

COMPORTAMIENTO CICLICO DE LA PRODUCTIVIDAD EN LA INDUSTRIA: SHOCKS DE OFERTA VERSUS SHOCKS DE DEMANDA

Francisco J. GOERLICH*

Universidad de Valencia

Este trabajo caracteriza, a nivel sectorial, el comportamiento estadístico de la productividad total de los factores para la industria española durante el período 1964-89, tratando de determinar si las fluctuaciones observadas provienen más bien del lado de la oferta o del de la demanda. Considerados globalmente, los resultados tienden a apoyar la hipótesis de que una parte importante de las fluctuaciones en el residuo de Solow reflejan verdaderos shocks de oferta, si bien los diferentes sectores analizados parecen mostrar comportamientos heterogéneos.

1. Introducción

Es un hecho generalmente aceptado que la productividad, no importa como sea medida, es procíclica. Así, shocks de oferta y/o demanda que originan variaciones en la utilización del factor trabajo generan variaciones más que proporcionales en el output, y, por tanto, suponen incrementos en la productividad del factor trabajo. Esta aparente contradicción con el principio de los rendimientos marginales decrecientes ha preocupado a los economistas desde hace mucho tiempo (Dunlop (1938), Tarshis (1939)). Aunque la relación output-trabajo es un indicador muy crudo de la productividad, en la medida en que no tiene en cuenta variaciones en el stock de capital, otras medidas estándares, como la productividad total de los factores (Solow (1957)), presentan similares propiedades estadísticas para un gran conjunto de países y períodos muestrales (Hall (1987), Shapiro (1987), Stockman (1988), Bernanke y Parkinson (1991)).

El reciente interés por la teoría del ciclo económico ha provocado que el tema del carácter procíclico de la productividad haya constituido una de las cuestiones centrales en los debates acerca del origen y mecanismo de propa-

* El autor agradece las discusiones mantenidas durante la elaboración de este trabajo con Vicente Orts y Francisco Pérez, sin que ello implique responsabilizarlos en alguna medida de los posibles errores que en él puedan existir. Los comentarios de dos evaluadores anónimos y un miembro del consejo editorial contribuyeron a mejorar sustancialmente el presente trabajo. También quiero agradecer la ayuda institucional de la DGICYT, proyecto PB90-0579.

gación de las fluctuaciones económicas. Tomando como punto de referencia las dos grandes escuelas de pensamiento que dominan la macroeconomía actual, la visión clásica del mundo, plasmada en los modelos reales del ciclo (Kydland y Prescott (1982)), explica las fluctuaciones económicas a partir de shocks exógenos en la función de producción. Así pues, estos modelos explican la covariación positiva entre el output y la productividad prácticamente por definición.

Por su parte, las teorías keynesianas, que tratan de poner énfasis en un origen de demanda de las fluctuaciones económicas, deben ser más explícitas en la explicación del carácter procíclico de la productividad, ya que los modelos más tradicionales de inercia nominal (Fischer (1977)) generan productividad contracíclica ante shocks de demanda¹. En este contexto la explicación más popular es, probablemente, el denominado atesoramiento de factores, en particular del factor trabajo (*labor hoarding*). Según esta hipótesis las empresas no ajustan el factor trabajo como consecuencia de fluctuaciones a corto plazo en la demanda porque es costoso hacerlo. De esta forma, la productividad disminuye durante las recesiones porque las empresas retienen a los trabajadores, lo que les permite tenerlos de nuevo disponibles cuando la demanda se recupere (Rotemberg y Summers (1990), Burnside, Eichenbaum y Rebelo (1990)). Este atesoramiento de trabajo, que lleva a situaciones de ineficiencia productiva, no es necesariamente irracional, ya que puede estar asociado a la existencia de costes de ajuste o de un tamaño mínimo de explotación (*overhead labor*).

Otras explicaciones del carácter procíclico de la productividad incluyen la existencia de poder de mercado (Hall (1988)), que puede ir o no asociado a rendimientos de escala crecientes (Hall (1990)), efectos externos y complementariedades técnicas en las funciones de producción a nivel de empresa (Caballero y Lyons (1990, 1992)), y errores de medida en los inputs trabajo y/o capital (Hall (1990)), o incluso en el output (Fay y Medoff (1985)).

Este trabajo tiene una doble finalidad; por una parte, trata de caracterizar, a nivel sectorial, el comportamiento estadístico de la productividad total de los factores para la economía española dado un período de tiempo relativamente largo, que incluye diversas fases del ciclo económico. En segundo lugar, trata de determinar si las fluctuaciones observadas en la productividad derivan más bien del lado de la oferta, es decir son verdaderos shocks de productividad, o del lado de la demanda. El trabajo no pretende contrastar teorías alternativas del ciclo económico, sino más bien ofrecer una visión general del comportamiento y origen de las fluctuaciones en la productividad observada. Para ello se utilizan datos tanto sobre output y cantidades de factores de producción, como sobre los precios de dichos factores. A través de un enfoque dual en la medición de la productividad es posible obtener información independiente acerca del posible origen de las fluctuaciones en la productividad.

¹ El carácter contracíclico de la productividad en los modelos con inercia nominal es el dual del comportamiento contracíclico de los salarios reales.

2. Productividad: dos medidas alternativas

La productividad total de los factores es medida usualmente de forma residual como la parte de las variaciones en el valor añadido que no viene explicada por las variaciones en los factores de producción adecuadamente ponderados (Prior Jiménez (1987), Mas y Pérez (1990a), Hernando y Vallés (1993)).

Considérese una función de producción neoclásica con rendimientos constantes de escala y progreso técnico neutral en el sentido de Hicks

$$Y_t = F(N_t, K_t) \cdot E_t \quad [1]$$

donde Y_t representa valor añadido, N_t trabajo, K_t capital y E_t un shock de productividad.

Solow (1957) mostró como el cambio porcentual en el shock E_t , Δe_t , puede ser obtenido a partir de datos estadísticos. Diferenciando totalmente [1], teniendo en cuenta la homogeneidad de grado uno de $F(\bullet)$ y suponiendo que el trabajo es remunerado según su productividad marginal, es fácil obtener

$$\Delta e_t^s = (\Delta y_t - \Delta k_t) - \alpha_t (\Delta n_t - \Delta k_t) \quad [2]$$

donde Δx_t representa el cambio porcentual en x_t ,² $\alpha_t = W_t N_t / P_t Y_t$ es la proporción del output destinada a la remuneración del factor trabajo (W_t es por tanto el salario nominal y P_t el precio del producto) y el superíndice «s» indica que el cambio porcentual en la productividad es medido según Solow (1957).

Es importante hacer hincapié en que para que el residuo de Solow mida correctamente desplazamientos de la función de producción es necesario que dicha función presente rendimientos constantes de escala y al menos uno de los factores de producción, el trabajo en nuestro caso, sea remunerado según su productividad marginal³. Este artículo trata de examinar si la contrapartida estadística de [2], obtenida a partir de datos de series temporales para diversos sectores de la industria española, representa alteracio-

² Aproximado en la práctica por diferencias logarítmicas.

³ Alternativamente podríamos suponer que ambos factores son remunerados según su productividad marginal y no hacer supuestos acerca de los rendimientos de escala de la función de producción (Hulten (1986)). El problema es que el coste de uso del capital es, normalmente, inobservable, por lo que la suma de las proporciones del output destinada a la remuneración de los factores productivos siempre suma la unidad si se calcula a partir de datos de Contabilidad Nacional, lo que equivale implícitamente a imponer rendimientos constantes de escala. Como es bien sabido contrastes de la hipótesis de que los factores de producción se remuneran según su productividad marginal dependen en forma crucial de cómo sean medidos los beneficios, y el beneficio contable no coincide necesariamente con el concepto de beneficio económico (Hall (1986)).

nes en la función de producción, y en este sentido mide la importancia de los shocks en la productividad, o por el contrario el residuo de Solow contiene algún componente de demanda, tal y como varias teorías de corte keynesiano sugieren.

Bajo similares condiciones a las utilizadas por Solow (1957) para medir el cambio porcentual en E_t , es posible derivar una medida alternativa de la productividad basada en la evolución de los precios de los factores (Hulten (1986)). Ello significa que la productividad total de los factores puede ser medida de forma residual a partir de la tasa de crecimiento en el valor añadido una vez deducida la variación en los factores de producción adecuadamente ponderados (residuo de Solow (1957)), o también como el residuo en la tasa de crecimiento del coste medio no explicado por las variaciones en los precios de los factores de producción adecuadamente ponderados.

