



**UNIVERSIDAD
COMPLUTENSE
MADRID**

**FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y
EMPRESARIALES**

**GRADO EN ECONOMÍA
TRABAJO DE FIN DE GRADO**

**Concentración y Productividad en la Industria Textil:
Comparativa España vs Italia**

AUTOR: Jorge Batanero Rodríguez

TUTOR: Elena Huergo Orejas

CURSO ACADÉMICO: 2018-2019

CONVOCATORIA: Junio

Resumen.

En el trabajo se realiza una caracterización de la industria textil española e italiana durante el período (2009-2017). El objetivo es analizar el papel de la concentración de mercado y la productividad de las empresas en la determinación de sus márgenes de beneficio. Para ello, se realiza un estudio en profundidad de la concentración del sector por subsectores de actividad y de la productividad de las empresas en esta industria. Por un lado, se calculan diferentes medidas de concentración del mercado. Por otro, se estiman funciones de producción de diversas maneras. Estas estimaciones se utilizarán para calcular diferentes medidas de productividad total de los factores (PTF). Finalmente, se realiza una estimación de los determinantes de los márgenes de beneficio de las empresas, donde se utilizan como variables explicativas las diferentes medidas de concentración construidas y el valor añadido por trabajador, como indicador de la productividad de la empresa. Como novedad de este trabajo, en la anterior regresión se utilizan las diferentes PTF estimadas, como medidas alternativas de productividad.

Índice

1.Introducción.

2.Revisión de la literatura.

3.Obtención y tratamiento de datos.

4.Análisis descriptivo del mercado.

4.1.Distribución de las empresas por tamaño.

4.2.Análisis de la concentración del sector.

4.3 Márgenes de beneficio.

5.Metodología.

5.1.Estimación de funciones de producción y cálculo de la PTF.

5.2.Poder de mercado o eficiencia.

6.Resultados.

6.1.Estimación de funciones de producción y PTF.

6.1.1. Cálculo PTF contable.

6.1.2.Cálculo de la PTF a partir de la estimación de la función de producción

6.2.Determinantes del margen de beneficios.

7.Conclusiones.

8.Bibliografía.

9.Anexos.

1. Introducción.

En el trabajo se realiza para España e Italia un estudio en profundidad de la concentración del sector textil por subsectores de actividad y de la productividad de las empresas en esta industria, en el período (2009-2017), con el objetivo de contrastar las hipótesis de poder de mercado y de eficiencia. En primer lugar se realiza un análisis descriptivo de la industria en ambos países, es decir, se analiza la distribución de las empresas por tamaño y el grado de concentración del sector, a través del cálculo de diferentes medidas de concentración. En segundo lugar, para el estudio de la productividad se estiman diferentes funciones de producción, se utilizarán los coeficientes obtenidos de dichas estimaciones, para calcular diferentes medidas de productividad total de los factores (PTF). Finalmente, se realizan diferentes regresiones con las que explicar los márgenes de beneficio de las empresas, con diferentes medidas de productividad como el valor añadido por trabajador y las diferentes PTF calculadas para contrastar la hipótesis de eficiencia. También se utilizan en dichas regresiones algunas de las medidas de concentración calculadas, con las que poder contrastar la hipótesis de poder de mercado.

Se compara la industria textil en España e Italia, ya que son dos países con un tejido empresarial bastante similar a nivel agregado en cuanto a la distribución de las empresas por tamaño y puede resultar interesante comparar la productividad de países con una serie de características similares. Además tanto España como Italia tienen un papel muy importante en el comercio mundial de productos de la industria textil. De hecho España es el quinto país más exportador de Europa y el sexto que más importa, Italia es el cuarto país más exportador y el segundo más importador.

La hipótesis de eficiencia no se rechaza para ninguno de los dos países, siendo las empresas italianas más productivas que las españolas. Para la hipótesis de poder de mercado se encuentran resultados diferentes en función de las variables de eficiencia que se utilicen en la regresión de los márgenes de beneficio, por lo tanto es difícil rechazar con seguridad la hipótesis, estando la industria española ligeramente más concentrada que la italiana.

2. Revisión de la literatura.

Siguiendo a **Bain (1951, 1956)**, la escuela tradicional de la Economía Industrial (Estructura → Comportamiento → Resultados), ha interpretado la correlación positiva normalmente observada entre los indicadores del grado de concentración de los mercados y los márgenes de beneficio de las empresas, en dichos mercados como el ejercicio del poder de mercado por parte de las grandes empresas del sector o de los oligopolios.

Bain (1947-1951) realizó un estudio en el que comparaba el índice de concentración

CR_4 de las diferentes industrias con sus márgenes de beneficio, y observó que había una importante correlación entre ambas variables. **Bain (1956)** identifica las barreras de entrada al sector como un determinante del número de empresas en el mercado y, en consecuencia, de la competitividad, grado de concentración del mercado, y de los márgenes de beneficio de las industrias. Por lo tanto, habla de una serie de factores exógenos que son explicativos de los márgenes de beneficios.

Esta interpretación tradicional de la Economía Industrial ha sido desafiada en numerosas ocasiones, en concreto, achacando estos márgenes de beneficio superiores de las grandes empresas a una mayor eficiencia. Así, según **Demsetz (1974, pp. 178-79)**, *“Larger firms in concentrated industries have lower cost because there are scale economies in these industries or because of some inherent superiority of the larger firms in these industries. Nonetheless they succeed in colluding so that their profit rates are relatively high. The prices they set in this collusion are not so high as to yield high profits for the less efficient more moderately sized firms. Hence we observe a stronger positive correlation between profit rates and market concentration for the largest firms than other firms.”*

Estas dos explicaciones se conocen en la literatura como las hipótesis de poder de mercado o eficiencia. Según la **hipótesis de poder de mercado**, a más concentrado este el mercado más probables serán las colusiones. Esto llevará a mayores precios y a mayores beneficios. Los beneficios observados serían rentas del poder de mercado, entendiendo poder de mercado como la capacidad que tienen las empresas para distanciar el precio del bien del coste marginal de producirlo.

Por el contrario, la **hipótesis de eficiencia** plantea que la mayor concentración se debe a la mayor productividad de las grandes empresas, de manera que los mayores beneficios observados en los mercados más concentrados son rentas derivadas de una mayor eficiencia y no del uso del poder de mercado.

Esta discusión también se refiere a cómo la colusión entre grandes empresas afectaría a los márgenes de beneficio de las pequeñas empresas. **Bain (1956, p. 191)**, argumenta que la concentración de mercado y las barreras a la entrada que sostienen las colusiones no benefician a las pequeñas empresas, *“In regard to the appearance of the predicted association of the condition of entry to profit rates, it would be expected to be evident most definitely for the largest or dominant established firms in an industry... The profit rates of small firms, with inefficiently small plants or firms scales or with smaller product differentiation advantages over entrants, might be expected to show less certain or distinct... ”*

Sin embargo, para **Demsetz (1973, p. 5)**, *“A successful collusion is very likely to benefit the smaller firms, and this suggests that there should be a positive correlation between the rate of return earned by small firms and the degree to which the industry is concentrated”*. Con lo visto hasta ahora, una hipótesis razonable, sería pensar que los márgenes sectoriales se incrementan con la cuota de mercado de las cuatro empresas más grandes y

disminuyen con la cuota del resto de empresas.

A modo de resumen, la idea que plantea Bain, es que hay una serie de factores que vienen dados como las barreras de entrada o la concentración del mercado, que no tiene que ver con la forma de actuar de las empresas y permiten a estas empresas ejercer poder de mercado obteniendo unos beneficios por encima de los competitivos. Por otro lado Demsetz, sin romper con la posibilidad de la existencia de rentas derivadas del poder de mercado. Plantea, que es la forma de actuar de las empresas más eficientes lo que les lleva a tener una cuota de mercado superior, por lo tanto a la concentración del mercado y beneficios por encima de los competitivos, pero siendo estas rentas derivadas de la eficiencia y no del ejercicio del poder de mercado. En esta línea **Martin (1988)**, *“A finding that concentration benefits primarily the profitability of larger firms would confirm these versions of the collusion-profitability hypothesis. It would also confirm the efficiency-profitability hypothesis, which suggest that large firms are more profitable in concentrated industries because industries become concentrated when it is efficient to organize production in large units. P.331”*.

Martin (1988) trató de contrastar ambas hipótesis. Los resultados mostraron apoyo para ambas teorías, las cuales deberían de ser consideradas complementarias más que alternativas. En concreto **Martin (1988)**, realiza una regresión con datos de corte transversal, en la que explica los márgenes de beneficio de las empresas, a través diferentes medidas de concentración, una medida de eficiencia y variables de demanda. Y realiza esta regresión para distintos grupos de empresas: las cuatro empresas más grandes por un lado, de la quinta a la octava por otro y luego del resto para tratar de observar diferentes impactos en los diferentes grupos de empresas. Martin concluye que *“The results presented here suggest that competition from smaller firms limits the ability of the larger firms to exercise market power. P. 335”*.

El propósito del trabajo es estimar también una ecuación de márgenes pero que, a diferencia de los trabajos iniciales en Economía Industrial, que utilizaban datos agregados de industrias, en este caso se emplearán datos de empresas para una única industria, el sector textil, y que lo que se tendrá en cuenta es el grado de concentración en los subsectores de este sector.

3. Obtención y tratamiento de datos.

La base de datos utilizada para la realización de todos los apartados del trabajo, ha sido ORBIS. Es desarrollada por Bureau Van Dijk. Estandariza y distribuye una de las bases de datos más extensa del mundo sobre empresas, con información de alrededor de 220 millones de empresas. Además, cuenta con acuerdos con más de 160 proveedores de información independientes.

En este trabajo se analiza específicamente el sector textil, comparando la situación entre España e Italia. Atendiendo a la clasificación industrial NACE Rev.2, el sector textil (13) estaría compuesto por los siguientes subsectores: preparación e hilado de fibras textiles (131), fabricación de tejidos textiles (132), acabado de textiles (133) y fabricación de otros productos textiles (139). En el análisis posterior, nos referiremos a estos subsectores por sus números.

Para el estudio de la distribución de las empresas del sector por su tamaño y el cálculo de los diferentes criterios de concentración, se han utilizado datos de 2070 empresas españolas a lo largo del periodo 2009-2017, con una media anual de 1623 empresas disponibles con los datos requeridos. En el caso de Italia se han utilizado datos de 2888 empresas, con una media anual de 2501 empresas.

Para la estimación de la ecuación de los márgenes de beneficio, se ha dispuesto de 2184 empresas españolas y 1960 empresas italianas con disponibilidad en los datos de las variables relevantes. El valor añadido ha sido debidamente deflactado con índices de precios industriales de tres dígitos (propios de cada subsector) con base en 2015, publicados por los institutos nacionales de estadística de cada país (INE en España e ISTAT en Italia).

Para el cálculo de la productividad total de los factores, se han utilizado datos de 2080 empresas españolas y 3005 empresas Italianas. Debido a la poca fiabilidad de los índices de precios de los productos intermedios, se ha creado una medida propia de valor añadido: $va_{it} = y_{it} - cm_{it}$ siendo y_{it} y cm_{it} el ingresos y coste de materias primas de la empresa i en el momento t . Esta medida de valor añadido se ha utilizado tanto para la obtención de la PTF de forma contable, como para su cálculo a partir de las diferentes formas en las que se ha estimado la función de producción.

