE EMPRESA

	Micro	Pequeña	Mediana	Grande
España	40,97	18,01	13,18	27,84
Alemania	19,86	23,21	20,31	36,62
Italia	46,05	19,94	12,40	21,60
Francia	28,19	18,69	14,88	38,24
R. Unido	18,40	19,59	16,23	45,78

TABLA 3.13: PRODUCTIVIDAD SEGÚN TAMAÑO DE EMPRESA

	Micro	Pequeña	Mediana	Grande
España	46.128	53.472	69.392	84.409
Alemania	76.309	66.212	93.498	98.822
Italia	49.754	65.667	83.534	94.546
Francia	89.659	67.803	75.061	91.039
R. Unido	112.409	71.779	82.437	116.115

3.7.4. Exportación de datos ORBIS

VARIABLES extraídas: identificador BvD, ingresos operacionales (*proxy* para volumen de negocio), número de empleados, EBITDA, coste de los empleados (coste laboral), inmovilizado material (*proxy* para el capital), activos totales (*proxy* del valor en balance), coste material (*proxy* para consumos intermedios).

Solo se han tomado los datos de los sectores de actividad descritos por EUROSTAT como "*Non-Financial Business Economy*" correspondientes a la clasificación NACE Rev. 2, consistente en los subsectores 5 al 63 y 68 al 82. Por tanto, representan la actividad privada menos agricultura, pesca, actividades financieras y de seguros, y el sector público en sentido amplio. Adicionalmente, se han eliminado los subsectores 5 a 9 referidos a industrias extractivas por ser, su productividad, fuertemente dependiente de los recursos naturales. La clasificación de actividades se ha descargado con 4 dígitos, pero reduciéndolos a 62 subsectores de actividad.

Criterios de selección:

- Informes anuales en lugar de cuentas depositadas en el Registro.
- Datos sin consolidar³⁶
- Status: empresas activas.
- Exclusión de:
 - a) Empresas con información no reciente.
 - b) Autoridades públicas, estado y gobiernos.
- Exportación: una empresa por línea.

TABLA 3.14: NÚMERO DE OBSERVACIONES ORBIS

AÑO	ESPAÑA	ALEMANIA	REINO UNIDO	FRANCIA	ITALIA
2009	249.457	-	-	-	-
2010	253.572	9.298	48	67.823	128.829
2011	259.852	10.188	49	65.673	270.553
2012	264.229	11.113	49	57.416	302.495
2013	273.684	12.701	52	65.248	282.910
2014	291.796	12.895	52	75.054	356.722
2015	317.074	67.320	55	74.614	390.461
2016	330.660	13.247	56	70.109	407.152
2017	306.251	5.806	55	57.808	413.975
Total=	2.546.575	142.568	416	533.745	2.553.097
Tras depuración=	2.487.217	123.101		452.720	2.161.033

ORBIS ofrece la posibilidad de realizar una depuración inicial en el momento de la exportación eliminando observaciones sin datos. Subsecuentemente, una segunda depuración se ha realizado eliminando valores negativos o cero en algunas variables como empleo o valor añadido. El panel de datos no ha sido balanceado para permitir un mayor número de observaciones. Así, por ejemplo, balanceando el panel, España pasaría a tener 980.046 observaciones correspondientes a 108.894 empresas, Alemania a 9.648 observaciones y Francia a 48.752. Respecto a Reino Unido, no existen suficientes observaciones en cada uno de los 62 subsectores para estimar correctamente los coeficientes de contribución de factores, razón por la que renunciamos a dichas estimaciones. Los datos de España fueron descargados antes de que los datos de 2009 dejaran de estar disponibles, sin embargo, los datos del resto de países fueron descargados después, no pudiendo disponer del 2009.

³⁶ Se configura como una preferencia, pero en caso de solo existir datos consolidados, ORBIS muestra estos. En caso de que exista información consolidada y no consolidada mostrará la consolidada. El problema principal está referido a Reino Unido ya que las empresas no tienen obligación de suministrar datos sin consolidar.

3.7.5. Tablas de contingencia

TABLA 3.15: TABLA DE CONTINGENCIA DE LA PRODUCTIVIDAD

Cuartil_Prod.	Micro	Pequeña	Mediana	Grande	Total
1	509.867	95.711	12.948	3.254	621.780
	82,00	15,39	2,08	0,52	100
	31,30	14,18	9,14	7,80	25,00
2	424.277	173.057	20.335	4.141	621.810
	68,23	27,83	3,27	0,67	100
	26,05	25,64	14,35	9,93	25,00
3	366.323	208.357	38.860	8.261	621.801
	58,91	33,51	6,25	1,33	100
	22,49	30,87	27,43	19,80	25,00
4	328.498	197.729	69.539	26.060	621.826
	52,83	31,80	11,18	4,19	100
	20,17	29,30	49,08	62,47	25,00
Total	1.628.965	674.854	141.682	41.716	2.487.217
	65,49	27,13	5,70	1,68	100
	100	100	100	100	100

Chi-cuadrado de Pearson = 0,000 Pr = 0,000 V de Cramér = 0,1546

La primera fila indica el número de empresas según tamaño que están en el primer cuartil de productividad, así hay un total de 621.780 empresas en dicho cuartil sumando todos los tamaños. La segunda fila son los porcentajes de empresas de ese cuartil según el tamaño. Por ejemplo, el 82% de las empresas del primer cuartil son microempresas. La tercera fila son el porcentaje de empresas de determinado tamaño que están en ese percentil. Así, el 31.30% de las microempresas están en el primer cuartil.

TABLA 3.16: TABLA DE CONTINGENCIA DE LA PTF

Cuartil PTF	Micro	Pequeña	Mediana	Grande	Total
1	471.209	123.354	21.079	6.139	621.781
	75,78	19,84	3,39	0,99	100
	28,93	18,28	14,88	14,72	25
2	398.113	185.228	30.654	7.814	621.809
	64,02	29,79	4,93	1,26	100
	24,44	27,45	21,64	18,73	25
3	380.071	194.236	38.140	9.354	621.801
	61,12	31,24	6,13	1,50	100
	23,33	28,78	26,92	22,42	25
4	379.572	172.036	51.809	18.409	621.826
	61,04	27,67	8,33	2,96	100
	23,3	25,49	36,57	44,13	25
Total	1.628.965	674.854	141.682	41.716	2.487.247
	65,49	27,13	5,70	1,68	100
	100	100	100	100	100

Chi cuadrado de Pearson = 0,000 Pr = 0,000 V de Cramér = 0,0855

3.7.6. Resultados de modelos logísticos para Francia

TABLA 3.17: LOGIT MULTINOMIAL PARA PRODUCTIVIDAD DE FRANCIA

	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4
Micro	0,3002	0,2284	0,2361	0,2353
Pequeña	0,2601	0,2446	0,2458	0,2495
Mediana	0,2237	0,2599	0,2539	0,2625
Grande	0,191	0,2743	0,2604	0,2743

Notas: Predicción del modelo de frecuencias del valor añadido por empleado por tamaños de empresa (expresados en tanto por uno). Coeficiente de discrepancia del 8,81%.

TABLA 3.18: LOGIT MULTINOMIAL PARA PTF FRANCIA

	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4
Micro	0,3632	0,2461	0,2073	0,1834
Pequeña	0,2743	0,2549	0,239	0,2318
Mediana	0,1992	0,2539	0,2651	0,2817
Grande	0,1399	0,2446	0,2843	0,3311

Notas: Predicción del modelo de frecuencias de la PTF por tamaños de empresa (expresados en tanto por uno). Coeficiente de discrepancia del 8,54%.

3.7.7. Resultados de modelos logísticos para Alemania

TABLA 3.19: LOGIT MULTINOMIAL DE PRODUCTIVIDAD DE ALEMANIA

	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4
Micro	0,3267	0,2599	0,2255	0,1879
Pequeña	0,2791	0,2572	0,2413	0,2224
Mediana	0,235	0,2509	0,2545	0,2595
Grande	0,1952	0,2413	0,2648	0,2987

Notas: Predicción del modelo de frecuencias del valor añadido por empleado por tamaños de empresa (expresados en tanto por uno). Coeficiente de discrepancia del 4,98%.

TABLA 3.20: LOGIT MULTINOMIAL PARA PTF DE ALEMANIA

	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4
Micro	0,3015	0,2413	0,2326	0,2246
Pequeña	0,2695	0,2474	0,2429	0,2402
Mediana	0,2396	0,2524	0,2524	0,2555
Grande	0,2121	0,2563	0,2611	0,2705

Notas: Predicción del modelo de frecuencias de la PTF por tamaños de empresa (expresados en tanto por uno). Coeficiente de discrepancia del 6,57%.

3.7.8. Resultados de modelos logísticos para Italia

TABLA 3.21: LOGIT MULTINOMIAL PARA PRODUCTIVIDAD DE ITALIA

	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4
Micro	0,3350	0,2733	0,2226	0,1691
Pequeña	0,1687	0,2403	0,2830	0,3079
Mediana	0,0698	0,1737	0,2957	0,4608
Grande	0,0251	0,1089	0,2679	0,5981

Notas: Predicción del modelo de frecuencias del valor añadido por empleado por tamaños de empresa (expresados en tanto por uno). Coeficiente de discrepancia del 5,08%.

TABLA 3.22: LOGIT MULTINOMIAL PARA PTF DE ITALIA

	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4
Micro	0,3039	0,2501	0,2337	0,2123
Pequeña	0,2025	0,2536	0,2655	0,2784
Mediana	0,1275	0,2430	0,2848	0,3448
Grande	0,0767	0,2226	0,2922	0,4084

Notas: Predicción del modelo de frecuencias de la PTF por tamaños de empresa (expresados en tanto por uno). Coeficiente de discrepancia del 3,84%.

3.7.9. Resultados de modelo logístico para manufacturas españolas

TABLA 3.23: LOGIT MULTINOMIAL PARA PRODUCTIVIDAD DE MANUFACTURAS ESPAÑOLAS

	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4
Micro	0,3640	0,2738	0,2141	0,1480
Pequeña	0,1826	0,2512	0,2791	0,2870
Mediana	0,0737	0,1855	0,2929	0,4478
Grande	0,0259	0,1168	0,2621	0,5957

Notas: Predicción del modelo de frecuencias del valor añadido por empleado por tamaños de empresa (expresados en tanto por uno). Coeficiente de discrepancia del 7,61%.

TABLA 3.24: LOGIT MULTINOMIAL PARA PTF DE MANUFACTURAS ESPAÑOLAS

	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4
Micro	0,2948	0,2454	0,2328	0,2269
Pequeña	0,2282	0,2536	0,2579	0,2603
Mediana	0,1726	0,2562	0,2793	0,2918
Grande	0,1281	0,2539	0,2968	0,3211

Notas: Predicción del modelo de frecuencias de la PTF por tamaños de empresa (expresados en tanto por uno). Coeficiente de discrepancia del 6,43%.

3.7.10. Regresiones de productividad con variables continuas de tamaño

En las tablas 3.25 y 3.26, los errores estándar figuran entre paréntesis. Todas las regresiones se han realizado sin constante, pero con una variable ficticia (*dummy*) para cada uno de los 62 sectores analizados. Dichas *dummies* suponen la media de productividad de cada sector. El tiempo es el año menos el año inicial, siendo el periodo de años de 2009 a 2017. Las variables continuas están en escala logarítmica. La representación gráfica de la distribución residuos, muestran exceso de apuntalamiento y una forma aproximadamente simétrica en torno a la media normalizada de valor 0, pero leptocúrtica respecto a la normal. Ello puede deberse a la ausencia de varianza constante u homocedasticidad. Los contrastes formales³⁷ rechazan tanto la normalidad como la homocedasticidad. Tras eliminar observaciones cuya productividad exceda de 3 desviaciones típicas o, alternativamente, eliminando observaciones con productividades inferiores al percentil 5 y superiores al 95, se siguen rechazando la normalidad y la homocedasticidad. Se prosigue permitiendo todas las observaciones y se aplican las regresiones con covarianzas robustificadas, encontrando que solo varían los errores estándar pero no los coeficientes. Todas las regresiones muestran significatividad conjunta (Prob.>F = 0.0000) y todas las variables resultan significativas al 1%, incluidas las dicotómicas sectoriales. Mediante contrastes formales, se aprecia la existencia de colinealidad en las variables referidas al volumen de negocio y valor del balance. La única variable de tamaño que no muestra colinealidad es el número de ocupados. Se prueba también con el valor en balance por ocupado que también muestra colinealidad. La media de valor en balance por cada empleado es de 136 para las microempresas, 342 para las pequeñas, 1045 para las medianas y 3935 para las grandes. Mediante regresiones auxiliares, estimamos la existencia de correlaciones superiores a 0.65 entre variables explicativas de tamaño. Así, por ejemplo, las empresas con más empleados, también tienen mayor valor en su balance, mayor volumen de negocio y mayor balance por ocupado. Por tanto, la variable que muestra mejores propiedades para aproximar el tamaño empresarial y contrastar su influencia sobre la productividad parece ser el número de empleados.

TABLA 3.25: REGRESIÓN MCO. VARIABLE DEPENDIENTE: VA POR OCUPADO

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Empleo	-0,4273072 (0,0006412)	0,186296 (0,00906464)			0,1429067 (0,0003821)
Volumen Negocio	0,2304793 (0,0006459)		0,2703943 (0,0003883)		
Val Activos	0,3078233 (0,0005585)			0,3045106 (0,0003456)	
Activos/Empleo					0,4404428 (0,0004585)
Tiempo	0,0112657 (0,0001517)	0,0569512 (0,0002591)	0,0235211 (0,0001857)	0,0350133 (0,0001772)	0,029317 (0,0001624)
\bar{R}^2	0,9692	0,9367	0,9554	0,9589	0,9641
N	2.487.215	2.487.217	2.487.215	2.487.217	2.487.217

³⁷ Estimaciones realizadas en Stata mediante los contrastes *sktest*, *szroeter* y el comando *estat vif, uncentered*.

Nuestras regresiones son insesgadas y eficientes en sentido de Gauss-Markov. Los elevados R2 indican que el modelo explica gran parte de la incertidumbre.

TABLA 3.26: REGRESIÓN MCO. VARIABLE DEPENDIENTE: PTF

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Empleo	-0,3826228 (0,0006561)	0,1029464 (0,0005465)			0,0711393 (0,0003864)
Volumen Negocio	0,2324671 (0,0006647)		0,2027271 (0,0003339)		
Val Activos	0,1891089 (0,0001554)			0,2078656 (0,000327)	
Activos/Empleo					0,3228721 (0,0004531)
Tiempo	0,0133504 (0,0001554)	0,0517914 (0,0002253)	0,0260401 (0,0001759)	0,0363628 (0,0001765)	0,0314712 (0,000166)
\bar{R}^2	0,9589	0,9338	0,9484	0,9476	0,9523
N	2.487.215	2.487.217	2.487.215	2.487.217	2.487.217

3.7.11. Obligaciones adicionales para empresas de más de 49 empleados

Comité de empresa

El artículo 63.1 del Estatuto de los Trabajadores (ET) obliga a constituir un comité de empresa, al igual que en Francia, al pasar de 49 empleados.

El artículo 64 del ET regula las obligaciones de la empresa hacia el comité de empresa, como son: informar trimestralmente de la evolución del sector, la situación de la empresa, estadísticas laborales de la empresa, previsiones de contratación, etc., informar anualmente sobre la aplicación de los derechos de igualdad en la empresa, etc.

El artículo 65 del ET establece los poderes del comité que consisten básicamente en monitorear la actividad de la empresa en lo concerniente a las relaciones laborales.

El artículo 66 del ET regula la composición del comité de empresa, cuyos miembros se fijan en proporción al número de empleados con un mínimo de cinco miembros. Los miembros del comité de empresa pueden disponer de horas pagadas para desarrollar su actividad, con un mínimo de 15 horas mensuales, las cuales se incrementan al aumentar el número de empleados de la empresa.

Obligación de realizar auditorías

El artículo 263 del Real Decreto Legislativo 1/2010 del 2 de julio, obliga a realizar auditorías de cuentas a las empresas en las que concurran al menos dos de las siguientes circunstancias:

- Tener más de 49 empleados
- Tener activos por valor superior a 2,85 millones de euros
- Haber obtenido un volumen de negocio mayor de 5,7 millones de euros

Obligaciones fiscales

Existe también la obligación de realizar declaraciones mensuales del Impuesto de Valor Añadido (en vez de trimestrales) y realizar retenciones del Impuesto de Sociedades del 21% (en lugar del 19%) cuando concorra alguna de las siguientes circunstancias:

- Tener más de 49 empleados
- Facturar más de 5,7 millones de euros al año

Riesgos laborales

El artículo 35.2 de la Ley 31/1995 de Prevención de Riesgos Laborales establece la obligación de tener al menos dos delegados de riesgos laborales al pasar de 49 empleados.

Planes de igualdad de género

Recientemente, el Real Decreto Ley 6/2019 de 1 de marzo establece la obligación de planes de igualdad de género para empresas de más de 250 empleados, que irá afectando a empresas de menor número de empleados hasta aplicarse a empresas de más de 49 empleados a partir del 7 de marzo de 2022.

3.7.12. Resumen de literatura

TABLA 3.27: RESUMEN DE LITERATURA

Excepciones a relación positiva entre tamaño y productividad	Díaz y Sánchez (2008); Ministerio de Economía de Chile (2014)
Causalidad va de productividad a tamaño	Guillamont <i>et al.</i> (2017); Huerta y Salas (2017); Moral-Benito (2018)
Necesidad de incrementar tamaño en España	Banco de España (2014); FIM (2015); Círculo de Empresarios (2017)
Explicaciones al reducido tamaño de las empresas:	
a) Corrupción y dificultades de financiación	Beck <i>et al.</i> (2005)
b) Restricciones de crédito	Cabral y Mata (2003); Guillamont <i>et al.</i> (2017)
c) Talento de gestión como determinante distribución	Manne (1987); Pérez y Serrano (2013); Huerta y Salas (2014); Guner (2008); Guner y Ventura (2008); Braguinsky <i>et al.</i> (2011); De y Nagaraj (2014); Gourio y Roys (2014); Garicano <i>et al.</i> (2016); Huerta y Salas (2017); Colacelli y Hong (2019)
d) Regulaciones distorsionan la distribución	
Sobre la forma de la distribución:	
a) Forma de U	Viner (1932)
b) Exponencial	Bonini (1958)
c) Distribución Zipf	Axtel (2001); Ramsden y Kiss-HayPal (2000)
d) Forma depende de la muestra y/o del tiempo	Cabral y Mata (2003); Kang <i>et al.</i> (2011); Segarra y Teruel (2012)
e) Otros factores intervienen	Giovany <i>et al.</i> (2012): propensión exportadora

4. PRODUCTIVIDAD LABORAL CONTRACÍCLICA: EL CASO ESPAÑOL³⁸

RESUMEN

A comienzos del siglo pasado se consideraba normal que la productividad laboral fuera contracíclica. Sin embargo, a mediados del mismo siglo se había tornado procíclica. A partir de los años ochenta, por otra parte, en economías como la estadounidense, la productividad ha ido perdiendo prociclicidad. En la búsqueda de causas de dichos cambios de patrón, la literatura moderna centra principalmente sus explicaciones en el papel que juegan las instituciones del mercado laboral.

España es un caso particularmente interesante por varios motivos: es la única economía de nuestro entorno cuya productividad laboral, hoy en día, resulta contracíclica y, ha pasado en pocos años de ser fuertemente procíclica a contracíclica. No obstante, se ha escrito poco sobre el caso español, existiendo un vacío que pretendemos llenar por medio de este monográfico. El presente capítulo ofrece una explicación al cambio de patrón cíclico de la productividad laboral española, centrada en la rigidez de los salarios y a la reforma legislativa de 1984, que ofrece una vía “barata” de ajuste del trabajo, permitiendo la formación de contratos temporal para cubrir puestos con independencia de su naturaleza. Se crea así un mercado dual en el que la vía de ajuste del factor trabajo se realiza mediante el trabajo temporal, caracterizado por menores costes de ajuste.

Por otra parte, nuestro análisis muestra como los elevados incrementos de la productividad laboral durante los periodos contractivos, se deben principalmente al aumento del capital por unidad de trabajo como consecuencia de la destrucción de empleo, resultando por tanto, mejoras productivas espurias.

Palabras claves: ciclo económico, productividad laboral, regulación laboral, productividad total de los factores, contraciclicidad, crecimiento económico.

Clasificación JEL: D220, D240, E240, E320, J240, J320 y O470.

³⁸ **Presentado** en el XX ENCUENTRO DE ECONOMIA APLICADA (Valencia 2017) entre 8 y 9 de junio 2017. Distribuido como **Documento de Trabajo**: Jalón, B., Herce, J. y Sosvilla, S. (2017). Countercyclical Labor Productivity: The Spanish Anomaly. IREA Working Papers No 201712. University of Barcelona. Research Institute of Applied Economics.

Citas:

- Burda, M. (2018). Aggregate labor productivity. IZA World of Labor, Institute of Labor Economics (IZA), pages 435-435, April.
- Mitra, A. (2019). The Productivity Puzzle and the Decline of Unions. https://www.dropbox.com/s/026kr13mcjaorde/Mitra_JMP.pdf?dl=0

Versión publicada: Jalón, B y Herce, J.A. (2020). “Countercyclical labor productivity: the case of Spain”. Cuadernos de Economía. Vol. 42. Num. 122: 105-118. <https://doi.org/10.32826/cude.v42i122.194>

4.1. INTRODUCCIÓN

Que la productividad laboral española es contracíclica es algo conocido por la literatura, sin embargo, existe un cierto vacío al abordar las causas de tan anómalo comportamiento. De entre los países desarrollados, España parece el único cuya productividad resulta contracíclica.

