

LOS EFECTOS DEL CAPITAL HUMANO Y EL PROGRESO TECNOLÓGICO SOBRE EL CRECIMIENTO ECONÓMICO EN ESPAÑA Y CASTILLA Y LEÓN. UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN UTILIZANDO UNA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN *TRANSLOG*

María José CALDERON MILLAN
Universidad de Castilla-La Mancha

Para analizar el efecto de la educación y el progreso tecnológico sobre el crecimiento económico, se va a utilizar una función de producción translogarítmica que permitirá incluir en dicha función las relaciones que existen entre los diferentes factores productivos, además de las habituales relaciones de estos factores con el nivel de output. Como indicadores de los niveles educativos y el progreso tecnológico, se utilizará la técnica de análisis de componentes principales para construir indicadores que permitan tener en cuenta la distribución según el nivel de estudios de la población ocupada. En este trabajo, se partirá del supuesto de que cuanto mayor sea la proporción de personas cualificadas, mayor será la tasa de innovación y más facilidad habrá para difundir el conocimiento y las nuevas tecnologías.

Las técnicas de cointegración se utilizarán para estimar las relaciones a corto y largo plazo de las funciones de producción para España y Castilla y León. Los resultados obtenidos permitirán corroborar si, efectivamente, la contribución de la interacción entre cualificación y progreso tecnológico ha sido positiva en el crecimiento de la producción de España y de la región castellano-leonesa. Por otro lado, también se comprobará si ha habido algún efecto “fuga de cerebros” (*brain drain effect*) en la región castellano-leonesa, fruto de los flujos de capital humano de esta región a otras regiones cercanas como Madrid o Cataluña, dando como resultado neto una importante transferencia de renta y recursos desde las regiones más desfavorecidas a las más dinámicas.

ANTECEDENTES

La formación de capital humano es uno de los factores que inciden directamente en el incremento de la productividad de la fuerza laboral, dada la mejora en la calidad del factor trabajo que la inversión en capital humano puede producir. Esto ha llevado a considerar todo lo referente a la acumulación de capital humano como una importante rama de la teoría del crecimiento, que comienza con los pioneros trabajos de Schultz (1961). Este autor ofrece las primeras estimaciones sobre la importancia cuantitativa de la inversión en educación sobre el crecimiento económico, si bien, Adam Smith (1776) ya

señalaba en La Riqueza de las Naciones que la acumulación de capital es la clave del crecimiento económico, considerando el concepto de capital en sentido amplio, en el que se incluyen también el conjunto de habilidades de los habitantes de un país o espacio económico (“*the acquired and useful abilities of all the inhabitants*” (pág. 264)).

En el plano teórico, se puede señalar también el artículo de Nelson y Phelps (1966) quienes consideran que la inversión en capital humano es un importante factor a incluir en la función de producción, si bien hay que introducirlo unido al efecto que tiene sobre la difusión tecnológica para no caer en una mala especificación del modelo, como señalan en su artículo “*la educación acelera el proceso de difusión tecnológica*”. En la misma línea de Nelson y Phelps se encuentra el reciente trabajo de Eicher (1996), que apunta sobre la necesidad de trabajo cualificado para adaptar las nuevas tecnologías al proceso de producción en sectores de alta tecnología, sin embargo, una vez absorbida dicha tecnología, sólo se requiere trabajo poco cualificado. Por su parte, los sectores de baja tecnología, al utilizar técnicas ya anticuadas (absorbidas en períodos previos), requieren también trabajo poco cualificado. Chari y Hopenhayn (1991) desarrollan un modelo teórico en la línea de los “*vintage models*”, señalando que cada tecnología requiere una cualificación específica de capital humano y que la dotación de capital humano incide de manera importante en la velocidad para adoptar nuevas tecnologías.

Por otro lado, Romer (1990) también incluye el capital humano en su modelo teórico sobre el crecimiento endógeno, concluyendo que “*una economía con una mayor cantidad de stock de capital humano experimentará un crecimiento más rápido*”. El capital humano es el input clave del sector investigador que genera los nuevos productos e ideas que componen el progreso técnico. Este autor sugiere que el libre comercio internacional acelerará el crecimiento y señala que los bajos niveles de capital humano pueden explicar las menores tasas de crecimiento de los países subdesarrollados y más cerrados al comercio internacional. Esta misma línea de investigación es la que siguen Grossman y Helpman (1991, capítulo 5), haciendo hincapié en que “*la mayor cantidad de capital humano hace posible la expansión de las actividades investigadoras (...), incrementando la tasa de innovaciones del país*” (1991, pág 130).

En la línea de los estudios sobre capital humano en los que se tiene en cuenta el factor regional y la localización, encontramos los trabajos de MacKay (1993), Bénabou (1996) y Vence y Diéguez (1996)¹.

Haciendo un breve repaso por la evidencia empírica, encontramos el trabajo de Barro (1991), quien, utilizando una muestra de 98 países durante el período 1960-1985, llega a la conclusión de que la tasa de crecimiento del PIB per cápita está positivamente relacionada con el capital humano inicial. Como *proxies* del capital humano utiliza los índices de escolarización en educación primaria y en educación secundaria para 1960. Ante la imposibilidad de utilizar una variable stock, por no disponer de datos de stock de capital humano comparables para todos los países de la muestra, utiliza una variable

flujo, si bien, al considerar índices retardados podrían mostrar un efecto semejante al de una variable stock.

Mankiw, Romer y Weil (1992) utilizan, al igual que Barro, datos de panel para una muestra de 98 países durante el período 1960-1985. Como *proxy* de la tasa de acumulación de capital humano utilizan el porcentaje de población en edad de trabajar que está recibiendo educación secundaria.

Combinando series de datos ya utilizadas en otros trabajos similares, De la Fuente (1994) realiza un análisis de las fuentes de crecimiento de la renta per cápita en los países de la OCDE, utilizando datos de panel por subperíodos de cinco años entre 1963 y 1988. Para contrastar la hipótesis de la relación existente entre capital humano y crecimiento, utiliza distintos indicadores de stocks y flujos de capital humano, a saber: los años medios de educación de la población mayor de 25 años, la fracción de esta población que al menos ha comenzado la educación secundaria y, como variables flujo utiliza las primeras diferencias de las dos variables anteriores. De los resultados obtenidos cabe destacar que, al incluir las variables flujo, éstas resultan ser no significativas, mientras que, con las variables stock, sólo resulta ser significativa y con el signo esperado la fracción de población mayor de 25 años que ha comenzado la educación secundaria. Este autor también contrasta la fuerte complementariedad existente entre el esfuerzo tecnológico y la educación, destacando dos conclusiones que tienden a reforzar el énfasis que se ha puesto a la interacción entre formación y cambio técnico: por un lado, la evolución de la población con nivel educativo superior parece explicar mejor el crecimiento que al considerar la población con niveles educativos primarios como *proxy* del capital humano; y, por otro lado, el buen comportamiento del término de interacción entre I+D y educación muestra la presencia de una fuerte complementariedad entre los dos motores del crecimiento, I+D y capital humano.

INDICADORES ALTERNATIVOS DE CAPITAL HUMANO

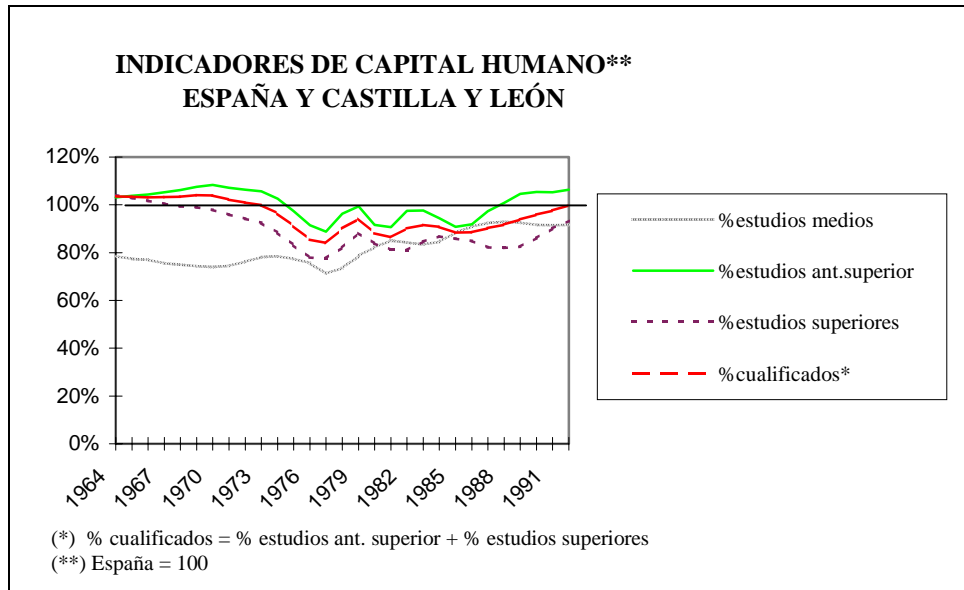
Al considerar los estudios empíricos que incluyen el capital humano como factor de crecimiento, una vez más es la carencia de información la que lleva a recurrir exclusivamente a datos educativos para estimar unos indicadores que sirvan como “*proxy*” al capital humano (si bien, existen algunas excepciones como la de Alba Ramírez (1993)²). Estas dificultades se multiplican al tratarse de indicadores de capital humano a escala regional.