4. Análisis descriptivo del mercado.

4.1. Distribución de las empresas por tamaño.

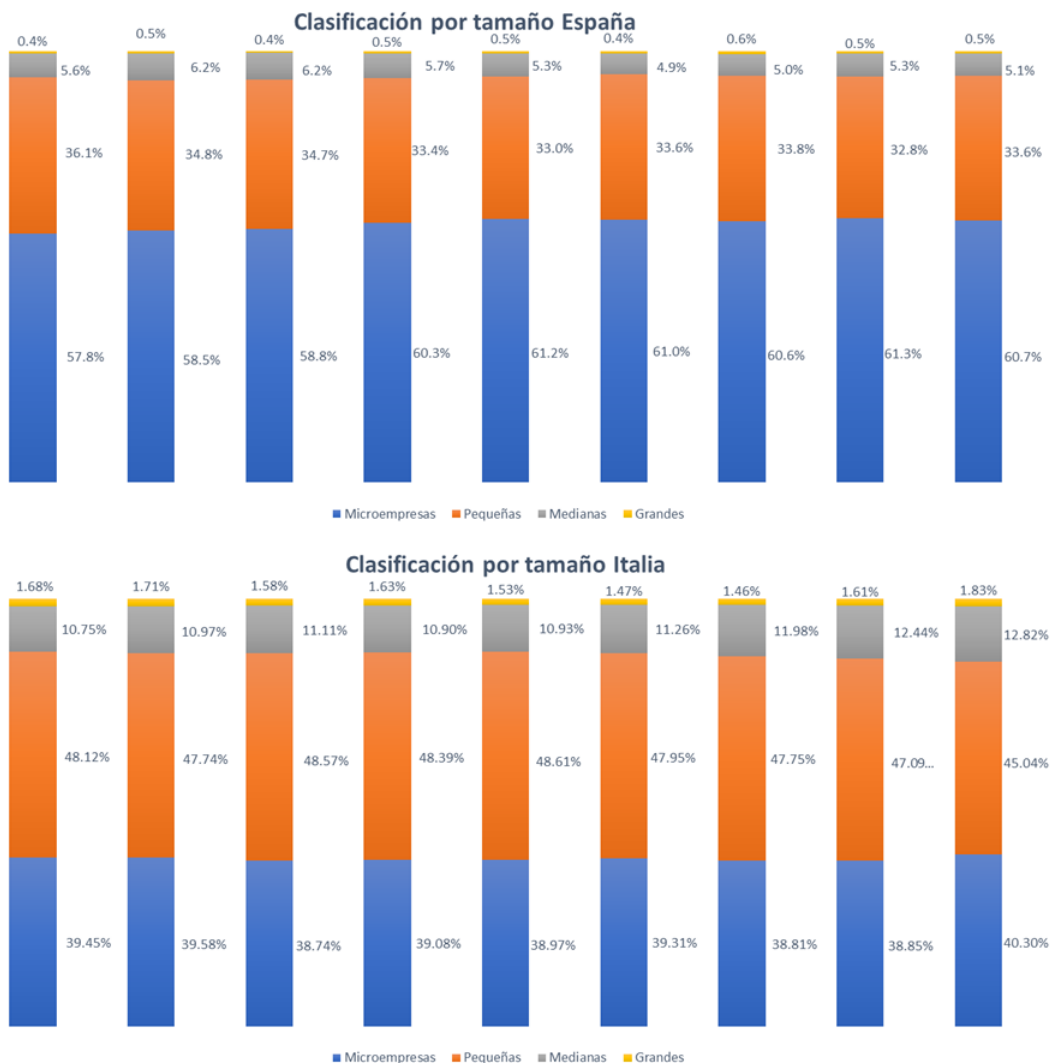
En esta sección se realiza un análisis de la distribución de las empresas del sector textil por su tamaño en España e Italia con la intención de realizar una comparación entre ambos países. También se estudia la distribución del empleo y del valor añadido según el tamaño de las empresas.

Para definir el tamaño de la empresa, la Comisión Europea (EU recommendation 2003/301) considera tanto el número de empleados como el volumen de negocio. En este trabajo, por simplicidad, se utiliza únicamente el criterio del número de empleados. Por tanto, se considera microempresas si $1 \leq N \leq 9$, pequeñas $10 \leq N \leq 49$, medianas si $50 \leq N \leq 249$ y grandes si $N > 249$ donde N es el número de empleados. Esta será la

definición que se utilizará en los siguientes gráficos.

Es interesante realizar este tipo de análisis, ya que, el tamaño de las empresas es un factor muy relevante a la hora de determinar su productividad. Es razonable pensar que las grandes empresas van a ser en media más productivas que las pequeñas. Esto es porque las empresas grandes suelen tener una mayor probabilidad de exportar, lo que genera economías de escala al ampliar los mercados, son más intensivas en capital humano, físico y tecnológico, invierten más en I+D, tienen mayor facilidad para acceder al mercado de crédito y por todo esto presentan una mayor tasa de supervivencia.

Figura 1: Distribución del número de empresas



Nota: Elaboración propia a partir de Orbis

La figura 1 muestra la evolución de la distribución por tamaño de las empresas del

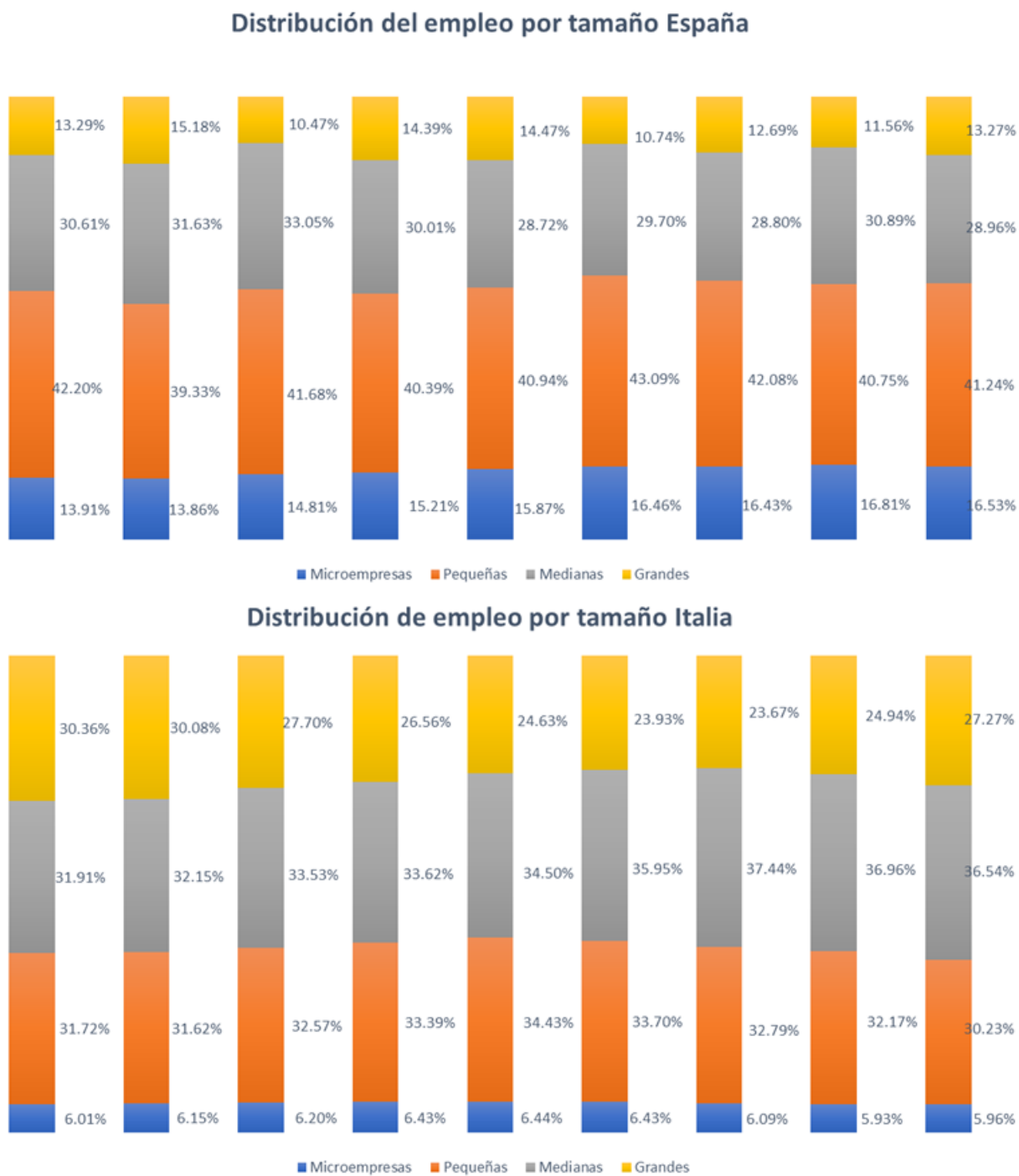
sector textil en España e Italia durante el período 2009-2017. Para el caso de España, se obtienen resultados similares a los obtenidos por **Huergo y Fariñas (2015)**, donde las microempresas representaban el 76,9% en el sector industrial en 2013. En la muestra, la media de la participación de las microempresas respecto del total a lo largo del periodo de tiempo estudiado es de un 60,0%. Es razonable que en este gráfico se infravalore un poco dicha participación debido a que los datos que se utilizan para todo el trabajo son de la base de datos ORBIS, y no del Directorio Central de Empresas (DIRCE) y el obtener buena información de las más pequeñas empresas resulta más costoso.

A pesar de que la distribución de las empresas por tamaño entre España e Italia es bastante similar a nivel agregado, en la figura 1 se observa como en el sector textil hay algunas diferencias. En la muestra, la participación media de microempresas en Italia es del 39,23% y las grandes empresas muestran una participación mayor respecto a España donde apenas suponen el 0,4%. Por los motivos antes comentados sobre las diferencias de productividad por tamaño, una mayor participación de empresas grandes, podría resultar positivo para la productividad de la industria.

Las figuras 2 y 3 representan la participación del empleo y del valor añadido según el tamaño de las empresas. Las grandes empresas italianas tienen una participación mucho mayor tanto en el número de empleados como en su aportación al valor añadido del sector. En los sectores manufactureros es fácil encontrar rendimientos crecientes a escala, asociados a una mayor intensidad de capital, las grandes empresas suelen ser más intensivas en capital, por lo tanto una gran participación en el valor añadido de estas es una buena señal para la productividad del sector.