Encontramos que existe una relación ente la contraciclicidad y la dualidad del mercado de trabajo que emergió tras la reforma legislativa de 1984, la cual permite a las empresas ajustar el factor trabajo a través del trabajo temporal a un coste reducido.

A pesar de que la moderna literatura utiliza modelos sofisticados basados en la idea de emparejamiento (*matching*), el modelo que parece describir mejor el mercado de trabajo español es el descrito por Oi (1962).

Además, el estudio del patrón cíclico de la productividad laboral, revela aspectos relevantes de política económica, como que los elevados crecimientos de la productividad en etapas contractivas no son genuinos y carecen de fundamentos para su continuidad.

El estudio del patrón cíclico de la productividad laboral ha sido, y continúa siendo, objeto de atención académica. Como indica Biddle (2014), al comienzo del siglo XX la productividad laboral (PL) era considerada contracíclica. De hecho, Mitchell (1913) ya describía las fuerzas que motivaban su contraciclicidad:

- Durante las recesiones, los empleados menos productivos son despedidos haciendo aumentar la productividad media (capital humano contracíclico).
- El alto desempleo motiva a los trabajadores a ser más productivos para evitar el despido.
- En los periodos expansivos, los trabajadores experimentan mayor carga de trabajo por lo que se cansan más, reduciendo así su productividad horaria media.

Estos argumentos parecían verse corroborados por el incremento en la productividad durante la Gran Depresión de 1930. Además, el modelo neoclásico de Solow-Swan introducido en los años 50, basado en la acumulación de factores, donde el capital resultaba fijo en el corto plazo mientras el trabajo era flexible, asumía el comportamiento contracíclico de la productividad laboral (Solow, 1956, Swan, 1956).

Sin embargo, en los años 60, los trabajos empíricos de Hultgren (1960) y Kuh (1965) mostraban un comportamiento procíclico de la productividad laboral. Por su parte, Solow (1964) trató de conciliar su modelo con la nueva evidencia empírica al señalar que las empresas retienen trabajadores durante las contracciones. Por su parte, Oi (1962) también observó lo reducido de los ajustes de empleo durante los shocks contractivos. Oi incluyó en el modelo de demanda del trabajo los costes de contratación y formación de nuevos trabajadores, costes hundidos que la empresa no quería perder, para tener que volver a realizarlos cuando el nivel de demanda se recuperara.

El nuevo patrón procíclico, por su parte, sustentaba los nuevos modelos del ciclo económico real (*Real Business Cycle*, RBC), basados en la asociación entre incremento de tecnología y reducción de inputs.

En cualquier caso, el patrón cíclico de la productividad laboral se relaciona con la respuesta del factor trabajo a variaciones en la producción. Las empresas adaptarán el trabajo al nivel de producción de acuerdo al nivel de flexibilidad que las instituciones laborales permitan. En este sentido, Gali y van Rens (2009) sugieren que la pérdida de poder de los sindicatos son la causa de la reducción de la prociclicidad y, del aumento de volatilidad del empleo y los salarios, respecto al producto en Estados Unidos (EEUU) a partir de mediados de los 80. En la misma línea, Gordon (2011) postula que las instituciones son la principal causa del patrón cíclico de la productividad. Para él, mientras en Europa la mayor preocupación de las instituciones concierne al mantenimiento del empleo, en EEUU, debido a la pérdida de poder de los sindicatos, la elasticidad de horas de trabajo respecto al Producto Interior Bruto (PIB) se aproxima a 1, reduciendo la prociclicidad. Estas nuevas evidencias parecen discutir las explicaciones de los modelos RBC, basados en la relación entre producto y avances tecnológicos, así como el cumplimiento de la Ley de Okun³⁹. A este respecto, Daly *et al.* (2013) analizan los tres componentes del coeficiente de Okun: horas por trabajador, número de trabajadores y productividad laboral. Encuentran que, para adaptarse a los *shocks*, las empresas, unas veces optan por reducir las horas de trabajo y, otras veces, optan por reducir el número de trabajadores, produciendo diferentes efectos sobre el patrón cíclico de la productividad. Para Berger (2012), la reducción de la prociclicidad de EEUU, así como las recuperaciones con alto desempleo, se deben al hecho de que, las empresas aumentan su ineficiencia durante las expansiones, mientras en las contracciones, reestructuran la fuerza laboral para mejorar su eficiencia. Con el decline del poder sindical de los años 80, se redujeron los costes de despido, lo que produjo una disminución del coeficiente de correlación entre productividad y ciclo económico.

Los efectos de los salarios rígidos sobre la cantidad de trabajo han sido muy estudiados. Así, por ejemplo, Siebert (1997) discute lo que considera un fallo del mercado laboral europeo en términos de alto desempleo, debido a las altas distorsiones en el salario de reserva. Así, los trabajadores y las empresas ofrecen y demandan trabajo de acuerdo a los beneficios esperados para cada parte en un equilibrio perfecto. Sin embargo, el equilibrio puede ser distorsionado por impuestos y contribuciones sociales. Estos costes implícitos para las empresas no son percibidos como beneficios por los trabajadores, y por ello, estos costes reducen los salarios de reserva de las empresas sin incrementar los beneficios percibidos por los trabajadores, creando un mecanismo que aumenta el desempleo. Para Christoffel y Linzert (2005), el modelo europeo es como una negociación según el modelo de derecho a gestionar (*right-to-manage*) de Nickell y Andrews (1983), por la extensa cobertura de acuerdos sectoriales que dificultan la formación de salarios. En este sentido, las empresas solo pueden elegir el nivel de empleo ante un salario dado. La monopolización del poder de negociación en las manos de firmas o trabajadores (sindicatos) puede fijar sueldos que impidan que el mecanismo de mercado encuentre equilibrios en el sentido de Nash. En la misma línea, Nickell (1997) postula que cuando los sindicatos deciden los salarios, se tienden a incrementar salarios y desempleo. También critica el papel distorsionante de la protección al desempleo, en sus

³⁹ Okun (1962) encontró una relación entre desempleo y PIB en la economía americana en los años 50. De acuerdo a Okun, una disminución del desempleo del 1% estaría relacionada con incrementos del PIB del 3,2%, que se producirían por un incremento de las horas del trabajo de un 1,8% y por un incremento de la productividad laboral horaria de un 1,4%.

propias palabras "*Long-term benefits generate long-term unemployment*" (Nickell, 1997, página 67). Asimismo, muestra que entre 1989 y 1994, España fue el país europeo con mayor duración de la ayuda al desempleo. Merece la pena señalar que la cobertura de la negociación sectorial era muy alta (79,1% en 2013⁴⁰). Rujiwattanapong (2015), por su parte, encuentra para EEUU, que el incremento en la duración del seguro de desempleo, es el causante de la mitad del declive de la correlación entre productividad laboral y producción entre 1985 y 2014, desde un coeficiente de correlación del 0,7 a un 0,3. En la medida que los trabajadores están cubiertos por una prestación de desempleo, dedican menos esfuerzos a encontrar trabajo y se vuelven más selectivos a la hora de aceptar un puesto de trabajo, lo que se traduce en un bajo nivel de empleo durante las contracciones, aumentando la productividad en las mismas y, reduciendo la prociclicidad.

Sin embargo, otros factores del mercado de trabajo, también impactan sobre los flujos de cantidad de trabajo. En este sentido, Grandmont (2016) tiene en cuenta la eficiencia laboral, el producto por hora y el esfuerzo a modo de input en el proceso productivo. La teoría de los salarios de eficiencia asume que el esfuerzo de los trabajadores depende de los salarios. Como los salarios son procíclicos, el esfuerzo también debe serlo, lo que aumentaría la prociclicidad de la productividad laboral. Este mecanismo descansa sobre instituciones que permiten flexibilidad a las empresas para elegir salarios de eficiencia.

Fernald y Wang (2016) añaden una explicación basada en el suavizamiento de la respuesta del empleo al ciclo y al carácter pro-cíclico del factor de utilización (capital físico, trabajo y capital humano). Ellos declaran que la productividad laboral, en el modelo neoclásico, depende del capital humano (contra-cíclico), la contribución del capital físico (capital deepening: contra-cíclico) y de la productividad total de los factores (PTF). Aunque en el largo plazo, la PTF refleja el cambio tecnológico, en el corto plazo, incluye las variaciones en la utilización de factores. Encuentran que la PTF es contracíclica cuando se tiene en cuenta la utilización de factores. Argumentan que, una de las posibles causas de la reducción de la variabilidad en el uso de factores, es el cambio de una estructura económica hacia un mayor peso de sectores donde el ajuste en la utilización de factores es menos importante (de industria a servicios).

En la literatura referida al porqué la productividad laboral española resulta contracíclica, encontramos varias aportaciones. Así, Maroto-Sánchez y Cuadrado-Roura (2013a) abogan por que las variaciones en capital físico por unidad de trabajo son el principal factor que motiva el patrón cíclico. Rojo (2002) ya había señalado el mayor crecimiento de la productividad laboral en las fases contractivas de los años 90, en contraste con las expansivas, debido al papel del capital por unidad de trabajo. Para Maroto-Sánchez y Cuadrado-Roura (2013b), los servicios y la construcción son los sectores contracíclicos y, los que producen la contraciclicidad de la productividad agregada. Por su parte, Cabrales *et al.* (2013) informan de la baja inversión en formación de trabajadores temporales (menos acumulación de capital humano en esos trabajadores, lo que redundaría en una menor productividad laboral) que son los que soportan la

⁴⁰ El año 2016 es el último para el que la Organización Internacional del Trabajo (International Labor Organization, por su nombre en inglés) ofrece datos de cobertura de la negociación colectiva, fecha en la que suponía un 73.10% de los asalariados. No obstante, ha decrecido en relación a años anteriores. En 2013, la cobertura de la negociación colectiva en España alcanzaba el 81.10% con solo 8 países con coberturas superiores. (www.ilo.org).

mayor parte del ajuste de trabajo. Dolado *et al.* (1993) ya mostraban la volatilidad del empleo como la causa de la contracíclicidad. Hospido y Moreno-Galbis (2015) encuentran una correlación negativa entre la proporción de trabajadores temporales y PTF en el periodo de 1996 a 2012. Sin embargo, ellos muestran una correlación negativa en la proporción de trabajadores temporales durante el periodo de expansión (1995-2008) pero también una correlación positiva en la subsiguiente contracción (2008-2012), lo que podría ser explicado en términos de ajuste de factor trabajo principalmente por los trabajadores temporales; así lo pocos supervivientes a los ajustes, serían más productivos que los trabajadores fijos en media. Por su parte, Jimeno (2016) ha explicado que, la alta volatilidad del trabajo en relación al PIB, se debe en parte a la rigidez del proceso de la negociación salarial y, en parte, a la flexibilidad que permite el trabajo temporal.

Por tanto, la literatura ofrece una variedad de explicaciones, principalmente basadas en el grado de flexibilidad del ajuste del factor trabajo. Como la productividad laboral es el cociente entre el producto y el factor trabajo, el patrón cíclico dependerá de la respuesta del empleo ante variaciones del producto. Las empresas se adaptan al nivel de producción demandado de acuerdo a sus preferencias, en el umbral de las posibilidades que el marco institucional les permite.

En la actualidad, tener una productividad contracíclica resulta anómalo entre los países de nuestro entorno. En el anexo 4.6.4 se muestra el patrón cíclico de la productividad de los 28 países de la Unión Europea (UE-28) y Estados Unidos, con los últimos datos disponibles para cada país. Solamente Polonia muestra un patrón contracíclico, más bien acíclico, con un coeficiente de -0.0592 , muy alejado de España cuyo coeficiente es de -0.5102 . Los demás países de la UE-28 muestran un patrón procíclico con un coeficiente promedio de 0.5713 . En el mismo sentido, Burda (2018) muestra como de una lista de 23 economías, solamente España muestra una correlación negativa entre productividad y PIB entre 1990 y 2016.

El presente capítulo trata de dirimir en qué medida las instituciones del mercado laboral están determinando el patrón cíclico de la productividad laboral española. España representa un caso de estudio interesante ya que, ha pasado en pocos años de un patrón procíclico a otro fuertemente contracíclico.

El capítulo se estructura como sigue: la siguiente sección describe las fuentes de datos y las estimaciones usadas, así como la metodología general. En la tercera sección, datamos el cambio de patrón, ofreciendo una hipótesis preliminar. Seguidamente, contrastamos la evidencia para los dos últimos periodos de expansión (1996-2008) y contracción (2008-2013), los cuales corroboran nuestra hipótesis inicial. Finalmente, la cuarta y última sección ofrece las conclusiones básicas del capítulo.

4.2. DATOS Y METODOLOGÍA

4.2.1. Datos y estimaciones

Los datos anuales están tomados de la Oficina Estadística de la Unión Europea (EUROSTAT), que nos ofrece datos de 59 años (1960-2018). EUROSTAT ofrece una metodología homogénea que sigue los estándares internacionales.

También nos servimos de los datos trimestrales desestacionalizados ofrecidos por el Instituto Nacional de Estadística (INE) para los años 1996 a 2013. Las variables monetarias se ofrecen a precios constantes de 2010. Los datos han sido elaborados por el INE siguiendo la metodología el Sistema Europeo de Cuentas de 2012 (SEC 2010), recogido en la Regla No 549/2013 del Parlamento Europeo y el Consejo Europeo del 21 de mayo.

Hemos deflactado los salarios empleando el deflactor del PIB en lugar del Índice de Precios al Consumo (IPC). Optamos por hacerlo así al suponer que trabajadores y empresas son precio-aceptantes y, la cantidad de trabajo está decidida por las empresas exclusivamente. En este sentido, los salarios así deflactados suponen una aproximación al coste laboral, principal motivación de las empresas para decidir la cantidad de trabajo.

La elasticidad de contribución de los factores al producto se realiza de forma no paramétrica, considerando un mercado perfectamente competitivo con remuneraciones de trabajo y capital (EBE: excedente bruto de explotación) equivalentes a sus productividades marginales (fórmula [4.2]). El factor trabajo lo componen todas las personas ocupadas, tanto asalariados como auto-empleados. Se estima la remuneración de estos últimos como si fueran asalariados mediante la fórmula [4.1]. Es decir, se calcula la remuneración del total de ocupados (W^*) asignándoles la misma remuneración media de los asalariados, resultante de dividir la remuneración agregada de todos los asalariados (W) entre el número de estos. Esta forma de estimación sigue la Guía de Productividad de la Organización Económica para la Cooperación y el Desarrollo (OCDE, 2001) y se identifica con el “*Adjusted Wage Share*” empleado por EUROSTAT. Posteriormente, la fórmula [4.2] permite calcular la elasticidad capital-PIB de forma no paramétrica, obteniendo un valor de 0,35.

$$W^* = \frac{W}{\text{Asalariados}} \text{Ocupados} \quad [4.1]$$

$$\alpha = 1 - \frac{W^*}{W + EBE} \quad [4.2]$$

donde w se refiere a salarios del total de trabajadores asalariados, W^* es la hipotética remuneración del total de ocupados, asalariados y no asalariados, si recibieran una remuneración equivalente a la de los asalariados, α es la elasticidad del capital respecto al producto y, EBE es el excedente bruto de explotación.

El capital tomado en consideración se refiere a los servicios de capital, es decir, la renta hipotética que pagaría el mercado en competencia perfecta por el uso de los bienes de capital a precio de mercado. Primeramente, obtenemos el capital productivo anual ofrecido por la Fundación del Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (FBBVA) y el Instituto Valenciano de

Investigación Económica (IVIE). Dicho stock se ofrece en valores corrientes y constantes de 2005, del que extraemos el deflactor para cambiar de base al año 2010. En realidad, el capital productivo se obtiene deduciendo el valor del capital residencial del total del *stock* de capital. Para obtener datos trimestrales calculamos la depreciación (δ) usando la fórmula [4.3].

$$\delta_t = 1 - \frac{K_t - I_{t-1}}{K_{t-1}} \quad [4.3]$$

donde K denota el stock de capital neto productivo e I representa la inversión (es decir, la formación bruta de capital excluyendo inmovilizado residencial).

Identificamos la media del stock de capital neto productivo con el final del segundo trimestre. Haciendo uso del método de inventario permanente de la fórmula [4.4], estimamos los valores trimestrales teniendo en cuenta la ratio de depreciación y la inversión bruta en formación de capital (I):

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta)^{\frac{1}{4}} + I_{t-1} \quad [4.4]$$

Los valores resultantes han sido ajustados usando el coeficiente anual de utilización de la capacidad productiva (procíclico) suministrado por el Banco de España. En caso de no ajustar por utilización, se incrementaría la contribución del capital, reduciendo el residuo (PTF), lo cual ha sido demostrado empíricamente por Fernald y Wang (2016).

El capital humano se considera homogéneo en el tiempo. En cualquier caso, no debe haber variado mucho en tan breve espacio de tiempo como para resultar relevante. Además, el elevado grado de desempleo que afronta España, parece producir cierta infrautilización del capital humano, como sugiere BBVA Research (2010). Por otra parte, no realizamos estimación del esfuerzo, variable no observable, a la que consideraremos homogénea en el tiempo.

En adelante, cuando nos refiramos a productividad laboral, nos estaremos refiriendo a valor añadido por hora trabajada, la cual ofrece la ventaja de no estar influenciada por los cambios en la jornada laboral ni por la proporción de contratos a tiempo parcial.

4.2.2. Modelo de crecimiento

Seguimos la metodología presentada en *Organization for Economic Co-operation and Development* (2001), considerada como un estándar internacional. Esta metodología está basada en el modelo neoclásico y en los rasgos estilizados de Kaldor (1961), así como el cumplimiento de las condiciones de Inada (1963). Tendrá la forma de una función Cobb-Douglas (Cobb y Douglas, 1928) con tecnología exógena neutral en sentido de Hicks (*output-augmenting*) tal como representa la fórmula [4.5].

$$Y = A K^\alpha L^{1-\alpha} \quad [4.5]$$

donde Y representa el PIB, L el trabajo, K el capital y A es la tecnología. Tomando logaritmos, la productividad laboral se expresa como suma de la PTF y el *capital deepening* o contribución del capital (ecuación [4.6]).

$$\ln \frac{Y}{L} = PTF + \alpha \ln \frac{K}{L} \quad [4.6]$$

Por tanto, la variación en la PTF se calcula como residuo siguiendo la fórmula [4.7].

$$\Delta PTF = \Delta \ln \frac{Y}{L} - \alpha \Delta \ln \frac{K}{L} \quad [4.7]$$

Debe tenerse en cuenta que los servicios de capital no incluyen capital residencial y han sido ajustados por utilización, por ello, la contribución del capital puede verse reducida y, por consiguiente, la PTF puede no coincidir con otras estimaciones.

4.2.3. Extracción del componente cíclico y análisis de correlación

Para separar el ciclo del resto de componentes de una serie temporal, tradicionalmente se acudía a la derivada del logaritmo (tasa de variación logarítmica), lo que eliminaba la raíz unitaria, pero exageraba el peso de los componentes de alta frecuencia. La literatura más moderna, recurre al uso de filtros de paso de banda (*bandpass*) para series finitas. Este tipo de filtros, permiten separar componentes de muy baja frecuencia (tendencia) y aquellos de muy alta frecuencia (estacionales y componentes irregulares), permitiendo obtener el componente cíclico de la serie. Sin embargo, no existe una periodicidad fija del componente cíclico⁴¹, ni una definición matemática del mismo con validez universal. Por nuestra parte, adoptaremos la definición de ciclo de Burns y Mitchell (1946), de acuerdo a la cual, el ciclo dura típicamente entre 6 y 32 trimestres (2 a 8 años para series anuales).

Uno de los filtros más populares es el filtro de Hodrick y Prescott (1997) (HP), formalmente expresado mediante la ecuación [4.8]. Este filtro solo permite remover la tendencia mediante un parámetro (λ) que penaliza la aceleración de la serie, por tanto, la serie debe ser previamente desestacionalizada si la periodicidad de los datos es inferior al año.

$$\text{Min} \sum_{t=1}^T C_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \quad [4.8]$$

Este filtro presenta algunos inconvenientes: se lleva a cabo en dos pasos sucesivos, la tendencia obtenida no es realmente la tendencia sino una tendencia suavizada y, la elección del parámetro (λ) es arbitraria. Efectivamente, el resultado obtenido con este filtro depende mucho del parámetro elegido, los valores del mismo considerados estándar son 14.400 para series mensuales, 1.600 para trimestrales y 100 para anuales. Sin embargo, estos parámetros fueron estimados originariamente de acuerdo a la evolución de la economía de EEUU de 1950 a 1979. En palabras de Hodrick y Prescott (1997, página 4) “*Our prior view is that a 5 percent cyclical component is moderately large, as is a one-eighth of 1 percent change in the growth rate in a quarter.*”. Por tanto, resolviendo en la fórmula 4.9, obtenemos el valor de 1.600.

$$\sqrt{\lambda} = \frac{5}{1/8} \quad [4.9]$$

Dicho de otra forma, si bien el parámetro estándar puede ofrecer buenos resultados para EEUU, podría no ser adecuado para economías con distintas periodicidades en sus componentes cíclicos. Buscando una solución, Marcet y Ravn (2003) encuentran que los parámetros correspondientes que se ajustarían a la economía española de 1970 a 1998

⁴¹ España no es una excepción. La Asociación Española de Economía muestra las diferentes duraciones de los ciclos económicos en su página web: http://www.asesec.org/comite_fechado.php

estarían entre 5.385 y más allá de 6.369 para series trimestrales. Según los autores, un parámetro fijo igual a 1600 (parámetro considerado estándar) puede hacer que parte de la variación del componente cíclico sea asignada a la tendencia. Siguiendo a Marcet y Ravn (2003), Segura-Rodríguez y Vázquez-Carvajal (2011) calculan un parámetro 2.250 como óptimo para series trimestrales en Costa Rica.