Para cualquier función de producción neoclásica Samuelson (1962) demostró que existe una función de costes, $C(\bullet)$, con las mismas propiedades de homogeneidad y convexidad. Dicha función es de la forma

$$C(Y_t, W_t, R_t) = \frac{G(W_t, R_t) \cdot Y_t}{E_t} \quad [3]$$

donde R_t es el coste de uso del capital en términos nominales y $G(\bullet)$ es una función homogénea de grado uno.

Las implicaciones para el crecimiento de la productividad de esta ecuación se derivan del lema de Shephard que implica

$$\frac{\partial C}{\partial W_t} = \frac{\partial G}{\partial W_t} \cdot \frac{Y_t}{E_t} = N_t \quad [4]$$

y

$$\frac{\partial C}{\partial R_t} = \frac{\partial G}{\partial R_t} \cdot \frac{Y_t}{E_t} = K_t \quad [5]$$

La ecuación [3] permite definir el coste marginal como

$$MC_t = \frac{\partial C(Y_t, W_t, R_t)}{\partial Y_t} = \frac{G(W_t, R_t)}{E_t} \quad [6]$$

Para obtener una expresión del cambio porcentual en el shock E_t , Δe_t , partiendo de este enfoque dual seguimos los mismos pasos que la derivación original de Solow (1957) a partir de [6].

Así pues, diferenciando totalmente [6], teniendo en cuenta la homogeneidad de grado uno de $G(\bullet)$, haciendo uso del lema de Shephard⁴ e igualando coste marginal a precio (competencia perfecta), obtenemos

$$\Delta p_t = \alpha_t \Delta w_t + (1 - \alpha_t) \Delta r_t - \Delta e_t \quad [7]$$

donde Δe_t , que representa el crecimiento porcentual en la (inobservable) productividad total de los factores, puede ser «medida» a partir de datos acerca de los precios del output y de los factores de producción. Manipulando esta ecuación

$$\Delta e_t^d = \alpha_t (\Delta w_t - \Delta p_t) + (1 - \alpha_t) \cdot (\Delta r_t - \Delta p_t) \quad [8]$$

donde el superíndice *«d»* indica que el cambio porcentual en la productividad es medido según el enfoque dual.

La intuición acerca de esta medida dual de productividad consiste en cuantificar las ganancias de productividad como ahorro de costes a unos precios de los factores dados (Mas y Pérez (1990b)).

Dos comentarios en torno a la derivación de la ecuación [8] son pertinentes. Primero, la medida dual de productividad ha sido obtenida bajo supuestos similares a los utilizados por Solow (1957); puesto que dicha medida proviene de la función de costes [3] y esta supone un comportamiento optimizador (minimización de costes) con respecto a todos los factores de producción, el único supuesto adicional requerido es que el capital sea remunerado según su productividad marginal dentro del período temporal de referencia. Este supuesto, que en ocasiones es puesto en duda en lo que hace referencia al factor trabajo (Baily (1974)), es sin duda irreal debido fundamentalmente a la existencia de costes de ajuste y desfases en la elaboración y ejecución de los proyectos de inversión, aunque se trata de un supuesto estándar en este tipo de análisis. Segundo, desde el punto de vista práctico la obtención de Δe_t^d requiere disponer de datos acerca del coste de uso del factor capital; dichos datos no son directamente observables, por lo que R_t debe ser construida a partir de otras series; parte de la información necesaria para ello, como por ejemplo las tasas de depreciación sectoriales, subvenciones a la inversión, expectativas de inflación, deducciones impositivas por depreciación, o el tipo de interés nominal que represente el verdadero coste de oportunidad en la obtención de fondos para financiar la inversión, no están disponibles, lo que pone en duda la correspondencia entre el concepto económico y la serie estadística calculada.

Estos problemas pueden ser relajados si estamos dispuestos a asumir el coste adicional de parametrizar la función de producción. La expresión resultante no es tan general como [8] pero puede resultar más útil a efectos prácticos. Supongamos que el capital es predeterminado, de forma que sus variaciones deben ser decididas al menos con un período de antelación. En estas condiciones el coste marginal para el período corriente es

⁴ Obsérvese que dada la homogeneidad de $G(\bullet)$ sólo [4] es estrictamente necesaria en la derivación de la ecuación [7].

$$MC_t = W_t \cdot \frac{\partial N_t}{\partial Y_t} \quad [9]$$

donde $\partial N_t / \partial Y_t$ es una función, en general, de K_t , Y_t y E_t .

Si la función de producción presenta elasticidad de sustitución entre factores constante (CES)

$$Y_t = [(1 - \gamma) K_t^\rho + \gamma N_t^\rho]^{1/\rho} \cdot E_t \quad [10]$$

donde γ representa un parámetro de distribución y la elasticidad de sustitución entre trabajo y capital viene dada por $\sigma = 1 / (1 - \rho)$ (Heathfield (1974)); entonces invirtiendo [10] con respecto a N_t obtenemos

$$N_t = \left\{ \frac{1}{\gamma} \cdot \left[Y_t^\rho \cdot E_t^{-\rho} - (1 - \gamma) K_t^\rho \right] \right\}^{1/\rho} \quad [11]$$

Calculando $\partial N_t / \partial Y_t$ a partir de [11], sustituyendo la expresión resultante en [9], tomando logaritmos, diferenciando, teniendo en cuenta que para una función de producción CES

$$\alpha_t = \frac{W_t N_t}{P_t Y_t} = E_t^\rho \cdot \gamma \cdot (N_t / Y_t)^\rho \quad [12]$$

cuando el trabajo es remunerado según su productividad marginal, e igualando coste marginal a precio (competencia perfecta), se obtiene la medida dual de productividad equivalente a [8]

$$\Delta e_t^d = \frac{\alpha_t \cdot (\Delta w_t - \Delta p_t) + (1 - \alpha_t) \cdot (1 - \rho) \cdot (\Delta y_t - \Delta k_t)}{1 - \rho (1 - \alpha_t)} \quad [13]$$

Esta expresión es similar a [8]; todavía depende de forma importante de los cambios en el salario real, pero en lugar del término que refleja las variaciones en el coste de uso del capital aparece un término que muestra los cambios en la productividad marginal del capital en términos de cantidades como consecuencia de alteraciones en los precios.

En cierta forma, la ecuación [13] representa una medida intermedia entre el residuo de Solow y una medida dual de la productividad basada solamente en las variaciones de los precios de los factores de producción⁵.

⁵ Esta afirmación se justifica por el hecho de que una expresión idéntica a [13] podría obtenerse calculando la productividad marginal del capital en [10], igualándola al coste de uso, diferenciando logarítmicamente y sustituyendo la expresión resultante en [8].

Para el caso en que la función de producción fuera Cobb-Douglas ($\rho = 0$), la expresión [13] se convierte en

$$\Delta e_t^d = \alpha (\Delta w_t - \Delta p_t) + (1 - \alpha) \cdot (\Delta y_t - \Delta k_t) \quad [14]$$

Obsérvese que α , la proporción del output destinada a la remuneración del factor trabajo, es constante en este caso.

3. Comportamiento estadístico del residuo de Solow

Esta sección examina algunos estadísticos elementales acerca de la covariación entre output, productividad observada, cantidades y precios de los factores. Para ello se utiliza la base de datos sectorial elaborada por García, Goerlich y Orts (1994), que incluye macromagnitudes básicas a nivel de los 14 sectores industriales de la clasificación NACE-CLIO R25 para la economía española y el período 1964-1989. Las variables utilizadas a nivel agregado se han obtenido de Corrales y Taguas (1989). El apéndice ofrece una descripción más detallada de los datos⁶.

El Cuadro 1 ofrece estadísticos descriptivos acerca de las tasas de variación del output por sectores. Resulta interesante observar como la práctica totalidad de sectores industriales presentaron, para el período 1965-1989, un crecimiento superior al del PIB, que fue tan sólo de un 3,81%, y que a su vez ha ido asociado a una mayor volatilidad, medida esta por la desviación estándar de la tasa de crecimiento; para el PIB dicha desviación estándar fue tan sólo de 2,64%. Todos los sectores muestran un claro comportamiento procíclico⁷ (Long y Plosser (1983)) al presentar correlaciones positivas significativas tanto con respecto al PIB como con respecto al total del VAB industrial, se observa asimismo como las pautas de correlación respecto a ambas variables agregadas son muy similares. Finalmente los coeficientes de

⁶ Los cálculos de este trabajo fueron realizados con RATS versión 4.10. Datos, programas y resultados mencionados en el texto, pero no ofrecidos, se encuentran disponibles si se solicitan al autor.