Centrándonos en el caso concreto de España y sus Comunidades Autónomas, desde 1995 se dispone de un conjunto de series históricas (1964-1992) que pueden utilizarse como indicadores de capital humano (población activa y ocupada por niveles de estudios). Estas series han sido elaboradas por Más, Pérez, Uriel y Serrano (1995) y publicadas por la Fundación Bancaixa. Las series se han construido a partir de una explotación más exhaustiva de la Encuesta de Población Activa (EPA) y utilizando

información de otras fuentes complementarias como los Censos y Padrones elaborados por el INE.

Una práctica habitual en los estudios empíricos en los que se incluye la dotación de capital humano como factor de crecimiento ha sido utilizar los años medios de escolarización como indicador de capital humano. En Serrano Martínez (1995), las medidas convencionales de capital humano son sometidas al correspondiente contraste empírico, ofreciendo a su vez indicadores alternativos, dado que los resultados para los indicadores como años medios de escolarización no presentan los resultados positivos que cabría esperar. Otra de las conclusiones interesantes que también se extrae de ese trabajo es que cabe esperar, de cara al análisis empírico, que al utilizar como “proxy” del capital humano los grupos más cualificados pero menos representativos, la probabilidad de estimar parámetros asociados significativos es más reducida, con independencia de que el capital humano contribuya de modo relevante en la producción.

A continuación se presentan algunos indicadores de capital humano para la economía española y de Castilla y León, con el fin de mostrar las diferencias existentes entre ambos espacios económicos en lo referente al grado de formación de la población ocupada. Así, en el siguiente gráfico se muestran cuatro indicadores alternativos de capital humano: porcentajes de ocupados con estudios medios, anteriores al superior, superiores y cualificados (suma de los dos últimos).



En el gráfico se puede apreciar que, si bien, la región castellano-leonesa parte de unos niveles de cualificación muy similares a los de la media española para todos los niveles educativos (excepto en lo referente a ocupados con estudios medios), en los años 70 y 80 hay un distanciamiento de la región respecto al conjunto nacional. Serán estos menores niveles para todos los indicadores de capital humano considerados aquí, los que van a influir al estimar la función de producción. En los años 90, parece apreciarse, de nuevo, un acercamiento de los niveles de estudios de la población ocupada de la región de Castilla y León con los de España, incluso en los ocupados con niveles de estudios anteriores al nivel superior, la región sobrepasa la media nacional.

LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN TRANSLOGARÍTMICA

Antes de continuar con la investigación es necesario tener en cuenta de qué manera se van a relacionar los factores productivos que vamos a considerar en la función de producción tanto para la economía española como para la de Castilla y León. Se trata, por lo tanto, de decidir la forma funcional que tendrán los procesos productivos especificados (combinación de factores productivos) para obtener el output final.

Siguiendo a Christensen, Jorgenson y Lau (1973), se va utilizar una función de producción translog (logarítmicamente transcendental)³. La especificación de la forma funcional translog para una función de producción con sólo dos factores productivos vendrá dada por la siguiente expresión:

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_L \ln L + \alpha_K \ln K + (1/2) \alpha_{LL} (\ln L)^2 + (1/2) \alpha_{KK} (\ln K)^2 + \alpha_{LK} \ln L \ln K$$

donde,

$\ln Y$: logaritmo de la cantidad de output.

$\ln L$: logaritmo de la cantidad de trabajo.

$\ln K$: logaritmo de la cantidad de capital.

$\alpha_0, \alpha_L, \alpha_K, \alpha_{LL}, \alpha_{KK}, \alpha_{LK}$: parámetros del modelo.

Una de las ventajas de este tipo de funciones es que nos permite analizar las relaciones que existen entre los diferentes factores productivos que van a pasar a formar parte de la función de producción, ya que se incluyen como argumentos de la función los productos cruzados de los factores productivos. Esto nos va a permitir analizar el efecto que la educación y el progreso técnico tienen sobre el crecimiento económico.

EL EFECTO DE LA EDUCACIÓN Y EL PROGRESO TÉCNICO SOBRE EL CRECIMIENTO ECONÓMICO

Uno de los primeros problemas que se presentan, una vez determinados los factores productivos que se van a incluir en la función de producción, es la manera en que éstos se van a cuantificar. La cuantificación de algunos de estos factores como el trabajo o el capital, a pesar de sus dificultades de medida, se recogen directamente de las fuentes estadísticas disponibles, pero en otros casos como en la cuantificación del capital humano o el progreso técnico aparecen mayores dificultades, surgiendo la necesidad de construir indicadores que nos muestren la evolución de estos factores y su influencia sobre el crecimiento económico.

En la mayoría de trabajos realizados hasta ahora en los que se trata de cuantificar la influencia de la educación sobre el crecimiento económico se ha utilizado el índice de alfabetización o los años medios de escolarización como indicadores de capital humano. Este tipo de indicadores además de su fácil obtención son útiles, principalmente, cuando se realizan estudios cross-section para un determinado número de países con unos niveles de educación muy dispares. Sin embargo, para el caso que nos ocupa, en el que se va a llevar a cabo un análisis con series temporales comparando Castilla y León con España en su conjunto, es conveniente utilizar otro tipo de indicadores que recojan mejor la influencia que los distintos niveles educativos de la población ocupada (cualificación)⁴ tienen sobre el crecimiento económico. Por ello, en este trabajo se utilizará la técnica del análisis de componentes principales para así tener en cuenta la distribución según el nivel de estudios de la población ocupada, siguiendo a Caneda González (1996).

Nelson y Phelps (1966) señalan que la flexibilidad y facilidad de aprendizaje que proporciona una buena formación son determinantes importantes de la capacidad de los trabajadores para adaptarse al cambio tecnológico. La mano de obra, por lo tanto, es un input importante no sólo para la innovación, sino también para la difusión y adopción de nuevas tecnologías. En este trabajo partiremos del supuesto de que cuanto mayor sea la proporción de personas cualificadas, mayor será la tasa de innovación y más facilidad habrá para difundir el conocimiento y las nuevas tecnologías. La adaptabilidad y la habilidad para tomar decisiones se incrementa cuando la población ocupada mejora su nivel educativo. Como se señala en Vence y Diéguez (1996), la educación prepara a la gente no sólo como productores sino también como consumidores, *“dado que el incremento del nivel educativo de la gente facilita la difusión de nuevos bienes y servicios que incorporan cambios tecnológicos. Sin este “consumidor innovador” (que permite la creación de nuevos mercados), el cambio estructural sería más lento y el crecimiento económico menor”*.

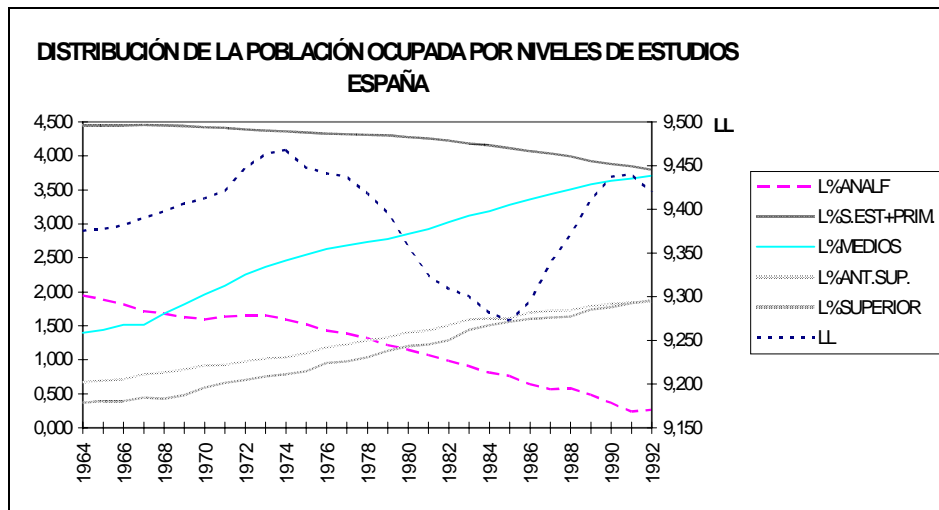
ESTIMACIÓN DE LOS INDICADORES DE CAPITAL HUMANO Y PROGRESO TECNOLÓGICO (ANÁLISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES)