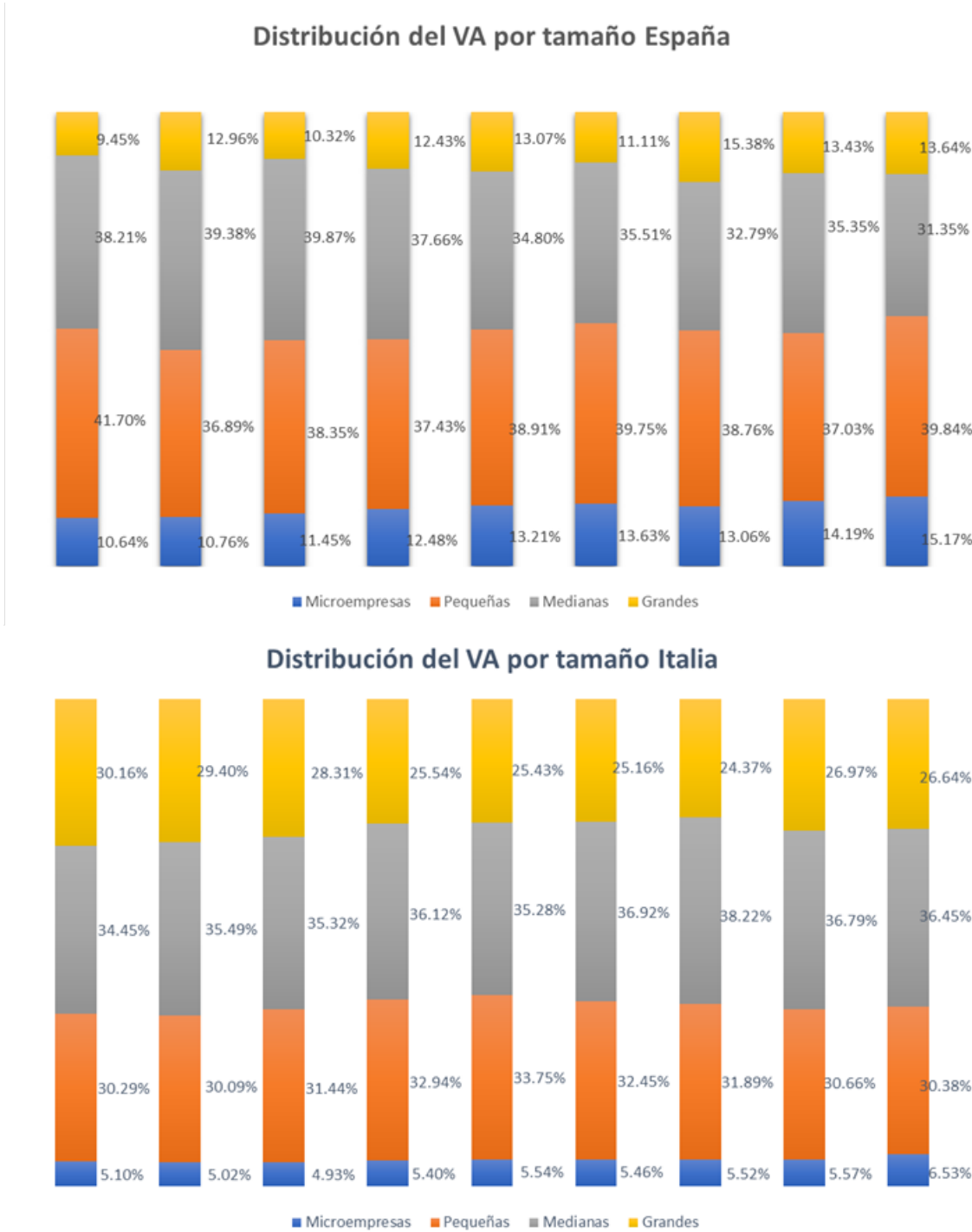
Con respecto a la base de datos utilizada por la Comisión Europea (2014a) a la hora de realizar el *Annual Report on European SMEs*, el tamaño medio de las empresas en España es de 4,6 trabajadores y en Italia de 5,8. Con la muestra de empresas utilizada, para el sector textil se obtiene una media de 18,2 trabajadores por empresa en España en 2017, mientras que en Italia es de 31,6. Por otro lado el valor añadido por trabajador en 2017 en el sector textil español es de 52,4\$. En Italia también es mayor, con 72,2\$. Por tanto, no sólo el tamaño medio de las empresas textiles italianas es mayor, sino que sus trabajadores son más productivos en media, siendo el valor añadido por trabajador una medida clásica de eficiencia.

Figura 2: Distribución del empleo por tamaño



Nota: Elaboración propia a partir de Orbis

Figura 3: Distribución del valor añadido por tamaño



Nota: Elaboración propia a partir de Orbis

4.2. Análisis de la concentración del sector.

En este apartado se estudian los indicadores clásicos de concentración de un sector. En particular, se calculan los índices CR_1 , CR_4 y CR_8 y el índice de Hirschman-Herfindahl, para los diferentes subsectores del sector textil, tanto en España como en Italia durante el período 2009-2017.

Se definen a continuación las diferentes medidas de concentración calculadas:

-Los índices CR, se calculan como el sumatorio de las cuotas de mercado de las r empresas con mayor cuota. Es decir:

$$CR(r) = \sum_{i=1}^r s_{it}$$

Donde $s_{it} = \frac{y_{it}}{\sum_{i=1}^n y_{it}}$ es la cuota de mercado de la empresa i en el momento t . Esta familia de índices tienen la ventaja de que son sencillos de calcular y además están definidos entre 0 y 100 (si las cuotas de mercado se expresan en porcentajes), pero ignora toda la información de las $(n - r)$ empresas excluidas.

-El índice de Herfindahl-Hirschman (IHH) se calcula como: el sumatorio de los cuadrados de las cuotas de mercado de las n empresas del mercado. Es decir:

$$IHH = \sum_{i=1}^n s_{it}^2$$

Si las cuotas de mercado se expresan en porcentajes, el IHH está definido entre 0 y 10000. A más concentrado está el sector, más cerca de 10000, lo que sería una situación de monopolio. Además, este índice tiene una propiedad interesante y es que $n = 1/IHH$, es decir, que el inverso del IHH nos daría el número equivalente de empresas simétricas para el cuál tendríamos el mismo nivel de concentración. Esto es porque, $IHH = \frac{1}{n} + n\sigma^2$, donde σ^2 es la varianza del tamaño de las empresas en términos de su cuota de mercado. Esto indica que cambios en el IHH vienen dados por dos motivos, cambios en el número de empresas o cambios en la distribución del tamaño de las empresas. La ventaja de este índice es que tiene en cuenta a todas las empresas y da un mayor peso a las grandes.

La tabla 1 muestra los diferentes índices de concentración calculados por subsectores del sector textil en España e Italia para los años 2009, 2013 y 2017. Se puede observar que ninguno de los subsectores estudiados es un sector muy concentrado en ninguno de los países. Desde luego estamos muy lejos de una situación de monopolio. Si miramos el IHH, presentan valores muy lejanos a 10000. Por ejemplo, si utilizamos la propiedad del número de empresas equivalentes, para el subsector más concentrado en 2013 para España, el sector de fabricación de tejidos textiles (132) obtendríamos aproximadamente 27 empresas

equivalentes, y para el menos concentrado en 2013 en Italia, fabricación de otros productos textiles (139), se obtiene aproximadamente 151 empresas.

Mirando los resultados es difícil encontrar grandes diferencias entre los índices de concentración de España e Italia. No se puede decir que el sector textil en su conjunto está claramente más concentrado en España. Por otro lado, tampoco se observa una clara tendencia a lo largo del tiempo de las medidas de concentración. Es cierto que, salvo el sector preparación e hilado de fibras textiles (131), en ambos países los demás subsectores han tendido a la concentración. Sería razonable pensar que, durante la crisis, la destrucción de empresas ha favorecido a la concentración de los sectores, ya que las grandes empresas presentan mejores tasas de supervivencia.

Cuadro 1: Medidas de concentración en España e Italia

Criterios de concentración	ESPAÑA			ITALIA		
	2017E	2013E	2009E	2017I	2013I	2009I
CR1 13	2.65 %	3.09 %	2.54 %	4.59 %	1.50 %	1.80 %
CR4 13	9.69 %	10.57 %	9.66 %	8.67 %	4.12 %	5.31 %
CR8 13	15.81 %	17.17 %	15.03 %	11.85 %	7.36 %	8.82 %
IHH 1310	61.188	64.470	55.243	46.419	25.376	28.051
CR1 1310	6.52 %	14.09 %	14.98 %	3.71 %	6.21 %	8.06 %
CR4 1310	24.28 %	27.84 %	27.22 %	13.58 %	15.61 %	18.44 %
CR8 1310	37.83 %	39.97 %	38.68 %	23.79 %	26.52 %	29.66 %
IHH 1310	267.43	356.31	362.59	127.32	151.78	178.19
CR1 1320	9.77 %	12.69 %	8.91 %	4.01 %	2.76 %	2.82 %
CR4 1320	27.44 %	31.51 %	25.80 %	11.38 %	9.63 %	10.04 %
CR8 1320	41.77 %	43.64 %	38.32 %	19.58 %	17.07 %	17.14 %
IHH 1320	310.65	372.61	279.38	90.49	77.29	75.33
CR1 1330	6.14 %	3.92 %	3.22 %	16.57 %	7.05 %	13.93 %
CR4 1330	14.56 %	12.18 %	11.55 %	24.56 %	15.74 %	23.48 %
CR8 1330	23.10 %	21.55 %	20.35 %	32.51 %	22.49 %	29.02 %
IHH 1330	150.33	134.30	125.03	335.74	121.41	267.03
CR1 1390	5.29 %	5.05 %	5.18 %	12.41 %	2.72 %	2.98 %
CR4 1390	16.35 %	15.51 %	13.49 %	19.57 %	10.15 %	10.96 %
CR8 1390	25.60 %	23.42 %	21.41 %	26.12 %	16.62 %	18.33 %
IHH 1390	127.14	117.84	98.23	206.68	66.13	74.38

Nota: Elaboración propia a partir de Orbis

4.3. Márgenes de beneficio.

El cuadro 2 muestra los márgenes de beneficio por subsectores de actividad para ambos países en los años 2017, 2013 y 2009. Se puede observar que las empresas italianas tienen mayores márgenes de beneficio en cada año, para cada subsector, a excepción del sector de preparación e hilado de fibras textiles (131) en el año 2017, donde las empresas españolas tienen unos márgenes ligeramente más altos. De forma descriptiva podemos ver, comparando con el cuadro 1, sin que sea algo general, que los márgenes mayores parecen darse en los sectores con mayor IHH, para el caso de Italia, siendo menos claro esto en España. En 2017 en Italia se observa que los subsectores con un $IHH > 200$, son los que mayores márgenes tienen. Por otro lado, vemos que en 2009 donde el IHH era menor en general, se dan menores beneficios con la excepción de nuevo del sector 131 en ambos países, aunque obviamente estos beneficios menores en 2009 tendrían que ver mucho con la crisis. De forma muy descriptiva vemos que en la industria italiana la concentración podría estar determinando los márgenes de beneficio, incluso siendo esta una industria muy competitiva, en España esta relación no se ve en este análisis descriptivo, de manera que con este análisis tan simple podemos intuir en que país se puede estar ejerciendo un mayor poder de mercado.