⁷ Una variable se dice que es procíclica si presenta correlación positiva con una medida adecuada del nivel de actividad económica en el horizonte temporal asociado al ciclo económico. En la práctica ello exige la separación de los componentes tendencial y cíclico de las series bajo consideración. Aunque la literatura de los modelos reales del ciclo ha utilizado casi con exclusividad el filtro de Hodrick y Prescott (1980) para caracterizar los llamados «hechos» del ciclo, los cuadros que se ofrecen a continuación ofrecen estadísticos para las tasas de variación de las variables estudiadas, y ello por dos razones fundamentales. En primer lugar, las tasas de variación de las variables económicas poseen significación propia, lo que facilita una interpretación intuitiva de los resultados, que de esta forma son independientes del modelo estadístico o económico que se suponga para la evolución tendencial de las variables (Canova (1991)). En segundo lugar, el filtro de Hodrick y Prescott (1980) es un filtro de medias móviles simétrico que ha sido aplicado generalmente a muestras de tamaño muy superiores a las utilizadas en este trabajo, las propiedades de dicho filtro en muestras pequeñas son desconocidas (King y Rebelo (1993)).

correlación ofrecidos en el centro del cuadro tratan de ofrecer una primera impresión sobre las propiedades de persistencia de las series de valor añadido. Puede observarse con claridad cómo los patrones de comportamiento son marcadamente diferentes entre sectores y cómo el total de la industria parece presentar una elevada persistencia. Además es posible percibir como aquellos sectores con un menor grado de persistencia son los que muestran un comportamiento menos procíclico. Esta evidencia tiene una explicación lógica, la inercia detectada a nivel agregado sólo es transmitida a nivel sectorial en la medida en que el sector considerado presenta comportamiento procíclico.

CUADRO 1
Estadísticos acerca de la tasa de variación del output sectorial, 1965-1989

SECTOR	Media	Desv. Estándar	Correlación serial			Correlación con PIB	Correlación con VAB de la industria
			1	2	3		
1. Energía	6.49 %	9.51 %	0.034	-0.043	-0.073	0.154	0.423
2. Minerales metálicos	5.42 %	9.72 %	0.579	0.286	0.265	0.800	0.754
3. Productos no metál.	3.91 %	7.21 %	0.660	0.572	0.497	0.837	0.825
4. Químico	8.01 %	6.85 %	0.579	0.218	0.176	0.684	0.790
5. Productos metálicos	6.08 %	8.08 %	0.541	0.473	0.284	0.783	0.774
6. Maquinaria	3.66 %	9.34 %	-0.125	0.175	0.119	0.303	0.507
7. Máquinas de oficina	7.76 %	8.88 %	-0.033	-0.233	0.125	0.249	0.074
8. Material eléctrico	7.03 %	8.77 %	0.497	0.430	0.241	0.539	0.669
9. Material de transp.	7.76 %	11.74 %	0.288	0.064	-0.059	0.682	0.759
10. Alimentación	5.53 %	6.58 %	-0.031	0.229	-0.201	0.066	0.309
11. Textil, vestido y calz.	1.38 %	6.56 %	0.354	0.204	0.370	0.641	0.711
12. Papel y derivados	5.00 %	6.24 %	0.302	0.063	0.042	0.561	0.707
13. Caucho y plástico	6.71 %	8.78 %	0.557	0.351	0.427	0.848	0.819
14. Madera, corcho y ot.	2.70 %	7.45 %	0.486	0.470	0.265	0.633	0.688
Total de la industria	5.29 %	5.05 %	0.627	0.377	0.403	0.816	1.000

Notas: Error estándar aproximado para los coeficientes de correlación serial = 0.2.

El Cuadro 2 muestra la evolución media de la productividad observada así como su comportamiento cíclico⁸. Las tasas medias de variación de la productividad son significativamente positivas, aunque difieren de forma notable entre sectores, oscilando entre un 2.54% para el Textil, vestido y calzado y un 7.88% para Máquinas de oficina (que incluye ordenadores). Comparando con el Cuadro 1 puede observarse una asociación positiva entre el crecimiento en la productividad y el crecimiento en el output del sector, de forma que aquellos sectores que experimentan un crecimiento superior de la productividad son aquellos en los que ha aumentado más el valor

⁸ Los residuos de Solow se calcularon utilizando la serie de horas totales como medida del factor trabajo.

CUADRO 2
Comportamiento cíclico del residuo de Solow (Tasas de variación), 1965-1989

SECTOR	Estadísticos del residuo de Solow				Correlación de la tasa de variación del residuo de Solow con la tasa de variación del:						
	Media	Dev. Estándar	Correlación serial			VAB de la industria	VAB sectorial	Deflactor PIB	Precios sectoriales	Precios relativos	Salario real hora
			1	2	3						
1. Energía	3.71 %	11.14 %	0.099	0.044	-0.072	0.128	0.980	-0.204	-0.696	-0.792	0.733
2. Metales	5.38 %	7.85 %	0.470	0.003	-0.082	0.665	0.919	-0.343	-0.294	-0.084	0.355
3. Productos no metál.	3.56 %	4.78 %	0.329	0.334	0.320	0.727	0.924	-0.436	-0.595	-0.465	0.479
4. Químico	6.01 %	5.39 %	0.422	-0.166	-0.234	0.320	0.852	0.011	-0.480	-0.699	0.473
5. Productos metálicos	4.97 %	5.32 %	0.205	0.160	0.006	0.560	0.894	-0.221	-0.301	-0.205	0.777
6. Maquinaria	3.93 %	6.95 %	-0.143	-0.031	0.071	-0.132	0.828	0.410	0.233	-0.051	0.465
7. Máquinas de oficina	7.88 %	8.69 %	-0.056	-0.391	0.177	-0.111	0.844	0.285	0.122	-0.158	0.141
8. Material eléctrico	5.77 %	6.91 %	0.338	0.298	0.114	-0.021	0.741	0.518	0.309	-0.165	0.418
9. Material de transp.	5.97 %	8.64 %	0.292	-0.222	-0.305	0.384	0.833	-0.044	-0.065	-0.059	0.011
10. Alimentación	4.10 %	6.64 %	0.222	0.294	-0.109	-0.391	0.838	0.456	0.024	-0.552	0.609
11. Textil, vestido y calz.	2.54 %	4.28 %	-0.142	-0.186	0.058	0.218	0.817	-0.178	-0.521	-0.605	0.694
12. Papel y derivados	3.89 %	4.52 %	0.058	-0.203	-0.249	0.048	0.813	-0.245	-0.612	-0.623	0.550
13. Caucho y plástico	3.24 %	4.79 %	0.071	-0.109	-0.016	0.564	0.751	-0.345	-0.371	-0.253	0.204
14. Madera, corcho y ot.	2.90 %	5.66 %	0.041	0.002	0.126	0.254	0.860	-0.223	-0.627	-0.648	0.554
Total de la industria	4.05 %	2.97 %	0.304	-0.080	0.103	0.369	0.754	-0.067	-0.386	-0.632	0.422

Notas: Error estándar aproximado para los coeficientes de correlación serial = 0.2.

añadido en términos reales, un resultado consistente con lo obtenido por Segura y otros (1989) para el período 1978-1984 y diversos niveles de agregación.

Los coeficientes de autocorrelación tienden a mostrar una cierta inercia, normalmente positiva, en la productividad, ya que el primer coeficiente de autocorrelación suele presentar signo positivo. No obstante se observa una menor persistencia en la evolución de la productividad que en la del VAB sectorial, por lo que la evolución cíclica en la utilización de los factores de producción tiende a amortiguar la inercia en la evolución del VAB de los diferentes sectores. Coeficientes de correlación serial nulos significarían que el progreso técnico puede ser representado como un paseo aleatorio con deriva. Una representación factible para muchos de los sectores considerados si tenemos en cuenta que el error estándar aproximado de los coeficientes de autocorrelación es 0.2.