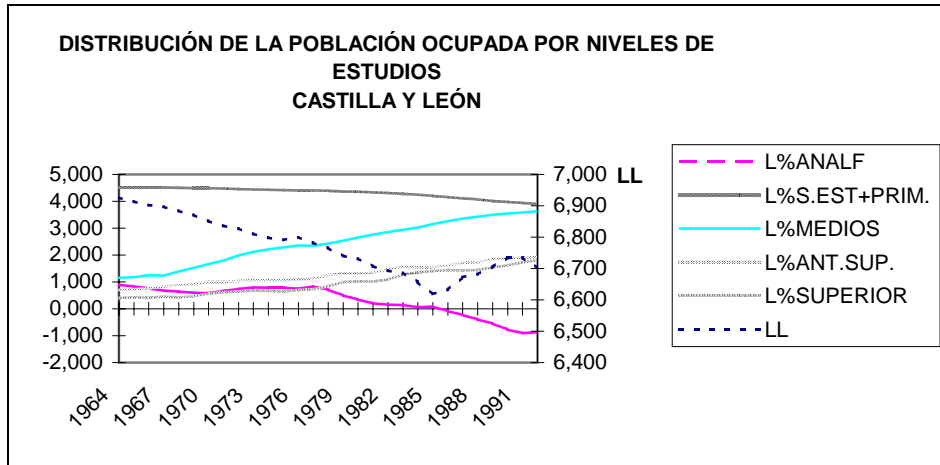
La técnica estadística de análisis de componentes principales nos va a permitir representar el conjunto de variables que muestran la distribución de la población ocupada por niveles de estudios, a través de un número más reducido de nuevas variables que serán construidas como combinaciones lineales de las variables originales. De este modo, podremos evitar los posibles problemas de multicolinealidad que puedan aparecer al incluir como argumentos de la función de producción distintos indicadores del nivel de educación de la población ocupada de forma conjunta.

Esta agrupación de la información nos permitirá representar el efecto de la educación sobre el progreso tecnológico, así como el efecto directo de la educación recibida por la población ocupada en sendas variables tal y como se hace en Caneda González (1996)⁵.

En nuestro caso y condicionados por la disponibilidad de datos, se han utilizado un total de seis variables originales, a saber: el logaritmo de la población ocupada, el logaritmo del porcentaje de la población ocupada analfabeta, sin estudios y estudios primarios, con estudios medios, estudios anteriores al superior y estudios superiores.

Primeramente, vamos a representar gráficamente la evolución de las variables que vamos a utilizar en el análisis:





Estos gráficos nos van a permitir más adelante interpretar las cargas factoriales obtenidas para cada uno de los espacios económicos considerados.

En primer lugar, se recogen los resultados de aplicar la técnica de componentes principales para la distribución de la población ocupada por nivel de estudios para el caso de España.

ANÁLISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES (I). ESPAÑA			
<i>Componentes</i>	<i>Autovalores</i>	<i>% varianza explicada</i>	<i>% acumulado de la varianza explicada</i>
<i>1ª componente</i>	4.96327	82.7%	82.7%
<i>2ª componente</i>	0.92589	15.4%	98.2%
<i>3ª componente</i>	0.09782	1.6%	99.8%
<i>4ª componente</i>	0.00983	0.2%	99.9%
<i>5ª componente</i>	0.00222	0%	100%
<i>6ª componente</i>	0.00097	0%	100%

Fuente: Elaboración propia.

Dado que, tal y como se puede ver en el cuadro anterior, las dos primeras componentes explican conjuntamente más del 98% de la dispersión total de los datos y que las otras cuatro componentes restantes explican menos del 2% de dicha dispersión, a partir de ahora sólo tendremos en cuenta las dos primeras componentes principales.

ANÁLISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES (II). Cargas factoriales*			
ESPAÑA			
<i>Variable</i>	<i>1ª componente</i>	<i>2ª componente</i>	<i>% varianza**</i>
<i>Ln ocupados totales</i>	-0.33800	0.94085	99.94%
<i>Ln %analfabetos</i>	-0.99153	-0.03432	98.43%
<i>Ln %sin est. y primarios</i>	-0.96115	-0.17289	95.37%
<i>Ln %est. medios</i>	0.97690	0.09630	96.36%
<i>Ln %est. ant. superior</i>	0.99589	0.00596	99.18%
<i>Ln %est. superiores</i>	0.99797	0.01782	99.63%

* Matriz factorial de las proyecciones sobre las dos primeras componentes de las variables originales (columnas 2 y 3).
** Porcentaje de varianza de cada variable explicado por las dos primeras componentes principales.
Fuente: Elaboración propia.

Las cargas factoriales que se muestran en el cuadro anterior nos indican la correlación existente entre las variables originales y las componentes principales, por tanto, serán las que nos ayuden a interpretar el significado de dichas componentes. Sin embargo, para hacer más interpretables estos primeros resultados se suelen hacer transformaciones ortogonales del conjunto de ponderaciones. Uno de los métodos utilizados para ello es el llamado criterio VARIMAX de Kaiser (1958)⁶ que trata de situar las componentes de forma que cada una tenga grandes ponderaciones en pocas variables, siendo el resto de reducido tamaño. Los resultados obtenidos tras la rotación ortogonal son los que se recogen en el siguiente cuadro.

CARGAS FACTORIALES OBTENIDAS TRAS LA ROTACIÓN ORTOGONAL		
ESPAÑA		
<i>Variable</i>	<i>1ª componente</i>	<i>2ª componente</i>
<i>Ln ocupados totales</i>	-0.13501	0.99056
<i>Ln %analfabetos</i>	-0.97700	0.17258
<i>Ln %sin est. y primarios</i>	-0.97610	0.03071
<i>Ln %est. Medios</i>	0.97558	-0.10891
<i>Ln %est. ant. Superior</i>	0.97537	-0.20122
<i>Ln %est. Superiores</i>	0.97987	-0.19005

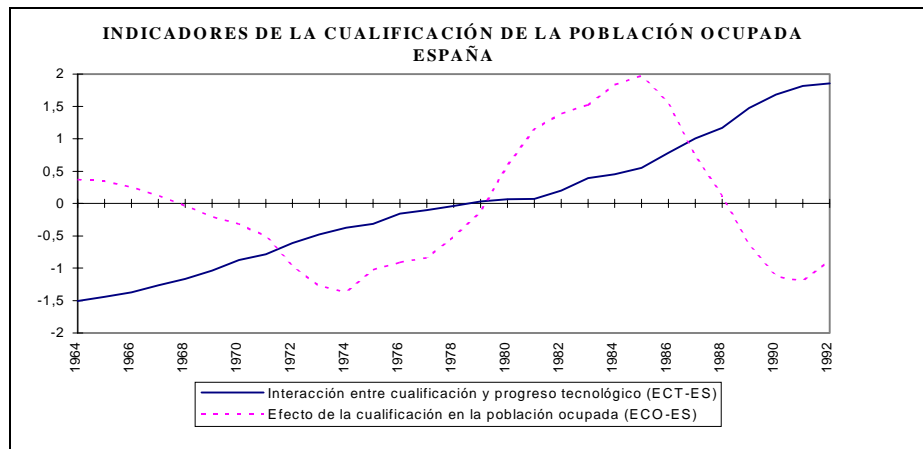
Fuente: Elaboración propia.

La primera componente principal parece que recoge el movimiento tendencial del conjunto de variables; así, las cargas factoriales de las variables que crecen en el tiempo tienen signo positivo y las de las variables con tendencia decreciente aparecen con signo negativo (véase gráfico: *Distribución de la población ocupada por niveles de estudios. España*). La variable obtenida con esta primera componente puede interpretarse

como un índice del efecto de la cualificación sobre el progreso tecnológico (ECT-ES), dado que se ponderan con signo negativo los niveles más bajos de estudios o de cualificación de la población ocupada y con signo positivo los mayores niveles. Además, en esta componente el factor trabajo es la variable con menor peso, siendo el resto de variables que reflejan los distintos niveles educativos las que presentan mayor peso y están altamente correlacionadas.

En el análisis factorial de la segunda componente principal destaca la alta correlación de la población ocupada y, por el contrario, la baja correlación que presentan los distintos niveles de estudio de los ocupados. Siguiendo a Caneda González (1996), esta componente nos mide el efecto cíclico de la población ocupada. Por lo tanto, la segunda componente principal se puede interpretar como el efecto directo de la educación sobre la población ocupada (ECO-ES), si bien habría que cambiar de signo las distintas cargas, de manera que presenten signo positivo los niveles de cualificación más altos y signo negativo los niveles más bajos.

Las nuevas variables construidas son las que se representan en el siguiente gráfico.