Cuadro 2: Márgenes de beneficio

	España			Italia		
	2017E	2013E	2009E	2017I	2013I	2009I
Sector 13	2.68 %	-0.43 %	-3.07 %	4.07 %	2.25 %	-1.21 %
Subsector 1310	2.79 %	0.82 %	-3.19 %	2.43 %	1.49 %	-2.31 %
Subsector 1320	1.49 %	-1.61 %	-3.75 %	3.03 %	1.74 %	-2.26 %
Subsector 1330	3.49 %	-0.41 %	-5.06 %	4.15 %	3.16 %	-1.81 %
Subsector 1390	2.84 %	-0.33 %	-2.34 %	5.31 %	2.52 %	0.36 %

Nota: Elaboración propia a partir de Orbis.

5. Metodología.

En esta sección se describe la metodología utilizada en el análisis empírico. En primer lugar, se expone la forma de cálculo de la productividad total de los factores. En segundo lugar se muestra la ecuación a estimar con la que se tratan se contrastar las hipótesis de poder de mercado y eficiencia.

5.1. Estimación de funciones de producción y cálculo de la PTF.

La economía industrial ha avanzado mucho en las últimas décadas. En concreto, el cálculo de funciones de producción ha ganado relevancia, ya que tiene diversas utilidades: analizar la productividad de un sector de la economía, ver cómo son los rendimientos a escala, si sus factores productivos son complementarios o sustitutivos entre sí, fusiones, diversos costes de regulación, el impacto del I+D y el estudio de las curvas de aprendizaje de un sector... A parte de todo esto, la estimación de funciones de producción permite el cálculo de la PTF de la industria, la cual ocupa gran parte de los esfuerzos de este trabajo y de la cual se han desarrollado infinidad de trabajos con diversas finalidades.

La literatura sobre estimaciones de funciones de producción y cálculo de productividad total de los factores, es muy extensa, en parte debido a que mucha de la teoría económica que puede ser contrastable está muy relacionada con la tecnología y el comportamiento optimizador de los agentes económicos. Uno de los trabajos más famosos en este campo es, sin duda, **Solow(1957)**, donde propone una función tipo Cobb-Douglas, en un modelo donde los factores productivos son retribuidos a sus productividades marginales.

A continuación se exponen los diferentes métodos utilizados para el cálculo de las diferentes PTF que se utilizarán en este trabajo para analizar la productividad de la industria. Estas metodologías incluyen, desde el cálculo de la PTF de una manera contable, hasta métodos de estimación más sofisticados con variables instrumentales como el método desarrollado por **Arellano y Bond (1988)**.

5.1.1. Cálculo contable de la PTF

Partimos de suponer para la empresa i una función de producción del estilo Cobb-Douglas, en la cual los exponentes de los factores productivos son las elasticidades del output respecto al factor productivo:

$$VA_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_1} N_{it}^{\beta_2} \quad (1)$$

Los factores productivos empleados son el capital (K) y el trabajo (N), y A_{it} representa la PTF de cada empresa i en el momento t . Además el valor añadido que suponemos viene representado por la siguiente ecuación $VA_{it} = Y_{it} - CM_{it}$ siendo Y_{it} y CM_{it} el ingreso y el coste de materias primas de la empresa i en el momento t . Tomando logaritmos a la ecuación anterior se obtiene:

$$va_{it} = a_{it} + \beta_1 k_{it} + \beta_2 n_{it} \quad (2)$$

donde las variables en minúsculas representan los logaritmos neperianos de las variables agregadas. Para poder calcular la PTF contable o residuo de Solow se deben realizar algunos supuestos sobre la industria. Se debe de suponer que la industria se encuentra en un equilibrio de largo plazo y que los mercados de factores son competitivos de manera que las empresas retribuyen a los factores según sus productividades marginales, por lo tanto β_1 es igual a la participación del capital en el valor añadido y a la elasticidad del valor añadido respecto del capital, esto es, $\beta_1 = s_k = \varepsilon_{va,k}$ y β_2 deberá de ser igual a la participación del factor trabajo en el valor añadido y la elasticidad de este respecto del trabajo $\beta_2 = s_n = \varepsilon_{va,n}$. Donde $s_x = \frac{p_x x_{it}}{p_{va} va_{it}}$, con $x = n, k$.

Tomando primeras diferencias a la ecuación (2) tenemos:

$$va_{it} - va_{it-1} = a_{it} - a_{it-1} + \beta_1(k_{it} - k_{it-1}) + \beta_2(n_{it} - n_{it-1}) \quad (3)$$

Despejando $a_{it} - a_{it-1}$ de la ecuación (3) se obtiene el crecimiento de la productividad o residuo de Solow:

$$a_{it} - a_{it-1} = va_{it} - va_{it-1} - \beta_1(k_{it} - k_{it-1}) - \beta_2(n_{it} - n_{it-1}) \quad (4)$$

El cálculo del crecimiento de la PTF contable requiere definir que variables contables de las empresas aproximan mejor las participaciones de trabajo y capital. Siguiendo a **Gal (2003)**, que explica las diferentes formas de calcular PTF con la base de datos ORBIS, en este trabajo se aproxima la participación del coste de capital en el valor añadido mediante el EBITDA de las empresas ya que es una buena aproximación de los rendimientos del capital. El problema que surge al utilizar el EBITDA es que puede ser negativo, lo que llevaría a participaciones negativas del capital. Dado que también podemos encontrar algún valor añadido negativo, podría generar participaciones positivas para un EBITDA negativo. Para evitar este tipo de inconsistencias se ha decidido, eliminar del cálculo a las empresas que presentan tanto EBITDA como valor añadido negativos. Para calcular la participación contable del trabajo en el valor añadido, se ha utilizado el coste de empleados. Como medida de capital, en las diferentes funciones de producción estimadas se ha usado el inmovilizado

material. Este ha sido deflactado con un índice de precios de bienes de capital con base en 2015. Por último, se realizan las estimaciones de las PTF con el $\ln(x + 1)$.¹

5.1.2. Cálculo de la PTF a partir de la estimación de la función de producción.

A continuación se explican los diferentes métodos utilizados para estimar los coeficientes β_k y β_n de la ecuación (1).

Uno de los principales problemas a la hora de estimar funciones de producción es lidiar con la heterogeneidad no observada por el investigador, pero observada por las empresas.

En este caso, la ecuación a estimar sería:

$$va_{it} = \beta_0 + \beta_1 k_{it} + \beta_2 n_{it} + \mu_{it} + u_{it} \quad (5)$$

donde μ_{it} representa la heterogeneidad no observada por el investigador, pero si por la empresa, que es constante a lo largo del tiempo, y u_{it} es un error aleatorio no observable ni por la empresa ni por el investigador.

Si existe correlación entre los factores productivos y los efectos fijos inobservables por el investigador de cada empresa (shocks de productividad) la estimaciones de la función de producción por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) estarían sesgadas y, en consecuencia, también lo estarían las estimaciones de la productividad (**Marschak y Andrews, 1944**).

Levinsohn y Petrin (2003), explican perfectamente los problemas del sesgo con estimaciones MCO de funciones de producción. En caso de que exista correlación contemporánea entre los inputs y el término de error, aparece un problema de simultaneidad que elimina la insesgadez y consistencia de MCO. Los coeficientes $\hat{\beta}_1^2$ y $\hat{\beta}_2^3$ pueden tener tres fuentes de sesgo. Si sólo el trabajo responde a los shocks de productividad, capital y trabajo no están correlacionados, el coeficiente de trabajo estará sesgado al alza mientras que el de capital será insesgado. Si capital y trabajo están positivamente correlacionados, el coeficiente de capital estará sesgado a la baja. Por último, si trabajo y capital están positivamente correlacionados, y la correlación del trabajo con el shock de productividad es

¹Debido a que los datos que provee ORBIS, se encuentran en miles de dólares y hemos deflactado con un índice de precios de base 100, hay muchas empresas cuyos valores de capital y valor añadido son < 1 , al tomar logaritmos genera valores negativos, también el número de trabajadores en muchas es igual a 1, siendo el $\ln(1) = 0$, dados estos dos problemas se ha decidido estimar usando el $\ln(x + 1)$.

² $\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \frac{\sigma_{\hat{k},k}\sigma_{\hat{l},\varepsilon} - \sigma_{\hat{l},k}\sigma_{\hat{k},\varepsilon}}{\sigma_{\hat{l},l}\sigma_{\hat{k},k} - \sigma_{\hat{l},k}^2}$ donde $\sigma_{a,b}$ representa la covarianza entre a y b.

³ $\hat{\beta}_2 = \beta_2 + \frac{\sigma_{\hat{l},l}\sigma_{\hat{k},\varepsilon} - \sigma_{\hat{l},k}\sigma_{\hat{l},\varepsilon}}{\sigma_{\hat{l},l}\sigma_{\hat{k},k} - \sigma_{\hat{l},k}^2}$ donde $\sigma_{a,b}$ representa la covarianza entre a y b.

mayor a la correlación con el capital, entonces el coeficiente de trabajo estará sobrevalorado y el de capital infravalorado.

Para corregir estos problemas a la hora de estimar funciones de producción han ido apareciendo diferentes métodos de estimación que tratan de eliminar o minimizar estos errores, uno de los más comunes, es la estimación de un modelo MCO por efectos fijos, que será el primero utilizado en este trabajo.

Si para cada empresa i , se promedia la ecuación anterior en el tiempo se obtiene:

$$\overline{va_i} = \beta_0 + \beta_1 \overline{k_i} + \beta_2 \overline{n_i} + \mu_i + \overline{u_i} \quad (6)$$

donde las variables con barra representan las medias temporales. Restando una ecuación a otra obtenemos la transformación de efectos fijo, también conocida como transformación intragrupal, y lo importante de la transformación, es que el efecto fijo ha desaparecido.

$$va_{it} - \overline{va_i} = \beta_1(k_{it} - \overline{k_i}) + \beta_2(n_{it} - \overline{n_i}) + u_{it} - \overline{u_i} \quad (7)$$

Los coeficientes de capital y trabajo obtenidos de la estimación de la ecuación (7), se pueden utilizar en la ecuación (3) para el cálculo del crecimiento de la PTF o bien en la ecuación (2) para calcular la PTF en nivel.

Los primeros en introducir este tipo de estimaciones al mundo de la economía fueron **Mundlak (1961)**, **Hoch (1962)**. Este método tampoco está exento de problemas, ya que lleva a coeficientes de capital irracionalmente bajos.

El segundo método empleado en este trabajo es el estimador de primeras diferencias. Partiendo de la ecuación (5) y con los mismos supuestos sobre a_{it} tomamos la primera diferencia al modelo, de manera que, igual que ocurría en el modelo de efectos fijos, logramos que μ_{it} desaparezca de la ecuación. La ecuación a estimar será la siguiente

$$va_{it} - va_{it-1} = \beta_1(k_{it} - k_{it-1}) + \beta_2(n_{it} - n_{it-1}) + u_{it} - u_{it-1} \quad (8)$$

De la misma manera los coeficientes β_1 y β_2 obtenidos de la estimación, se pueden utilizar bien en la ecuación (2) o en la (3), para el cálculo de la PTF y de su crecimiento.

Si los factores productivos fueran estrictamente exógenos en la función de producción, tanto el estimador intragrupos como el de primeras diferencias serían consistentes, y la elección entre ambos estimadores dependería de su eficiencia relativa, y esto viene determinado por la correlación serial de los errores del modelo.