Por otra parte, Maravall y del Río (2007) proponen una interpretación del parámetro de suavizado, el cual carece de interpretación económica, en términos de frecuencia mediante la siguiente fórmula.

$$\tau = \frac{2\pi}{\arccos\left(1 - \frac{1}{2\sqrt{\lambda}}\right)} \quad [4.10]$$

En este caso, la aplicación del parámetro estándar ($\lambda = 1.600$) para series trimestrales sería equivalente a una periodicidad del ciclo económica de 39.7 trimestres, el cual se corresponde con un $\lambda = 129.119$ para series mensuales y un $\lambda = 6,65$ para series anuales. Para obtener una periodicidad exacta de 32 trimestres, correspondiente a la definición de Burns y Mitchell (1946), el parámetro elegido debería ser $\lambda = 678$ para series trimestrales.

Pero existen más filtros, uno de ellos es el desarrollado por Baxter y King (1999), quienes crearon un filtro lineal de media móvil (Filtro BK), el cual elimina componentes de baja frecuencia y de muy alta produciendo un componente estacionario. La principal ventaja de este filtro, expresado por fórmula [4.11], reside en la posibilidad de especificar directamente la banda de frecuencia temporal en la forma funcional.

$$y_t = \hat{B}(L)X_t = \sum_{j=-n}^n \hat{B}_j X_{t+j} = \hat{B}_0 X_t + \sum_{j=1}^n \hat{B}_j (X_{t-j} + X_{t+j}) \quad [4.11]$$

Como desventaja, el filtro BK trunca las colas y parece tener peores propiedades estadísticas (normalidad) que el filtro HP cuando se aplican a nuestros datos.

Si bien, dependiendo de los parámetros especificados, el resultado puede variar, no lo hará tanto como para desvirtuar el mensaje y, dado que no es posible en este asunto alcanzar una gran precisión, no estando resuelto aún el debate, optaremos por emplear un filtro HP con $\lambda=10$ cuyos resultados se aproximan mucho a un filtro BK (2, 8), el cual se corresponde con la definición de ciclo ofrecida por Mitchell (1913). De esta forma, no se truncarán las colas, cosa que sucedería con el filtro BK y obtenemos mejores propiedades estadísticas.

Las correlaciones (cociente entre covarianzas) y la desviación típica se presentan estandarizadas, permitiendo una fácil interpretación entre -1 y 1. La volatilidad relativa de una variable respecto a otra será calculada, siguiendo la metodología aceptada, como el cociente entre sus desviaciones típicas.

4.3. MARCO ANALÍTICO Y RESULTADOS EMPÍRICOS

Nuestra hipótesis previa es que el capital es fijo en el corto plazo y, por tanto, la única vía de ajuste de costes de producción, en respuesta a un *shock* negativo de demanda, se realiza por la vía del trabajo. La elección entre ajustar el tiempo de trabajo por empleado, número de empleados, salario o esfuerzo, dependerá de la flexibilidad permitida por las instituciones del

mercado de trabajo. El modelo de eficiencia de Nash supone ajustes simultáneos y automáticos de horas y salarios. Sin embargo, tan preciso comportamiento contrasta con a la evidencia empírica debido a las rigideces. En este sentido, Pissarides (1985)⁴² incorporó las distorsiones al modelo en la forma de rigideces, consideradas en sentido amplio, como todo aquello que prevenga una asignación automática de la oferta y la demanda. Precisamente esas rigideces son las que inducen a las empresas españolas a buscar una estrategia laboral que les permita adaptar sus costes laborales a los *shocks* de demanda.

En esta sección, dataremos el cambio de patrón cíclico y ofreceremos un marco teórico que responda al comportamiento del mercado laboral en el último periodo expansivo (1996-2008) y contractivo (2008-2013).

4.3.1. Evolución del patrón cíclico

Como puede apreciarse en la Tabla 4.1, la correlación entre productividad y PIB ha pasado de valores positivos elevados en el periodo anterior a 1984 a valores igualmente altos pero negativos a partir de 1984. Además, la productividad y las horas han pasado de una correlación no significativa a una correlación significativa y negativa de -0,844 a partir de 1984. Ello indica la existencia de una relación inversa entre las horas de trabajo y la productividad a partir de 1984. Por otra parte, la correlación entre PIB y horas ha aumentado después de 1984, indicando la fuerte relación entre la acumulación de trabajo y PIB. Es decir, que el PIB crece en gran medida por el aumento de las horas de trabajo.

TABLA 4.1: CORRELACIONES Y VOLATILIDADES DEL COMPONENTE CÍCLICO (LOGS.)

	PIB- PROD.	PIB-Hrs.	PROD.- Hrs.	Volatilidad Relativa (Hrs./PIB)
1960-1983	0.801 (0.0000)	0.400 (0.0531)	-0.229 (0.2811)	0.616
1984-2018	-0.660 (0.0000)	0.960 (0.0000)	-0.844 (0.0000)	1.402
1984-1992	-0.840 (0.0046)	0.967 (0.0000)	-0.951 (0.0001)	1.747
1992-2018	-0.642 (0.0003)	0.973 (0.0000)	-0.800 (0.0000)	1.279
1960-2018	0.031 (0.8166)	0.815 (0.0000)	-0.554 (0.0000)	1.200

Nota: p-valores en paréntesis. Volatilidad relativa es el cociente de las desviaciones típicas. Fuente de datos: EUROSTAT

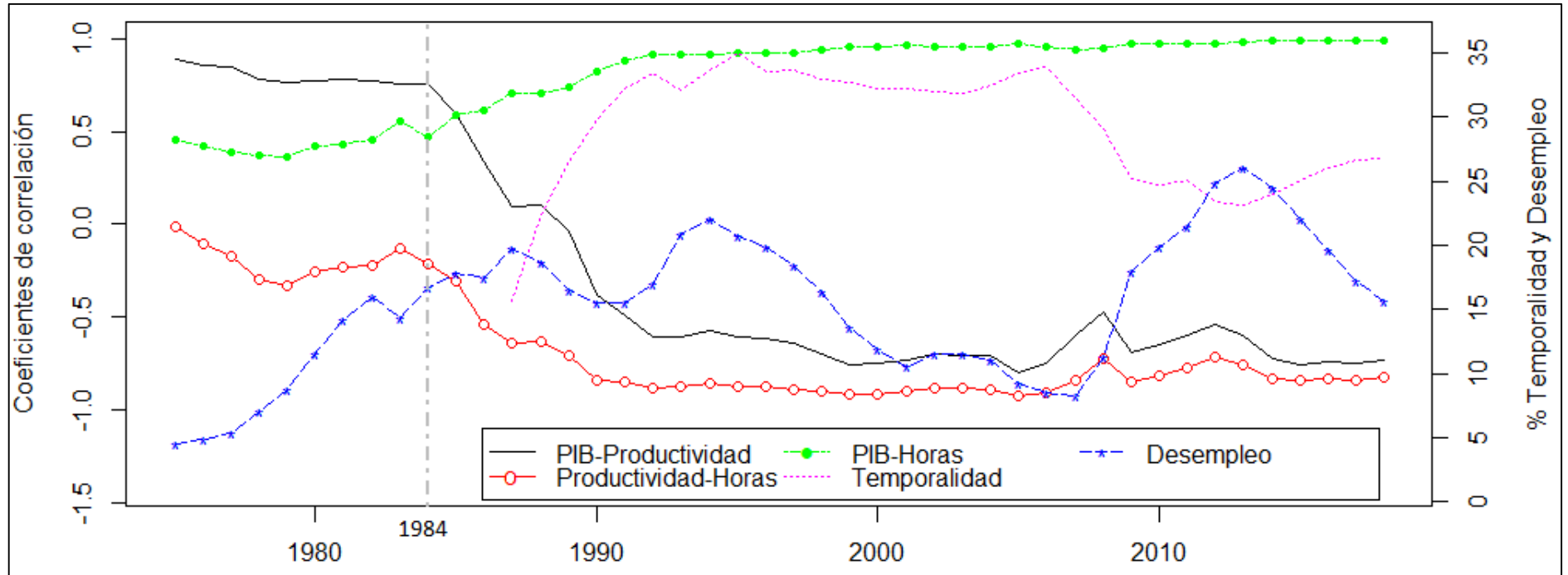
Por otra parte, la relativa volatilidad del trabajo comparada con el PIB se incrementa después de 1984. Un valor superior a 1 desde 1992 nos indica que las horas de trabajo se incrementan (disminuyen) en mayor proporción de lo que lo hace el PIB. Por tanto, parece que existe una exagerada respuesta del trabajo a las fluctuaciones de la demanda.

⁴² Ver también Pissarides (2011).

El Gráfico 4.1 muestra la evolución de las correlaciones entre PIB, horas trabajadas, y productividad horaria, así como los porcentajes de temporalidad y desempleo. Antes de 1984, la productividad laboral estaba situada en valores positivos cercanos a 1. A partir de entonces, se ha desplomado bruscamente hasta situarse en unos valores negativos. Consecuentemente, la correlación entre productividad y horas pasa de aproximadamente acíclico a contracíclico y significativo, como vimos en la tabla precedente. También, como se anunció anteriormente, el PIB aumenta su correlación positiva con las horas de trabajo.

La literatura mencionada previamente, sugiere la existencia de una relación entre el marco institucional laboral y el patrón cíclico de la productividad laboral. Siguiendo esta misma lógica, en las siguientes secciones, trataremos de describir el mecanismo que relaciona el cambio en el patrón cíclico iniciado en 1984, con la reforma laboral del mismo año. De esta forma, aportaremos una explicación sobre el anómalo comportamiento contracíclico de la productividad laboral española, a la vez que, justificamos la relación entre el patrón cíclico de la productividad laboral, con las instituciones del mercado laboral, tal y como indica la literatura especializada.

GRÁFICO 4.1: EVOLUCIÓN HISTÓRICA DEL PATRÓN CÍCLICO DE LA PRODUCTIVIDAD LABORAL: 1975-2018



Nota: Correlación corrida con ventana de 15 años. Fuente de datos: EUROSTAT.

4.3.2. Salarios: rigidez en precio

Para evaluar la flexibilidad de los salarios, es común en la literatura examinar la respuesta de los salarios a sus determinantes competitivos: desempleo y productividad. En este caso, nuestras variables no son estacionarias y tienen tendencia, por lo que una regresión por mínimos cuadrados ordinarios, siempre daría como resultado coeficientes significativos indicando la existencia de una relación que pudiera resultar espuria. Por ello, para determinar la existencia de relación entre las variables, siguiendo a Aixala y Pelet (2014), realizaremos un análisis de cointegración (Engle y Granger, 1987). Si las variables tienen el mismo grado de integración y, los residuos de la combinación lineal de las variables no son estacionarios, podemos concluir que las variables no están sincronizadas y, por tanto, no hay respuesta de los salarios a los determinantes competitivos.

Las variables productividad, salarios y desempleo siguen procesos aleatorios con deriva y tendencia⁴³. El contraste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) de las series muestra suficiente evidencia de integración de primer orden. Por su parte, el contraste KPSS de Kwiatkowski *et al.* (1992) permite rechazar estacionaridad (Véase el anexo 4.6.2 para más información).

TABLA 4.2: ESTIMACIÓN POR FMOLS (1980-2018)

	(1)	(2)	(3)
Intercepto	10.0970*** (2164.9180)	2.3736*** (10.6462)	2.5028*** (19.5919)
Desempleo	0.0933 (135.8161)		0.0416*** (5.2856)
Productividad laboral		0.7364*** (120.2713)	0.7144*** (183.7985)
\bar{R}^2	0.0666	0.8814	0.9111
Estadístico Z Engle-Granger ADF	-1.8438 [0.9391]	-23.8160*** [0.0077]	-23.2742** [0.0326]
Estadístico T Engle-Granger ADF	-1.0238 [0.8972]	-3.5798** [0.0427]	-3.5709 [0.1099]

Notas: *, ** y *** indican significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Entre paréntesis, bajo los parámetros, el correspondiente estadístico F del contraste de Wald (modificado por correcciones semiparamétricas para correlación serial y endogeneidad parcial de segundo orden). Los estadísticos T y Z del contraste de cointegración de Engle-Granger. Entre corchetes, la probabilidad asociada. Estimación por mínimos cuadrados plenamente modificados (FMOLS). Variable dependiente: salarios reales.

La Tabla 4.2 muestra las estimaciones del Mínimos Cuadrados Ordinarios Plenamente Modificados (FMOLS por sus siglas en inglés) propuesto por Philips y Hansen (1990) sobre las variables en escala logarítmica. El contraste ADF no rechaza integración de primer orden de los residuos en los modelos 1 y 3 a un nivel de significatividad del 5%. En el tercer modelo, los

⁴³ La literatura considera que el desempleo carece de tendencia y se aplica el contraste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) con constante y sin tendencia.

contrastes de Engle-Granger⁴⁴ y de Philips-Ouliaris⁴⁵ rechazan la cointegración de las variables al 1% de significación.

El segundo modelo tiene un coeficiente de determinación ajustado del 88% y estima un coeficiente de 0,73 para la productividad.

El contraste de Engle-Granger no rechaza la existencia de cointegración. El contraste de Wald da una probabilidad de 0,000 a la hipótesis nula de que los coeficientes sean iguales a cero.

Por tanto, parece que existe una relación entre productividad laboral y salarios con una elasticidad de 0,74, indicando que un 74% de los incrementos (decrementos) de productividad se transmiten a los salarios. Ello es consistente con amplia literatura que también lo constata.

Sin embargo, en el primer modelo, el desempleo no resulta significativo y el coeficiente de determinación ajustado es muy bajo. El contraste de Engle-Granger no rechaza la hipótesis nula de no cointegración. El contraste de Wald no rechaza la hipótesis nula de coeficiente de desempleo igual a cero y, por tanto, el desempleo resulta irrelevante para explicar la evolución de los salarios. Concluimos, por tanto, que los salarios son rígidos y no dependen de las condiciones competitivas del mercado de trabajo. En el mismo sentido, Domenech *et al.* (2016) consideran el incremento de los salarios reales al comienzo de la contracción iniciada en 2008, como el principal motor del crecimiento del desempleo. En palabras de los autores: “*círculo vicioso del aumento del salario real y destrucción de empleo...*” (página 11). No es algo nuevo, parece que existe cierto consenso en la literatura económica sobre la rigidez de los salarios en España.

4.3.3. Reforma legislativa de 1984: flexibilidad en cantidad

El Gráfico 4.1 muestra el cambio radical en el patrón cíclico de la productividad laboral que comenzó en 1984. El desempleo había crecido rápidamente en los años previos en los que, paralelamente, existía también rigidez en los salarios. Ante el aumento del desempleo, el gobierno decidió flexibilizar el mercado laboral creando un mercado dual mediante la reforma de 1984⁴⁶. Esta reforma rompió el principio de causalidad de la contratación temporal, permitiendo emplear esta forma de contratación con independencia de la naturaleza temporal del puesto de trabajo a cubrir. Las nuevas formas de contratación creadas al efecto recibieron nombres como Contrato para la Promoción del Empleo, que permitía contratos de 6 meses de duración encadenados hasta llegar a los 3 años. La contratación temporal suponía el abono de menos días de indemnización por despido, ofreciendo así una forma “barata” de ajustar el factor trabajo. Todo ello al objeto de frenar la destrucción de empleo de aquellos años⁴⁷. Así, se creó un régimen laboral diferencial que, en la práctica, ha llevado a una exagerada dualidad

⁴⁴ Ver Engle y Granger (1987).

⁴⁵ Ver Phillips y Ouliaris (1988).

⁴⁶ Real Decreto 1989/1984, de 17 de octubre por el que se regula la contratación temporal como medida de fomento del empleo. Entró en vigor el 10 de noviembre de 1984.

⁴⁷ La exposición de motivos de la ley no puede ser más clara cuando dice que “... no se justifica por la naturaleza temporal de las necesidades ... sino por la importancia que dicha modalidad puede tener en la generación de nuevos empleos ...”.

del mercado laboral desde que tenemos registros⁴⁸. Este rasgo es considerado como una de las mayores carencias de nuestro mercado laboral. Siguiendo la lógica de los incentivos creados, el porcentaje de trabajadores temporales resulta procíclico, es decir, aumenta en las expansiones y se reduce en las contracciones. A más abundamiento, se puede observar en la Tabla 4.9 del anexo como en el último periodo contractivo (2008-2013), el porcentaje de destrucción de empleo fue el triple en los trabajadores temporales que en los indefinidos. Reformas posteriores como la de 1994, han tratado de limitar la contratación temporal, pero como explican Gómez *et al.* (2008, página 20) “*La contratación temporal se ha incorporado de manera estructural en los hábitos empresariales, sea uno u otro el tipo de contrato temporal en cada etapa.*”.

Contrariamente a la situación en España, para otras economías no parece no existir una relación clara entre el patrón cíclico de la productividad laboral y el porcentaje de trabajo temporal. Así, con datos de la OCDE⁴⁹ referidos a la temporalidad en 2019, países con elevados porcentajes de empleo temporal como Holanda (20,3%) o Portugal (20,8%), muestran productividades laborales procíclicas. Mientras, Polonia, segundo país con mayor trabajo temporal (21,8%) de la UE-28, detrás de España (26,3%) resulta aproximadamente acíclico. Incluso, EEUU que también parece mostrar una productividad aproximadamente acíclica, tiene, sin embargo, solo un 3,95% de trabajadores temporales⁵⁰. El anexo 4.6.4 muestra los patrones cíclicos de la productividad laboral de las economías de la UE-28 y EEUU, junto con su grado de temporalidad en la Tabla 4.10 para el año 2019.

Esto nos lleva a pensar que, la causa de la contraciclicidad no está en la mera dualidad del mercado laboral, sino en la falta de flexibilidad del mecanismo de salarios, dejando como única vía ajuste la cantidad de trabajo, lo que explica la elevada volatilidad relativa del mismo. Siendo el trabajo con menores costes de ajuste, el trabajo temporal, sobre el que se realiza gran parte del ajuste del factor trabajo.

4.3.4. Modelo de demanda de trabajo de Oi (1962)

Dado el elevado nivel de desempleo, suponemos que existen trabajadores dispuestos a trabajar por menos del salario fijado por la negociación colectiva. Ello implica que la cantidad de trabajo viene determinada únicamente por el lado de la demanda. Como durante las contracciones, las empresas necesitan ajustar costes y el capital físico es rígido en el corto plazo, las empresas ajustarán en trabajo teniendo en cuenta la productividad marginal y los costes de ajuste.

Si bien la literatura moderna utiliza modelizaciones basadas en el *matching*, estos modelos asumen el funcionamiento del mecanismo de mercado, por lo que no encajan bien en el

⁴⁸ Los datos sobre el tipo de contratos (temporal o permanente) son producidos por el Instituto Nacional de Estadística (INE) a partir de su Encuesta de Población Activa (EPA) en base trimestral. No fue hasta el último trimestre de 1987 cuando la EPA recogía datos sobre tipología de contrato. Sin embargo, el INE ofrece variables flujo de contrataciones desde diciembre de 1984.

⁴⁹ <https://data.oecd.org/emp/temporary-employment.htm>

⁵⁰ El dato de EEUU se refiere al año 2017, siendo este el último año del que consta información.

mercado laboral español en que, los agentes son precio-aceptantes y la demanda se determina solo por las empresas, en un entorno además de elevadísimo desempleo estructural. Por todo, parece que cuanto venimos explicando se adapta mejor al modelo propuesto por Oi (1962) expresado en la fórmula [4.12], donde la productividad inicial del trabajador (M) se incrementaría (ΔM) debido a la inversión empresarial en formación de los trabajadores. La productividad laboral, por su parte, debe compensar los costes derivados del salario (W), el coste de contratación (H), el coste de formación (F) y la compensación por despido (IWT). Dicha compensación viene determinada por el número de días de indemnización a abonar por año de permanencia en la empresa (I), el salario que se abona al trabajador individual (W) y el tiempo de permanencia en la empresa (T).

$$M + \Delta M = W + \frac{H+F}{\sum_{t=0}^T (1+r)^{-t}} + IWT \quad [4.12]$$

La empresa acepta el coste de contratación y el de formación como un coste fijo que amortiza durante el tiempo que el trabajador permanece en la empresa a una tasa de descuento (r). Consideramos el coste de contratación un coste hundido homogéneo con independencia del tipo de trabajador. La formación es a la vez coste hundido y una inversión en incrementar la productividad del trabajador.

Respecto a los costes de despido, existen diversas regulaciones que afectan al importe de la compensación en el periodo de estudio. Suponemos por simplificar que supone 33 días de pago por año en el caso de los trabajadores permanentes y 16 en caso de los temporales. Así, una aproximación sería considerar el coste de despido de un trabajador permanente doble que el de un indefinido. Sin embargo, también afecta a la indemnización el tiempo de permanencia en la empresa. Teniendo en cuenta la información facilitada por el INE, y sea dicho con cierta cautela, estimamos⁵¹ que los trabajadores permanentes (o indefinidos) permanecen cinco veces más tiempo que los temporales en la empresa. Ello nos lleva a que pudiera llegar a ser diez veces más caro despedir a un trabajador indefinido que a un temporal. Somos conscientes de que no es una cifra ni realista ni precisa, pero sirve a nuestro propósito de ilustrar la gran diferencia de coste de despido entre los dos tipos de trabajadores.