A continuación se ha seguido la misma metodología para obtener las componentes principales para el caso de Castilla y León. Los resultados obtenidos son los que se muestran en los cuadros que se siguen.

ANÁLISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES (I). CASTILLA Y LEÓN			
<i>Componentes</i>	<i>Autovalores</i>	<i>% varianza explicada</i>	<i>% acumulado de la varianza explicada</i>
<i>1ª componente</i>	5.52658	92.1%	92.1%
<i>2ª componente</i>	0.40321	6.7%	98.8%
<i>3ª componente</i>	0.03998	0.7%	99.5%
<i>4ª componente</i>	0.01777	0.3%	99.8%
<i>5ª componente</i>	0.00939	0.2%	99.9%
<i>6ª componente</i>	0.00307	0.1%	100%

Fuente: Elaboración propia.

Al igual que para el caso de España, las dos primeras componentes explican conjuntamente algo más del 98% de la dispersión de las variables originales, mientras que las otras componentes explican menos del 2% de la varianza restante. Por lo tanto, también en este caso sólo tomaremos en consideración las dos primeras componentes principales.

ANÁLISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES (II).			
Cargas factoriales*			
CASTILLA Y LEÓN			
<i>Variable</i>	<i>1ª componente</i>	<i>2ª componente</i>	<i>% varianza**</i>
<i>Ln ocupados totales</i>	-0.87742	-0.47064	99.14%
<i>Ln %analfabetos</i>	-0.93526	0.33212	98.50%
<i>Ln %sin est. y primarios</i>	-0.96924	0.22356	98.94%
<i>Ln %est. Medios</i>	0.98067	0.14456	98.26%
<i>Ln %est. ant. superior</i>	0.99530	-0.00550	99.07%
<i>Ln %est. Superiores</i>	0.99511	-0.02205	99.07%

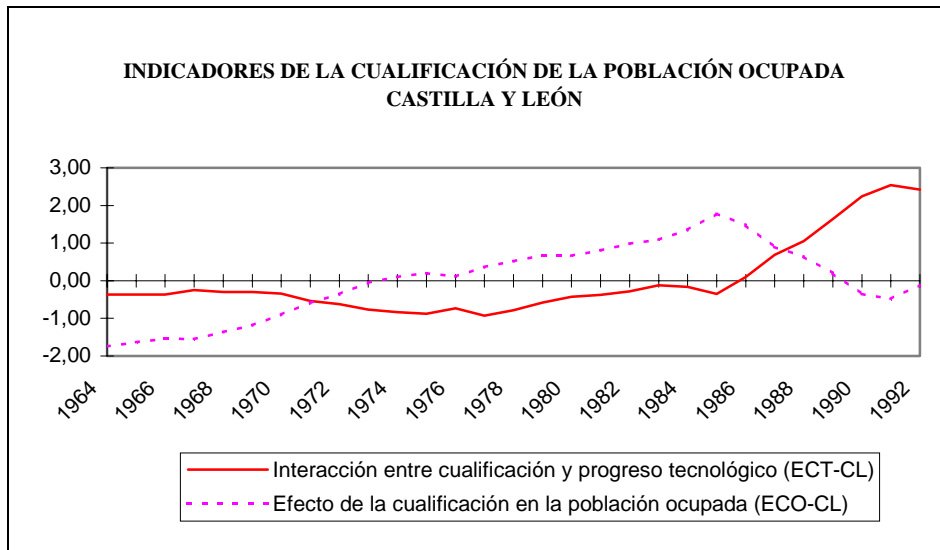
* Matriz factorial de las proyecciones sobre las dos primeras componentes de las variables originales (columnas 2 y 3).
** Porcentaje de varianza de cada variable explicado por las dos primeras componentes principales.
Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro anterior se mostraban las cargas factoriales correspondientes a las dos primeras componentes, es decir la correlación existente entre las variables originales y sus componentes principales. Sin embargo, para facilitar la interpretación de éstas se hace necesario la realización de una rotación ortogonal de los ejes, siguiendo, una vez más, el criterio VARIMAX. Los resultados de las nuevas cargas factoriales obtenidas tras la rotación son los que se recogen en el siguiente cuadro.

CARGAS FACTORIALES OBTENIDAS TRAS LA ROTACIÓN ORTOGONAL CASTILLA Y LEÓN		
<i>Variable</i>	<i>1ª componente</i>	<i>2ª componente</i>
<i>Ln ocupados totales</i>	-0.36204	-0.92752
<i>Ln %analfabetos</i>	-0.92707	-0.35435
<i>Ln %sin est. y primarios</i>	-0.88246	-0.45900
<i>Ln %est. Medios</i>	0.65223	0.74647
<i>Ln %est. ant. Superior</i>	0.76076	0.64180
<i>Ln %est. Superiores</i>	0.77135	0.62909
<i>Fuente: Elaboración propia.</i>		

La primera componente principal se puede interpretar, al igual que en el caso de España, como una medida del movimiento tendencial del conjunto de variables. Las cargas presentan el signo correcto; así, llevan signo positivo las cargas factoriales de las variables que crecen con el tiempo y signo negativo las cargas de las variables que decrecen (véase gráfico: *Distribución de la población ocupada por niveles de estudios. Castilla y León*). La carga factorial con menor peso es la población ocupada total, presentando alta correlación las variables referidas a la distribución de la población por niveles de estudios. La nueva variable se puede, por lo tanto interpretar, una vez más, como un índice del efecto de la educación sobre el progreso tecnológico (ECT-CL) y está representada en el siguiente gráfico.

En lo referente a la segunda componente principal que recoge el efecto cíclico de la población ocupada, destaca la alta correlación de esta variable. Al contrario del caso español, las cargas factoriales tienen el signo correcto, mostrando signo positivo los niveles de estudios más elevados y signo negativo los más bajos, no siendo necesario cambiar de signo las cargas factoriales. Además, para el caso de Castilla y León las correlaciones correspondientes a los niveles de estudios más elevados son más altas que para España, siendo el reflejo de los mayores efectos que los ciclos económicos tienen sobre estas variables. La nueva variable construida con la segunda componente será un indicativo del efecto de la cualificación en la población ocupada (ECO-CL) y la podemos ver representada en el siguiente gráfico.



RESULTADOS DEL ANÁLISIS UNIVARIANTE DE LAS SERIES UTILIZADAS

Una vez seleccionado el conjunto de variables que van a entrar a formar parte del modelo (en nuestro caso, de la función de producción), la primera etapa en el contraste de la cointegración entre estas variables consiste en determinar el orden de integración de las series temporales, de manera individual. Esto se ha hecho utilizando los contrastes de raíces unitarias.

Por lo tanto, antes de estimar las relaciones de cointegración y la existencia de tendencias temporales comunes entre las variables que forman parte de la función de producción, se llevará a cabo un análisis univariante de las distintas series consideradas para determinar su orden de integrabilidad, así como analizar las componentes estocásticas y determinísticas de cada una de ellas.

Comenzaremos por las series correspondientes a la economía española, para después mostrar los resultados obtenidos para las variables incluidas en la función de producción de la economía castellano-leonesa⁷. En los siguientes cuadros aparecen resumidos los resultados obtenidos al aplicar los contrastes de raíces unitarias para cada una de las variables relevantes (en concreto se han utilizado los contrastes de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller ampliado y Phillips-Perron, contenidos en el programa econométrico E-Views 2.0).

COMPONENTES DETERMINÍSTICAS Y ESTOCÁSTICAS DE LAS VARIABLES RELEVANTES ESPAÑA	
<i>Variable</i>	<i>Componentes y orden de integración</i>
LPIB90	$I(1)$ con tendencia cuadrática y lineal.
LI90	$I(1)$ sin tendencia.
LL	$I(1)$ sin tendencia.
LKL	$I(2)$ con tendencia lineal.
ECT	$I(1)$ con tendencia lineal.
ECO	$I(2)$ sin tendencia.
LECTK	$I(1)$ con tendencia lineal.
LECOK	$I(2)$ sin tendencia.
<i>Fuente:</i> Elaboración propia.	

COMPONENTES DETERMINÍSTICAS Y ESTOCÁSTICAS DE LAS VARIABLES RELEVANTES CASTILLA Y LEÓN	
<i>Variable</i>	<i>Componentes y orden de integración</i>
LPIB90	$I(1)$ con tendencia lineal.
LK90	$I(2)$ con tendencia lineal y cuadrática.
LL	$I(1)$ sin tendencia.
LKL	$I(1)$ sin tendencia.
ECT	$I(2)$ con tendencia lineal y cuadrática.
ECO	$I(2)$ con tendencia cuadrática.
LECTK	$I(2)$ con tendencia lineal y cuadrática.
LECOK	$I(2)$ con tendencia cuadrática.
<i>Fuente:</i> Elaboración propia.	

CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN Y CONCLUSIONES

Una vez determinado el orden de integración de cada una de las series que van a entrar a formar parte de las respectivas ecuaciones de crecimiento para España y Castilla y León, se ha pasado a aplicar las técnicas de cointegración para estimar las relaciones a largo y corto plazo que tienen lugar entre las variables relevantes del modelo para cada uno de los espacios económicos.

Comenzaremos para el caso de la economía española. Una de las primeras consideraciones a tener en cuenta es que, para establecer una relación de cointegración entre un conjunto de variables, todas ellas han de ser integrables del mismo orden. Sin embargo, como se muestra en el anterior cuadro resumen del orden de integración de variables relevantes para el caso de España, no todas ellas tienen el mismo orden de integración. Así, LKL, ECO y LECOK son todas ellas $I(2)$, mientras que LPIB90, LI90,

LL, ECT y LECTK son $I(1)$. Para resolver este problema se ha procedido a diferenciar todas las variables que siguen procesos $I(2)$ para así convertirlos en $I(1)$ ⁸.

Dado que la relación de cointegración entre todas estas variables no tiene por que ser única, se ha aplicado el contraste de Johansen para determinar el número de dichas relaciones que hay en este conjunto de variables. En el siguiente cuadro se resumen los resultados obtenidos para este contraste en el caso de España⁹.

CONTRASTE DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN. RESULTADOS PARA ESPAÑA				
<i>Hipótesis nula</i>	<i>Hipótesis alternativa</i>	<i>Autovalores</i>	<i>Estadísticos</i>	<i>Valores críticos(*)</i>
$r \leq 0$	$r = 1$	0.974286	141.3650	68.52
$r \leq 1$	$r = 2$	0.628845	46.18667	47.21
$r \leq 2$	$r = 3$	0.422764	20.41712	29.68
$r \leq 3$	$r = 4$	0.204278	6.130010	15.41
$r \leq 4$	$r = 5$	0.007238	0.188861	3.76

(*) Nivel de significación del 95%.
r: número de vectores de cointegración.
Fuente: Elaboración propia.

Dado que en el análisis se han incluido finalmente cinco variables (LPIB90, LI90, LL, ECT y LECTK), sabemos que como mucho habrá cuatro relaciones de cointegración entre las variables. El test de Johansen nos muestra que, en este caso, habrá una sola relación de cointegración, ya que rechazamos la hipótesis nula de $r=0$. Como se puede ver en el cuadro anterior, el estadístico que se obtiene al contrastar la hipótesis nula de que no hay vectores de cointegración frente a la alternativa de que hay uno, es de 141.3650 que es mayor que el valor crítico al 95% (68.52). Sin embargo, la hipótesis nula de que al menos existe un vector de cointegración frente a la alternativa de que existen dos vectores, no puede ser rechazada ($46.18667 < 47.21$).

Para estimar esa relación de cointegración existente entre las variables incluidas en la función de producción para el caso de España, se va a utilizar el procedimiento trietápico de Engle y Yoo (1991). En la primera etapa se estima la relación a largo plazo, obteniéndose, en este caso, los siguientes resultados del modelo:

$$LPIB90_t = 24.507 + 0.084 LI90_t + 0.515 LL_t + 4.701 ECT_t - 0.240 LECTK_t + Z_t$$

Para comprobar que la relación obtenida es, efectivamente, una relación de cointegración se han aplicado los contrastes de raíces unitarias sobre los residuos del modelo (Z_t). Para que la relación a largo plazo mostrada anteriormente sea una relación de cointegración, dichos residuos han de seguir un proceso integrable de orden cero ($I(0)$), ya que las variables eran todas ellas $I(1)$. En el cuadro que aparece a continuación en el que están representados los correlogramas total y parcial de la serie estimada de residuos de la relación de cointegración, se puede comprobar que estos residuos son estacionarios.

CORRELOGRAMAS TOTAL Y PARCIAL DE LA SERIE DE RESIDUOS \hat{Z}_t

Sample: 1964 1991					
Included observations: 27					
<i>Autocorrelation</i>	<i>Partial Correlation</i>	<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
. * . . * . 1	-0.093	-0.093	0.2606	0.610	
*** . *** . 2	-0.340	-0.352	3.8796	0.144	
. * . . * . 3	-0.087	-0.187	4.1254	0.248	
. ** . . 4	0.197	0.042	5.4455	0.245	
. . . * . 5	-0.002	-0.064	5.4456	0.364	
. ** . . ** . 6	-0.291	-0.278	8.6083	0.197	
. * . . ** . 7	-0.155	-0.304	9.5504	0.216	
. ** . . 8	0.284	-0.013	12.884	0.116	
. * . . 9	0.125	-0.041	13.567	0.139	
. * . . * . 10	-0.165	-0.108	14.818	0.139	
. ** . . ** . 11	-0.232	-0.307	17.459	0.095	
. *** . * . 12	0.331	0.073	23.172	0.026	

La estacionariedad de los residuos de la relación de cointegración se ha contrastado utilizando los tests de raíces unitarias aplicados sobre dicha serie y los resultados obtenidos son los que se presentan a continuación. En este cuadro se rechaza, para todos los casos considerados, la hipótesis nula de que la serie de residuos sigue un proceso $I(1)$ frente a la hipótesis alternativa de que sigue un proceso integrado de orden cero ($I(0)$). Por lo tanto, su estructura coincide con la de una serie estacionaria.

ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LA SERIE DE RESIDUOS \hat{Z}_t			
ESPAÑA			
<i>d=1 H₀: Y_t ~ I(1) H₁: Y_t ~ I(0)</i>			
	<i>DF</i>	<i>DFA (K=1)</i>	<i>Phillips-Perron</i>
$\alpha=0; \beta=0$	-5.628912 (-1.9546)	-5.468559 (-1.9552)	-8.206992 (-1.9546)
$\alpha \neq 0; \beta=0$	-5.522720 (-2.9798)	-5.403582 (-2.9850)	-8.237429 (-2.9798)
$\alpha \neq 0; \beta \neq 0$	-5.406575 (-3.5943)	-5.301956 (-3.6027)	-8.295077 (-3.5943)
<p><i>H₀</i>: hipótesis nula. <i>H₁</i>: hipótesis alternativa. <i>d</i>: orden de diferenciación. <i>α</i>: coeficiente que representa la constante. <i>β</i>: coeficiente que acompaña a la tendencia. <i>DF</i>: contraste de Dickey-Fuller. <i>DFA</i>: contraste de Dickey-Fuller ampliado con K= n° de retardos. Entre paréntesis aparecen los valores críticos (5%) tabulados por MacKinnon (1991). <i>Software utilizado</i>: E-Views versión 2.0. <i>Fuente</i>: Elaboración propia.</p>			

En cuanto a la estimación de la relación a corto plazo de la función de producción para España, aplicando la segunda etapa del procedimiento bietápico de Engle y Granger, da como resultado el siguiente modelo¹⁰:

$$DLPIB90_t = 0.079 DLI90_t + 0.460 DLL_t + 4.972 DECT_t - 0.254 DLECTK_t - 1.075 Z_{t-1} + w_t$$

(3.422) (2.162) (10.827) (-10.180) (-4.724)

$$R^2 = 0.855506$$

$$DW = 2.114471$$

$$\bar{R}^2 = 0.827983$$

$$F\text{-Statistic} = 31.08366$$

El coeficiente que acompaña a Z_{t-1} es el denominado parámetro de velocidad del ajuste y es el que corrige el error o desviación respecto a la relación a largo plazo. Cuanto mayor sea su valor, más rápido se corregirán los desequilibrios; por lo tanto, dado el elevado valor que toma en este caso, podemos decir que la estructura productiva española es bastante flexible a los desajustes producidos con respecto a la situación de equilibrio. El hecho de que el parámetro estimado tenga signo negativo (y sea significativo) corrobora de nuevo que existe una relación de cointegración entre las variables consideradas, ya que, si este parámetro tuviera signo positivo, las desviaciones de la relación de equilibrio tendrían un efecto permanente, no pudiéndose hablar de cointegración.

Como se puede ver al observar la ecuación del crecimiento económico español en el corto plazo mostrada anteriormente, todas las variables incluidas tienen un carácter significativo según indican los valores tomados por los estadísticos t . Los parámetros obtenidos en esta relación a corto plazo indican los efectos que las variaciones en los stocks de los distintos factores productivos tienen sobre el crecimiento de la producción en España. Aunque no sorprende que las tasas de crecimiento de la inversión y el empleo influyan significativamente en la ecuación a corto plazo de la economía española, sí sorprende el hecho de que también la tasa de crecimiento de la interacción entre progreso técnico y educación ($DECT$), sea una variable que tenga una influencia significativa a corto plazo. Como se señala en Caneda González (1996), esto puede ser debido a la preponderancia de pequeñas empresas con escaso contenido tecnológico, y en las que la mano de obra poco cualificada es el principal factor productivo, dificultándose el desarrollo de nuevas tecnologías. Por tanto, la única solución posible consiste en ir internalizando las innovaciones de forma gradual, lo que explica el efecto significativo de la variable $DECT$ sobre el proceso productivo en el corto plazo.