Cuando los errores no se correlacionan serialmente, los estimadores de efectos fijos son más eficientes. Pero si los errores siguen un paseo aleatorio, es decir, una serie que al

tomarle la primera diferencia se convierte en un ruido blanco, entonces la diferencia del error no estaría correlacionada y sería mejor utilizar primeras diferencias. En casos donde el error muestra algo de correlación serial, pero no es un paseo aleatorio, no es fácil saber que estimador es mejor. Por lo general resulta difícil elegir cuando no generan resultados muy diferentes y es conveniente respetar ambos resultados. Por lo tanto, se estima por ambos métodos.

No obstante, ambos métodos requieren de la exogeneidad estricta⁴ de los factores productivos, lo que implicaría que los inputs no reaccionan ante shocks de productividad, un supuesto difícil de asumir. La estimación de las funciones de producción a través de variables instrumentales (VI), también permite obtener estimadores consistentes y, a diferencia de los estimadores anteriores, relaja el supuesto de exogeneidad estricta de los factores productivos. No obstante, es necesario que se cumplan algunos requisitos para que este tipo de estimación sea consistente. Por un lado el instrumento no puede estar correlacionado con el término de error, pero debe de estarlo con la variable que instrumenta y, por otro, no puede participar directamente en la función de producción.

En esta línea han aparecido diversos trabajos donde se proponen diferentes variables instrumentales. Por ejemplo, **ABBP (2007)**, proponen usar el precio de los factores productivos como variables instrumentales, aunque se necesita de ciertos supuestos para que sean instrumentos válidos. Por ejemplo, que los mercados de factores operan de forma competitiva, lo que dependiendo del sector puede ser más o menos fácil de asumir. Otras variables instrumentales muy utilizadas son los retardos de los factores productivos. En esa línea van los trabajos de **Blundell y Bond (1999)** o **Arellano y Bond (1988)**.

Siguiendo a **Arellano y Bond (1988)**, en este trabajo en concreto se utiliza el estimador DPD, un método de estimación para Datos de Panel Dinámicos. Este estimador permite suavizar el supuesto de exogeneidad estricta y además es consistente siempre y cuando se utilicen instrumentos adecuados es decir, no correlacionados con el error, correlacionados con la variable que instrumentan y que no participen directamente en la función de producción. Los instrumentos utilizados han sido los retardos de los factores productivos y dummies temporales.

Un test muy utilizado cuando se utilizan IV, es el test de **Sargan (1958)**. Sirve para saber si las IV están correlacionadas con el término de error.

Bajo la hipótesis nula H_0 : Las IV están incorrelacionadas con el término de error, $cov(IV_t, \varepsilon_t) = 0$. Por lo tanto, no hay exceso de variables instrumentales.

Bajo la hipótesis alternativa, H_1 : Las IV están correlacionadas con el término de error, $cov(IV_t, \varepsilon_t) \neq 0$. Si hay exceso de variables instrumentales.

⁴ $E[\varepsilon_t | \dots x_{t-2}, x_{t-1}, x_t, x_{t+1}, \dots] = 0$ descarta la reacción de los inputs a los shocks

Existen otros métodos de estimación de funciones de producción consistentes. Así, **Olley y Pakes (1996)** desarrollaron un modelo semi-paramétrico que también soluciona el problema de simultaneidad. No obstante, la aplicación de esta metodología excede las pretensiones de este trabajo.

5.2. Poder de mercado o eficiencia.

La ecuación que se plantea para contrastar las hipótesis de eficiencia y poder de mercado, trata de explicar los márgenes de beneficio a través de una medida de eficiencia, en este caso el valor añadido por trabajador, el índice de concentración CR_4 antes calculado y la cuota de mercado de la quinta a la octava empresa más grande, C_{58} .

$$MB_{it} = \beta_0 + \beta_1 CR_{4it} + \beta_2 C_{58it} + \beta_3 van_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Donde, $\varepsilon_{it} = \mu_i + u_{it}$ sería la desviación de la media para la empresa i en el momento t . Por otro lado, se supone que esa desviación se descompone en dos términos. El primero, μ_i sería la heterogeneidad no observable por parte del investigador, pero que sí es observable por parte de la empresa, que además se considera constante a lo largo del tiempo. Este término podría estar asociado a factores individuales de cada empresa que hacen que disponga de un margen superior al resto. El segundo término, u_{it} es un error puramente aleatorio, no observado ni por la empresa ni por el investigador.

Como se ha visto en el apartado anterior, una forma típica de eliminar la parte del error observada por la empresa es estimar por MCO un modelo de efectos fijos (FE), que básicamente lo que hace es estimar la ecuación (9) en diferencias respecto a su media temporal. De manera que la ecuación que finalmente se estima, sería la siguiente.

$$MB_{it} - \overline{MB}_i = \beta_1 (CR_{4it} - \overline{CR_{4i}}) + \beta_2 (C_{58it} - \overline{C_{58i}}) + \beta_3 (van_{it} - \overline{van_i}) + u_{it} - \overline{u}_i \quad (10)$$

Martin (1988) en su estudio, estima con datos de corte transversal y hace diferentes regresiones para los diferentes grupos de empresas. Es decir, hacer una regresión sólo para las cuatro empresas más grandes, otra de la quinta a la octava y otra para el resto de empresas, tratando de ver si la concentración y la productividad afectan de forma diferente a los beneficios de los diferentes grupos de empresas. No se ha realizado de la misma manera principalmente porque, la muestra sería muy reducida, ya que sólo analizamos un sector. Sin embargo, se realizan estimaciones separadas para microempresas, empresas pequeñas y empresas medianas y grandes, sabiendo que no es la manera ideal de agrupar a las empresas, sino se agrupasen las grandes y medianas empresas se tendría el mismo problema con el número de observaciones que si se realizase de la misma manera que Martin.

6. Resultados.

En esta sección se muestran. En primer lugar los resultados de las estimaciones de las funciones de producción, productividad total de los factores y su crecimiento. En segundo lugar, los resultados de las regresiones de los márgenes de beneficio de las empresas.

6.1. Estimación de funciones de producción y PTF.

Los cuadros 3 y 4 muestran los coeficientes estimados para las elasticidades de la producción respecto al trabajo y al capital obtenidos para España e Italia, usando diferentes metodologías. Todas las estimaciones se han realizado con paneles balanceados y a través del programa STATA. En las tablas también se muestran el número de observaciones con el que se ha realizado la estimación y los contrastes de Hausman y Sargan utilizados para validar la especificación (véase un explicación más detallada en el Anexo II). Cuando se utiliza el método DPD⁵ las variables instrumentales utilizadas han sido, para el caso de España, los primeros y segundos retardos de las variables a las que instrumentan y dummies temporales, y para el caso de Italia, los segundos y terceros retardos de las variables a las que instrumentan y dummies temporales. Todos los métodos utilizados resuelven el problema de simultaneidad entre los factores productivos y los efectos individuales de las empresas inobservables por el investigador.

Cuadro 3: Estimación de la función de producción del sector textil para España

Método	Efectos fijos	Primeras diferencias	DPD
ln	0.437*** (0.007)	0.272*** (0.008)	0.809*** (0.002)
lk	0.194*** (0.006)	0.157*** (0.009)	0.219*** (0.002)
Cons	0.619*** (0.016)	-0.004*** (0.002)	- -
N Obs	14545	12282	12324
Hausman	0.000	-	-
Sargan	-	-	0.5234

Nota: Significativa al 1% ***, al 5% **, al 10% *. Entre paréntesis las desviaciones típicas.

El estimador de efectos fijos genera elasticidades parecidas en ambos países tanto para el capital como para el trabajo. En el caso de los otros dos estimadores, aparecen diferencias notables. En España el estimador en primeras diferencias proporciona coeficientes menores que el estimador de efectos fijos, aunque el trabajo sigue teniendo un impacto notablemente

⁵El comando utilizado ha sido xtdpd, desarrollado por **Arellano y Bond (1988)**.

superior sobre la producción, mientras que en Italia este estimador reduce mucho el coeficiente de trabajo hasta casi igualarlo al de capital. Por último, el estimador DPD da para ambos países una elasticidad del trabajo mucho más elevada. En España también genera un coeficiente de capital mayor que el resto, mientras que en Italia ocurre lo contrario.

Cuadro 4: Estimación de la función de producción del sector textil para Italia

Método	Efectos fijos	Primeras diferencias	DPD
ln	0.402*** (0.006)	0.142*** (0.007)	0.981*** (0.001)
lk	0.179*** (0.005)	0.131*** (0.005)	0.081*** (0.001)
Cons	1.510*** (0.019)	0.013*** (0.002)	-
N Obs	21513	18488	15684
Hausman	0.000	-	-
Sargan	-	-	0.5059

Nota: Significativa al 1% ***, al 5% **, al 10% *. Entre paréntesis las desviaciones típicas.

Los coeficientes de las funciones de producción obtenidos en los cuadros 3 y 4 se utilizan a continuación para calcular la productividad total de los factores de cada empresa en cada uno de los años estudiados. Llevando estos coeficientes a la ecuación (2) se obtiene la PTF en logaritmos de cada empresa y de la ecuación (3) la tasa de variación logarítmica de la PTF.

El cuadro 5 muestra la correlación de las diferentes variaciones logarítmicas de la PTF para ambos países y el cuadro 6 la correlación de las PTF. El estimador de efectos fijos de la PTF es el que mejor se correlaciona con el resto de PTF calculadas, incluida la contable en el caso de España y también de Italia con excepción de la contable. Es por este motivo por el que se usa la PTF estimada por efectos fijos en las figuras 6 y 7, donde se comparan las PTF dentro de los países en función del tamaño de las empresas y entre los países.

Las figuras 4 y 5⁶ muestran las evoluciones de las tasas de variación logarítmicas de la PTF. Se observan tendencias muy similares en ambos países, las tasas de variación de la PTF estimadas prácticamente calcan su trayectoria y se desvían ligeramente de la trayectoria de la PTF contable, más en Italia que en España. Por otro lado coinciden en que la PTF estimada por primeras diferencias genera valores claramente mayores, mientras que la PTF estimada por DPD claramente menores, llegando incluso a ser negativa en España durante todo el periodo estudiado.

⁶GPTFEF(Crecimiento de la PTF estimada por efectos fijos, GPTFPF (Crecimiento de la PTF estimada por primeras diferencias, GPTFDPD (Crecimiento de la PTF estimada por DPD) y GPTFCO (Crecimiento de la PTF contable).