Además de los costes de despido, la inversión en formación se pierde al despedir al trabajador, siendo una inversión que precisa tiempo de permanencia en la empresa para su amortización. En este sentido, Cabrales *et al.* (2013) han verificado la casi inexistente inversión realizada en trabajadores temporales. Esta ausencia de inversión es consistente con el sistema de incentivos que estamos describiendo, y también con una menor productividad media de los trabajadores temporales. En este sentido, Hospido y Moreno-Galbés (2015) encuentran una

⁵¹ Obtenemos datos de Asalariados por tiempo de permanencia en su empleo, por sexo y tipo de contrato o relación laboral de la página web del INE: www.ine.es. La información se ofrece agregada en 6 grupos de trabajadores temporales y permanentes (indefinidos en terminología contractual): menos de 3 meses, de 3 a 5 meses, de 6 a 11 meses, de 1 a 2 años, de 2 a 3 años, de 3 a 6 años y, más de 6 años. La media de días de cada grupo ha sido calculada, excepto para la última agregación, la cual se ha considerado igual a 6 años. De ahí obtenemos una aproximación gruesa e inexacta de los días de permanencia de cada tipo de trabajador. Resultando una media de 88 días para los temporales y 432 para los permanentes. Por tanto, consideramos que el tiempo de permanencia de los trabajadores permanentes puede ser 5 veces superior al de aquellos temporales. De hecho, el 23% de los temporales permanecen menos de 3 meses en la empresa y el 80% no sobrevive 3 años; mientras, el 60% de los trabajadores permanentes permanece más de 6 años (moda) en la empresa.

correlación negativa entre el número de trabajadores temporales y la productividad laboral media.

En ausencia de inversión formativa en trabajo temporal, nos hallamos frente a dos funciones diferentes, explicitadas en las fórmulas [4.13] y [4.14]

$$M = W + \frac{H}{\sum_{t=0}^T (1+r)^{-t}} + I_T W T_T \quad [4.13]$$

$$(M + \Delta M) = W + \frac{H+F}{\sum_{t=0}^T (1+r)^{-t}} + I_I W T_I \quad [4.14]$$

donde los subíndices T e I se refieren a los trabajadores temporales y permanentes respectivamente.

Como consecuencia, durante las expansiones, las empresas invertirán en formación para incrementar la productividad de sus empleados permanentes. Y durante las contracciones, ajustarán el número de trabajadores temporales, generalmente menos productivos, sin perder la inversión realizada en la formación de los trabajadores permanentes, ahorrando además en costes de ajuste al despedir a los temporales cuyas indemnizaciones por despido, cuando las haya, son de menor entidad. Esta estrategia empresarial de ahorro de costes supone la existencia de un núcleo de trabajadores permanentes con poca rotación, utilizando a los trabajadores temporales para ajustarse a las necesidades productivas del ciclo. Además, si los trabajadores permanentes son más productivos, el ajuste de temporales facilitará el incremento productivo medio en las contracciones.

4.3.5. Evidencia empírica

La evidencia empírica es consistente con cuanto acabamos de indicar hasta ahora. Así, entre 1996 y 2008, el PIB creció en un 53% aproximadamente y las horas trabajadas lo hicieron en un 49%. En la subsiguiente contracción, de 2008 a 2013, el PIB cayó un 8,6% mientras las horas trabajadas lo hicieron un 17%. Por tanto, la volatilidad del empleo en relación al PIB resulta mayor durante las contracciones.

La fórmula [4.15] descompone los cambios en las horas trabajadas (HT) según tipología laboral entre variación de ocupados (L) y variación de la jornada de trabajo (J). A falta de datos disponibles, suponemos que trabajadores temporales y permanentes tienen la misma jornada laboral. Tenemos tres tipos de ocupados: trabajadores por cuenta propia (NA), asalariados permanentes (AI) y asalariados temporales (AT)⁵².

$$\Delta HT = \Delta L_{NA} * J_{NA} + L_{NA} * \Delta J_{NA} + \Delta L_{AI} * J_{AI} + L_{AI} * \Delta J_{AI} + \Delta L_{AT} * J_{AT} + L_{AT} * \Delta J_{AT} \quad [4.15]$$

Los datos muestran que, durante el periodo expansivo, los ocupados por cuenta propia contribuyeron solo un 2,01% al incremento de horas totales trabajadas, los temporales un 22,06% y, el restante 75,93%, se debió a los trabajadores permanentes. En términos de individuos, los trabajadores permanentes aumentaron un 76,95% y los temporales un 43,69%.

⁵² Ver anexo 4.6.3 para más información.

En contraste, durante la contracción, los temporales contribuyeron en un 47,91% a la reducción de las horas trabajadas, reduciendo el número de estos trabajadores en un 31,75%. Mientras el número de trabajadores permanentes se redujo en un 10,50%, siendo responsables de reducir un 42,02% el número de horas trabajadas. Los únicos ocupados que aumentaron su jornada de trabajo, mostrando así una gran flexibilidad, fueron los trabajadores por cuenta propia, quienes se redujeron en un 12,49%, suponiendo un 10,07% de la reducción de horas trabajadas.

Por tanto, los trabajadores temporales, así como los trabajadores por cuenta propia, son los que más ajuste sufren en las contracciones debido a su gran flexibilidad. Ello coincide con las implicaciones descritas en la sección anterior basadas en el modelo de Oi (1962).

Sin embargo, nos preguntamos si los incrementos de productividad en las contracciones responden a un genuino incremento de la productividad, lo cual examinaremos en la siguiente sección.

4.3.6. PTF y *capital deepening*

Hemos visto que durante las contracciones, las horas de trabajo disminuyen mucho más que el producto, lo cual es compensado por un gran incremento de la productividad. Así pues, la productividad horaria se incrementó un 1,6% (0,13% anual) durante la expansión de 1996 a 2008 y, un 10% (1,99% anual) durante la contracción de 2008 a 2013. Usando la fórmula [4.16], podemos descomponer la contribución en factores productivos cuyos resultados se muestran en la Tabla 4.3.

$$\Delta(y - l) = \Delta PTF + \Delta\alpha * \ln\left(\frac{K * C}{L}\right) + \alpha_o[\Delta k + \Delta c - \Delta l] \quad [4.16]$$

donde las letras minúsculas indican escala logarítmica. Δ indica diferencia, C denota coeficiente de utilización, y subíndice o representa el valor al comienzo del periodo. Los dos últimos sumandos de la ecuación constituyen la contribución del capital, lo que se denomina comúnmente “*capital deepening*” por su expresión inglesa. La variación de PTF, como ya se indicó, se obtiene como residuo.

TABLA 4.3: TASA DE VARIACIÓN ANUAL DE LOS COMPONENTES DE LA VARIACIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD LABORAL

	Capital sin ajuste		Capital ajustado por utilización ⁵³
	$\alpha=0.35$	α variable	$\alpha=0.35$
PTF (1996-2008)	-0.22%	-1.45%	-0.37%
Capital deep. (1996-2008)	0.35%	1.58%	0.50%
PTF (2008-2013)	0.14%	-6.64%	0.73%
Capital deep. (2008-2013)	1.85%	8.63%	1.26%

Fuente de datos: INE, Banco de España, BBVA-IVIE.

⁵³ No tiene sentido tener en cuenta un α variable y capital ajustado, ya que un α variable puede que ya esté recogiendo el coeficiente de utilización. Por tanto, la Tabla 4.3 no muestra dicha estimación.

Como puede verse en la Tabla 4.3, la productividad laboral crece fundamentalmente debido a la contribución del capital físico, especialmente durante las contracciones, con muy baja contribución de la PTF, que llega incluso a valores negativos durante la expansión. Ajustando el capital físico por coeficiente de utilización (procíclico), la contribución del capital se reduce mientras la PTF se incrementa.

Si, por otra parte, consideramos la elasticidad de contribución del capital físico (α) como variable en el tiempo, la cual se incrementa en la expansión y contracción un 3% y un 6% respectivamente, la contribución del capital es más intensa, reduciendo la PTF.

El fuerte incremento de la contribución del capital por unidad de trabajo durante las contracciones, no se debe a un incremento del *stock* de capital físico, sino a una reducción de las horas trabajadas del 3,78% anual (18,9% para todo el periodo). De hecho, el capital físico en la contracción se incrementó en solo un 1,52% anual, contrastando con el 4,59% anual del periodo de expansión.

Por tanto, la contribución del capital es la única causa de crecimiento de la productividad durante la expansión y la principal causa durante la contracción. En este mismo sentido, Fernández de Guevara (2012), usando microdatos de un panel de empresas, muestra como el crecimiento español está basado en la acumulación de factores durante los periodos de expansión y, en las recesiones, la productividad crece por el ajuste del empleo, pero con un decremento de la PTF.

En resumen, el incremento del capital por unidad de trabajo, incluso ajustado por coeficiente de utilización, es lo que permite incrementos de productividad, en lo que parece un efecto sustitución de trabajo por capital.

4.3.7. Después de 2013

Tendremos que esperar hasta el próximo periodo contractivo para saber si la contraciclidad continua, sin embargo, desde el fin de la anterior etapa contractiva, todo parece indicar que la contraciclidad de la productividad laboral continuará. Con datos desestacionalizados de la contabilidad nacional, desde el tercer trimestre de 2013 (fin de la contracción) hasta el cuarto trimestre de 2018, el PIB ha crecido un 15,68% (2,81% anual), las horas de trabajo un 13,51% (2,44% anual) y la productividad laboral un 1,91% (0,36% anual). El dramático descenso de la tasa de crecimiento de la productividad laboral cuando la economía ha vuelto a crecer, parece confirmar que el patrón contracíclico continuará por algún tiempo. Mientras, el PIB está volviendo a crecer por la acumulación de factores más que por la PTF, como sería deseable.

La reforma legislativa de 2012⁵⁴ parece diseñada para aumentar la flexibilidad en las condiciones del mercado laboral español, orientada también a reducir el desempleo y la temporalidad. Para ello, se aproxima el coste de despido de trabajadores temporales e indefinidos y, se prioriza la negociación a nivel de empresa, restando poder a los sindicatos. También ofrece alternativas al despido, tales como la posibilidad de flexibilizar salarios o

⁵⁴ Real Decreto-Ley 3/2012 de 10 de febrero, de medidas urgentes para reformar el mercado de trabajo.

reducir las jornadas de trabajo⁵⁵. Por el momento, la reforma ha fallado en su objetivo de reducir la temporalidad. Como en el periodo expansivo de 1996-2008, la proporción de trabajadores temporales ha aumentado: de 24,05% del total en el tercer trimestre de 2013 al 26,86% en el último trimestre de 2018. En dichos periodos, el número de empleados permanentes se incrementó un 12,19% (1.307.600 personas) y el número de temporales se incrementó un 30,08% (1.022.200 personas). Por su parte, Lahera (2017) indica que la efectividad de la norma para incrementar la flexibilidad del mercado laboral está fallando, en la práctica, porque la interpretación judicial está modulando sus efectos.

Además, y en dirección diferente, recientemente⁵⁶, se ha incrementado el salario mínimo un 22% hasta los 12.600 euros anuales, lo que pudiera introducir más rigidez en los salarios en aquellos sectores de muy baja productividad.

Tal vez sea muy pronto para determinar si el patrón contracíclico de la productividad española continuará, pero los datos sugieren que la dinámica que hemos descrito continuará aún durante algún tiempo.

4.4. CONCLUSIONES

Este capítulo describe el mecanismo que produce que la productividad laboral en España sea contracíclica, es decir, que crezca más en épocas contractivas. Existe abundante literatura que relaciona el patrón cíclico de la productividad laboral con las instituciones del mercado laboral en varios países. Sin embargo, poco ha sido expresado para el caso español y, ello a pesar de ser un interesante caso de estudio, ya que ha pasado de altamente procíclico a contracíclico en pocos años, y ser la única economía del entorno con una productividad laboral contracíclica. Con el presente estudio, por tanto, venimos a completar la literatura, ofreciendo una explicación para el caso español.

Encontramos que la gran rigidez de los salarios, unida a la flexibilidad y bajos costes de ajuste que permite el trabajo temporal desde la reforma legislativa de 1984, resultan ser el origen del patrón contracíclico. Desde dicha reforma, la productividad laboral ha pasado de fuertemente procíclica a contracíclica en pocos años. En las contracciones, parece existir un efecto sustitución factorial entre trabajo y capital en favor del último, siendo ésta la principal causa del incremento de la productividad, por desgracia con escasa contribución de la PTF. Además, la reducción de trabajadores temporales, menos productivos en media, y que acumulan menor inversión en formación, como resultado de una estrategia empresarial para mantener bajos los costes de ajuste del trabajo, favorece la contraciclicidad.

⁵⁵ La exposición de motivos de la ley describe los objetivos fundamentales que persigue. A modo ilustrativo, transcribimos algunas frases: *“En un sistema que genera incentivos adecuados, las empresas pueden hacer frente a las oscilaciones de la demanda recurriendo a mecanismos diferentes al despido, que preserven el capital humano de la empresa, tales como reducciones temporales de salario o de jornada”, “El Capítulo IV incluye un conjunto de medidas para favorecer la eficacia del mercado de trabajo y reducir la dualidad laboral.”, “La rapidez e intensidad de la destrucción de empleo en España se debe fundamentalmente a la rigidez del mercado laboral español, como ha sido puesto de manifiesto en multitud de ocasiones tanto por organismos internacionales como por la Unión Europea,”.*

⁵⁶ Real Decreto-Ley 1462/2018 de 21 de diciembre.

Como los salarios son fijados principalmente por la negociación colectiva, tanto empresas como trabajadores actúan como precio-aceptantes. Mediante análisis de cointegración hemos comprobado la falta de respuesta de los salarios a la tasa de desempleo. Además, debido a las elevadas tasas de desempleo que caracterizan a España, la cantidad de trabajo es determinada por las empresas en lo que constituye un sistema *right-to-manage*, siendo el ajuste de la cantidad de trabajo la vía elegida por las empresas para enfrentarse a los *shocks* de demanda.

Por cuanto antecede, parece que los modernos modelos matemáticos de oferta y demanda de trabajo basados en el *matching* no serían aplicables. Sin embargo, las implicaciones teóricas del modelo de Oi (1962), parecen corresponderse con la evidencia empírica descrita previamente.

Otro aspecto revelado en nuestro análisis, es la débil evolución de la PTF, por lo que el PIB parece aumentar en las expansiones, básicamente por la acumulación de factores, con poco aporte de la productividad laboral. Mientras, en las contracciones, la productividad crece, básicamente, debido al aumento de capital por unidad de trabajo, como consecuencia de la exagerada respuesta del empleo al ciclo.

Con este capítulo hemos contribuido a ampliar la literatura respecto al papel de las instituciones laborales sobre el patrón cíclico de la productividad laboral. Además, hemos datado el cambio de patrón cíclico de la productividad laboral española, extendiendo el debate al caso español, y ofreciendo una explicación de sus causas.

Por otra parte, los hallazgos revelados en este capítulo pueden también ser de interés para la política económica, que debiera abordar reformas estructurales, para corregir el mal funcionamiento de un mercado laboral que parece abocar al país a liderar las tasas de desempleo entre los países desarrollados, pero también y fundamentalmente, para mejorar los fundamentos del crecimiento de largo plazo.

4.6. ANEXO

4.6.1. Extracción del componente cíclico

Tanto el PIB como la productividad son variables no estacionarias con componente tendencial. Se hace necesario, por tanto, separar los distintos componentes de la serie temporal.

GRÁFICO 4.2: PIB (LOGS.)

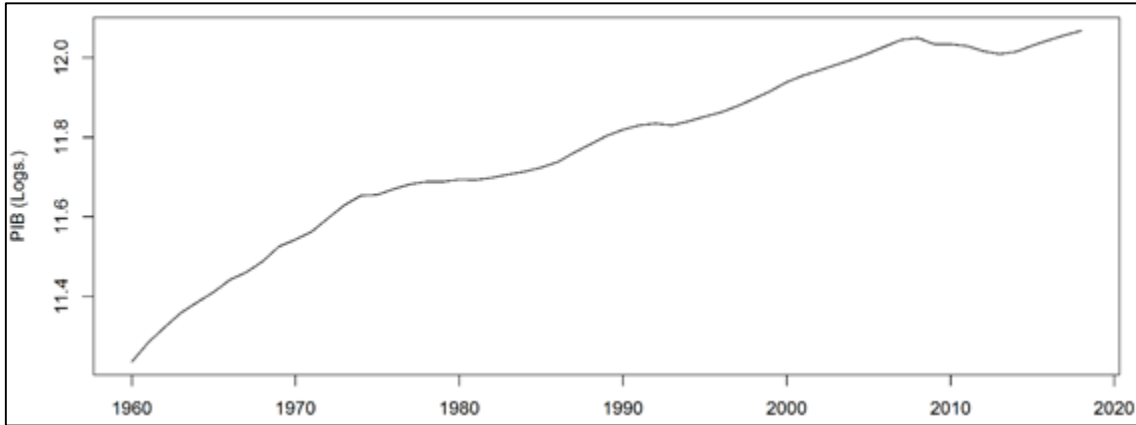


GRÁFICO 4.3: HORAS TRABAJADAS (LOGS.)

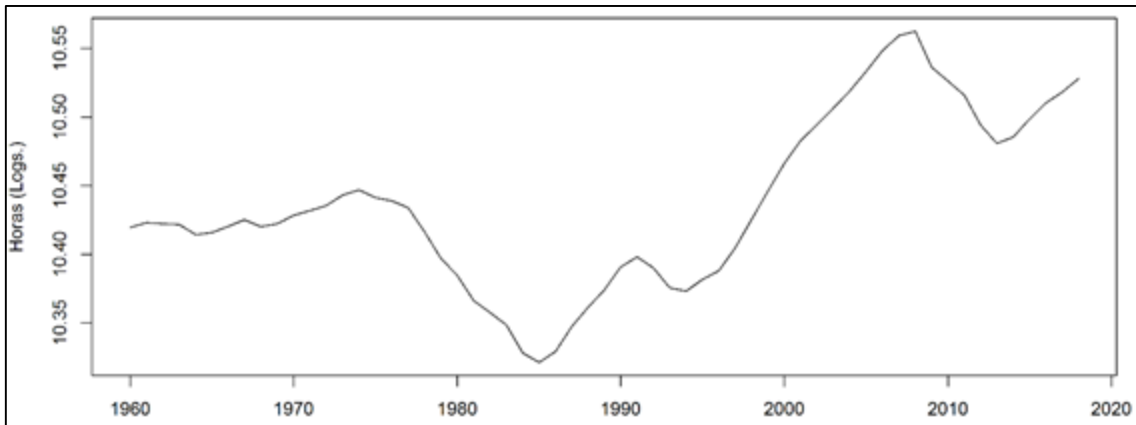


GRÁFICO 4.4: PRODUCTIVIDAD LABORAL HORARIA (LOGS.)

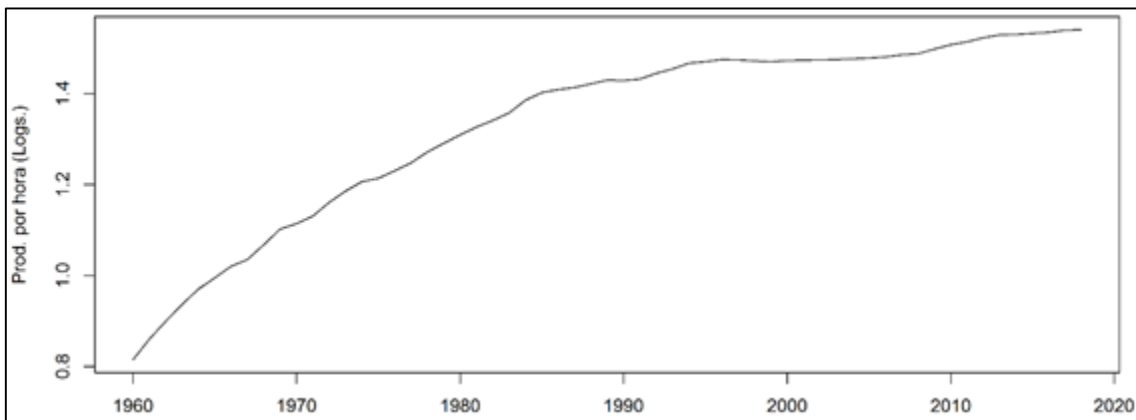


TABLA 4.4: ESTACIONARIDAD APLICANDO FILTROS HP Y BK

	ADF: Ho=l(1)	KPSS: Ho=l(0)
PIB	0.986 [1.87882]	< 0.01
PIB (Log.)	0.9931 [2.16019]	< 0.01
Productividad	0.961 [1.41016]	< 0.01
Productividad (Log.)	0.8736 [0.736569]	< 0.01
PIB (derivada logs.)	0.007704 [-2.70302]	0.013
BK (2,8) ciclo PIB (logs.)	0.002914375 [-5.17521]	> 0.10
HP ($\lambda=10$) ciclo PIB (logs.)	0.003565458 [-5.13384]	> 0.10
HP ($\lambda=100$) ciclo PIB (logs.)	0.00260269 [-4.92957]	> 0.10
HP ($\lambda=1000$) ciclo PIB (logs.)	0.001471 [-3.17403]	> 0.10
HP ($\lambda=10$) ciclo prod. (logs.)	0.007287531 [-4.70915]	> 0.10

* La Tabla 4.4 muestra p-valores asintóticos. Estadístico T entre corchetes.