La parte derecha del Cuadro 2 presenta la correlación entre la tasa de variación del residuo de Solow y las tasas de variación de diversas medidas de output, precios y salarios reales para los 14 sectores industriales considerados. La columna 6 ofrece la correlación entre el residuo de Solow y el crecimiento en el PIB, y permite observar el carácter procíclico de la productividad, con excepciones en los sectores de Maquinaria, Máquinas de oficina, Material eléctrico y Alimentación que, a pesar de que su valor añadido covaría positivamente con el PIB, presentan productividad observada acíclica o contracíclica. El carácter procíclico de la productividad se mantiene para el VAB del total de la industria, aunque no es particularmente fuerte⁹. Las columnas 7 y 8 muestran cómo la correlación entre la tasa de crecimiento de la productividad observada y el output aumenta conforme utilizamos una medida de output más cercana al propio sector, un resultado consistente con el obtenido por Hernando y Vallés (1993). Esta elevada correlación positiva entre la productividad y el valor añadido del propio sector es consistente con la existencia de shocks tecnológicos de carácter específico, es decir, perturbaciones de carácter sectorial que afectan en la misma dirección al output y la productividad de dicho sector, sin que exista un proceso de difusión tecnológica dentro del nivel de agregación y la frecuencia

⁹ Los resultados son cualitativamente idénticos si en lugar de utilizar la productividad total de los factores empleamos en el análisis la productividad del factor trabajo, ya sea medida en horas trabajadas o en número de ocupados. Goerlich (1993). En conexión con estos resultados vale la pena mencionar los trabajos de Dolado, Sebastián y Vallés (1993) y Hernando y Vallés (1993), que estudian el comportamiento de la productividad del trabajo en España a nivel agregado y sectorial respectivamente, obteniendo comportamientos débilmente procíclicos y contracíclicos, por lo que la regularidad empírica de la prociclicidad de la productividad podría ser cuestionada para la economía española. Es de destacar, sin embargo, que Hernando y Vallés (1993) utilizan una clasificación sectorial diferente, analizan sólo el período 1981-1990, y emplean datos sectoriales de Contabilidad Nacional, que parecen presentar algunas anomalías debido a su proceso de elaboración, en particular suelen generar relaciones no significativas o de signo negativo entre producción y empleo. (Suárez (1991) Apéndice 2).

anual de los datos que estamos utilizando. También sería consistente, no obstante, con un predominio de los shocks de demanda, siempre y cuando estos tuvieran un importante componente específico por sectores que, no obstante, es difícil de identificar en la práctica¹⁰.

La última sección del Cuadro 2 permite observar la correlación entre los cambios en la productividad y diversas medidas de precios. Las columnas 9, 10 y 11 ofrecen la correlación entre la tasa de variación del residuo de Solow y la tasa de variación de los precios, tanto en términos absolutos, deflator del PIB o índices de precios sectoriales, como relativos¹¹. Dicha correlación es mayoritariamente negativa con excepciones, en lo que hace referencia a precios absolutos, en los sectores de Maquinaria, Máquinas de oficina, Material eléctrico y Alimentación, que son precisamente aquellos sectores cuya productividad mostraba un comportamiento contracíclico en relación al PIB. Esta evidencia sugiere, para el periodo analizado, un predominio de los shocks de oferta sobre los de demanda, ya que shocks agregados de productividad tenderán a generar movimientos en la misma dirección en el output, y en dirección opuesta en los precios, en aquellos sectores que presenten un comportamiento procíclico, mientras que el signo de las correlaciones deberá ser justamente el contrario para aquellos sectores que muestren un comportamiento contracíclico.

Por su parte el carácter uniformemente negativo de las correlaciones entre variaciones en el residuo de Solow y precios relativos sugiere que los shocks de origen sectorial, ya sean de demanda o de oferta, son potencialmente importantes, ya que en principio no sería de esperar que shocks agregados afectaran a los precios relativos. Esta intuición acerca de la importancia de los shocks sectoriales, que ha sido corroborada por Jimeno y Campillo (1993) a partir de los datos del Índice de Producción Industrial y métodos VAR, es confirmada para nuestros datos por el Cuadro 3, que muestra la matriz de correlaciones entre las tasas de variación de los residuos de Solow por sectores. En dicha matriz tan sólo hay cuatro coeficientes mayores de 0.50, ninguno de ellos supera el valor de 0.70, y la mayoría de valores son

¹⁰ Un análisis por subperíodos dividiendo la muestra entre 1965-1974 y 1975-1989 mostró como los resultados acerca del carácter procíclico de la productividad se mantenían, en términos cuantitativos, para ambos subperíodos. El resto de estadísticos ofrecidos también se mantenían, en su mayor parte, en términos cualitativos. Una excepción fueron, sin embargo, los coeficientes de autocorrelación; que tanto para el VAB como para el residuo de Solow mostraron mayor persistencia (coeficientes de correlación serial mayores) para el segundo subperíodo que para el primero, en el que muchos de dichos coeficientes aparecían con signo negativo. Tal y como era de esperar las tasas de variación del output y de la productividad resultaron ser significativamente mayores en el primer subperíodo que en el segundo.

¹¹ Los precios relativos (columna 11) se definen como los precios sectoriales divididos por el deflator del PIB. Los mismos resultados se obtuvieron cuando se utilizó el deflator del VAB del total de la industria como índice de precios agregado.

CUADRO 3
Matriz de correlaciones de (las tasas de variación de) los residuos de Solow por sectores, 1965-1989

Sectores	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	Industria
1	1.00	0.11	0.39	0.60	-0.16	0.13	-0.01	0.13	0.22	-0.22	-0.17	0.31	0.23	0.41	0.65
2	0.11	1.00	0.50	0.01	0.45	-0.05	-0.10	0.18	0.57	-0.37	0.27	-0.01	0.68	0.11	0.48
3	0.39	0.50	1.00	0.30	0.22	0.00	-0.07	0.13	0.23	-0.29	0.25	0.25	0.54	0.46	0.51
4	0.60	0.01	0.30	1.00	0.02	0.17	-0.08	0.17	0.39	0.14	-0.09	0.16	0.21	0.34	0.65
5	-0.16	0.45	0.22	0.02	1.00	-0.05	-0.12	-0.02	0.21	0.01	0.25	-0.12	0.18	0.15	0.22
6	0.13	-0.05	0.00	0.17	-0.05	1.00	0.25	0.41	0.02	0.09	0.10	0.01	0.10	-0.10	0.29
7	-0.01	-0.10	-0.07	-0.08	-0.12	0.25	1.00	0.26	-0.06	-0.27	-0.34	-0.38	-0.04	0.10	-0.19
8	0.13	0.18	0.13	0.17	-0.02	0.41	0.26	1.00	0.31	0.08	-0.04	0.00	0.28	0.18	0.42
9	0.22	0.57	0.23	0.39	0.21	0.02	-0.06	0.31	1.00	-0.09	-0.08	0.13	0.50	0.15	0.62
10	-0.22	-0.37	-0.29	0.14	0.01	0.09	-0.27	0.08	-0.09	1.00	0.30	0.20	-0.33	-0.12	0.17
11	-0.17	0.27	0.25	-0.09	0.25	0.10	-0.34	-0.04	-0.08	0.30	1.00	-0.05	0.12	-0.18	0.27
12	0.31	-0.01	0.25	0.16	-0.12	0.01	-0.38	0.00	0.13	0.20	-0.05	1.00	0.25	0.19	0.37
13	0.23	0.68	0.54	0.21	0.18	0.10	-0.04	0.28	0.50	-0.33	0.12	0.25	1.00	-0.05	0.49
14	0.41	0.11	0.46	0.34	0.15	-0.10	0.10	0.18	0.15	-0.12	-0.18	0.19	-0.05	1.00	0.38
Industria	0.65	0.48	0.51	0.65	0.22	0.29	-0.19	0.42	0.62	0.17	0.27	0.37	0.49	0.38	1.00

Test de la hipótesis de que la matriz de correlaciones es diagonal (Breusch y Pagan (1980))

Chi-cuadrado 142.23

Grados de libertad 91

Nivel de significación 0.0005

notablemente bajos. Sin embargo, a nivel más formal, un test de multiplicadores de Lagrange (Breusch y Pagan (1980)) es incapaz de aceptar la hipótesis nula de que dicha matriz de correlaciones es diagonal, incluso a un nivel de significación del 1%. La evidencia no es pues definitiva, por lo que investigación adicional sobre este punto sería deseable. Es de destacar, no obstante, que los modelos de corte keynesiano con inercia nominal en precios y competencia imperfecta (Blanchard y Kiyotaki (1987), Rotemberg y Woodford (1989, 1991)) no tienen implicaciones claras sobre la correlación entre precios relativos y productividad, por lo que este tipo de correlaciones no son especialmente informativas en lo referente al origen de las fluctuaciones económicas.