Cuadro 5: Correlaciones Crecimiento PTF

ESPAÑA	GPTFCONT	GPTFEF	GPTFPD	GPTFDPD
GPTFCONT	1.000			
GPTFEF	0.6935*	1.000		
GPTFPD	0.6733*	0.9852*	1.000	
GPTFDPD	0.6731*	0.9429*	0.8718*	1.000

ITALIA	GPTFCONT	GPTFEF	GPTFPD	GPTFDPD
GPTFCONT	1.000			
GPTFEF	0.3402*	1.000		
GPTFPD	0.3496*	0.9685*	1.000	
GPTFDPD	0.3083*	0.8982*	0.7636*	1.000

Nota: Significativa al 1% *

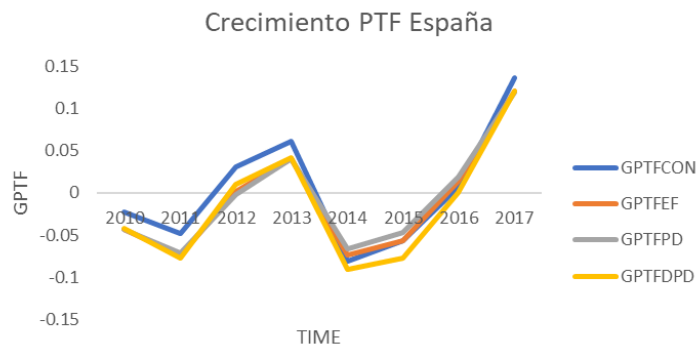
Cuadro 6: Correlaciones PTF

ESPAÑA	PTFCONT	PTFEF	PTFPD	PTFDPD
PTFCONT	1.000			
PTFEF	0.4301*	1.000		
PTFPD	0.3937*	0.9833*	1.000	
PTFDPD	0.4285*	0.7682*	0.6402*	1.000

ITALIA	PTFCONT	PTFEF	PTFPD	PTFDPD
PTFCONT	1.000			
PTFEF	0.2932*	1.000		
PTFPD	0.2031*	0.9606*	1.000	
PTFDPD	0.2897*	0.7339*	0.5313*	1.000

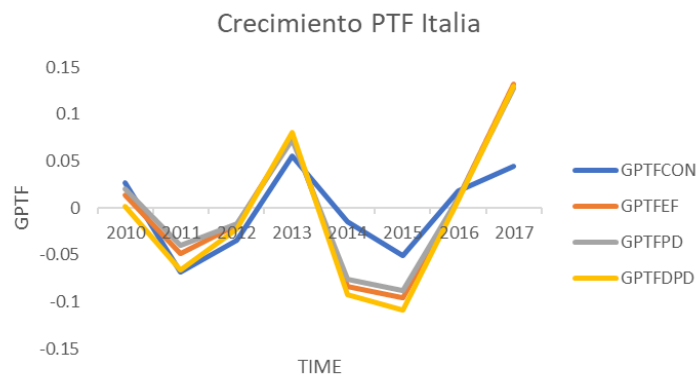
Nota: Significativa al 1% *

Figura 4: España GPTF



Nota: Elaboración propia.

Figura 5: Italia GPTF



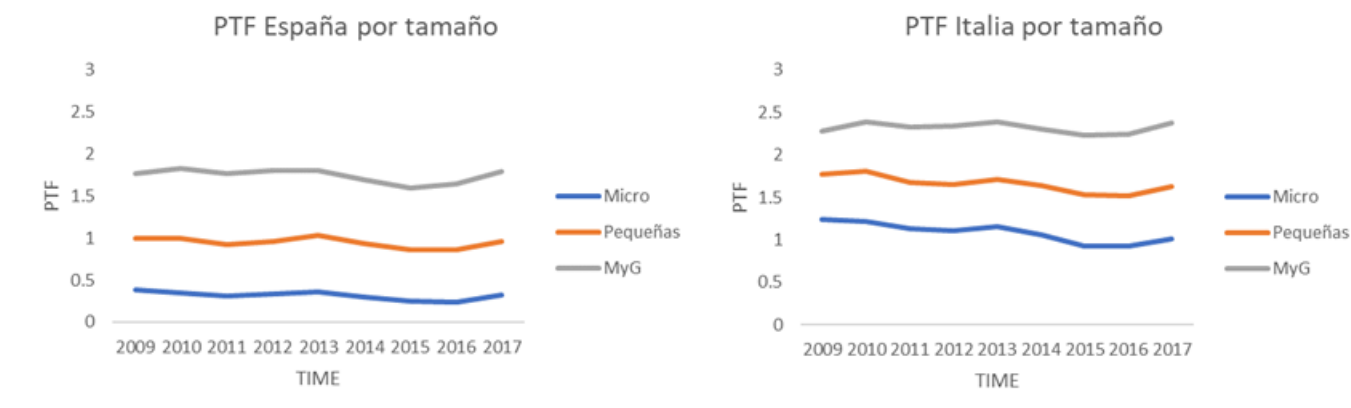
Nota: Elaboración propia.

La figura 6, muestra la evolución de la PTF estimada por EF en función del tamaño de las empresas. Las microempresas son en ambos países las empresas menos productivas, después las pequeñas empresas, siendo las medianas y grandes las que muestran mayores niveles de productividad con mucha diferencia respecto de las micro. Esto es algo preocupante para España dado que el tejido empresarial del sector en 2017 está formado por micro y pequeñas empresas en un 94 %. Este dato puede servir de explicación para el retraso en productividad que se observa en España respecto a otros países de la zona euro no sólo en este sector. El tejido empresarial de Italia es parecido a España a nivel agregado, aunque como veíamos antes en este sector, tienen una participación mayor las grandes y medianas empresas que en España, lo que puede explicar en parte su mayor productividad.

En la figura 6 también se observa que la industria textil italiana no sólo es más productiva a nivel agregado sino que también lo es claramente en cada grupo de empresas. Resulta llamativo que las microempresas italianas son más productivas en media que las pequeñas empresas españolas y que las pequeñas empresas italianas son casi tan productivas como las medianas y grandes españolas. Es preocupante la gran diferencia en productividad que se observa entre las microempresas italianas y españolas y más teniendo en cuenta lo mencionado anteriormente sobre la importancia que tienen dentro del sector. El porcentaje de microempresas en España es del 57 % de las empresas del sector en 2017, mientras que en Italia sólo representan el 39 %.

Huergo y Fariñas (2015), en su estudio sobre la demografía empresarial en España, ya mencionaban este problema de productividad en España. “ *España tiene, en general, niveles de productividad inferiores a los del resto de países en todos los tramos de tamaño. La magnitud de las diferencias de productividad por tamaños presenta algunos rasgos sistemáticos: las diferencias son pequeñas al comparar la productividad media de España y del resto de países en los tramos de empresas grandes y medianas y, sin embargo, cuando se comparan las microempresas aparecen grandes diferenciales de productividad.*”. La industria textil no parece ser una excepción, al menos en su comparativa con Italia, queda para futuros trabajos comprobar si estos diferenciales de productividad se dan en la comparativa con el resto de países de la zona euro.

Figura 6: PTF España Italia por tamaño



Nota: Elaboración propia.

6.2. Determinantes del margen de beneficios.

En esta subsección se estima en primer lugar para ambos países la ecuación de los márgenes de beneficio para el total de las empresas del sector textil, para a continuación realizar estimaciones por separado para microempresas, pequeñas empresas y empresas medianas y grandes.

En estas primeras estimaciones, que se presentan en los Cuadros 7 y 8, además del índice CR_4 de concentración, se incluye la cuota de las 5 a 8 empresas más grandes (C_{58}) (no incluida en los grupos anteriores) y el valor añadido por trabajador como medida de eficiencia.

Los resultados de estas estimaciones para España se observan en el cuadro 7. Se estima por efectos fijos o efectos aleatorios según convenga. En el cuadro también aparecen los P-Valores de los contrastes de Hausman de cada estimación.

Es interesante señalar que, para el total de empresas, el signo de la variable CR_4 es negativo y muy significativo, mientras que el de la variable C_{58} es positivo y no es significativo, en una industria en la que se ejerce poder de mercado, lo razonable sería lo contrario, es decir la cuota de mercado de las 4 grandes debería de aumentar los márgenes de beneficio, ya que si estuviesen coludiendo elevarían el precio muy por encima del coste de producir el bien, mientras que una cuota mayor de la 5 a la 8 llevaría a una mayor competencia en precios reduciendo la probabilidad de colusión, por lo tanto, menores márgenes de beneficio, de manera que es difícil pensar que en la industria textil española se este ejerciendo poder de mercado. Para los diferentes grupos de empresas, el CR_4 sigue siendo significativo y negativo para las pequeñas, medianas y grandes, mientras que para las microempresas deja de ser significativo. Por otro lado, el valor añadido por trabajador, es significativo al 1% para todos los grupos de empresas y tiene un impacto mayor en las

pequeñas empresas, de manera que no podemos rechazar la hipótesis de eficiencia en el mercado español.

El cuadro 8 muestra las estimaciones para Italia. En este caso tanto el CR_4 como C_{58} resultan significativos a diferentes niveles de significación para todos los grupos de empresas, el CR_4 es positivo mientras que el C_{58} negativo, de manera que no podemos rechazar la hipótesis de poder de mercado en Italia . La variable de eficiencia también resulta significativa a cualquier nivel de significación, siendo su impacto mayor en las medianas y grandes empresas, seguido de las pequeñas y por último las micro. Esto no tiene porque resultar contradictorio con los resultados obtenidos por Martin, donde obtenía un mayor impacto de la eficiencia para las empresas de menor cuota, ya que los subgrupos de empresas han sido elaborados de forma diferente por los motivos antes mencionados.

Cuadro 7: Determinante de los márgenes de beneficio de las empresas textiles en España

	Total empresas	Micro empresas	Pequeñas empresas	MyG empresas
CR4	-0.164*** (0,044)	0.039 (0,064)	-0.095* (0.049)	-0.129* (0.073)
C58	0,165 (0,113)	-0.008*** (0.002)	-0.013*** (0.003)	-0.014*** (0.005)
L _{van}	0.345*** (0.006)	0.376*** (0.008)	0.570*** (0.012)	0.467*** (0.019)
cons	-0.108*** (0.008)	-0.139*** (0.012)	-0.170*** (0.010)	-0.156*** (0.017)
Hausman	0.3750	0.000	0.000	0.1351
N obs	15,292	9,338	5,085	869

Nota: Significativa al 1 % ***, al 5 % **, al 10 % *. Entre paréntesis las desviaciones típicas.

En la comparativa con España, cabe destacar, por un lado, que el impacto de la eficiencia de las empresas sobre los beneficios es significativamente mayor en España que en Italia para cualquier grupo de empresas. Por otro lado, en España parece descartarse la posibilidad de que las empresas del sector textil estén ejerciendo algún tipo de poder de mercado, mientras que en Italia aunque resulten poco explicativas de los márgenes de beneficio, los coeficientes del CR_4 son significativos. Por lo tanto, no se puede rechazar la hipótesis de poder de mercado en Italia. Esta hipótesis seguramente ganaría relevancia si se realizase este estudio para todos los sectores de actividad. La hipótesis de eficiencia no puede rechazarse en ambos países.

A la vista de los resultados obtenidos, y observando la importancia que tiene en esta industria el valor añadido por trabajador sobre los márgenes de beneficio, se estimó conveniente utilizar otras medidas más ajustadas de productividad de la industria en ambos países. A continuación se presentan los resultados de incorporar las diferentes medidas de productividad total de los factores que se estimaron en el apartado anterior como variables

explicativas de los márgenes de beneficio.

Los cuadros 9 y 10 presentan estas estimaciones. En la primera columna se mantienen los resultados obtenidos el valor añadido por trabajador como medida de eficiencia. Por simplicidad, solo se recogen los resultados obtenidos para el total de empresas del sector textil en cada país. Las tablas también incluyen el número de observaciones y los contrastes de Hausman.