Hasta ahora se ha seguido la estimación en dos etapas de Engle y Granger, sin embargo, los estimadores obtenidos no son completamente eficientes, siendo necesaria una tercera etapa para solucionar este problema. Este procedimiento en tres etapas fue desarrollado por Engle y Yoo e incluye pequeños ajustes en los parámetros estimados en la relación de cointegración que se mostraba en un principio. Los nuevos resultados estimados son los que se recogen a continuación.

$$LPIB90_t = 24.153 + 0.082 LI90_t + 0.493 LL_t + 4.772 ECT - 0.243 LECTK_t + Z_t$$

(9.635) (3.855) (3.062) (36.152) (-33.498)

$$R^2 = 0.998873$$

$$DW = 2.134208$$

$$\bar{R}^2 = 0.998668$$

$$F\text{-Statistic} = 4873.499$$

Aunque los coeficientes estimados no hayan sufrido cambios significativos con los ajustes tras la tercera etapa de Engle y Yoo, ahora podemos asegurar que los parámetros estimados son asintóticamente eficientes y se les puede aplicar la inferencia clásica.

Todas las variables incluidas en la relación a largo plazo del proceso productivo español son significativas (tal como muestran los valores de los estadísticos t).

El signo positivo del coeficiente que acompaña a la variable $LI90$ indica que un incremento de la inversión en capital físico (acumulación de capital) producirá un crecimiento positivo en la producción española. Lo que parece, en un principio, lógico desde el punto de vista de la teoría económica. Del mismo modo, el signo del parámetro estimado para la variable LL es positivo, de manera que, cuanto más se incremente la cantidad de trabajo, mayor será el nivel de producción de la economía española.

El parámetro que más nos interesa en esta investigación es el que acompaña a la variable ECT . Su signo positivo y la significatividad del coeficiente estimado nos sirve para corroborar la contribución positiva de la interacción entre cualificación y progreso tecnológico en el incremento de la producción en España. Lo que significa que la introducción de nuevas formas de organización o nuevas técnicas de producción, conllevan a incrementar el nivel de producción, en la medida en que la población ocupada posea un nivel de estudios más elevado. Esto no significa que los niveles de capital humano o la innovación llevada a cabo en España sean los adecuados.

Por otro lado, el signo negativo del coeficiente estimado para la variable $LECTK$ muestra que la interacción entre el progreso tecnológico y la inversión en capital físico afectan negativamente al crecimiento de la producción en la economía española. Caneda González (1996) señala, como uno de los factores que pueden provocar este efecto negativo, el grado de utilización de la capacidad productiva; así, las discrepancias entre la capacidad de utilización y la utilización real del stock de capital pueden afectar negativamente al crecimiento de la producción. *“Aunque la introducción de la nueva maquinaria resultante del avance tecnológico se ve reflejada en incrementos de la productividad, y, de esta forma, en el crecimiento económico, la falta de compatibilidad con las máquinas ya instaladas de generaciones anteriores hace que no se pueda aprovechar al máximo toda su capacidad”*. Por otro lado, la falta de fuertes lazos entre la

investigación y las necesidades reales de la producción sería otro de los factores que pueden explicar el signo negativo del parámetro que acompaña a la variable *LECTK*.

En lo que hace referencia a la ecuación de crecimiento de la economía de Castilla y León, y teniendo en cuenta los resultados obtenidos sobre el orden de integración de las series relevantes que se resumen en el último cuadro presentado en la sección anterior, es necesario diferenciar todas aquellas variables cuyo orden de integración sea superior a uno¹¹. Por lo tanto, para las series *LK90*, *ECT*, *ECO*, *LECTK* y *LECOK* que son integrables de orden dos se ha calculado su primera diferencia para convertirlas en procesos *I(1)* y poder utilizarlas en la relación de cointegración¹².

Tras intentar distintas especificaciones de la relación de cointegración para la función de producción en Castilla y León, finalmente se ha excluido de dicha función la variable *DLKL*, dado que su inclusión daba como resultado la aparición de más de una relación de cointegración entre las variables relevantes del modelo.

En el siguiente cuadro se muestran los resultados obtenidos en el contraste de cointegración de Johansen.

CONTRASTE DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN RESULTADOS PARA CASTILLA Y LEÓN				
<i>Hipótesis nula</i>	<i>Hipótesis alternativa</i>	<i>Autovalores</i>	<i>Estadísticos</i>	<i>Valores críticos(*)</i>
$r \leq 0$	$r = 1$	0.978511	180.7513	124.24
$r \leq 1$	$r = 2$	0.632663	80.90566	94.15
$r \leq 2$	$r = 3$	0.538101	54.86728	68.52
$r \leq 3$	$r = 4$	0.465023	34.78464	47.21
$r \leq 4$	$r = 5$	0.336312	18.52083	29.68
$r \leq 5$	$r = 6$	0.166707	7.862291	15.41
$r \leq 6$	$r = 7$	0.113102	3.120657	3.76

(*) Nivel de significación del 95%.
r: número de vectores de cointegración.
Fuente: Elaboración propia.

Los resultados obtenidos del test de Johansen indican la existencia de una relación de cointegración entre las variables *LPIB90*, *LL*, *DLK90*, *DECT*, *DECO*, *DLECTK* y *DECOK* para los datos de Castilla y León¹³.

Una vez comprobado que existe una relación de cointegración se ha utilizado el procedimiento triatómico de Engle y Yoo para obtener dicha relación a largo plazo de las variables consideradas, así como el modelo de corrección del error que nos dará la relación a corto plazo entre dichas variables.

La primera etapa del procedimiento de Engle y Yoo ha dado como resultado la siguiente relación:

$$LPIB90_t = 23.227 + 1.312 LL_t + 4.115 DLK90_t + 30.062 DECT_t + 17.006 DECO_t - 1.925 DLECTK_t - 1.083 DLECOK_t + Z_t$$

Uno de los contrastes para comprobar si, realmente, se trata de una relación de cointegración consiste en demostrar que los residuos obtenidos en este modelo (Z_t) son ruido blanco. Para ello, se ha utilizado, por un lado, la metodología de Box-Jenkins a través de la visualización de los correlogramas total y parcial de la serie de residuos, y, por otro lado, los contrastes de Dickey-Fuller y Phillips-Perron para demostrar que la serie sigue un proceso $I(0)$. Los resultados obtenidos son los que se recogen a continuación.

CORRELOGRAMAS TOTAL Y PARCIAL DE LA SERIE DE RESIDUOS \hat{Z}_t

Sample: 1964 1991									
Included observations: 27									
<u>Autocorrelation</u>		<u>Partial Correlation</u>		<u>AC</u>	<u>PAC</u>	<u>Q-Stat</u>	<u>Prob</u>		
.	**.	.	**.	1	0.305	0.305	2.7975	0.094	
. *	.	. **	.	2	-0.136	-0.252	3.3769	0.185	
.	.	.	* .	3	-0.025	0.122	3.3980	0.334	
. **	.	. **	.	4	-0.225	-0.350	5.1255	0.275	
. **	.	. *	.	5	-0.295	-0.082	8.2203	0.145	
. *	.	. *	.	6	-0.094	-0.090	8.5487	0.201	
.	.	.	.	7	0.024	0.018	8.5722	0.285	
.	.	.	.	8	0.061	-0.014	8.7242	0.366	
.	.	. *	.	9	0.041	-0.079	8.7982	0.456	
.	.	. *	.	10	-0.056	-0.137	8.9431	0.538	
. *	.	. *	.	11	-0.151	-0.169	10.055	0.525	
. *	.	. *	.	12	-0.172	-0.154	11.604	0.478	

ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LA SERIE DE RESIDUOS \hat{Z}_t			
CASTILLA Y LEÓN			
$d=1$ $H_0: Y_t \sim I(1)$ $H_1: Y_t \sim I(0)$			
	<i>DF</i>	<i>DFA (K=1)</i>	<i>Phillips-Perron</i>
$\alpha=0; \beta=0$	-3.729851 (-1.9546)	-4.099319 (-1.9552)	-3.632240 (-1.9546)
$\alpha \neq 0; \beta=0$	-3.640514 (-2.9798)	-4.047237 (-2.9850)	-3.522706 (-2.9798)
$\alpha \neq 0; \beta \neq 0$	-3.558355 (-3.5943)	-3.975502 (-3.6027)	-3.415794 (-3.5943)

*H*₀: hipótesis nula. *H*₁: hipótesis alternativa. *d*: orden de diferenciación.
 α : coeficiente que representa la constante. β : coeficiente que acompaña a la tendencia.
DF: contraste de Dickey-Fuller.
DFA: contraste de Dickey-Fuller ampliado con *K*= n° de retardos.
Entre paréntesis aparecen los valores críticos (5%) tabulados por MacKinnon (1991).
Software utilizado: E-Views versión 2.0.
Fuente: Elaboración propia.