** La productividad es productividad horaria.

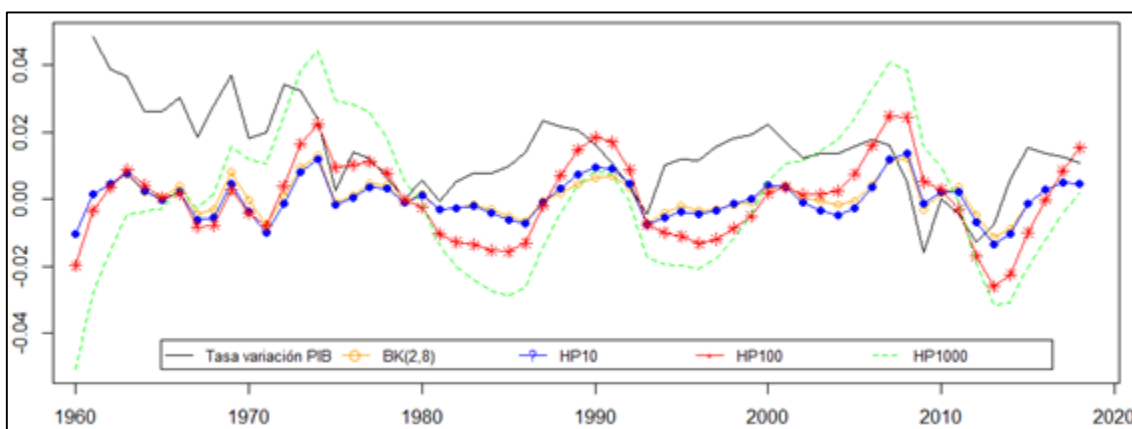
*** El contraste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) sin constante, con 10 retardos y Criterio de Información de Akaike (AIC).

**** El contraste (KPSS) se realiza con 3 retardos.

Tras la aplicación de filtros, el contraste ADF rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria y, el contraste KPSS, no rechaza la hipótesis nula de estacionariedad.

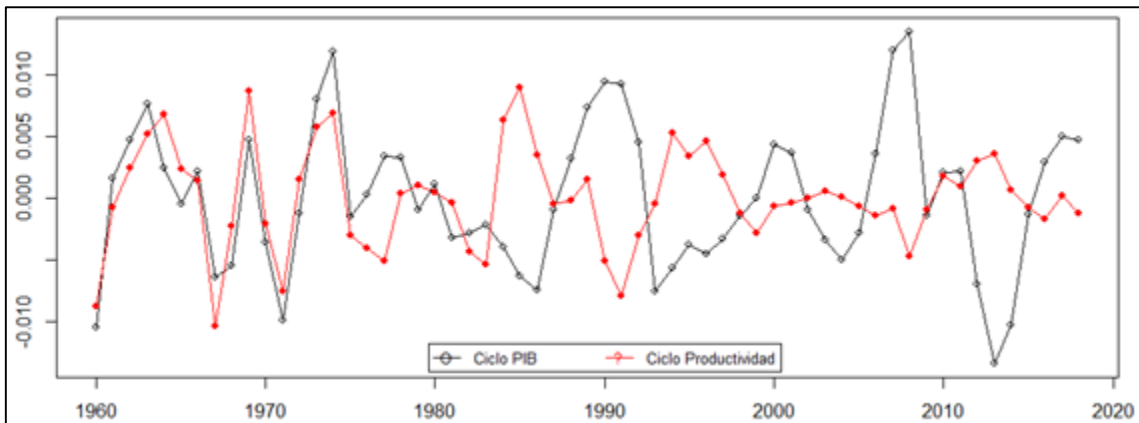
Aunque no existe una definición matemática del concepto de ciclo económico, adoptamos la definición de Burns y Mitchell (1946) que supone una duración de entre 6 y 32 trimestres, de 2 a 8 años en series anuales.

GRÁFICO 4.5: CICLO DEL PIB (LOGS.) CON FILTROS HP Y BK



Tomando el filtro BK (2,8), equivale a eliminar los componentes de alta frecuencia de duraciones entre 2 y 8 años. El parámetro de suavizado del filtro HP que ofrece un ciclo equivalente al BK (2,8) es el parámetro $\lambda=10$.

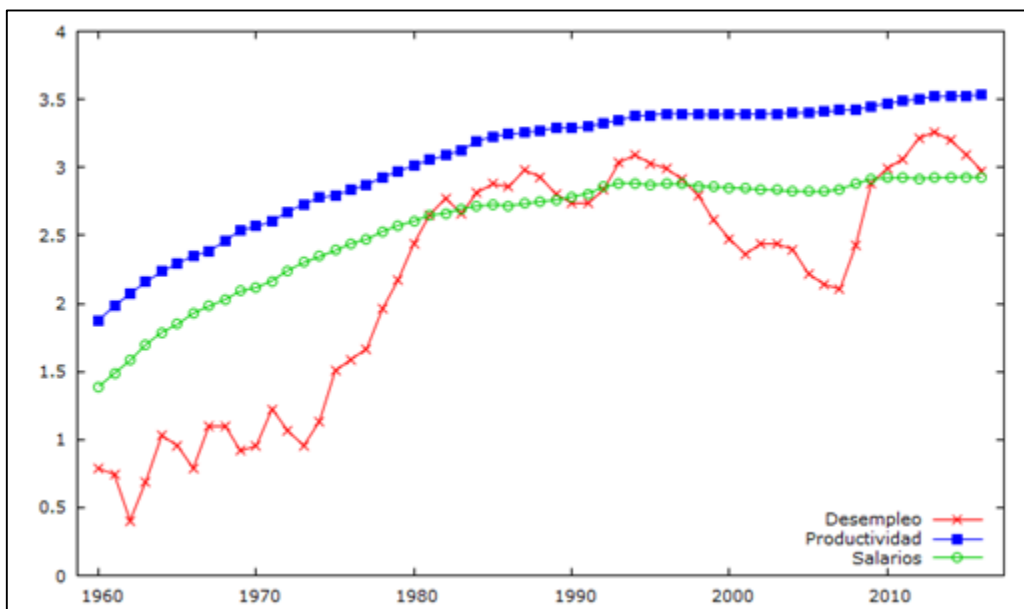
GRÁFICO 4.6: CICLOS (LOGS.) DEL PIB Y LA PRODUCTIVIDAD LABORAL CON FILTRO HP ($\lambda=10$)



4.6.2. Cointegración y raíz unitaria

Para probar la falta de relación entre la ratio de desempleo y la evolución real de salarios en el mercado laboral español, usamos el método desarrollado por Engle y Granger (1987). Este método contrasta la cointegración de la combinación lineal de variable del mismo orden para determinar si existe una relación entre ambas en el tiempo.

GRÁFICO 4.7: EVOLUCIÓN DE LAS VARIABLES (LOGS.)



Nota: fuente de datos: EUROSTAT

En el Gráfico 4.7, parece evidente la existencia de una relación de cointegración entre salarios y productividad, sin embargo, no parecen estar cointegradas las variables de salarios y desempleo.

GRÁFICO 4.8: FAC Y FACP DE SALARIO REAL

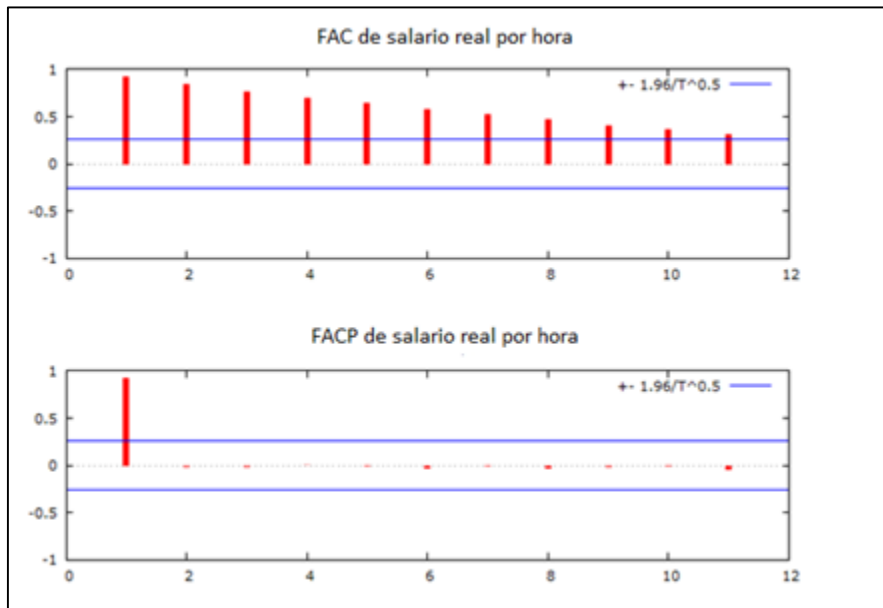


GRÁFICO 4.9: FAC Y FACP DE DESEMPLEO

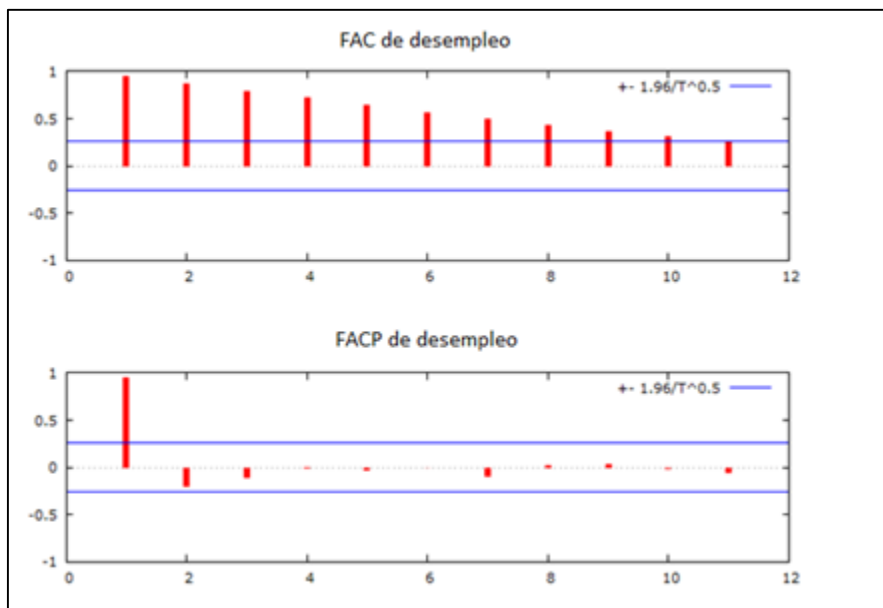
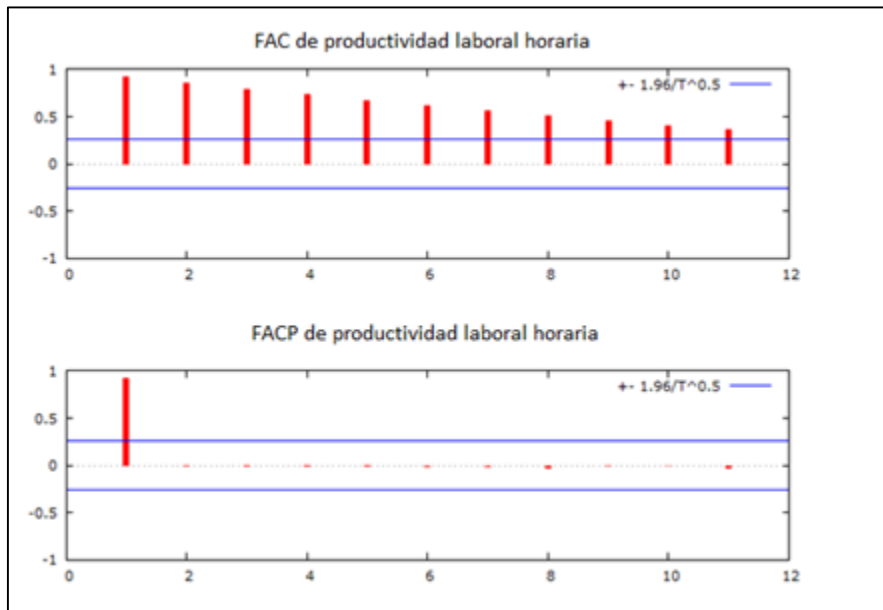


GRÁFICO 4.10: FAC Y FACP DE PRODUCTIVIDAD LABORAL HORARIA



Notas: ACF caen lentamente y PACF del primer retardo cercano a la unidad implican que se trata de una serie integrada de orden 1. Se puede ver que existen números retardos. Las variables responden a un proceso aleatorio con deriva y tendencia.

TABLA 4.5: CONTRASTES FORMALES PARA EVALUAR LA INTEGRACIÓN DE LAS VARIABLES: P-VALORES

	Productiv. (nivel)	Salario (nivel)	Desempleo (nivel)	Productividad (tasa de variación)	Salario (tasa de variación)	Desempleo (tasa de variación)
ADF ⁵⁷	0.1345	0.1498	0.0786	0.2882	0.06628	0.008186
KPSS	<0.01	<0.01	>0.10	0.087	<0.01	>0.10

⁵⁷ Siguiendo la literatura y la estructura de los procesos, los contrastes se han realizado con una constante para desempleo y con constante y tendencia para productividad y salarios. El contraste ADF ha considerado 9 retardos siguiendo el Criterio de Información de Akaike (AIC). El contraste KPSS con 3 retardos.

4.6.3. Evolución de las horas de trabajo

TABLA 4.6: VARIACIÓN DE HORAS, OCUPADOS Y JORNADA DE TRABAJO

	Δ Horas No-Asalariados		Δ Horas Trabajadores Permanentes		Δ Horas Trabajadores Temporales	
	Δ Personas	Δ Jornadas	Δ Personas	Δ Jornada	Δ Personas	Δ Jornada
1996:1-2008:3	35,353,201	26,925,399	2,479,885,858	2,464,461	791,268,307	1,023,646
	3,336,920,872	62,278,600	2,482,350,319		792,291,953	
2008:3-2013:3	-178,981,581	24,009,881	-510,105,962	-73,606,159	-651,382,051	-23,313,032
	-1,413,378,904	-154,971,700	-583,712,121		-674,695,083	
2013:3-2018:4	-13,298,961	-13,938,139	534,198,683	72,976,987	417,562,308	26,800,435
	1,024,301,312	-27,237,100	607,175,670		444,362,743	

TABLA 4.8: CONTRIBUCIÓN A LA VARIACIÓN DE OCUPADOS (%)

	No-Asalariados	Permanentes	Temporales
1996:1-2008:3	0.98	76.73	22.29
2008:3-2013:3	10.43	39.70	49.87
2013:3-2018:4	-1.15	55.06	46.09

TABLA 4.7: CONTRIBUCIÓN A LA VARIACIÓN DE HORAS (%)

	No-Asalariados	Permanentes	Temporales
1996:1-2008:3	2.01	75.93	22.06
2008:3-2013:3	10.07	42.02	47.91
2013:3-2018:4	-2.68	57.85	44.83

TABLA 4.9: RATIO DE VARIACIÓN (% DE PERSONAS)

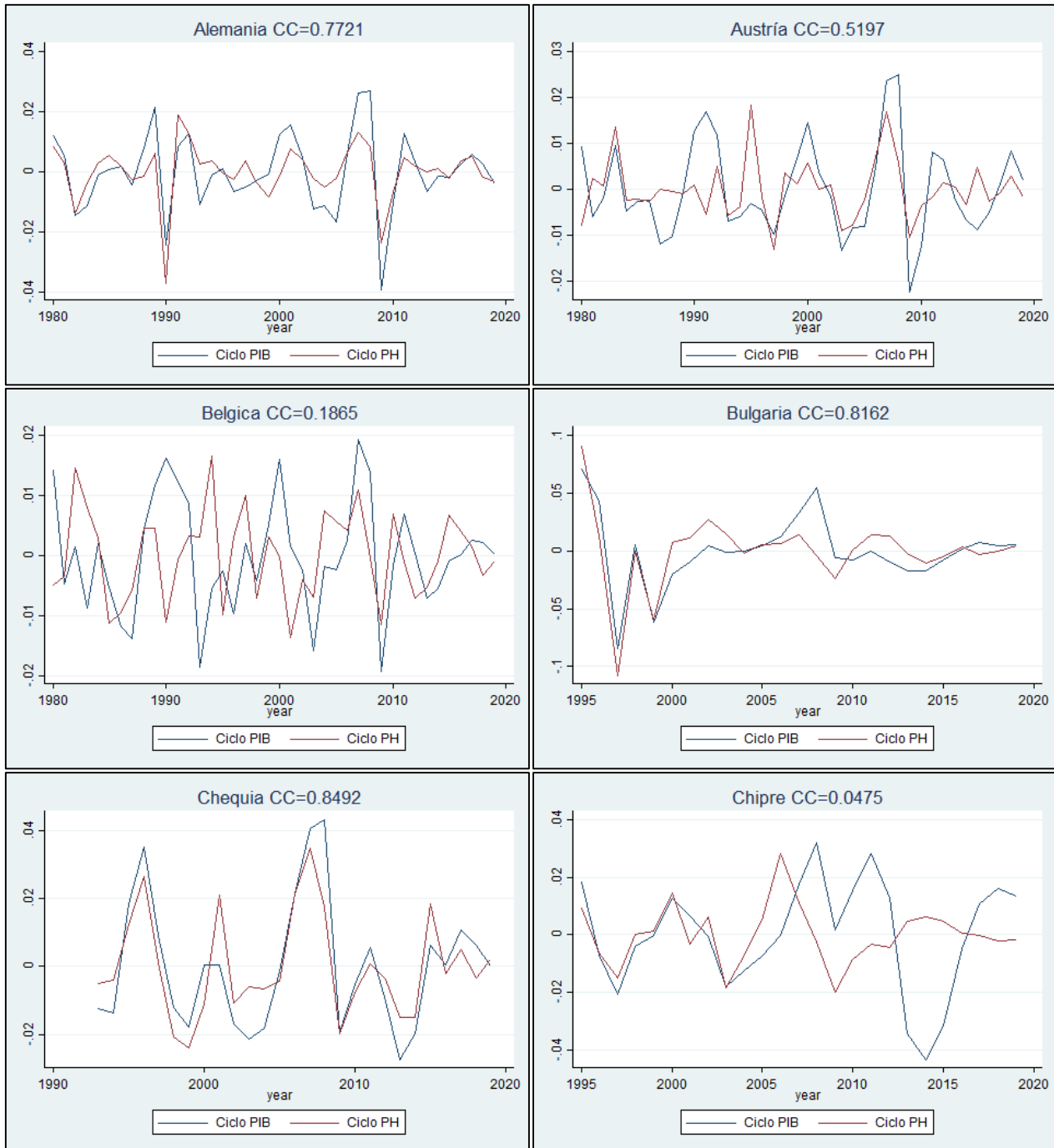
	No-Asalariados	Permanentes	Temporales
1996:1-2008:3	2.58	99.85	62.29
2008:3-2013:3	-12.49	-10.27	-31.58
2013:3-2018:4	-1.04	12.19	30.08