Se obtienen resultados completamente diferentes en España e Italia. En España, las diferentes PTF como medida de eficiencia parecen ser un determinante importante de los márgenes de beneficio. Si bien es cierto que el impacto es menor que el del valor añadido, los coeficientes son significativos a cualquier nivel de significación habitual y los R^2 de las regresiones con PTF no son muy diferentes al que ofrece el valor añadido por trabajador. El coeficiente se interpreta de la misma manera, ya que la PTF calculada se incluye en logaritmos.

En Italia los coeficientes siguen resultando significativos a cualquier nivel de significación habitual, pero el impacto sobre los márgenes resulta muy inferior y el R^2 de las regresiones con las diferentes PTF se reducen bastante. Por otro lado, los coeficientes de los indicadores de concentración apenas varían, tanto el CR_4 como el C_{58} mantienen el signo y el nivel de significación, la inclusión de la PTF la cual se considera una medida de eficiencia más refinada que el valor añadido por trabajador, ya que es una medida de productividad de todos los factores productivos, no una medida de productividad parcial sólo del trabajo como el valor añadido por trabajador, nos lleva a que la variación de la medida de eficiencia en Italia resulta muy poco explicativa de la variación de los márgenes de beneficio.

Aunque las tablas no son 100 % comparables, si tenemos en cuenta la regresiones con las diferentes PTF como medida de eficiencia, parece que en Italia las variaciones en productividad no son muy explicativas de los márgenes de beneficio y por otro lado, el impacto del CR_4 es positivo y significativo mientras que en España es negativo, por tanto los mayores márgenes de beneficio observados en Italia podrían deberse a un mayor ejercicio del poder de mercado, sin descartar que se puedan deber también a una mayor productividad. En España aunque las empresas en media sean menos productivas, los diferenciales de productividad resultan muy explicativos de las variaciones en los márgenes de beneficio.

Cuadro 8: Determinante de los márgenes de beneficio de las empresas textiles en Italia

	Total empresas	Micro empresas	Pequeñas empresas	MyG empresas
CR4	0.125*** (0.022)	0.126*** (0.046)	0.113*** (0.024)	0.274*** (0.043)
C58	-0.237* (0.124)	-0.081** (0.037)	-0.104*** (0.024)	-0.229*** (0.046)
L_van	0.204*** (0.004)	0.191*** (0.007)	0.243*** (0.006)	0.355*** (0.009)
cons	-0.075*** (0.009)	-0.072*** (0.275)	-0.102*** (0.005)	-0.198*** (0.008)
Hausman	0.000	0.0000	0.000	0.0001
N obs	13,244	4,567	5,977	2,700

Nota: Significativa al 1% ***, al 5% **, al 10% *. Entre paréntesis las desviaciones típicas.

Cuadro 9: Determinantes de los márgenes de beneficio de las empresas textiles en España

	C1	C2	C3	C4
CR4	-0.164*** (0.044)	-0.189*** (0.064)	-0.172*** (0.064)	-0.192*** (0.065)
C58	0.165 (0.113)	0.134 (0.136)	0.057 (0.136)	0.325** (0.137)
L_van	0.345*** (0.006)	- -	- -	- -
PTFEF	- -	0.151*** (0.004)	- -	- -
PTFPD	- -	- -	0.147*** (0.004)	- -
PTFDPD	- -	- -	- -	0.116*** (0.004)
cons	-0.108*** (0.009)	-0.074*** (0.016)	-0.129*** (0.016)	0.032* (0.016)
hausman	0.3750	0.000	0.000	0.0345
N Obs	15,292	13,948	13,948	13,948

Nota: Significativa al 1% ***, al 5% **, al 10% *. Entre paréntesis las desviaciones típicas.

Cuadro 10: Determinantes de los márgenes de beneficio de las empresas textiles en Italia

	C1	C2	C3	C4
CR4	0.125*** (0.022)	0.133*** (0.025)	0.132*** (0.025)	0.127*** (0.026)
C58	-0.237* (0.124)	-0.257** (0.115)	-0.257** (0.115)	-0.234** (0.115)
L_van	0.204*** (0.003)	- -	- -	- -
PTFEF	- -	0.008*** (0.002)	- -	- -
PTFPD	- -	- -	0.006*** (0.001)	- -
PTFDPD	- -	- -	- -	0.006*** (0.002)
cons	-0.075*** (0.009)	0.011 (0.009)	0.010 (0.010)	0.025 (0.009)
hausman	0.000	0.1536	0.087	0.4678
N Obs	13,244	8,328	8,328	8,328

Nota: Significativa al 1% ***, al 5% **, al 10% *. Entre paréntesis las desviaciones típicas.

7. Conclusiones.

En este trabajo se ha realizado un estudio en profundidad de la relación entre los márgenes empresariales, el grado de concentración y la productividad de la industria textil en España e Italia. Con el fin, por un lado comparativo y, por otro, para poder contrastar las hipótesis de poder de mercado y eficiencia en esta industria. Como novedad que incorpora este trabajo, para contrastar esta hipótesis de eficiencia se han recuperado diferentes medidas de PTF, calculadas a través de estimaciones de funciones de producción, que han sido utilizadas posteriormente como variables explicativas de los márgenes de beneficio con diferentes resultados. Las conclusiones que se pueden obtener de este trabajo se resumen en los siguientes puntos:

-La productividad de la industria textil española es claramente inferior a la italiana, a la vista de los resultados. No sólo es inferior a nivel agregado sino que lo es para cada grupo de empresas para las que se ha calculado la PTF.

-Resulta preocupante la productividad de las microempresas españolas, por dos motivos. Primero porque suponen un casi un 60% del tejido empresarial español, bastante más que en Italia. Segundo, la productividad de las microempresas no sólo es significativamente menor que las del resto de empresas de España, sino que, es en 2017 tres veces menor que

las microempresas italianas.

-Respecto a la hipótesis de poder de mercado, no podemos rechazarla para Italia, ya que el CR_4 resulta significativo para todos los grupos de empresas con todas las medidas de eficiencia, aunque resulta poco explicativo de los márgenes de beneficios. En España se puede rechazar la hipótesis de poder de mercado, la capacidad para ejercer poder de mercado en esta industria parece limitada debido a la alta competencia.

-Respecto a la hipótesis de eficiencia, no se rechaza para los dos países. Las medidas de eficiencia en general resultan muy explicativas de los márgenes de beneficio.

-La incorporación de la PTF como variable explicativa de los márgenes de beneficio. En teoría, es una medida más adecuada de eficiencia que el valor añadido por trabajador, ya que es una medida de eficiencia que tiene en cuenta todos los factores productivos, mientras que el valor añadido por trabajador es una medida de productividad parcial, sólo del trabajo.

-En España parece evidente que la productividad de las empresas es el principal determinante de los márgenes de beneficio, aunque en media sean menos productivas que las italianas.

-En Italia dado que ninguna de las dos hipótesis puede rechazarse, hay un problema de identificación a la hora de determinar que explica los beneficios, el poder de mercado o la eficiencia.

8. Bibliografía.

Akerberg, D.A., Benkard, C.L., Berry, S. and Pakes, A. (2007). “Econometrics Tools for Analyzing Market Outcomes. *In J. Heckman and E. Leamer (eds), Handbook of Econometrics Vol. 6(1)*, 4171-4276.

Arellano, M., Bond, S. (1998). “Dynamic Panel Data Estimation Using DPD - A Guide for Users”, *IFS Working Paper No. 88/15*.

Bain, Joe .S. (1951). “Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940”, *Quarterly Journal of Economics*, 65, 293-324.

Bain, Joe S. (1956). “Barriers to New Competition *Cambridge: Harvard University Press*.

Blundell, R., Bond, S. (1999). “GMM Estimation with Persistent Panel Data: an Application to Production Functions”, *IFS Working Paper W99/4*.

Demsetz, Harold. (1973). “Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy” *Journal of Law and Economics* 16, 1-9.

Demsetz, Harold. (1974) “ Two Systems of Beleif About Monopoly”, in H. J. Goldschmid, H. M. Mann, and J. K. Weston (eds.) *Industrial Concentration: The New Learning Boston: Little, Brown and Company*, 164-184.

Gal, P. (2013). “Measuring Total Factor Productivity at the Firm Level using OECD-ORBIS”, *OECD Economics Department Working Papers, No. 1049, OECD Publishing, Paris*.

Hoch, I. (1962). “Estimation of Production Function Parameters Combinig Time Series and Croos-Section Data”, *Econometrica* 30, 34-53.

Huergo, E., Fariñas, J. C. (2015). “Demografía Empresarial en España: Tendencias y Regularidades”, *Estudios sobre la Economía Española, FEDEA*.

Levinshon, J., Petrin, A. (2003). “Estimating Production Function Using Inputs to Control for Unobservables”, *The Review of Economics Studies*, 70, 317-341.

Marschak, J., Andrews, W. H. (1994). “Random Simultaneous Equations and the Theory of Production”, *Econometrica*, 12 (3, 4), 143-205.

Martin, Stephen. (1988). “Market Power and/or Efficiency?”, *The Review of Economics and Statistics, Vol 70, No 2. The MIT Press*, 331-335.

Mundlak, Y. (1961). "Empirical Production Function Free of Management Bias", *Journal of Farm Economics* 43, 44-56.

Olley, S. G., Pakes, A. (1996). "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica* 6, 1263-1297.

Solow, R. M. (1957). "Technical Change and the Aggregate Production Function", *The Review of Economics and Statistics*, Vol 39, No 3. The MIT Press, 312-320.

ANEXO I

En este anexo se presentan los resultados de estimar la ecuación de márgenes excluyendo del modelo la variable de eficiencia. Como se puede observar en los cuadros 11 y 12, para ambos países se estima en primer lugar por MCG un modelo de RE, debido a los resultados obtenidos en el contraste de Hausman donde no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación entre el efecto inobservable y las variables explicativas. Para España, las variables si resultarían significativas al 10 %, aunque si nos fijamos en los R^2 se observa que son casi iguales a cero. Para el caso de Italia, ni siquiera son significativas las variables a ningún nivel de significación. Esto puede deberse a que la industria en general no está muy concentrada.

Además, al analizar un sólo sector, con sus subsectores, tenemos muy poca variabilidad de las medidas de concentración. Si sólo se tuviesen en cuenta estos resultados, se podría rechazar la hipótesis de poder de mercado en el sector, quizás erróneamente.