Finalmente la última columna del Cuadro 2 ofrece información sobre la correlación entre salarios reales del productor y productividad, en tasas de crecimiento¹². Dicha correlación es positiva para todos los sectores considerados, así como para el total de la industria. Tradicionalmente una correlación positiva entre productividad y salarios reales se ha considerado evidencia sobre la importancia de los shocks de oferta (Shapiro (1987)); sin embargo, este es el signo que predice cualquier modelo de inercia nominal en el que predominen shocks de demanda y nos movamos a lo largo de una curva de demanda de trabajo, incluso en presencia de rendimientos crecientes. Dicha relación positiva no es consistente, sin embargo, con los modelos de atesoramiento de factores en los que shocks de demanda afectan al grado de utilización de los factores en lugar de afectar a las cantidades de factores empleados, ya que estos modelos predicen una correlación nula entre productividad y salarios reales (Hall (1990)).

Esta relación completa una visión general sobre el comportamiento cíclico de la productividad total de los factores a nivel sectorial. En la sección siguiente se exponen los resultados obtenidos con el enfoque dual.

4. La identificación de los shocks con la medida dual de productividad

Como hemos visto en la Sección 2 la productividad puede ser medida a través de dos enfoques diferentes: el modelo estándar vía output producido y cantidades de factores empleados, o la aproximación dual vía variaciones en los precios del output y factores de producción. Bajo la hipótesis de que la productividad observada recoge verdaderos desplazamientos en la función de producción ambas medidas de productividad deben ser idénticas si se cumplen, en cada caso, los supuestos bajo los cuales fueron derivadas y no hay errores de medida en las variables utilizadas¹³. Esta sección compara las dos medidas de productividad derivadas anteriormente.

¹² Los resultados se ofrecen para el salario real hora, pero son igualmente válidos para el salario real por ocupado.

¹³ O errores derivados de la parametrización de la función de producción si se emplea la expresión [13].

El Cuadro 4 muestra algunos estadísticos descriptivos de la medida dual de productividad calculada según la ecuación [14], es decir cuando la tecnología es Cobb-Douglas¹⁴, así como la correlación con el residuo de Solow. En términos generales la comparación con el Cuadro 2 permite observar como Δe_t^d muestra un crecimiento medio, una volatilidad y un grado de persistencia similar (medido este a través de los coeficientes de autocorrelación) en relación a Δe_t^s . La última columna del cuadro muestra la correlación entre ambas series que es, en todos los casos, positiva y significativamente alta, lo que permite concluir que las variaciones en los precios de los factores de producción explican en alto grado las variaciones observadas en el residuo de Solow.

CUADRO 4
Productividad según el enfoque dual (ecuación [14]):
Estadísticos y correlación con el residuo de Solow, 1965-1989

SECTOR	Estadísticos descriptivos					Correlación con el residuo de Solow
	Media	Desv. Estándar	Correlación serial			
			1	2	3	
1. Energía	3.29 %	10.27 %	0.200	-0.066	-0.162	0.967
2. Minerales metálicos	5.61 %	6.68 %	0.503	0.115	-0.056	0.783
3. Productos no metál.	3.26 %	4.52 %	0.569	0.456	0.432	0.822
4. Químico	6.44 %	4.57 %	0.523	-0.025	-0.146	0.916
5. Productos metálicos	5.47 %	6.37 %	0.320	0.225	0.083	0.870
6. Maquinaria	4.76 %	6.41 %	-0.327	0.245	0.137	0.809
7. Máquinas de oficina	8.03 %	5.99 %	0.039	0.011	0.206	0.690
8. Material eléctrico	6.39 %	5.93 %	0.324	0.328	0.418	0.753
9. Material de transp.	6.74 %	5.57 %	0.230	-0.093	0.091	0.674
10. Alimentación	4.61 %	5.79 %	0.304	0.271	-0.050	0.957
11. Textil, vestido y calz.	3.10 %	6.02 %	-0.069	-0.269	0.090	0.880
12. Papel y derivados	3.77 %	5.67 %	-0.101	-0.159	-0.046	0.833
13. Caucho y plástico	4.06 %	4.50 %	0.138	0.124	0.325	0.705
14. Madera, corcho y ot.	3.18 %	6.41 %	0.305	-0.001	0.121	0.765
Total de la industria	4.20 %	3.44 %	0.345	0.139	0.296	0.827

Notas: Error estándar aproximado para los coeficientes de correlación serial = 0.2.

Consideremos ahora una regresión del residuo de Solow, Δe_t^s , sobre la medida dual de productividad, Δe_t^d , y una constante. Si la hipótesis de que las dos medidas de productividad son iguales es correcta el coeficiente de

¹⁴ Los problemas mencionados en la Sección 2 aconsejaron evitar la utilización de datos acerca del coste de uso del factor capital.

regresión de Δe_t^d y el R^2 de dicha ecuación deberían ser iguales a 1¹⁵. Para el conjunto de la industria y una elasticidad de sustitución igual a 1 ($\rho = 0$) los resultados de dicha regresión son los siguientes¹⁶

$$\Delta e_t^d = 0.01 + 0.72 \Delta e_t^d \quad \sigma = 1 \quad [15]$$

(0.01) (0.15)

$$SEE = 0.017 \quad R^2 = 0.68 \quad DW = 1.41 \quad Q(6) = 4.65 (0.59)$$

donde los errores estándar (entre paréntesis) son consistentes frente a heteroscedasticidad y autocorrelación (parámetro de corte igual a 1), construidos según Hansen (1982) utilizando el esquema de ponderación de Newey y West (1987)¹⁷, y $Q(6)$ es el estadístico de Ljung-Box (1978) calculado a partir de los 6 primeros coeficientes de autocorrelación de los residuos y considerado como distribuido asintóticamente como una chi-cuadrado con 6 grados de libertad, el nivel de significación de este estadístico figura entre paréntesis.

El coeficiente asociado a Δe_t^d está por debajo de la unidad y el nivel de significación de la hipótesis de que toma un valor unitario es exactamente de 0.05. Medido a través del R^2 nuestra medida dual de productividad parece explicar alrededor del 70% de la variabilidad en el residuo de Solow.

Los resultados son ligeramente diferentes si suponemos un valor sensiblemente inferior para la elasticidad de sustitución entre factores; una restricción tecnológica probablemente más adecuada a la realidad. En concreto para una elasticidad de sustitución igual a 0.1 ($\rho = -9$) los resultados obtenidos son los siguientes

$$\Delta e_t^d = 0.03 + 0.75 \Delta e_t^d \quad \sigma = 0.1 \quad [16]$$

(0.00) (0.06)

$$SEE = 0.011 \quad R^2 = 0.88 \quad DW = 1.24 \quad Q(6) = 3.79 (0.71)$$

Podemos observar como a pesar de que el valor puntual del coeficiente asociado a Δe_t^d es similar al caso en que $\sigma = 1$ su estimación es mucho más precisa, de for-

¹⁵ Estrictamente hablando la estimación de la constante en dicha ecuación no debería ser significativamente diferente de cero, aunque un valor distinto de cero podría justificarse por un error de medida constante en la construcción de uno o ambos residuos. En el análisis que sigue no restringimos el valor de la constante, que simplemente ajusta por diferentes valores medios en las variables utilizadas.

¹⁶ $\rho = 0$ es el caso de una función de producción Cobb-Douglas. Aunque desde el punto de vista teórico las proporciones del output destinadas a la remuneración de los factores productivos son constantes en este caso (ecuación [14]), dichas proporciones fueron tomadas como series temporales. Los resultados, sin embargo, no fueron sensibles en modo alguno a esta pequeña modificación ya que dichas proporciones son relativamente estables a lo largo del período considerado.

¹⁷ Todos los errores estándar que se ofrecen en este trabajo fueron construidos de esta forma. Los contrastes de significación citados son, por tanto, robustos frente a heteroscedasticidad y autocorrelación de forma desconocida. Los mismos resultados cualitativos se obtuvieron, sin embargo, con errores estándar de mínimos cuadrados ordinarios o variando el parámetro de corte entre 0 y 4.

ma que ahora podemos rechazar la hipótesis de que dicho coeficiente toma un valor unitario con un gran nivel de confianza. Además la capacidad explicativa de la medida dual de productividad se incrementa en este caso de forma notable.