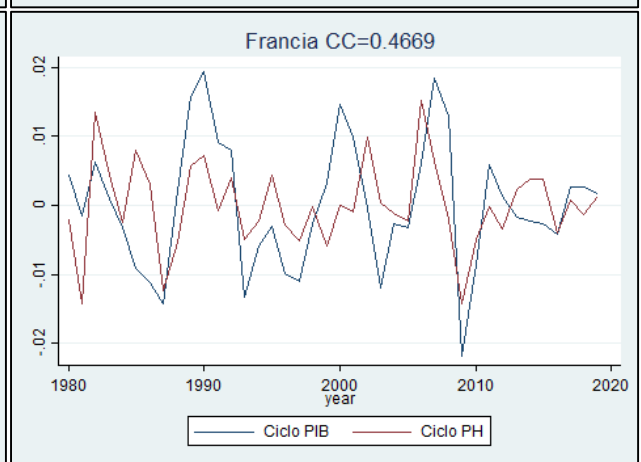
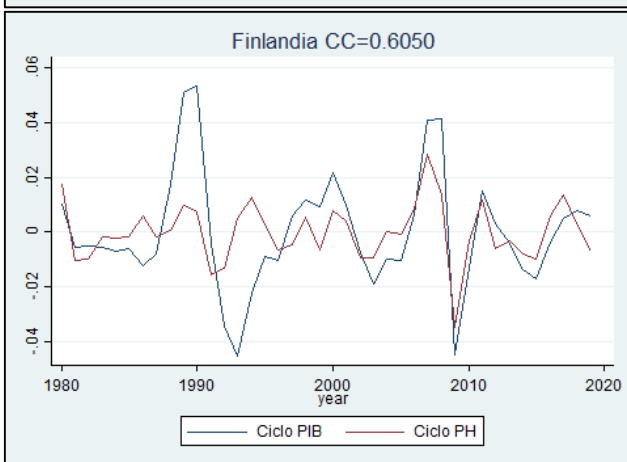
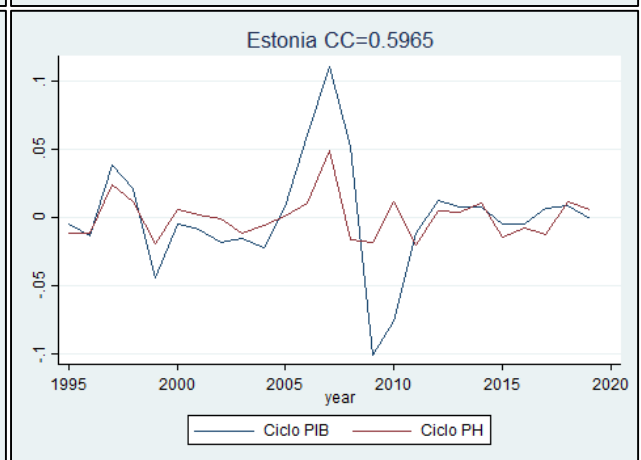
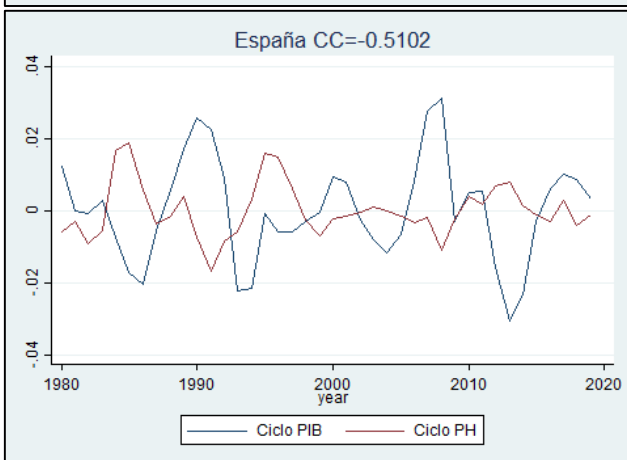
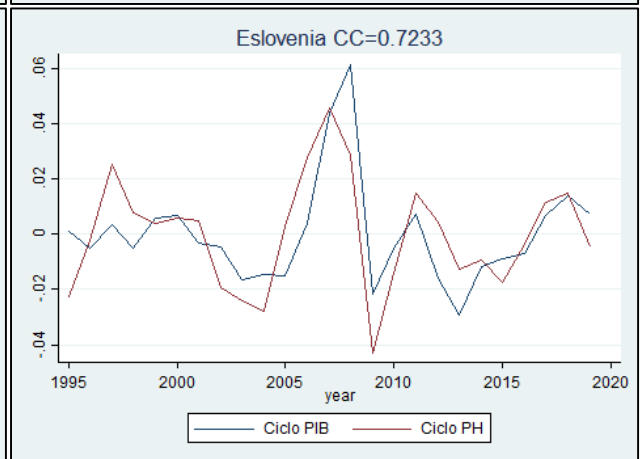
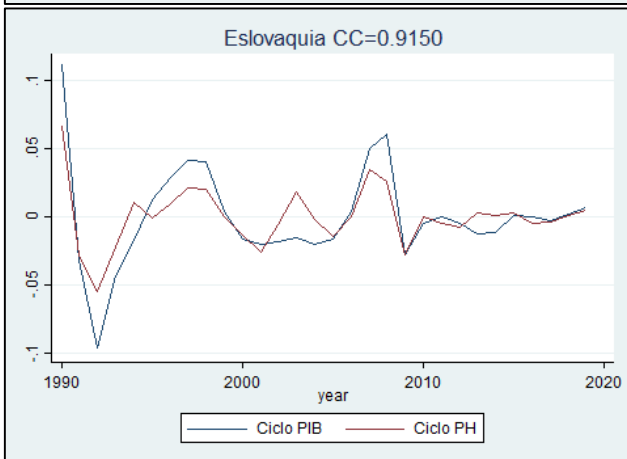
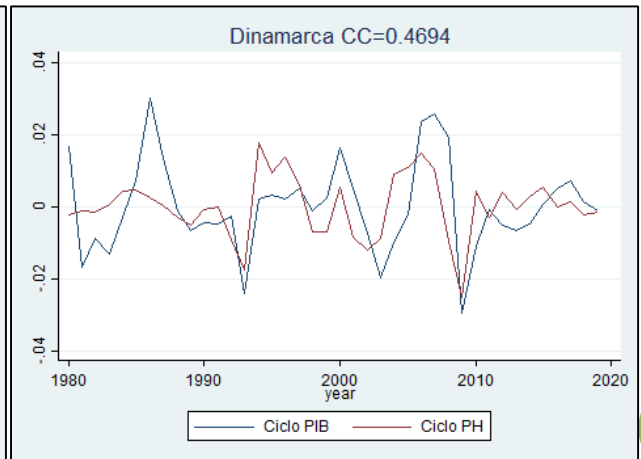
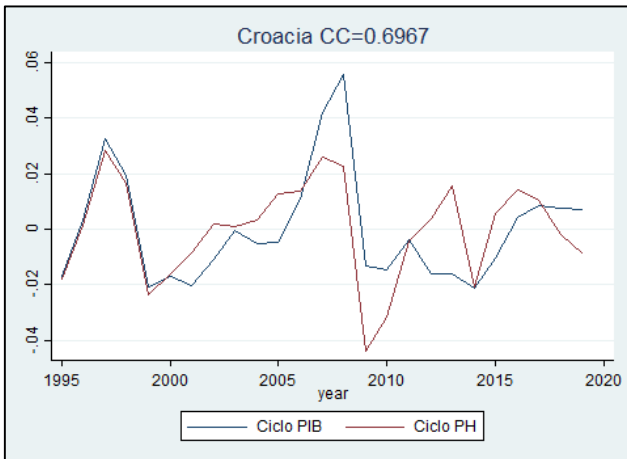
Notas: La Tabla 4.6 descompone la variación de las horas de trabajo de acuerdo a la fórmula [4.15] entre variación de jornada de trabajo y variación de ocupados. La suma de ambas variaciones en negrita. Las tablas 4.7 y 4.8 muestran las contribuciones de cada tipo de ocupado durante los distintos periodos a la variación total de ocupados y horas respectivamente. Fuente de datos: elaboración propia basada en datos ofrecidos por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

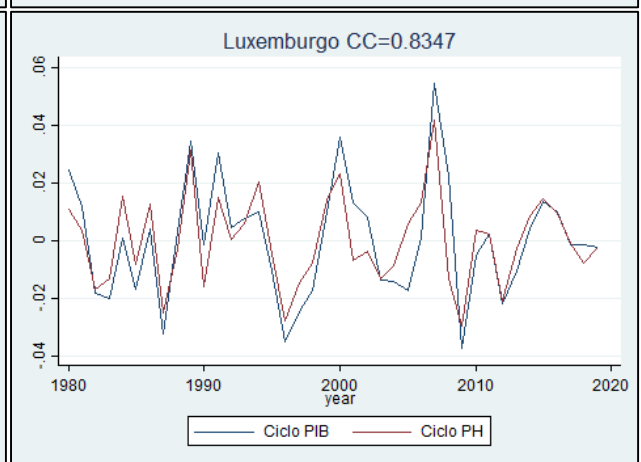
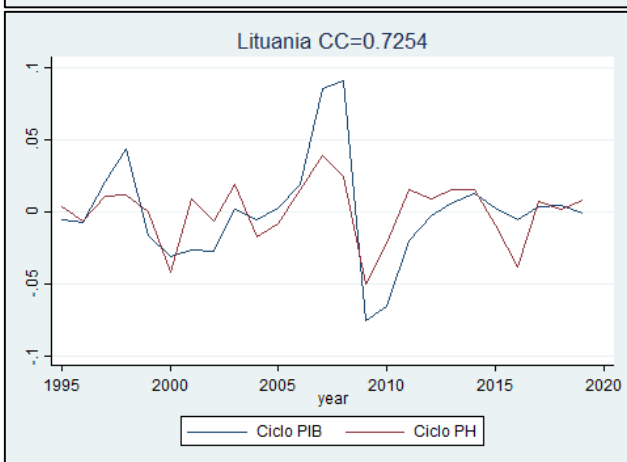
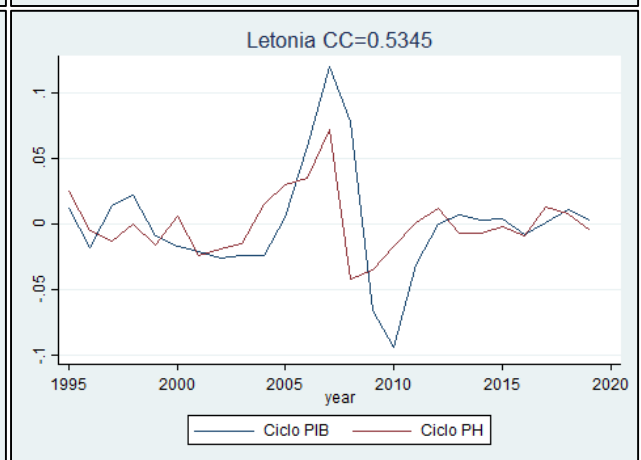
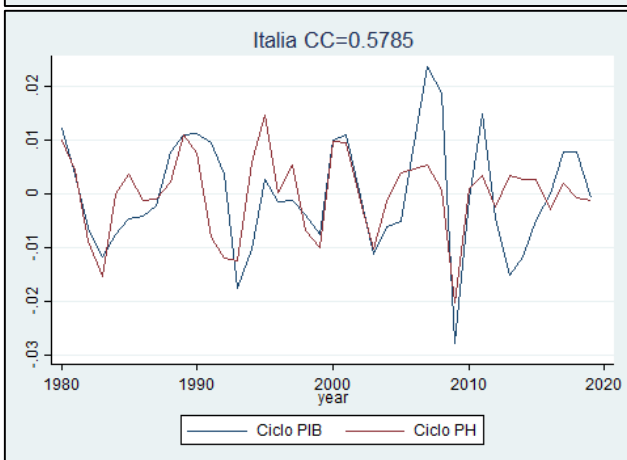
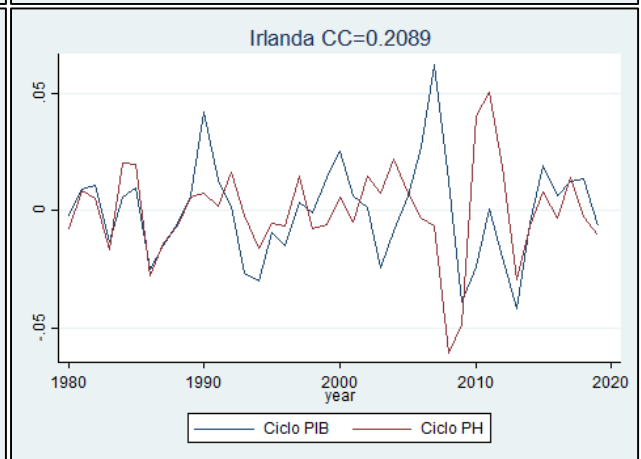
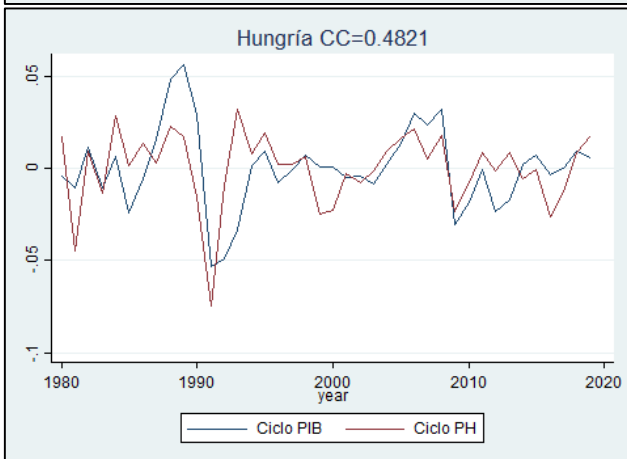
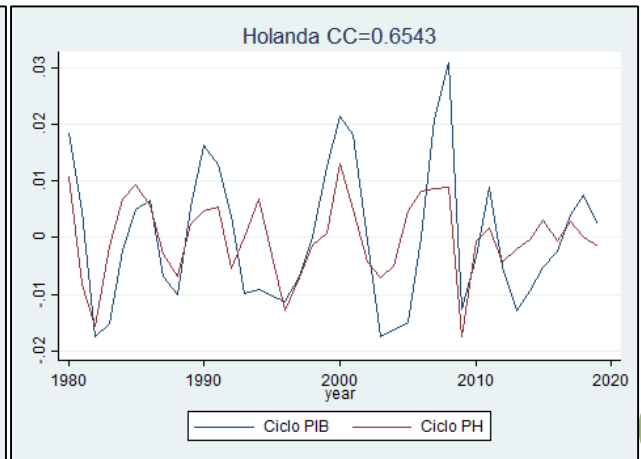
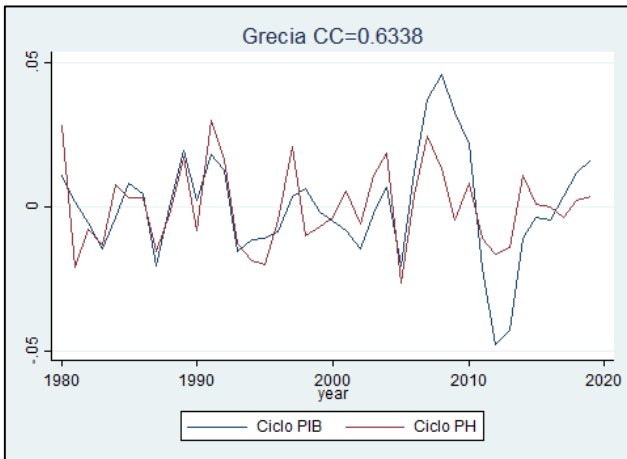
4.6.4 Patrón cíclico en la Unión Europea (UE-28) y Estados Unidos.

Fuente de datos de Conference Board. Datos de 1980 a 2020 según disponibilidad de datos, algunos países desde 1990 y otros desde 1995. Productividad laboral horaria (PH) como cociente entre el PIB a precios constantes de 2018 y las horas totales trabajadas. Tanto PIB como PH en escala logarítmica. El componente cíclico se ha extraído mediante un filtro Hodrick-Prescott con $\lambda = 10$. En los gráficos muestra el país al que se refiere, así como el coeficiente de correlación (CC) entre el PIB y la PH.

GRÁFICO 4.11: CORRELACIONES ENTRE PIB Y PRODUCTIVIDAD HORARIA: UE-28 Y EEUU







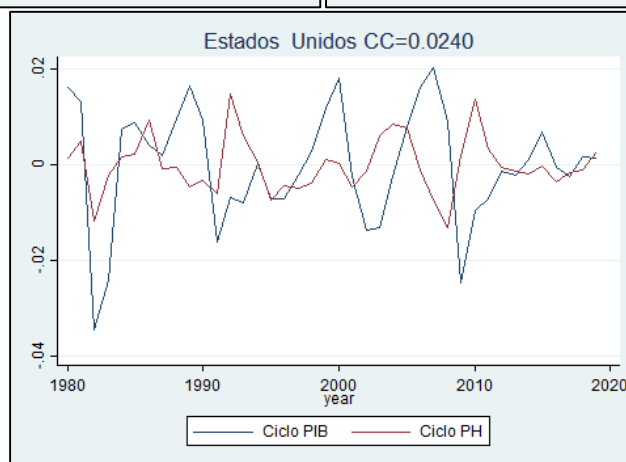
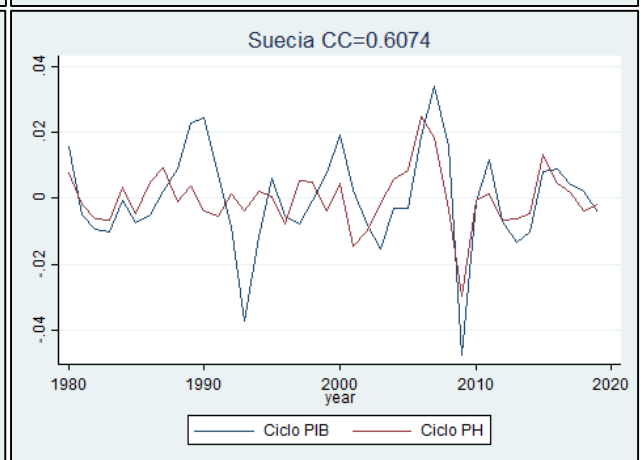
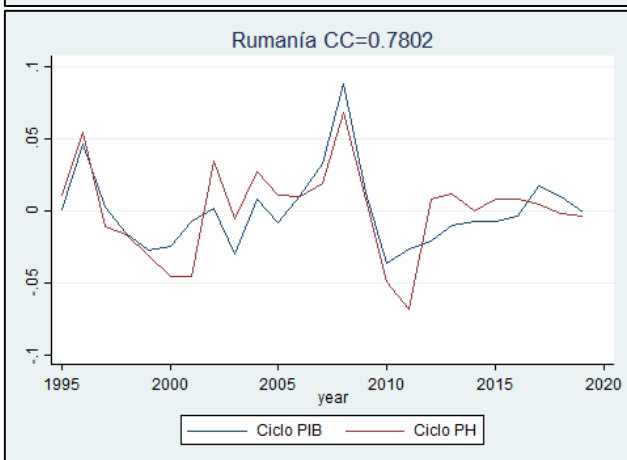
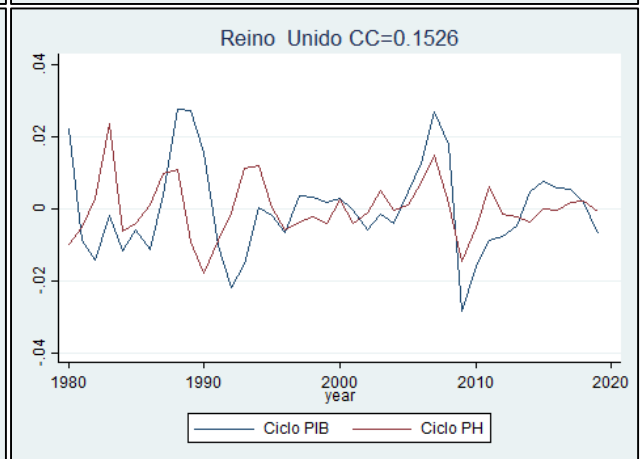
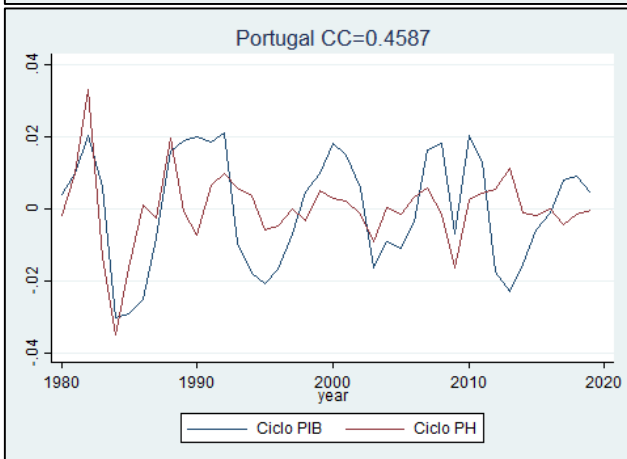
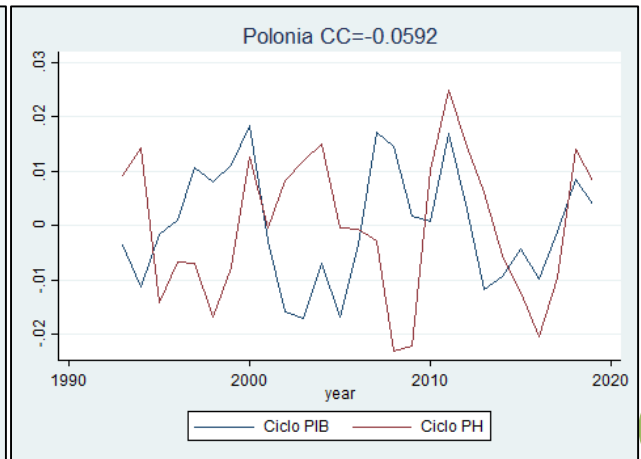
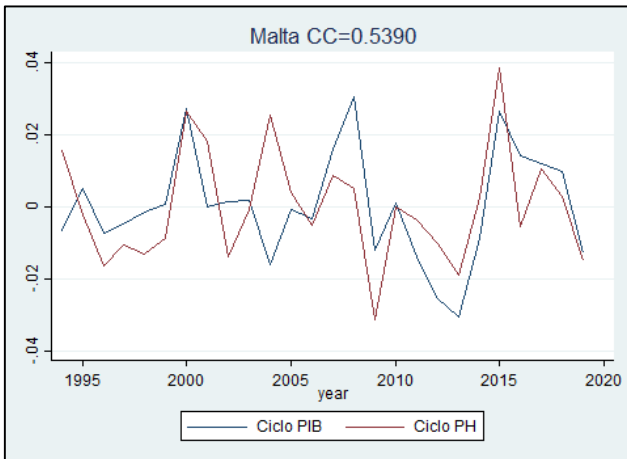


TABLA 4.10: PORCENTAJE DE TEMPORALIDAD EN 2019 DE LA UE-28

Alemania	11.95	Dinamarca	10.86	Grecia	12.51	Luxemburgo	9.18
Austria	8.69	Eslovaquia	8.2	Holanda	20.25	Malta	9.13
Bélgica	10.92	Eslovenia	13.36	Hungría	6.64	Polonia	21.81
Bulgaria	4.36	España	26.26	Irlanda	9.76	Portugal	20.78
Chequia	8.27	Estonia	3.13	Italia	16.99	Reino Unido	5.18
Chipre	13.62	Finlandia	15.76	Letonia	3.19	Rumanía	1.4
Croacia	18.25	Francia	16.39	Lituania	1.47	Suecia	16.55

4.6.5 Resumen de literatura: contraciclicidad de la productividad en España

90

TABLA 4.11: EXPLICACIONES DE LA LITERATURA SOBRE LA CONTRACICLIDAD EN ESPAÑA

Rojo (2002); Maroto-Sánchez y Cuadrado-Roura (2013a)	Papel del capital por unidad de trabajo
Cabrales <i>et al.</i> (2013)	Por variaciones en % trabajo temporal (procíclico) que acumulan menor capital humano
Dolado <i>et al.</i> (1993); Jimeno (2016)	Por excesiva volatilidad del empleo
Maroto-Sánchez y Cuadrado-Roura (2013b)	Por construcción y servicios que son contracíclicos

5. CONSIDERACIONES FINALES

En esta tesis, nos hemos ocupado en dar una explicación a tres hechos estilizados de la productividad laboral española:

- Su menor crecimiento comparado.
- Su menor magnitud relativa respecto a otras economías.
- Su carácter contra-cíclico, auténtica anomalía entre los países de nuestro entorno.