Los correlogramas total y parcial de la serie de residuos Z_t indican que su estructura es la de un proceso estacionario. De igual modo, todos los contrastes de raíces unitarias utilizados muestran que dicha serie sigue un proceso integrado de orden cero ($I(0)$), rechazándose en todos los casos considerados que la serie de residuos siga un proceso de orden uno. Según estos resultados, podemos afirmar que la relación obtenida anteriormente se puede considerar una relación de cointegración.

La siguiente etapa consiste en estimar el modelo dinámico a corto plazo con las variables en diferencias, incluyendo como regresor adicional los residuos desfasados de la relación a largo plazo en forma de mecanismo de corrección del error. El modelo finalmente obtenido es el siguiente:

$$DLPIB90_t = 1.485 DDLK90_t - 0.482 DLL_t + 13.758 DDECT_t + 9.059 DDECO_t + \\ (1.069) \quad (-1.011) \quad (2.288) \quad (1.769) \\ + 0.889 DDLECTK_t + 0.584 DDLECOK - 0.419 Z_{t-1} + w_t \\ (2.309) \quad (1.788) \quad (-2.432)$$

$$R^2 = 0.497870$$

$$DW = 1.928840$$

$$\bar{R}^2 = 0.339302$$

$$F\text{-Statistic} = 3.139801$$

Como puede observarse, tan solo son significativas tres de las variables incluidas en la relación a corto plazo: la tasa de crecimiento de la interacción entre capital humano

y progreso técnico, la tasa de crecimiento de la relación entre progreso técnico y stock de capital y el parámetro de velocidad de ajuste.

Todo ello se traduce en que las únicas variables que van a influir sobre la producción a corto plazo en la economía de Castilla y León son las tasas de crecimiento de las interacciones entre capital humano y progreso tecnológico y entre progreso técnico y stock de capital. El hecho de que el resto de factores incluidos en la función a corto plazo no influyan significativamente en el crecimiento de la producción puede deberse a la propia estructura de estos factores que sólo tienen sus efectos sobre el largo plazo.

En cuanto al parámetro de velocidad de ajuste, que también es significativo y con signo negativo, es preciso señalar que nos confirma que la relación a largo plazo que obtuvimos es una relación de cointegración. El valor estimado para este coeficiente indica que cada año se corrige en algo más de un 40% los desfases del año anterior. El citado parámetro tiene un valor inferior al que se obtuvo para España; este hecho refleja que la estructura productiva de Castilla y León es menos flexible que la española, de manera que, los posibles desequilibrios que se puedan producir se corrigen con mayor lentitud en la economía castellano-leonesa. Éste puede ser también el efecto de que en el último período de recesión en España, la economía castellano-leonesa siguiese mostrando tasas de crecimiento por encima de la media nacional, es decir, se produce un cierto desfase en la región a la hora de entrar en un nuevo ciclo económico.

Para terminar, y de acuerdo con la tercera etapa del procedimiento de Engle y Yoo, se ha estimado un modelo que corrige los coeficientes obtenidos en la primera etapa para cada una de las variables y que nos asegura que los nuevos parámetros van a ser asintóticamente eficientes. En esta relación a largo plazo *ajustada*, sí será posible aplicar la inferencia clásica. Los resultados obtenidos son los que se muestran a continuación:

$$\begin{aligned}
 LPIB90_t = & 22.048 + 0.963 LL_t + 4.486 DLK90_t + 30.423 DECT_t + 16.520 DECO_t - 2.286 DLECTK_t - \\
 & (8.737) \quad (3.308) \quad (2.877) \quad (4.824) \quad (2.865) \quad (-4.867) \\
 & - 1.572 DLECOK_t + Z_t \\
 & (-2.865)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2 &= 0.947423 \\
 DW &= 1.161153
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.915177 \\
 F\text{-Statistic} &= 60.06564
 \end{aligned}$$

En primer lugar, hay que señalar que todos los parámetros estimados son significativos. Los valores de los parámetros estimados para España y Castilla y León no son comparables, dado que no coinciden las variables incluidas en cada uno de los modelos y, además para España todas ellas se consideran en niveles, mientras que para Castilla y León hay variables expresadas en tasas de crecimiento.

Los coeficientes que acompañan a las variables inversión bruta en capital físico y tasa de crecimiento del factor trabajo son positivos y significativos, indicando el incremento en la producción que tiene lugar al incrementar tanto *DLK90* como *LL*.

En lo que se refiere a la variable *DECT*, podemos decir que también en Castilla y León el efecto de la cualificación sobre el progreso tecnológico va a tener un efecto positivo y significativo sobre la producción regional en el largo plazo. Si bien, al estar la variable *DECT* diferenciada, nos indica que, la variación en el crecimiento (*aceleración*) de *ECT*, provoca un crecimiento positivo del nivel de output (*velocidad*). Lo mismo sucede con la variable *DECO* que también tiene un efecto positivo y significativo sobre la producción, por lo que las mejoras producidas en la cualificación de la población ocupada y, por tanto, de su productividad, conllevan unas mayores tasas de crecimiento de la producción. Los resultados son coherentes con la teoría del capital humano.

En un estudio de características similares llevado a cabo para la economía de Castilla-La Mancha, se puede apreciar cómo se produce el efecto “fuga de cerebros” (the brain drain effect), que no es otra cosa que los flujos de capital humano de las regiones más atrasadas a las más desarrolladas (Vence y Dieguez, 1996). Sin embargo, para la economía castellano-leonesa parece ser que este efecto no tiene lugar, al resultar positivo y significativo el coeficiente que acompaña a la variable que representa la interacción de la cualificación en la población ocupada (*DECO*).

El signo negativo de los coeficientes estimados para las tasas de crecimiento de la interacción entre acumulación de capital y formación de la población ocupada (*DLECK*) y del progreso tecnológico y el stock de capital (*DLECTK*) es el reflejo de una mano de obra poco cualificada e incapaz de hacer frente a las nuevas tecnologías que acompañan a las nuevas inversiones de capital.

Finalmente, hay que señalar que los signos de los coeficientes estimados en las relaciones a corto y largo plazo no han variado, lo que significa que la economía castellano-leonesa presenta la misma estructura en el corto que en el largo plazo, reflejando la persistencia de una serie de desequilibrios fruto, en ocasiones de la menor cualificación de la población ocupada. Además, estos desequilibrios se corrigen más lentamente que para la economía española en su conjunto dado el menor valor que presentaba el parámetro de velocidad de ajuste de la relación estimada para el corto plazo en la región.

BIBLIOGRAFÍA

- Alba Ramírez, A., (1993): “*Capital humano y competitividad en la economía española: una perspectiva internacional*”. Papeles de Economía Española. Nº 56, 1993.
- Banco Bilbao Vizcaya, (BBV) (1993): INFORME ECONÓMICO, 1992. Bilbao.