Consideremos ahora la posibilidad de que al menos parte de las variaciones en la productividad observada se deban a movimientos en la demanda agregada, tal y como algunas teorías de corte keynesiano sugieren. Así, por ejemplo, si el atesoramiento del factor trabajo es importante, las fluctuaciones cíclicas en el residuo de Solow no son debidas en su totalidad a variaciones en la productividad de los factores y no es de esperar que los precios de dichos factores se alteren en respuesta a esta evolución cíclica de la demanda. Dicho con otras palabras, la posible existencia de atesoramiento de trabajo implica un error de medida en el residuo de Solow, ya que al efecto del factor trabajo hay que añadir el efecto del esfuerzo o variación en la intensidad de dicho factor. En la medida en que ese esfuerzo esté correlacionado con la demanda agregada la inclusión de una variable representativa de dicha demanda en la ecuación [15] / [16] debe resultar significativa. Sin embargo cuando añadimos a la ecuación [15] la tasa de crecimiento del PIB en términos reales obtenemos

$$\Delta e_t^s = 0.01 + 0.69 \Delta e_t^d + 0.07 \Delta \text{PIB} \quad \sigma = 1 \quad [17]$$

(0.01) (0.18) (0.17)

$$\text{SEE} = 0.017 \quad R^2 = 0.69 \quad DW = 1.34 \quad Q(6) = 4.93 (0.55)$$

lo que indica que dicha variable carece de poder explicativo en esta ecuación. Lo mismo sucede si utilizamos la tasa de crecimiento del consumo público (G) o el grado de utilización de la capacidad productiva (CU) como indicadores de demanda agregada. Tan solo la tasa de variación de las disponibilidades líquidas ($M3$) se muestra significativa al 5% (aunque no al 1%), pero obsérvese que, tal y como se desprende de la inspección del Cuadro 5, esta variable aparece con signo contrario al esperado y además el resultado no es robusto a diferentes valores de la elasticidad de sustitución.

El Cuadro 5 ofrece un conjunto completo de estimaciones para elasticidades de sustitución entre factores productivos que oscilan entre 1 y 0.1 y diversas variables representativas de la demanda agregada¹⁸. Los resultados son cualitativamente similares, el coeficiente asociado a Δe_t^d oscila entre 0.7 y 0.8 pero resulta, en la mayoría de los casos, significativamente diferente de la unidad; sin embargo la demanda agregada, aproximada por la tasa de crecimiento del PIB, de G , de $M3$ o el grado de utilización de la capacidad productiva, no parece ser capaz de explicar, siquiera parcialmente, las fluctuaciones en el residuo de Solow¹⁹.

¹⁸ Todas las variables consideradas fueron introducidas en la ecuación en tasas de crecimiento, excepto la utilización de la capacidad productiva. También se consideraron estas mismas variables desfasadas un período, lo que podría justificarse por la existencia de costes de ajuste, sin embargo, resultaron igualmente no significativas.

¹⁹ Los únicos dos casos en los que alguna de estas variables entran significativamente al 5 % en una ecuación del tipo [17] son ΔPIB cuando $\sigma = 0.1$ y $\Delta M3$ cuando $\sigma = 1$; sin embargo, en ambos casos lo hacen con signo contrario al esperado.

CUADRO 5

Regresión del residuo de Solow sobre la medida dual de productividad (ecuación [13]) y diversos indicadores de demanda: Resultados para el total de la industria, 1965-1989

Elasticidad de sustitución = 1						Elasticidad de sustitución = 0.5				
Constante	0.010 (0.006)	0.009 (0.006)	0.005 (0.007)	0.028 (0.136)	0.033 (0.012)	0.014 (0.003)	0.015 (0.005)	0.015 (0.005)	0.072 (0.082)	0.025 (0.008)
Productividad dual	0.715 (0.148)	0.694 (0.175)	0.681 (0.149)	0.721 (0.183)	0.721 (0.126)	0.808 (0.083)	0.824 (0.112)	0.815 (0.092)	0.829 (0.097)	0.798 (0.068)
PIB		0.072 (0.166)					-0.046 (0.121)			
G			0.151 (0.136)					-0.028 (0.093)		
Util. Capacidad				-0.022 (0.171)					-0.073 (0.101)	
M3					-0.153 (0.068)					-0.078 (0.048)
SEE	0.017	0.017	0.017	0.017	0.016	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012
R2	0.683	0.687	0.691	0.684	0.740	0.841	0.843	0.841	0.845	0.856
DW	1.413	1.343	1.424	1.443	1.751	1.436	1.511	1.441	1.587	1.589
Q(6)	4.648	4.925	4.551	4.698	11.240	6.007	6.621	5.940	8.206	10.004
Nivel de Significación	0.590	0.553	0.603	0.583	0.081	0.422	0.357	0.430	0.223	0.124
Test 1	0.053	0.080	0.032	0.126	0.028	0.021	0.115	0.044	0.079	0.003
Test 2	-	0.666	0.265	0.898	0.024	-	0.702	0.772	0.471	0.104
Elasticidad de sustitución = 0.25						Elasticidad de sustitución = 0.1				
Constante	0.020 (0.003)	0.023 (0.004)	0.024 (0.004)	0.087 (0.042)	0.022 (0.007)	0.026 (0.002)	0.030 (0.004)	0.030 (0.004)	0.082 (0.039)	0.021 (0.007)
Productividad dual	0.806 (0.054)	0.849 (0.049)	0.833 (0.056)	0.829 (0.050)	0.802 (0.048)	0.749 (0.056)	0.802 (0.052)	0.772 (0.057)	0.767 (0.056)	0.760 (0.053)
PIB		-0.120 (0.066)					-0.148 (0.066)			
G			-0.104 (0.080)					-0.094 (0.090)		
Util. Capacidad				-0.084 (0.051)					-0.069 (0.047)	
M3					-0.014 (0.042)					0.032 (0.046)
SEE	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.011	0.010	0.011	0.011	0.011
R2	0.896	0.904	0.899	0.901	0.896	0.877	0.890	0.880	0.881	0.879
DW	1.280	1.419	1.252	1.384	1.282	1.236	1.198	1.142	1.209	1.276
Q(6)	6.615	9.550	6.501	8.731	6.699	3.789	4.083	4.584	3.764	4.302
Nivel de Significación	0.358	0.145	0.369	0.189	0.350	0.705	0.665	0.598	0.709	0.636
Test 1	0.000	0.002	0.003	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Test 2	-	0.068	0.196	0.102	0.741	-	0.025	0.296	0.142	0.489

Notas: Errores estándar (entre paréntesis) y contrastes de significatividad consistentes frente a heteroscedasticidad y autocorrelación. Ver texto.

Test 1: Nivel de significación asociado a la hipótesis de que el coeficiente de la medida dual de productividad es igual a 1.

Test 2: Nivel de significación asociado a la introducción de la variable representativa de la demanda agregada.

El rechazo de la hipótesis keynesiana de atesoramiento de trabajo mediante la regresión [17] lleva a preguntarnos sobre lo que dicho rechazo implica para el origen de las fluctuaciones económicas²⁰. Como argumentamos en la introducción, si las perturbaciones en la economía son fundamentalmente de demanda y el atesoramiento de trabajo es importante, las empresas responderán a estos shocks de demanda variando el grado de utilización del factor trabajo; en estas condiciones no es de esperar que shocks de demanda alteren, de forma significativa, ni la cantidad, ni el precio de los factores utilizados, lo que permite explicar el carácter procíclico de la productividad y justificaría la ausencia de correlación entre productividad y precios de los factores. Los resultados del Cuadro 5 nos indican como, una vez hemos descontado el efecto de las variaciones en los precios de los factores de producción mediante la medida dual de productividad, nuestras variables *proxy* para la demanda agregada no son capaces de explicar, siquiera parcialmente, las fluctuaciones observadas en el residuo de Solow, por ello, en la medida en que dicho residuo presenta un comportamiento procíclico (Cuadro 2), debemos concluir que dichas fluctuaciones se deben fundamentalmente a shocks de oferta²¹.

El Cuadro 6 muestra los mismos resultados para los 14 sectores industriales considerados, si bien sólo se ofrecen dichos resultados para valores de la elasticidad de sustitución igual a 1 y 0.1²². En líneas generales la hipótesis de que el coeficiente asociado a la medida dual de productividad es igual a uno en una ecuación del tipo [15] sólo es rechazada en un tercio de los sectores industriales y, para el caso de una función de producción Cobb-Douglas, las medidas de demanda agregada no parecen ser capaces de explicar las fluctuaciones en la productividad observada en la mayoría de los casos; excepciones a esta regla general son, sin embargo, los sectores de Minerales metálicos, Productos no metálicos, Máquinas de oficina, Material eléctrico, Alimentación y Textil, vestido y calzado, donde al menos dos de las variables *proxy* para la demanda agregada aparecen como significativas²³. En el análisis sectorial utilizamos una medida adicional indicativa de la demanda agregada, el resto del VAB indus-

²⁰ El autor agradece a un evaluador anónimo el haber llamado la atención sobre este punto.