Se ha dedicado un capítulo monográfico independiente a cada uno de los precedentes hechos estilizados, sin embargo, los tres capítulos forman un todo, que nos ha permitido evidenciar algunas carencias de la economía española.

En el segundo capítulo, hemos descompuesto la evolución de la productividad entre el efecto debido al incremento de la productividad en cada sector (efecto intra-sectorial), y el efecto de cambio en la estructura productiva (efecto estructural). Concluimos que España se ha especializado en un sector servicios (78% de la ocupación en 2018) de bajo valor añadido y pobre evolución. El sector servicios español es menos productivo por ocupado que la media de la Unión Europea de los 28. El caso más paradigmático es el de la hostelería, que ha aumentado fuertemente su participación en el empleo al tiempo que disminuía su productividad laboral.

En el tercer capítulo, hemos analizado la relación positiva entre productividad laboral y tamaño empresarial, que en España es muy acusado. España cuenta con muchas empresas de reducido tamaño, un bajo tamaño medio empresarial y, una baja contribución al valor añadido de grandes empresas. De hecho, el menor tamaño empresarial español explica una parte sustancial del diferencial productivo con otras economías. Hemos buscado una explicación al reducido tamaño empresarial, en las distorsiones producidas por las instituciones regulatorias. Sirviéndonos de la metodología de Kleven y Waseem (2013), hemos podido cuantificar sus efectos, los cuales se aproximan mucho a los estimados por Garicano *et al.* (2016) y Gourio y Roys (2014) para Francia, país con similitudes claras en su legislación a los efectos del estudio. Sin embargo, concluimos que el efecto de las distorsiones legislativas es marginal, no explicando, por tanto, el porqué del reducido tamaño de las empresas españolas.

En el capítulo cuarto, presentamos una explicación al patrón contracíclico de la productividad laboral española, basada en la rigidez del mercado laboral y, a la gran flexibilidad en cantidad de trabajo que ofrece a las empresas el trabajo temporal. Encontramos que nuestra hipótesis parece corroborarse por la coincidencia cronológica entre el cambio normativo que crea la dualidad del mercado laboral y el cambio de patrón cíclico. Además, la evidencia empírica coincide con las implicaciones del modelo teórico propuesto. Así, en las contracciones, la elasticidad empleo-PIB del trabajo temporal, parece triplicar al del trabajo indefinido. Para finalizar, la mayor disminución de empleo que de producto durante las contracciones, se ve compensado con un aumento de la productividad laboral, motivada por la mejora del capital por unidad de trabajo, pero con una exigua contribución de la Productividad Total de los Factores (PTF). Por otra parte, el PIB per cápita aumenta en los periodos expansivos fundamentalmente por el incremento de la tasa de ocupación, con un débil aporte de la productividad laboral.

España muestra un gran potencial de crecimiento basado en el aumento de la tasa de ocupación, teniendo en cuenta la elevada tasa de desempleo que caracteriza a España. No

obstante, debido a los límites naturales de dicha forma de crecimiento, no sería sostenible en el largo plazo, debiéndose mejorar la productividad laboral.

Puede que el endeudamiento y los bajos tipos de interés actuales, haya servido para estimular la demanda, pero este tipo de políticas no pueden prolongarse *ad aeternum*.

Por cuanto se ha dicho sobre la evolución de la productividad, sus problemas actuales y su comparación internacional, pensamos que España puede hallarse en una senda de empobrecimiento relativo.

Mediante la presente tesis, hemos contribuido a extender el conocimiento académico con varias aportaciones interesantes. En primer lugar, hemos contribuido al debate sobre las causas de la mala evolución de la productividad laboral española, concluyendo que España se ha especializado en un sector servicios de pobre evolución, que está lastrando la evolución de la productividad agregada. Descartamos, en principio, que la causa única de la peor evolución sea la disminución del peso de la industria a partir del proceso denominado “reconversión industrial” de los años ochenta. Pese a lo cual, puede haber relaciones y efectos que no se han considerado en el presente ejercicio.

En segundo lugar, hemos extendido el debate acerca de los efectos de las distorsiones normativas sobre el tamaño empresarial español. Existe amplia literatura para otros países como Francia, Portugal, Japón, etc., pero faltaba el caso español. Nuestras estimaciones sobre los efectos de las distorsiones son similares a las de Garicano *et al.* (2016) y Gourio y Roys (2014) para el caso francés, con el que España tiene grandes similitudes. Concluimos, que las distorsiones suponen un efecto marginal sobre el tamaño y la productividad, no siendo la principal causa del reducido tamaño empresarial español.

Por último, la contribución quizá más original es la del capítulo cuatro, ya que supone la primera explicación sobre el patrón contracíclico de la productividad laboral española. Si bien, su carácter contracíclico es bien conocido, faltaba en la literatura una explicación sobre sus causas. Maroto-Sánchez y Cuadrado-Roura (2013b) relacionaron la contraciclicidad con la estructura sectorial, indicando que son los sectores de construcción y servicios los causantes del patrón contra-cíclico. Es lógico que el sector servicios determine en parte el patrón, ya que constituye el 78% del empleo. Otros autores, también han hecho aportaciones interesantes, sin embargo, no se habían explicado las causas íntimas que producían dicho patrón hasta ahora. Nuestra explicación, por otra parte, es congruente con que la contraciclicidad se manifieste de forma más acusada en sectores más intensivos en mano de obra. También, creemos importante haber datado el cambio de patrón cíclico en 1984, ya que no se habían relacionado antes el cambio de patrón con el cambio normativo de 1984. La evidencia empírica es, en este caso, muy potente.

Pese a todo, quedan muchas preguntas sin responder que debieran ser abordadas por futuros trabajos. Así, por ejemplo, no hemos explicado a qué se debe la mala evolución del sector servicios, ni la razón por la que las empresas son tan pequeñas, ni las razones que justifican la mayor parte del diferencial productivo con otras economías, ni hemos abordado el papel de los determinantes del crecimiento económico, ni otras muchas cuestiones que merecen atención y que no hemos podido abordar en este momento.

Además del valor académico de la presente tesis, creemos que tiene un claro interés de política económica, máxime teniendo en cuenta las repercusiones para el crecimiento económico español y para el bienestar material de sus ciudadanos.

Entre otras posibles recomendaciones de política económica, creemos que sería necesario implementar las siguientes:

- a. Revisar la normativa existente (fiscal y laboral, entre otras) destinadas a favorecer a las pequeñas y medianas empresas que, sin embargo, pueden desincentivar su crecimiento, generando como se ha documentado en la tesis, una concentración artificialmente elevada de empresas en los tamaños inmediatamente anteriores a ciertos umbrales regulatorios, distorsionando de forma artificial los costes de las empresas y beneficiando a las ya existentes.
- b. Impulsar la cooperación, colaboración y agrupación de empresas similares, como fórmulas para reducir costes vía sinergias u obtener cuotas de mercado suficientes que, hagan a nuestras empresas más competitivas para poder crecer, así como favorecer la creación de empresas de mayor tamaño a través de la fusión de PYMES ya existentes.
- c. Cohesionar el mercado nacional interior, caracterizado por enormes diferencias regionales en PIB per cápita, productividad, regulaciones, desempleo, salarios, resultados educativos, etc., mediante la racionalización y unificación de la enorme disparidad de regulaciones municipales y autonómicas, reduciendo así, el coste administrativo para las empresas y favoreciendo un mercado interior único. Algunos autores señalan la relación entre tamaño empresarial y propensión exportadora. No podemos pretender que nuestras empresas crezcan y salgan de nuestras fronteras nacionales cuando, en ocasiones, ni siquiera es sencillo cruzar las fronteras interiores.
- d. Reducción de la rigidez del mercado laboral español que impide el libre emparejamiento entre oferta y demanda, produciendo un elevado desempleo y una gran elasticidad del trabajo frente al PIB. Una mayor flexibilidad ayudaría, no solo a reducir el desempleo, sino que, pudiera favorecer la competencia empresarial interna e internacional, haciendo crecer el mercado interior y equilibrando la balanza por cuenta corriente. El aumento del mercado interior podría llevar a un aumento del tamaño empresarial y de la productividad a largo plazo.
- e. Reformar la legislación laboral para evitar la elevada dualidad del mercado de trabajo que reduce los incentivos de empresas y trabajadores a incrementar la productividad. De esta forma, las empresas no invierten en la formación de sus trabajadores temporales a los que usan como medio principal de ajuste. Los empleados temporales no se ven incentivados a mejorar la cadena de creación de valor debido a sus escasas perspectivas de consolidarse en el puesto de trabajo. Tampoco la escasa duración en el puesto, les permite, en muchos casos, adquirir las destrezas del puesto. Por otro lado, los incentivos de mejora de los indefinidos se ven reducidos por la protección frente al desempleo que les ofrecen sus superiores costes de despido.
- f. Mejorar la calidad institucional en España, dado su papel relevante a la hora de explicar las diferencias de productividad entre países. Vimos en el capítulo 2 la existencia de una correlación positiva entre productividad laboral y seguridad jurídica. Consecuentemente, los países de la Unión Europea de los 15 con menor seguridad

jurídica media y mayor variación temporal de la misma, resultan ser Italia, Grecia, España y Portugal.

Por cuanto hemos dicho previamente, creemos necesario y urgente adoptar medidas estructurales por el lado de la oferta, con especial incidencia en el sector de servicios. Igualmente, es importante fomentar un crecimiento del tamaño empresarial. Es también, particularmente importante, reformar el mercado laboral: España no puede resignarse a tener el doble de tasa de desempleo que la media europea y aparecer siempre con una de las mayores tasas de desempleo de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo.

Para todo ello, es necesario un acuerdo consensuado entre las fuerzas políticas, que permita un plan económico a largo plazo con independencia del partido de gobierno.

6. REFERENCIAS

- Akerberg, D., Caves, K. y Frazer, G. (2006). Structural Identification of Production Functions. Manuscript. Department of Economics, University of California, Los Angeles, Los Angeles, CA.
- Akerberg, D., Caves, K. y Frazer, G. (2015). Identification Properties of Recent Production Function Estimators. *Econometrica* 83: 2411-2451.
doi: 10.3982/ECTA13408
- Aixalá, J. y Pelet, C. (2014). Salarios Reales, Desempleo y Productividad en España. *Cuadernos de Economía* 33: 447-468.
doi: 10.15446/cuad.econ.v33n63.45341
- Almunia, M. (2013). From Size Responses to Labor Regulations: Evidence from France. En: *Size-Dependent Policies and Firm Behaviour*, Ph. D thesis (pp. 76-101). University of California Berkeley, Berkeley, CA.
- Amin, M., Islam, A. & Khalid, U. (2019). Decomposition the Labor Productivity Gap between Upper-Middle-Income and High-Income Countries. Policy Research Working Paper 9073. World Bank, Washington D. C.
- Artigue, L. Y Van Neuss, L. (2014). A New Shift-Share Method. *Growth and Change* 45(4): 667-683.
doi: 10.1111/grow.12065
- Attali, J. (2008). Rapport de la Commission pour la Liberation de la Croissance Francaise. Report for the Commission for the Liberation of French Growth. Report commissioned by French President Nicolas Sarkozy. Commission Staff Working Document, Bruselas.
- Axtell, R. (2001). Zipf Distribution of US Firms. *Science* 293: 1818-1820.
doi: 10.1126/science.1062081
- Badunenko, O. y Romero-Ávila, D. (2014). Productivity Growth across Spanish Regions and Industries: A Production-Frontier Approach. *Regional Studies* 48(7): 1242-1262.
doi: 10.1080/00343404.2012.709611
- Bah, E. y Brada, J.C. (2009). Total Factor Productivity Growth, Structural Change and Convergence in the New Members of the European Union. *Comparative Economic Studies* 51(4): 421-446.
doi: 10.1057/ces.2009.8
- Baksa, D. y Kónya, I. (2019). Convergence, Productivity and Debt: The Case of Hungary. Discussion Paper 16. Institute of Economics. Centre for Economic and Regional Studies. Hungarian Academy of Science. Budapest.
- Banco de España (2014). Informe Anual (pp. 86-87). Banco de España, Madrid.
<http://www.bde.es>
- Barath, L. y Fertö, I. (2017). Productivity and Convergence in European Agriculture. *Journal of Agricultural Economics* 68: 228-248.
doi: 10.1111/1477-9552.12157

- Barro, R. (1997). *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*. The MIT Press, Cambridge: MA.
doi: 10.3386/w5698
- Baumol, W.J. (1967). *Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis*. *American Economic Review* 57: 415-426.
- Baxter, M. y King, R. G. (1999). *Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time Series*. *The Review of Economics and Statistics* 81(4): 575-593
doi: 10.1162/003465399558454
- BBVA Research (2010). *Fuentes del Crecimiento y la Productividad en España*. Cuadernos Fundación BBVA 7. BBVA Research, Madrid.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. y Maksimovic, V. (2005). *Financial and Legal Constraints to Growth: Does Firm Size Matter?*. *Journal of Finance* 60(1): 137-177.
doi: 10.1111/j.1540-6261.2005.00727.x
- Beneito, P., Coscollá, P., Rochina, M.E. y Sanchis, A. (2014). *Competencia e Innovación para las Empresas Manufactureras Españolas*. En: *La Empresa Española ante la Crisis del Modelo Productivo: Productividad, Competitividad e Innovación*. Fundación BBVA, Madrid.
- Benigno, G. y Fornaro, L. (2018). *Stagnation Traps*. *The Review of Economic Studies* 85: 1425-1470.
doi: 10.1093/restud/rdx063
- Benito, A. y Hernando, I. (2013). *Labor Demand, Flexible Contracts and Financial Factors: New Evidence from Spain*. Documento de Trabajo 0321, Banco de España, Madrid.
- Benito, J. y Ezcurra, R. (2004). *Disparidades Espaciales en la Unión Europea: Aspectos Nacionales y Sectoriales*. *Investigaciones Regionales* 4: 75-98.
<http://hdl.handle.net/10017/32262>
- Berger, D. (2012). *Countercyclical Restructuring and Jobless Recoveries*. 2012 Meeting Paper 1179, Society for Economic Dynamics.
- Biddle, J. E. (2014). *The Cyclical Behavior of Labor Productivity and the Emergence of the Labor Hoarding Concept*. *Journal of Economic Perspectives* 28(2): 197-212.
doi: 10.1257/jep.28.2.197
- Braguinsky, S., Branstetter, L. y Regateiro, A. (2011). *The Incredible Shrinking Portuguese Firms*. Working Paper 17265, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
doi: 10.3386/w17265
- Brondino, G. (2019). *Productivity Growth and Structural Change in China (1995-2009): A Subsystems Analysis*. *Structural Change and Economic Dynamics* 49: 183-191.
doi: 10.1016/j.strueco.2018.09.001
- Bruno, R.L., Douarin, E., Korosteleva, J.A. & Radosevic, S. (2019). *Determinants of Productivity Gap in the European Union: A Multilevel Perspective*. IZA Discussion Paper 12542, Institute for the Study of Labor, Bonn.
<http://hdl.handle.net/10419/207368>

- Buck, T.W. y Atkins, M.H. (1976). The Impact of British Regional Policies on Employment Growth. *Oxford Economic Papers* 28(1): 118-132.
- Buesa, M., Heijs, J., Baumert, T. y Gutierrez, C. (2016). Eficiencia de los Sistemas Regionales de Innovación en España. *Cuadernos de Información Económica* 254: 93-108.
- Burda, M. (2018). Aggregate Labor Productivity. *IZA World of Labor* 2018: 435. Institute for the Study of Labor, Bonn.
doi: 10.15185/izawol.435
- Burns, A.F. y Mitchell W.C. (1946). *Measuring Business Cycle*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Cabral, L. y Mata, J. (2003). On the Evolution of the Firm Size Distribution: Facts and Theory. *American Economic Review* 93(4): 1075-1090.
<https://www.jstor.org/stable/3132279>
- Cabrales, A., Dolado, J.J. y Mora, R. (2013). Dualidad Laboral y Déficit de Formación Ocupacional: Evidencia sobre España con Datos de PIAAC. En: Programa Internacional para la Evaluación de las Competencias de la Población Adulta, volumen II, Ministerio de Educación, Madrid.
- Christoffel, K. y Linzert, T. (2005). The Role of Real Wage Rigidity and Labor Market Frictions for Unemployment and Inflation Dynamics. Working Paper 556, European Central Bank, Frankfurt am Main.
- Círculo de Empresarios (2017). *La Empresa Mediana Española*. En: Informe Anual 2017. Círculo de Empresarios, Madrid.
<https://circulodeempresarios.org/>
- Círculo de Empresarios (2020). *Transformación del Modelo Productivo Español: 14 Prioridades. Ideas para Crecer*. Círculo de Empresarios. Madrid.
<https://circulodeempresarios.org/>
- Coad, A. y Broekel, T. (2012). Firm Growth and Productivity Growth: Evidence from a Panel VAR. *Applied Economics* 44(10): 1251-1269.
doi: 10.1080/00036846.2010.539542
- Cobb, C.W. y Douglas, P.H. (1928). A Theory of Production. *American Economic Review* 18(1): 139-165.
<https://www.jstor.org/stable/1811556>
- Colacelli, M. y Hong, G. (2019). Productivity Drag from Small and Medium-sized Enterprises in Japan. Working Paper 19/137, International Monetary Fund, Washington D. C.
doi: 10.5089/9781498317474.001
- Cramér, H. (1946). The Two-dimensional Case. En: *Mathematical Methods of Statistic* 9: 282. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Cuadrado, P., Moral-Benito, E. y Solera I. (2020). A Sectoral Anatomy of the Spanish Productivity Puzzle. Documento Ocasional 2006, Banco de España, Madrid.
doi: 10.2139/ssrn.3565767

- Cuadrado-Roura, J., García-Greciano, B. y Raymond, J. (1999). Regional Convergence in Productivity and Productive Structure: The Spanish Case. *International Regional Science Review* 22(1): 35-53.
doi: 10.1177/016001799761012190
- Cuerva, M.C. (2012). Evolución de la Productividad Agraria en las Regiones Europeas: Un Análisis de Convergencia con Métodos de Panel Dinámicos. *Economía Agraria y Recursos Naturales* 12(1): 33-70.
doi: 10.7201/earn.2012.01.02
- Daly, M.C, Fernald, J.G, Jordà, O. y Nechio, F. (2013). Okun's Macroscope and the Changing Cyclicity of Underlying Margins of Adjustment. Working Paper 2013-32. Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco, CA.
- De, K.P. y Nagaraj, P. (2014). Productivity and Firm Size in India. *Small Business Economics* 42: 891-907.
doi: 10.1007/s11187-013-9504-x
- Dhawan, R. (2001). Firm Size and Productivity Differential: Theory and Evidence from a Panel of US Firms. *Journal of Economic Behavior and Organization* 44(3): 269-293.
doi: 10.1016/S0167-2681(00)00139-6
- Díaz, M. y Sánchez, R. (2008). Firm Size and Productivity in Spain: A Stochastic Frontier Analysis. *Small Business Economics* 30: 315-323.
doi: 10.1007/s11187-007-9058-x
- División de Estudios del Ministerio de Economía, Fomento y Turismo de Chile (2014). Productividad Laboral por Tamaño y Sector (periodo 2005-2012). Ministerio de Economía, Fomento y Turismo de Chile, Santiago de Chile.
- Dolado, J.J., Sebastián, M. y Vallés, J. (1993). Cyclical Patterns of the Spanish Economy. *Investigaciones Económicas* 17(3): 445-473.
<http://hdl.handle.net/10016/3313>
- Domenech, R., García, J. y Ulloa, C. (2016). Los Efectos de la Flexibilidad Laboral sobre el Crecimiento y el Empleo. Documento de Trabajo 16/05. BBVA Research, Madrid.
- Dunn, E.S. (1959). Une Technique Statistique et Analytique D'analyse Régionale: Description et Projection. *Economie Appliquée* 4: 521-530.
- Enflo, K. y Hjertstrand, P. (2009). Relative Sources of European Regional Productivity Convergence: A Bootstrap Frontier Approach. *Regional Studies* 43(5): 643-659.
doi: 10.1080/00343400701874198
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and Error Correction. Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 55(2): 251-276.
doi: 10.2307/1913236
- Esfahani, M., Fernald, J. y Hobijn, B. (2019). World Productivity: 1996-2014. 2019 Meeting Papers from Society for Economic Dynamics.
doi: 102139/ssrn.3554079
- Esteban, J. (2000). Regional Convergence in Europe and the Industry Mix: A Shift-share Analysis. *Regional Science and Urban Economics* 30(2000): 353-364.