- Banco Bilbao Vizcaya, (BBV) (varios años): RENTA NACIONAL DE ESPAÑA Y SU DISTRIBUCIÓN PROVINCIAL. Bilbao.
- Banco de Bilbao, (1977): RENTA NACIONAL DE ESPAÑA Y SU DISTRIBUCIÓN PROVINCIAL. SERIE HOMOGÉNEA 1955-1975. Bilbao.
- Banco de Bilbao, (1986): INFORME ECONÓMICO, 1985. Bilbao.
- Barro, R.J., (1991): “*Economic growth in a cross section of countries*”. The Quarterly Journal of Economics. May, 1991.
- Batista Foguet, J.M., (1984): “*Componentes principales y análisis factorial (exploratorio y confirmatorio)*”. Incluido en Sánchez Carrión, J.J., (ed.) (1984).
- Bénabou, R., (1996): “*Equity and efficiency in human capital investment: the local connection*”. Review of Economic Studies. Vol. 63, 1996.
- Box, G.P.E. y Jenkins, G.M. (1970): *Time series analysis, forecasting and control*. Holden-Day. San Francisco, 1970.
- Caneda González, A., (1996): INFLUENCIA DE LA EDUCACIÓN SOBRE EL CRECIMIENTO ECONÓMICO: UN ANÁLISIS DE LAS DIFERENCIAS ENTRE GALICIA Y ESPAÑA MEDIANTE TÉCNICAS DE COINTEGRACIÓN. Tesis doctoral. Pamplona 1996.
- Chari, V.V., Hopenhayn, H. (1991): “*Vintage human capital, growth, and the diffusion of new technology*”. Journal of Political Economy. Vol. 99, nº6. Dec. 1991.
- Christensen, L.R., Jorgenson, D.W., Lau, L.J. (1973): “*Transcendental logarithmic production frontiers*”. The Review of Economics and Statistics. Nº 55, 1973.
- Daly, M., Gorman, I.; Lenjosek, G.; McNevin, A.; Phiriyapreunt, W. (1993): “*The impact of regional investment incentives on employment and productivity. Some Canadian evidence*”. Regional Science and Urban Economics. Nº 23, 1993.
- De la Fuente, A., Da Rocha, J.M. (1994): “*Capital humano, productividad y crecimiento*”. Incluido en Esteban, J.M., Vives, X. (directores) (1994).
- Eicher, T.S., (1996): “*Interaction between endogenous human capital and technological change*”. Review of Economic Studies. Nº 63, 1996.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1990): “*Cointegración y corrección de error: representación, estimación y contraste*”. Cuadernos Económicos ICE. Nº 44, 1990/1.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (eds.) (1991): LONG-RUN ECONOMIC RELATIONSHIPS: READINGS IN COINTEGRATION. Oxford University Press. New York, 1991.
- Engle, R.F., Yoo, B.S. (1991): “*Cointegrated economic time series: an overview with new results*”. Incluido en Engle, R.F., Granger, C.W.J. (eds.) (1991).
- Esteban, J.M., Vives, X. (directores) (1994): CRECIMIENTO Y CONVERGENCIA REGIONAL EN ESPAÑA Y EUROPA. Instituto de Análisis Económico, CSIC. Barcelona 1994.
- Fundación BBV, (4 volúmenes) (1995): EL "STOCK" DE CAPITAL EN ESPAÑA Y SUS COMUNIDADES AUTÓNOMAS. Fundación BBV. Madrid 1995.

- Grossman, G.M., Helpman, E. (1991): INNOVATION AND GROWTH IN THE GLOBAL ECONOMY. The MIT Press. Cambridge 1991.
- MacKay, R.R., (1993): “Local labour markets, regional development and human capital”. Regional Studies. Vol. 27, N° 8, 1993.
- MacKinnon, J.G. (1991): “Critical values for cointegration tests in long-run economic relationships”. Incluido en Engle, R.F., Granger, C.W.J. (eds.) (1991).
- Mankiw, N.G., Romer, D., Weil, D.N. (1992): “A contribution to the empirics of economic growth”. The Quarterly Journal of Economics. May, 1992.
- Mas, M., Pérez, F., Uriel, E., Serrano, L. (1995): CAPITAL HUMANO. SERIES HISTÓRICAS 1964-1992. Fundación Bancaixa, 1995.
- Nelson, R.R., Phelps, E.S. (1966): “Investment in humans, technological diffusion, and economic growth”. The American Economic Review. Vol. LVI, n° 2, May, 1966.
- Pulley, L.B., Braunstein, Y.M. (1992): “A composite cost function for multiproduct firms with an application to economies of scope in banking”. The Review of Economics and Statistics. Vol. LXXIV, n°2 May 1992.
- Romer, P.M., (1990): “Endogenous technological change”. Journal of Political Economy. Vol. 98, n° 5, Oct, 1990.
- Schultz, T. (1961): “Investment in human capital”. The American Economic review. Vol. LI, 1961.
- Serrano Martínez, L., (1995): “Indicadores de capital humano y productividad”. Documento de Trabajo. IVIE. WP-EC 95-16.
- Smith, A., (1776): THE WEALTH OF NATIONS. De E. Cannan. London 1776.
- Vence Deza, X., Diéguez Castrillón, M.I. (1996): “Asymetries between the education effort and the capabilities for adaptation to structural change at regional level: the drain effect”. Mimeo. November, 1996.

NOTAS

¹ Los dos primeros trabajos son teóricos y el último de ellos es empírico y en él se pone especial atención en los flujos de capital humano de las regiones periféricas a las más desarrolladas; así, la población con un nivel educativo más elevado se traslada a las regiones más dinámicas que le ofrecen salarios más elevados.

² En Alba Ramírez, A. (1993) se incluye una estimación de los efectos de la formación sobre la productividad en la empresa utilizando los datos de la Encuesta sobre Negociación Colectiva en las Grandes Empresas en España. Este autor parte de una función de producción tipo Cobb-Douglas con dos factores: trabajo y capital, pero mide el trabajo en unidades de eficiencia, teniendo en cuenta el incremento de la calidad del mismo como consecuencia de la formación profesional recibida: $L = R e^{(a+br)}$, donde R : n° de trabajadores contratados, t : proporción de nuevos trabajadores (contratados a lo largo del año de referencia), r : proporción de antiguos trabajadores que han recibido formación. De este modo, serán los coeficientes a y b los que indiquen los efectos de la formación profesional sobre la calidad del trabajo. Se llega a la conclusión de que la formación profesional tiene un efecto positivo y significativo sobre los niveles de productividad entre las grandes empresas en España.

³ Christensen, Jorgenson y Lau proponen la forma funcional translogarítmica para las funciones de producción, de costes y de beneficios. Estudios empíricos en los que se utilizan funciones translog los podemos encontrar en Pulley y Braunstein (1992) y Dally et al. (1993).

⁴ No se ha tenido en cuenta la formación dentro de la empresa a pesar que constituye una de las principales formas de adquirir cualificación más específica para el puesto de trabajo desempeñado, sin embargo la dificultad de obtener información sobre este tipo de cualificación ha llevado a no incluirlo en la construcción de los indicadores de capital humano.

⁵ Esta autora incluye las siguientes cinco variables originales: el logaritmo del factor trabajo, el logaritmo del porcentaje de la población ocupada analfabeta y sin estudios, con estudios primarios, medios y universitarios. El motivo por el que introduce el logaritmo del trabajo como un elemento más de las componentes principales es debido a que la contribución de los trabajadores al crecimiento económico aumenta tanto si se incrementa el número de personas empleadas (cambio cuantitativo) como si mejora su cualificación (cambio cualitativo). Sin embargo, no es fácil separar estos dos factores que suelen ir unidos. Así, al considerar el efecto de la componente cualitativa a partir de la distribución de la población ocupada según la formación recibida, se recoge parte del efecto cuantitativo de forma negativa:

$$\text{Ln}(n_i) = \text{Ln}((l_i/1)*100) = \text{Ln}(l_i) - \text{Ln} 1 + \text{Ln} 100$$

donde,

$\text{Ln}(n_i)$: logaritmo del porcentaje de población ocupada con estudios del nivel i -ésimo.

$\text{Ln}(l_i)$: logaritmo del número de trabajadores con dicho nivel de cualificación.

$\text{Ln} 1$: logaritmo del total de ocupados.

⁶ Kaiser, H.F. (1958): "The Varimax criterion for analytic rotation in factor analysis". *Psychometrika*, nº 23, 1958 (pp. 187-200).

⁷ Las variables analizadas serán las que se recogen a continuación:

LPIB90: logaritmo del producto interior bruto a coste de factores a precios constantes de 1990.

LL: logaritmo del total de ocupados.

LK90: logaritmo del stock de capital fijo a precios constantes de 1990.

LKL: producto de *LL* y *LK90*.

ECT: indicador de la interacción entre cualificación y progreso tecnológico.

ECO: indicador del efecto de la cualificación en la población ocupada.

LECTK: producto de *ECT* y *LK90*.

LECOK: producto de *ECO* y *LK90*.

⁸ Las variables diferenciadas las denotaremos como *DLKL*, *DECO* y *DLECOK*, respectivamente. Estas nuevas variables son las tasas de crecimiento de las variables originales.

⁹ Finalmente, se ha decidido eliminar del análisis las variables *DLKL*, *DECO* y *DLECOK*, dado que su inclusión dificultaba la estimación e interpretación del modelo al aparecer múltiples vectores de cointegración, además de resultar no significativas en diversas relaciones de cointegración estimadas.

¹⁰ La *D* delante de cada variable significa que se trata de la primera diferencia de la variable. Entre paréntesis se muestran los valores del estadístico *t*. R^2 : coeficiente de determinación. \bar{R}^2 : coeficiente de determinación ajustado. *DW*: estadístico Durbin-Watson. *F-Statistic*: estadístico *F*.

¹¹ Recuérdese que para establecer una relación de cointegración entre un conjunto de variables, todas ellas han de tener el mismo orden de integración.

¹² A las nuevas series se les denotará como *DLK90*, *DECT*, *DECO*, *DLECTK* y *DLECOK*, respectivamente.

¹³ Se rechaza la hipótesis nula de que no existe ningún vector de cointegración ($180.75 > 124.24$), no pudiéndose rechazar la hipótesis nula de que existe como mucho un vector de cointegración ($80.91 < 94.15$).