²¹ Si los shocks de demanda fueran importantes y las empresas respondieran a estos shocks mediante variaciones en las cantidades utilizadas de factores, en lugar de variaciones en el grado de utilización de los mismos, entonces sería posible que las variables representativas de la demanda no aparecieran como significativas en una regresión del tipo [17], en la medida en que los shocks de demanda también provocarían alteraciones en los precios de los factores que podrían ser captadas por la medida dual de productividad; sin embargo, dado el principio de los rendimientos marginales decrecientes, observaríamos, en este caso, productividad contracíclica.

²² Otros valores de la elasticidad de sustitución proporcionaron resultados intermedios respecto a los ofrecidos en el texto.

²³ Resulta interesante observar que, como se vio en la Sección 3, los sectores de Maquinaria, Máquinas de oficina, Material eléctrico y Alimentación presentaban productividad observada acíclica o contracíclica en relación al PIB.

trial²⁴, esta variable debe ser importante si existen externalidades significativas a nivel sectorial tal y como sugiere el análisis en Goerlich y Orts (1993).

De igual forma que sucedía con el conjunto industrial los resultados son sensibles a la elasticidad de sustitución entre factores. Si bien los valores puntuales de las estimaciones son similares, la precisión de las mismas aumenta de forma notable al disminuir dicha elasticidad, así la demanda agregada parece tener un mayor poder explicativo cuando la elasticidad de sustitución toma un valor de 0.1, especialmente cuando la medimos a través del PIB o del resto del VAB industrial. Ello sugiere un cierto papel para la demanda en la explicación del comportamiento cíclico de la productividad observada en un conjunto importante de sectores.

No obstante, considerados globalmente, los resultados a nivel sectorial son heterogéneos y no parece que lo obtenido para el total de la industria sea directamente generalizable a nivel de cada sector. En este sentido algunos autores (Jaumandreu (1986), Segura y otros (1989)) han señalado como el análisis de las relaciones intersectoriales juega un papel importante en lo concerniente al estudio de la productividad.

En resumen, los resultados de esta sección tienden a confirmar los de la Sección 3 en cuanto a la importancia de los shocks de oferta frente a los de demanda, aunque para algunos sectores esta afirmación deba ser matizada. La posible relevancia de perturbaciones de demanda de carácter sectorial parece ser importante para algunos sectores, en la medida en que dichas perturbaciones puedan ser aproximadas por el resto del VAB industrial. No obstante para el conjunto de la industria parece que las variaciones en los precios de los factores dejan por explicar una parte importante de la variabilidad en el residuo de Solow, que sin embargo no puede ser explicada por nuestras variables *proxy* para la demanda agregada; este hecho, unido al comportamiento procíclico de dicho residuo, permite concluir que los shocks de oferta han jugado un papel importante en la evolución de la productividad total de los factores.

CUADRO 6

Regresión del residuo de Solow sobre la medida dual de productividad (ecuación [13]) y diversos indicadores de demanda: Resultados a nivel sectorial, 1965-1989

SECTOR	Elasticidad de sustitución = 1			Test 2				
	Coeffic.	Test 1	R2	PIB	G	CU	M3	Resto VAB
1. Energía	1.048	0.351	0.935	0.312	0.053	0.165	0.115	0.036
2. Minerales metálicos	0.920	0.660	0.613	0.004	0.334	0.016	0.821	0.048
3. Productos no metálicos	0.869	0.264	0.676	0.067	0.007	0.417	0.036	0.190
4. Químico	1.078	0.524	0.839	0.851	0.833	0.612	0.068	0.497
5. Productos metálicos	0.727	0.032	0.757	0.151	0.426	0.274	0.514	0.435
6. Maquinaria	0.878	0.467	0.655	0.097	0.642	0.231	0.512	0.274

.../...

²⁴ El valor añadido del propio sector es eliminado para evitar problemas de endogeneidad.

CUADRO 6 (continuación)

Regresión del residuo de Solow sobre la medida dual de productividad (ecuación [13])
y diversos indicadores de demanda: Resultados a nivel sectorial, 1965-1989

SECTOR	Elasticidad de sustitución = 1			Test 2				
	Coefic.	Test 1	R2	PIB	G	CU	M3	Resto VAB
7. Máquinas de oficina	1.002	0.993	0.477	0.002	0.778	0.062	0.825	0.000
8. Material eléctrico	0.878	0.457	0.568	0.002	0.778	0.052	0.196	0.075
9. Material de transporte	1.046	0.865	0.454	0.449	0.108	0.768	0.293	0.318
10. Alimentación	1.098	0.322	0.916	0.398	0.980	0.078	0.016	0.058
11. Textil, vestido y calzado	0.625	0.000	0.775	0.077	0.541	0.557	0.008	0.051
12. Papel y derivados	0.664	0.000	0.694	0.680	0.286	0.726	0.088	0.792
13. Caucho y plástico	0.750	0.113	0.497	0.166	0.965	0.668	0.459	0.279
14. Madera, corcho y otras	0.675	0.115	0.586	0.648	0.305	0.155	0.302	0.986
Total de la industria	0.715	0.053	0.683	0.666	0.265	0.898	0.024	-

SECTOR	Elasticidad de sustitución = 0.1			Test 2				
	Coefic.	Test 1	R2	PIB	G	CU	M3	Resto VAB
1. Energía	1.062	0.423	0.957	0.001	0.446	0.004	0.007	0.000
2. Minerales metálicos	0.961	0.280	0.936	0.000	0.464	0.788	0.002	0.004
3. Productos no metálicos	0.874	0.079	0.884	0.334	0.004	0.617	0.038	0.873
4. Químico	1.009	0.878	0.949	0.401	0.610	0.259	0.092	0.482
5. Productos metálicos	0.802	0.016	0.852	0.131	0.572	0.702	0.010	0.000
6. Maquinaria	0.773	0.034	0.792	0.018	0.437	0.124	0.986	0.110
7. Máquinas de oficina	1.011	0.924	0.792	0.000	0.972	0.002	0.688	0.000
8. Material eléctrico	0.875	0.233	0.826	0.000	0.101	0.000	0.470	0.020
9. Material de transporte	0.927	0.033	0.901	0.481	0.609	0.259	0.277	0.195
10. Alimentación	1.013	0.598	0.960	0.001	0.242	0.103	0.237	0.000
11. Textil, vestido y calzado	0.788	0.001	0.900	0.006	0.978	0.075	0.288	0.048
12. Papel y derivados	0.790	0.000	0.910	0.144	0.012	0.096	0.494	0.272
13. Caucho y plástico	0.782	0.000	0.891	0.000	0.942	0.052	0.023	0.095
14. Madera, corcho y otras	0.833	0.119	0.841	0.009	0.226	0.541	0.124	0.005
Total de la industria	0.749	0.000	0.877	0.025	0.296	0.142	0.489	-

Notas: Coeficiente es el coeficiente de la pendiente asociado a la medida dual de productividad en la ecuación [15]/[16].

Errores estándar y contrastes de significatividad consistentes frente a heteroscedasticidad y autocorrelación. Ver texto.

Test 1: Nivel de significación asociado a la hipótesis de que el coeficiente de la medida dual de productividad es igual a 1.

Test 2: Nivel de significación asociado a la introducción de la variable representativa de la demanda agregada.

5. Conclusiones

La productividad total de los factores puede ser medida vía cantidades, tal y como se hace habitualmente, o vía precios, a través de un enfoque dual. Si la productividad observada (residuo de Solow) recoge verdaderos despla-

mientos en la función de producción estas dos medidas deben ser idénticas. En la práctica ambas medidas están muy relacionadas para un gran conjunto de sectores y también para el total de la industria, aunque la variación en los precios de los factores no es capaz de explicar plenamente las fluctuaciones observadas en el residuo de Solow²⁵.

Este trabajo caracteriza, a nivel sectorial, el comportamiento estadístico de la productividad total de los factores para el período 1964-1989 y trata de determinar si las fluctuaciones observadas en la productividad provienen más bien del lado de la oferta o del lado de la demanda. Un primer resultado importante que se desprende del análisis es el del comportamiento procíclico de la productividad a nivel sectorial; dicho comportamiento procíclico, que presenta algunas excepciones, aumenta conforme utilizamos una medida de output más cercana al propio sector.

Considerados globalmente y para el conjunto industrial, tanto los resultados de la Sección 3 como los de la Sección 4 tienden a apoyar la hipótesis de que una gran parte de las fluctuaciones en el residuo de Solow reflejan verdaderos shocks de productividad; medidas estándares que aproximan la demanda agregada, tales como el crecimiento del PIB, del gasto público, de las disponibilidades líquidas o de la tasa de utilización de la capacidad productiva, no resultan significativas en la explicación del comportamiento de la productividad observada una vez hemos descontado el efecto de variaciones en los precios de los factores.