- Esteban-Marquillas, J. M. (1972). A Reinterpretation of Shift-share Analysis. *Regional and Urban Economics* 2(3): 249-255.
doi: 10.1016/0034-3331(72)90033-4
- Färe, R., Grosskopf, S. y Margaritis, D. (2006). Productivity Growth and Convergence in the European Union. *Journal of Productivity Analysis* 25: 111-141.
doi: 10.1007/s11123-006-7134-x
- Fernald, J. G. y Wang, J. C. (2016). Why Has the Cyclicalitv of Productivity Changed? What Does it Mean? Working Paper 2016-07, Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco, CA.
doi: 10.1146/annurev-economics-080315-015018
- Fernández de Guevara, J. (2012). Diferencias de Productividad entre las Empresas Españolas en la Expansión y la Crisis. *Cuadernos Económicos de ICE* 84: 77-102.
- Fernández de Guevara, J. (2014). El Riesgo de las Empresas Española en la Crisis. En: *La Empresa Española ante la Crisis del Modelo Productivo: Productividad, Competitividad e Innovación*. Fundación BBVA, Madrid.
- Foerster, A., Hornstein, A., Sarte, P. y Watson, M. (2019). Aggregate Implications of Changing Sectoral Trends. Working Paper 16. Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco, CA.
doi: 10.24148/wp2019-16
- Foerster, A., LaRose, E. y Sarte, P. (2018). Idiosyncartic Sectoral Growth. Balanced Growth. and Sectoral Linkages. Federal Reserve Bank of Richmond. *Economic Quarterly* 104-2: 79-101.
doi: 10.21144/eq1040202
- Fondo Monetario Internacional (2015). Obstacles to Firm Growth in Spain. En: *Spain: Selected Issues*. Country Report 15/233: 26-50. International Monetary Fund, Washington D. C.
- Foro de Empresas Innovadoras (2015). *La Innovación Industrial Clave para la Economía Española. Análisis de Cinco Sectores Maduros*. Foro de Empresas Innovadoras, Madrid.
- Fundación BBVA-IVIE (2019). *Competitividad de la Industria Española: El Tamaño Importa*. Esenciales 34/2019. Fundación BBVA-IVIE, Madrid.
- Gal, P. (2013). Measuring Total Factor Productivity at the Firm Level using OECD-ORBIS. OECD Economics Department Working Paper 1049. Organisation for Economic Cooperation and Development, Paris.
doi: 10.1787/5k46dsb25ls6-en
- Gali, J., y Van Rens, T. (2009). The Vanishing Prociclycality of Labor Productivity. IZA Discussion Paper 5099, Institute for the Study of Labor, Bonn.
doi (version de 2020): 10.1093/ej/ueaa065
- García-Santana, M., Moral-Benito, E., Pijoan-Mas, J. y Ramos, R. (2016). *Growing Like Spain: 1996-2007*. Documento de Trabajo 1609, Banco de España, Madrid.
- Garcia, A. y Westermann, F. (2002). Productivity Convergence in European Manufacturing. *Review of Intentational Economics*, 10(2): 313-323.

- Garicano, L., Lelarge, C. y Van Reenen, J. (2013). Firm Size Distortions and the Productivity Distribution: Evidence from France. IZA, Technical Report 721. Institute for the Study of Labor, Bonn.
- Garicano, L., Lelarge, C. y Van Reenen, J. (2016). Firm Size Distortions and the Productivity Distribution: Evidence from France. *American Economic Review* 106(11): 3439-3479. doi: 10.1257/aer.20130232
- Geppert, K., Gornig, M. y Stephan, A. (2003). Regional Productivity Differences in the European Union – Theoretical Predictions and Empirical Evidence. 43th Congress of the European Regional Science Association. <http://hdl.handle.net/10419/116029>
- Gibrat, R. (1931). *Les Inégalités Economiques; Applications: Aux Inégalités des Richesses, à la Concentration des Entreprises, aux Populations des Villes, aux Statistiques des Families, etc. d'une loi Nouvelle, la loi de l'Effet Proportionnel*. Librairie du Recueil Sirey, Sablons.
- Gil-García, J.R. y Puron-Cid, G. (2014). Using Panel Data Techniques for Social Science Research: an Illustrative Case and Some Guidelines. *Ciencia Ergo-Sum* 21(3): 203-216.
- Giovanni, J., Levchenko, A. y Rancièrè, R. (2011). Power Laws in Firm Size and Openness to Trade: Measurement and Implications. *Journal of International Economics* 85: 42-52. doi: 10.1016/j.jinteco.2011.05.003
- Gómez, S., Contreras, I. y García, M. D. (2008). *Las Reformas Laborales en España y su Impacto Real en el Mercado de Trabajo en el Periodo 1985-2008*. Cátedra SEAT de Relaciones Laborales – IESE Business School, Universidad de Navarra, Pamplona.
- González-Díez, V. y Moral-Benito, E. (2019). The Process of Structural Change in the Spanish Economy from a Historical Standpoint. Documento Ocasional 1907, Banco de España, Madrid.
- Gordon, R. J. (2011). The Evolution of Okun's Law and of Cyclical Productivity Fluctuations in the United States and in the EU-15. Workshop, Labor Market Institutions and the Macroeconomy, Nuremberg.
- Gourio, F. y Roys, N. (2014). Size-dependent Regulations, Firm Size Distribution, and Reallocation. *Quantitative Economics* 5: 377-416. doi: 10.3982/QE338
- Grandmont, J. (2016). Endogenous Procyclicality of Labor Productivity, Employment, Real Wages and Effort in Conditionally Heteroskedastic Sunspots Unemployment Business Cycles with Negishi-Solow Efficiency Wages. Working Paper 2016/10, Department of Economics, University of Venice "Ca' Foscari", Venecia.
- Grjebine, T., Héricourt, J. y Tripièr, F. (2019). Sectoral Reallocations, Real State Shocks and Productivity Divergence in Europe: a Tale of Three Countries. EconPol Policy Report 15. EconPol Europe, Munich.
- Gugler, K. y Pfaffermayr, M. (2004). Convergence in Structure and Productivity in European Manufacturing? *German Economic Review* 5(1): 61-79. doi: 10.1111/j.1465-6485.2004.00094.x

- Guillamon, C., Moral-Benito, E. y Puente, S. (2017). High Growth Firms in Employment and Productivity: Dynamic Interactions and the Role of Financial Constraints. Documento de Trabajo 1718, Banco de España, Madrid.
- Guner, N., Ventura, G. y Xi, Y. (2008). Macroeconomic Implications of Size-dependent Policies. *Review of Economic Dynamics* 11: 721-744.
doi: 10.1016/j.red.2008.01.005
- Hamermesh, D. (1986). The Demand for Labor in Long Run. En: in O. Ashenfelter y R. Layard (eds.) *Handbook of Labor Economics* (pp. 429-471)., North Holland, Amsterdam
- Hodrick, R. J. y Prescott, E. C. (1997). *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*. Wiley, Ohio State University Press, Columbus, OH.
<http://www.jstor.org/stable/2953682>
- Hospido L. y Moreno-Galbis, E. (2015). The Spanish Productivity Puzzle in the Great Recession. Documentos de Trabajo 1501, Banco de España, Madrid.
- Huerta, E. y García, M.C. (2014). La Capacidad de Dirección en las Empresas Españolas y el Debate sobre la Productividad. En: *La Empresa Española ante la Crisis del Modelo Productivo: Productividad, Competitividad e Innovación*. Fundación BBVA, Madrid.
- Huerta, E. y Salas, V. (2014). Tamaño de las Empresas y Productividad de la Economía Española. *Mediterráneo Económico* 25: 167-191.
- Huerta, E. y Salas, V. (2017). Tamaño y Productividad de la Empresa Española. El Recurso Olvidado de la Calidad de la Dirección. Policy Brief 12, EuropeG, Barcelona.
- Hultgren, T. (1960). Changes in Labor Costs during Cycles of Production and Business. New York: National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
<https://EconPapers.repec.org/RePEc:nbr:nberbk:hult60-1>
- Inada, K. (1963). On a Two-Sector Model of Economic Growth: Comments and a Generalization. *The Review of Economic Studies* 30(2): 119–127.
- Isaksson, A. (2007). Determinants of Total Factor Productivity: A Literature Review. Research and Statistic Branch. Staff Working Paper 02/2007. United Nations Industrial Development Organization, Viena.
- Ivanova, O. y Chatzouz, M. (2019). Sectoral Productivity Growth and Innovation Policies. MPRA Paper 93488. University Library of Munich, Munich.
<https://mpra.ub.uni-muenchen.de/93488/>
- Jalón, B. y Herce, J. (2020). Countercyclical Labor Productivity: The Case of Spain. *Cuadernos de Economía* 43: 105-118.
doi: 10.32826/cude.v42i122.194
- Jimeno, J. F. (2016). *Crecimiento y Empleo*. RBA Libros. Barcelona.
- Kaldor, N. (1957). A Model of Economic Growth. *The Economic Journal* 67(268): 591-624.
doi: 10.2307/2227704
- Kaldor, N. (1961). Capital Accumulation and Economic Growth. En: Lutz, F.A, y Hague, H.C., *The Theory of Capital* (pp. 177-222). MacMillan, Londres.

- Kang, H., Jiang, Z., Cheong, C. y Yoon, S. (2011). Changes of Firm Size Distribution: The Case of Korea. *Physica* 390(2): 319-327.
doi: 10.1016/j.physa.2010.10.007
- Kim, Y. y Loayza, N. (2019). Productivity Growth: Patterns and Determinants across the World. Policy Research Working Paper 8852. World Bank, Washington D. C.
- Kleven, H. y Waseem, M. (2013). Using Notches to Uncover Optimization Frictions and Structural Elasticities: Theory and Evidence from Pakistan. *Quarterly Journal of Economics* 128: 669-723.
doi: 10.1093/qje/qjt004
- Kochanowski, P. Bartholomew, W. y Joray, P. (1989). The Shift-Share Methodology Deficiencies and Proposed Remedies. *Regional Science Perspectives* 19(1): 65-88.
doi: 10.2307/1924118
- Krugman, P. R. (1994). *The Age of Diminished Expectations: U.S. Economic Policy in the 1990s*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Kuh, E. (1965). Cyclical and Secular Labor Productivity in United States Manufacturing. *Review of Economic and Statistics* 47(1): 1-12.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics* 54: 159-178.
doi: 10.1016/0304-4076(92)90104-Y
- Lahera, J. (2017). La Reforma Descentralizadora de la Negociación Colectiva en la Empresa. *Documentación Laboral* 109: 129-142.
- Le Gallo, J. y Dall'erba, S. (2008). Spatial and Sectoral Procutivity Convergence between European Regions, 1975-2000. *Papers in Regional Science* 87(4): 505-525.
doi: 10.1111/j.1435-5957.2007.00159.x
- Le Gallo, J. y Kamarianakis, Y. (2011). The Evolution of Regional Productivity Disparities in the European Union from 1975 to 2002: A Combination of Shift-Share and Spatial Econometrics. *Regional Studies* 45(1): 123-139.
doi: 10.1080/00343400903234662
- Levinsohn, J. y Petrin, A. (2003). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *Review of Economic Studies* 70: 317-341.
<http://www.nber.org/papers/w7819>
- Lichter, A., Peichl, A. y Siegloch, S. (2015). Labor Demand Elasticities in Europe: A Meta-Analysis. *European Economic Review* 80: 94-119.
- Lucas, R. (1978). On the Size Distribution of Business Firms. *Bell Journal of Economics* 9(2): 508-523.
<https://www.jstor.org/stable/3003596>
- Manne, H.G. (1965). Mergers and the Market for Corporate Control. *Journal of Political Economy* 73(2): 110-120.
doi: 10.1086/259000

- Maravall, A. y del Río, A. (2007). Temporal Aggregation, Systematic Sampling, and the Hodrick-Prescott Filter. Documento de Trabajo 0728, Banco de España, Madrid.
- Marcet, A. y Ravn, M. O. (2003). The HP-filter in Cross-country Comparisons. Working Paper 32, Barcelona Graduate School of Economics, Barcelona.
- Maroto-Sánchez, A. y Cuadrado-Roura, J.R. (2012). Efectos de los Movimientos Cíclicos en la Productividad Española. Análisis Agregado y por Sectores. Cuadernos Económicos de ICE 84: 33-56.
doi: 10.32796/cice.2012.84.6043
- Maroto-Sánchez, A. y Cuadrado-Roura, J.R. (2013a). Recent Cyclical Movements in the Spanish Productivity: An Aggregate and Sectoral Analysis. Documento de Trabajo 6, Instituto Universitario de Análisis Económico y Social, Universidad de Alcalá de Henares, Alcalá de Henares.
- Maroto-Sánchez, A. y Cuadrado-Roura, J.R. (2013b). The Key Role of the Productive Structure in the Countercyclical Productivity in Spain. *Economic and Business Letters* 2(3): 86-93.
- Márquez, M.A., Ramajo, J. & Hewings, G.J.D. (2009). Incorporating Sector Structure into Shift-Share Analysis. *Growth and Change* 40(4): 594-618.
Doi: 10.1111/j.1468-2257.2009.00502.x
- Martino, R. (2015). Convergence and Growth. Labor Productivity Dynamics in the European Union. *Journal of Macroeconomics* 46: 186-200.
doi: 10.1016/j.jmacro.2015.09.005
- Maudos, J., Pastor, J.M. y Serrano, L. (2008). Explaining the US-EU Productivity Growth Gap: Structural Change vs. Intra-sectoral Effect. *Economics Letters* 100(2): 311-313.
doi: 10.1016/j.econlet.2008.02.017
- Mayor, M., López, A. y Pérez, R. (2007). Forecasting Regional Employment with Shift-Share and ARIMA Modeling. *Regional Studies* 41(4): 543-551.
doi: 10.1080/00343400601120205
- Mitchell W.C. (1913). *Business Cycles*. Berkeley: University of California Press, Berkeley, CA.
- Mollisi, V. y Rovigatti, G. (2017). Theory and Practice of TFP Estimation: the Control Function Approach Using Stata. CEIS Tor Vergata Research Papers 399-15. Università di Roma, Roma.
doi: 10.2139/ssrn.2916753
- Moral-Benito, E. (2018). Growing by Learning: Firm-level Evidence on Size-productivity Nexus. *SERIEs* 9: 65-90.
doi: 10.1007/s13209-018-0176-2
- Nickell, S. J. (1997). Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America. *Journal of Economic Perspectives* 11(3): 55-74.
doi: 10.1257/jep.11.3.55
- Nickell, S.J. y Andrews, M. (1983). Unions, Real Wages and Employment in Britain 1951-79. *Oxford Economic Papers* 35: 183-206.
<https://www.jstor.org/stable/2662950>

- Oi, W. Y. (1962). Labor as a Quasi-Fixed Factor. *Journal of Political Economy* 70(6): 538-555.
<http://www.jstor.org/stable/1828778>
- Okun, Arthur M. (1962). Potential GNP: Its Measurement and Significance. En: *Business and Economic Statistics Section* (pp. 89-104), American Statistical Association. Washington, D. C.
- O'leary, E. y Webber, D.J. (2015). The Role of Structural Change in European Regional Productivity Growth. *Regional Studies* 49(9): 1548-1560.
doi: 10.1080/00343404.2013.839868
- Olley, G.S., Pakes, A. (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica* 64(6): 1263-1297.
doi: 10.2307/2171831
- Organization for Economic Co-operation and Development (2001). *Measuring productivity: OECD manual*. Organization for Economic Co-operation and Development, Paris.
- Paci, R. y Pigliaru, F. (1997). European Regional Growth: do sectors matter? Working Paper 199703, Centre for North South Economic Research, University of Cagliari and Sassari, Sardinia.
- Padilla-Pérez, R. y Villareal, F. (2017). Structural Change and Productivity Growth in Mexico, 1990-2014. *Structural Change and Economic Dynamics* 41: 53-63.
doi: 10.1016/j.strueco.2017.02.002
- Pascoal, R., Augusto, M. y Monteiro, A. (2016). Size Distribution of Portuguese Firms between 2006 and 2012. *Physica A* 458: 342-355.
doi: 10.1016/j.physa.2016.04.010
- Patterson, M. (1991). A Note on the Formulation of a Full-analogue Regression Model of the Shift-share Method. *Journal of Regional Science* 31(2): 211-216.
doi: 10.1111/j.1467-9787.1991.tb00143.x
- Pérez, F. y Serrano, L. (2013). Capital Humano y Formación de Directivos: Situación Española y Estrategias de Mejora. *Economía Industrial* 387: 87-107.
- Phillips, P.C. y Hansen, B. E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economics Studies* 57(1): 99-125.
doi: 10.2307/2297545
- Phillips, P.C. y Ouliaris, S. (1988). Testing for Cointegration using Principal Components Methods. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(2): 205-230.
doi: 10.1016/0165-1889(88)90040-1
- Pissarides, C. A. (1985). Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies and Real Wages. *American Economic Review* 75(4): 676-690.
<http://www.jstor.org/stable/1821347>
- Pissarides, C. A. (2011). Equilibrium in the Labour Market with Search Frictions. *American Economic Review* 101: 1092-1105.
doi: 10.1257/aer.101.4.1092

- Rachedi, O. (2020). Structural Transformation in the Spanish Economy. Documento Ocasional 2003, Banco de España, Madrid.
- Ramsden, J. y Kiss-Haypál, G. (2000). Company Size Distribution in Different Countries. *Physica A* 277: 220-227.
doi: 10.1016/S0378-4371(99)00572-5
- Rodríguez, V. (1997). Especialización, Concentración Sectorial y Crecimiento en las Tres Españas Económicas en el Periodo 1962-1993. *Revista Asturiana de Economía* 10: 171-195.
- Rojo, L.A. (2002). La Economía Española en la Democracia (1976-2000). *Historia Económica de España, Siglos X-XX. Crítica*. Barcelona.
- Rosenfeld, F. (1959). Comentaire à l'Exposé de M. Dunn. *Economic Appliquée* 4: 531-534.
- Rujiwattanapong, W. S. (2015). Unemployment Insurance and Labour Productivity over the Business Cycle. Paper presented at the European Winter Meeting of the Econometric Society, University of Edinburgh, Edinburgh.
- Sala-i-Martin, X. (1996a). Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. *European Economic Review* 40(6): 1325-1352.
doi: 10.1016/0014-2921(95)00029-1
- Sala-i-Martin, X. (1996b). The Classical Approach to Convergence Analysis. *Economic Journal* 106(437): 1019-1036.
doi: 10.2307/2235375
- Sala-i-Martin, X. (2000). *Apuntes de Crecimiento Económico*. Antoni Bosch Editor, Barcelona.
- Sebastian, C. y Serrano G.R. (2011). El Entorno de la Actividad Empresarial en España: Un Análisis Comparado con la OCDE. *Papeles de Economía Española* 132: 2-18.
- Segarra, A. y Teruel, M. (2012). An Appraisal of Firm Size Distribution: Does Sample Size Matter? *Journal of Economic Behaviour and Organization* 82: 314-328.
doi: 10.1016/j.jebo.2012.02.012
- Segura-Rodríguez, C. y Vásquez-Carvajal, J. P. (2011). Estimación del Parámetro de Suavizamiento del Filtro Hodrick y Prescott para Costa Rica. Documento de Trabajo 006-2011, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, San José.
- Siebert, H. (1997). Labor Market Rigidities: At the Root of Unemployment in Europe. *Journal of Economic Perspectives* 11(3): 37-54.
doi: 10.1257/jep.11.3.37
- Simon, H. y Bonini, C. (1958). The Size Distribution of Business Firms. *American Economic Review* 48(4): 607-617.
<https://www.jstor.org/stable/1808270>
- Solow, R.M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 70(1): 65-94.
doi: 10.2307/1884513

Solow, R.M. (1964). Capital, Labor, and Income in Manufacturing. En: *The Behavior of Income Shares: Selected Theoretical and Empirical Issues* (pp. 101-142). Princeton University Press, Princeton, NJ.

Sorbe, S., Gal, P. y Millot, V. (2018). Can Productivity Still Grow in Service-based Economies? Literature Overview and Preliminary Evidence from OECD Countries. OECD Economic Department Working Paper 1531. Organization for Economic Co-operation and Development, Paris.
doi: 10.1787/4458ec7b-en

Swan, T.W. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record* 32: 334-361.
doi: 10.1111/j.1475-4932.1956.tb00434.x

Syverson, C. (2011). What Determines Productivity? *Journal of Economic Literature* 49(2): 326-365.
doi: 10.1257/jel.49.2.326

Villalba, N. (2009). Dinámica del Tamaño Empresarial en España y en la Unión Europea: Regularidades Empíricas. *Economía Industrial* 374: 163-178.

Villaverde, J. y Maza, A. (2008). Productivity Convergence in the European Regions, 1980-2003: A Sectoral and Spatial Approach. *Applied Economics* 40: 1299-1313.
doi: 10.1080/00036840600771361

Viner J. (1932). Cost Curves and Supply Curves. *Zeitschrift für Nationalökonomie* 3(2): 23-46.
doi: 10.1007/BF01316299

Wooldridge, J. (2009). On Estimating Firm-level Production Functions Using Proxy Variables to Control for Unobservables. *Economics Letters* 104: 112-114.
doi: 10.1016/j.econlet.2009.04.026

Yang, C., Yang, C., Chiu, C. y Lin, H. (2018). Resource Allocation, Structural Change, and the Dynamics of Manufacturing Productivity in Indonesia. *The Developing Economies* 56(4): 297-327.