Cuadro 11: Determinantes de los márgenes de beneficio de las empresas textiles en España

Efectos aleatorios		Number of obs = 15,303			
mb	Coef.	Std. Err.	t	$P > t $	[95 % Conf. Interval]
CR4	-0.106	0.049	-2.16	0.030	-0.2028 -0.010
C58	0.306	0.127	2.41	0.016	0.0569 0.555
cons	-0.017	0.009	-1.77	0.077	-0.0356 0.0016
sigma_u	0.109	R-sq	within	0.0006	
sigma_e	0.103		between	0.0005	
rho	0.530		overall	0.0000	

Cuadro 12: Determinantes de los márgenes de beneficio de las empresas textiles en Italia

Efectos aleatorios		Number of obs = 13,300			
mb	Coef.	Std. Err.	t	$P > t $	[95 % Conf. Interval]
CR4	0.093	0.022	4.18	0.000	0.049 0.137
C58	-0.119	0.104	-1.14	0.255	-0.323 0.085
cons	0.022	0.008	2.67	0.008	0.006 0.038
sigma_u	0.091	R-sq	within	0.0008	
sigma_e	0.076		between	0.0073	
rho	0.5912		overall	0.0023	

Cuadro 13: Determinantes de los márgenes de beneficio de las empresas textiles en España

Efectos aleatorios		Number of obs = 15,292			
mb	Coef.	Std. Err.	t	$P > t $	[95 % Conf. Interval]
l_van	0.345	0.005	59.52	0.000	0.3331 0.3558
CR4	-0.1644	0.044	-3.78	0.000	-0.2497 -0.0790
C58	0.1645	0.113	1.45	0.147	-0.0578 0.3867
cons	-0.107	0.008	-12.73	0.000	-0.1241 -0.0909
sigma_u	0.0931	R-sq	within	0.1774	
sigma_e	0.0923		between	0.2647	
rho	0.503		overall	0.2141	

Cuadro 14: Determinantes de los márgenes de beneficio de las empresas textiles en Italia

Efectos fijos		Number of obs = 13,244			
mb	Coef.	Std. Err.	t	$P > t $	[95 % Conf. Interval]
l_van	0.204	0.003	53.80	0.000	0.1964 0.2113
CR4	0.125	0.022	5.64	0.000	0.08164 0.1686
C58	-0.237	0.124	-1.91	0.057	-0.4809 0.0066
cons	-0.075	0.093	-8.09	0.000	-0.093 -0.057
sigma_u	0.088	R-sq	within	0.2048	
sigma_e	0.065		between	0.1367	
rho	0.645		overall	0.1850	
F test	$u_i = 0$	$Prob > F = 0,0000$			

Por otro lado, también se muestran los resultados de las estimaciones de las funciones de producción siguiendo el método DPD de **Arellano y Bond (1988)**.

Cuadro 15: Estimación de la función de producción DPD para España

Dynamic panel-data estimation		Number of obs = 12,324				
l_va	Coef.	Std. Err.	t	$P > t $	[95 % Conf. Interval]	
l_n	0.809	0.002	401.65	0.000	.8059 .8138	
l_k	0.219	0.002	101.71	0.000	.2149 .2233	
y2011	-0.251	0.005	-44.74	0.000	-.2629 -.2409	
y2012	-0.220	0.004	-45.18	0.000	-.2302 -.2110	
y2013	-0.173	0.004	-35.72	0.000	-.1834 -.1643	
y2014	-0.246	0.004	-50.41	0.000	-.2555 -.2364	
y2015	-0.308	0.004	-62.51	0.000	-.3177 -.2984	
y2016	-0.310	0.004	-62.83	0.000	-0.3200 -0.3007	
y2017	-0.227	0.005	-45.37	0.000	-.2368 -.2172	
Number of instrument		39				

Cuadro 16: Estimación de la función de producción DPD para Italia

Dynamic panel-data estimation		Number of obs = 15,683				
l_va	Coef.	Std. Err.	t	$P > t $	[95 % Conf. Interval]	
l_n	0.981	0.001	548.32	0.000	.9775 .9845	
l_k	0.081	0.001	52.46	0.000	.07853 .08463	
y2012	0.198	0.005	36.76	0.000	.187 .208	
y2013	0.224	0.004	51.79	0.000	.2163 .2333	
y2014	0.133	0.004	30.68	0.000	.1248 .1419	
y2015	0.023	0.004	5.34	0.000	.0145 .0314	
y2016	0.014	0.004	3.33	0.001	.0058 .0226	
y2017	0.118	0.004	27.96	0.000	.1105 .1271	
Number of instrument		28				

ANEXO II

La estimación por FE supone que, la $cov(x_{it}, \mu_i) \neq 0$, si esto no fuese cierto y la $cov(x_{it}, \mu - i) = 0$, es decir, sí el efecto inobservable no está correlacionado con ninguna variable explicativa, la forma adecuada de estimar, sería estimar por MCG un modelo de efectos aleatorios(RE), los supuestos más idílicos de un modelo de RE incluye todos los supuestos de un modelo de FE, salvo que μ_i es independiente de las variables explicativas.

Bajo los supuestos de RE, dado que μ_i se encuentra dentro del término de error, los ε_{it} se correlacionan serialmente. La correlación del término de error tendría la siguiente forma:

$$Corr(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_u^2), t \neq s$$

Para resolver este problema de correlación serial, puede estimarse por MCG, pero para que tenga buenas propiedades, se requiere una N relativamente grande, T relativamente pequeña y se recomienda tener un panel balanceado, es el caso de la muestra que se utiliza. La transformación por MCG que consigue eliminar la correlación serial de los errores, necesita de cálculo matricial complejo, la ecuación a estimar sería la siguiente:

$$MB_{it} - \theta \overline{MB}_i = \beta_1(CRA_{it} - \theta \overline{CRA}_i) + \beta_2(C58_{it} - \theta \overline{C58}_i) + \beta_3(van_{it} - \theta \overline{van}_i) + \varepsilon_{it} - \theta \overline{\varepsilon}_i \quad (11)$$

Donde, $\theta = 1 - [\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + T\sigma_\mu^2)]^{1/2}$. Las variables con la barra superior siguen siendo las medias temporales. La transformación de RE se diferencia de FE en que, explica las desviaciones de las variables respecto a una fracción de la media temporal, en la que esta fracción depende de las varianzas de los términos de error y del horizonte temporal, mientras que FE explica las desviaciones respecto a la media. Una clara ventaja de RE, es que, permite estimar con variables constantes a lo largo del tiempo, ya que supone la independencia del efecto inobservable.

Un contraste habitual para saber en que situación es más recomendable utilizar FE o RE, es el contraste de **Hausman (1978)**, es un contraste que ayuda a decidir entre estimar un modelo de efecto fijos vs un modelo de efectos aleatorios. Se utiliza para distinguir estimadores consistentes de los inconsistentes.

Bajo la hipótesis nula H_0 : no hay correlación entre los efectos fijos μ_i y las variables explicativas del modelo, es decir, $cov(\mu_i, x_i) = 0$, con $x_i = k_i, n_i$, bajo esta hipótesis mínimos cuadrados generalizados (MCG) es consistente y eficiente Y MCO es consistente pero no eficiente. Se debe de estimar por MCG un modelo de efecto aleatorios.

Bajo la alternativa H_1 : si hay correlación entre μ_i y x_i , es decir, $cov(\mu_i, x_i) \neq 0$, entonces MCG es inconsistente y MCO es consistente, por lo tanto se estima por efectos fijos.

⁷El parámetro θ en la práctica no se conoce, pero si podría estimarse de diferentes formas, la forma más general es la siguiente $\hat{\theta} = 1 - [1 / (1 + T(\hat{\sigma}_\mu^2 / \hat{\sigma}_u^2))]$, siendo $\hat{\sigma}_\mu^2$ y $\hat{\sigma}_u^2$, estimadores consistentes de σ_μ^2 y σ_u^2 .

Cuadro 17: Hausman de las estimaciones de los cuadros 11 y 13.

Hausman				
	fixed	random	Difference	S.E.
l.van	0.3411	0.3445	-0.0033	0.0028
CR4	-0.1838	-0.1643	-0.01944	0.0447
C58	0.2059	0.1644	0.0414	0.0673
<i>Prob</i> > $\chi^2 = 0,3750$ No rechazamos H_0				
Hausman				
	fixed	random	Difference	S.E.
CR4	-0.109	-0.106	-0.0029	0.0493
C58	0.3908	0.3060	0.0847	0.0737
<i>Prob</i> > $\chi^2 = 0,2378$ No rechazamos H_0				

Cuadro 18: Hausman de las estimaciones de los cuadros 12 y 14.

Hausman				
	fixed	random	Difference	S.E.
l.van	0.204	0.197	0.007	0.0015
CR4	0.1251	0.1636	-0.0385	0.1057
C58	-0.2371	-0.3713	0.1341	0.0843
<i>Prob</i> > $\chi^2 = 0,000$ Rechazamos H_0				
Hausman				
	fixed	random	Difference	S.E.
CR4	0.0751	0.0932	-0.0181	0.1257
C58	-0.0148	-0.1186	0.1038	0.0991
<i>Prob</i> > $\chi^2 = 0,2979$ No rechazamos H_0				

Cuadro 19: Hausman de las estimaciones de las funciones producción de los cuadros 2 y 3.

Hausman				
	fixed	random	Difference	S.E.
l.n	0.437	0.589	-0.1519	0.0035
l.k	0.194	0.262	-0.0683	0.0032
<i>Prob</i> > $\chi^2 = 0,000$ Rechazamos H_0				
Hausman				
	fixed	random	Difference	S.E.
l.n	0.402	0.512	-0.1104	0.0028
l.k	0.179	0.219	-0.0404	0.0020
<i>Prob</i> > $\chi^2 = 0,000$ Rechazamos H_0				

Cuadro 20: Sargan de las estimaciones de los cuadros 14 y 15.

Sargan	
$H_0:$	Overidentifying restrictions are valid
$\chi^2(30) = 28,888$	
<i>Prob</i> > $\chi^2 = 0,5234$	
Sargan	
$H_0:$	Overidentifying restrictions are valid
$\chi^2(30) = 19,246$	
<i>Prob</i> > $\chi^2 = 0,5059$	

Anexo III

En este anexo se presentan estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en las diferentes regresiones. En el cuadro 21 tenemos los estadísticos de las variables utilizadas en las estimaciones de funciones de producción. En el cuadro 22 los estadísticos de las variables utilizadas en las estimaciones de los márgenes de beneficio.

Cuadro 21: Estadísticos descriptivos

	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
España	l_n	14,643	2.22	1.00	0.69	7.21
	l_k	14,642	1.19	1.11	-0.37	6.18
	l_va	14,545	1.83	1.12	0.00	6.49
Italia	l_n	21,528	2.71	1.10	0.69	7.59
	l_k	22,656	1.87	1.50	-0.90	9.29
	l_va	22,640	2.92	1.27	0.03	8.63

Cuadro 22: Estadísticos descriptivos

	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
España	l_van	15,292	0.347	0.192	-2.145	3.391
	CR4	19,683	0.179	0.056	0.116	0.315
	C58	19,683	0.094	0.0196	0.073	0.1432
	resto	19,683	0.726	0.075	0.564	0.796
	PTFEF	14,523	0.620	0.612	-1.871	3.625
	PTFPD	14,523	1.032	0.763	-1.169	4.214
	PTFDPD	14,523	-0.240	0.433	-3.249	3.125
Italia	l_van	13,244	0.487	0.256	-3.654	4.115
	CR4	17,640	0.1399	0.050	0.041	0.287
	C58	17,640	0.0743	0.0155	0.0318	0.1122
	resto	17,640	0.7857	0.054	0.642	0.926
	PTFEF	21,510	1.511	0.784	-1.230	4.269
	PTFPD	21,510	2.306	1.017	-0.533	6.337
	PTFDPD	21,510	0.125	0.647	-4.275	4.049