Esta conclusión debe ser, sin embargo, matizada cuando analizamos el detalle sectorial. De hecho si algo muestra el análisis estadístico de este trabajo es la heterogeneidad existente entre sectores industriales, lo que apunta en dos direcciones. Primero, las interrelaciones sectoriales aparecen como altamente relevantes en lo referente al estudio de la productividad, tanto en lo que hace referencia a su origen como a su evolución, ya que no parece probable que exista una explicación válida del mismo fenómeno para todos los sectores industriales. En este sentido, cambios en la composición del output industrial son potencialmente importantes en la explicación de fenómenos a nivel agregado (Jaumandreu (1996))²⁶. Segundo, la evidencia empírica mostrada en las Secciones 3 y 4 parece apoyar la hipótesis de que las fluctuaciones en la productividad tienen un origen fundamentalmente de oferta. Sin embargo este resultado no es concluyente; a nivel sectorial algunas de las variables *proxy* para la demanda agregada aparecen como significativas en la explicación del residuo de Solow, en concreto el resto del VAB industrial se muestra significativo en la mitad de los sectores considerados cuando la elas-

²⁵ Esta afirmación debe ser matizada por el hecho de que la medida dual de productividad utilizada evita el empleo del coste de uso del capital por problemas de medición de esta variable a costa de parametrizar la función de producción.

²⁶ Rotemberg y Woodford (1991) demuestran, por ejemplo, cómo en un contexto competitivo variaciones en la demanda agregada pueden producir cambios en la composición sectorial del output tales que el salario real aparezca como procíclico.

tividad de sustitución entre factores se restringe a 0.1; este resultado sugiere, además, que los efectos externos entre sectores son potencialmente importantes (Goerlich y Orts (1993)).

Aunque en líneas generales los resultados de este trabajo son difíciles de reconciliar con una visión keynesiana tradicional que explique las fluctuaciones cíclicas en la productividad observada como consecuencia de fluctuaciones en la demanda agregada, al menos dentro de la frecuencia anual de los datos que hemos utilizado, otras explicaciones asociadas a modelos de competencia imperfecta son posibles (Hall (1988, 1990), Caballero y Lyons (1990, 1992), Rotemberg y Woodford (1989, 1991)) y requieren un examen más detallado que el realizado en este artículo. Extensiones en esta dirección se dejan para investigaciones futuras.

Apéndice

La base de datos recopilada por García, Goerlich y Orts (1994) incluye macromagnitudes básicas a nivel de los 14 sectores industriales de la clasificación NACE-CLIO R25 para la economía española y el período 1964-1989. Dicha base de datos está elaborada mediante agregación de los datos de la Encuesta Industrial del INE para el período 1978-1989 y a partir de las series proporcionadas por Gandoy (1988) y Gómez Villegas (1987) para el período 1964-1981. Detalles sobre el proceso de construcción de las variables utilizadas se encuentran en el trabajo mencionado, si bien es necesario puntualizar que los datos de la Encuesta Industrial se respetaron en su totalidad cuando estuvieron disponibles.

En concreto se utilizan las siguientes series:

Valor Añadido Bruto, así como su distribución entre Costes de Personal y Excedente Bruto de Explotación. Las magnitudes nominales fueron convertidas a reales (base 1980) mediante los Índices de Precios Industriales del INE²⁷.

Stock de Capital en términos reales neto deflactado, obtenido mediante inventario permanente a partir de las series de Formación Bruta de Capital Fijo sectorial deflactadas con el deflactor de Contabilidad Nacional.

Horas Totales y Personas Ocupadas como variables representativas del factor trabajo. Salario obtenido como el cociente entre los Costes de Personal y la magnitud utilizada como representativa del factor trabajo.

A nivel agregado y obtenidas de Corrales y Taguas (1989) se utilizaron:

Producto Interior Bruto a coste de factores, base 1980; así como su deflactor. Consumo público, base 1980; grado de utilización de la capacidad productiva

²⁷ Se utiliza el mismo índice para deflactar las tres magnitudes. Sin embargo, para el total de la industria el proceso de agregación permite obtener un deflactor implícito diferente para cada una de las tres variables.

para el conjunto de la economía y disponibilidades líquidas ($M3$), como indicadores de demanda agregada.

Finalmente se exponen las equivalencias entre los 14 sectores industriales de NACE-CLIO R25, la Encuesta Industrial y la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (1974).

CUADRO A.1
Equivalencias sectoriales

Sectores industriales NACE-CLIO R25	Encuesta Industrial	CNAE (1974)
1. Energía	1-8	11-16
2. Minerales metálicos y siderometalurgia	9-11	21, 22
3. Minerales y productos no metálicos	12-18	23, 24
4. Químico	19-30	25
5. Productos metálicos	31-35	31
6. Maquinaria	36, 37	32
7. Máquinas de oficina y otros	38, 46	33, 39
8. Material eléctrico	39, 40	34, 35
9. Material de transporte	41-45	36-38
10. Alimentación	47-64	41, 42
11. Textil, vestido y calzado	65-74	43-45
12. Papel y derivados	80-82	47
13. Caucho y plásticos	83-84	48
14. Madera, corcho y otras manufacturas	75-79, 85-89	46, 49

Referencias

- Baily, M. N. (1974): «Wages and Employment under Uncertain Demand», *Review of Economic Studies* 41, pp. 37-50.
- Blanchard, O. J. y Kiyotaki, N. (1987): «Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand», *American Economic Review* 77, pp. 647-666.
- Bernanke, B. y Parkinson, M. (1991): «Procyclical Labor Productivity and Competing Theories of the Business Cycle: some Evidence from Interwar U. S. Manufacturing Industries», *Journal of Political Economy* 99, pp. 439-459.
- Breusch, T. S. y Pagan, A. R. (1980): «The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics» *Review of Economic Studies* 47, pp. 239-253.
- Burnside, C.; Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (1990): «Labor Hoarding and the Business Cycle», NBER Working Paper 3556.
- Caballero, R. J. y Lyons, R. K. (1990): «Internal versus External Economies in European Industry» *European Economic Review* 34, pp. 805-830.
- Caballero, R. J. y Lyons, R. K. (1992): «External Effects in U. S. Procyclical Productivity», *Journal of Monetary Economics* 29, pp. 209-255.

- Canova, F. (1991): «Detrending and Business Cycle Facts», Working Papers in Economics ECO 91/58, European University Institute, Florence.
- Corrales, A. y Taguas, D. (1989): «Series macroeconómicas para el período 1954-1988: un intento de homogeneización», Ministerio de Economía y Hacienda, SGPE-D-89001.
- Dolado, J. J.; Sebastián, M. y Vallés, J. (1993): «Cyclical Patterns of the Spanish Economy», *Investigaciones Económicas* 17, pp. 445-473.
- Dunlop, J. T. (1938): «The movement of Real and Money Wage Rates», *Economic Journal*, 48, pp. 413-434.
- Fay, J. y Medoff, J. (1985): «Labor and Output over the Business Cycle», *American Economic Review*, 75, pp. 638-655.
- Fisher, S. (1977): «Long-term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule», *Journal of Political Economy* 88, pp. 191-205.
- Gandoy, R. (1988): «Evolución de la productividad global en la industria española. Un análisis desagregado para el período 1964-1981»: Tesis Doctoral. Universidad Complutense de Madrid.
- García, S.; Goerlich, F. J. y Orts, V. (1994): «Macromagnitudes básicas a nivel sectorial de la industria española: Series históricas», Documento de Trabajo WP-EC 94-03, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Goerlich, F. J. (1993): «La productividad del trabajo en la industria: 1964-1989», *Economía Industrial* 292, pp. 145-153.
- Goerlich, F. J. y Orts, V. (1993): «Mark-ups, estructura de mercado y externalidades en la industria española: 1964-1989», Mimeo (noviembre), Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Gómez Villegas, J. (1987): «Cambio técnico en la economía española: un análisis desagregado para el período 1964-1981». Tesis Doctoral. Universidad Complutense de Madrid.
- Hall, R. E. (1986): «Market Structure and Macroeconomic Fluctuations», *Brookings Papers on Economic Activity* 2, pp. 285-338.
- Hall, R. E. (1987): «Productivity and the Business Cycle», presented at Carnegie-Rochester Conference Series in *Public Policy*, 27, pp. 421-444.
- Hall, R. E. (1988): «The Relationship Between Price and Marginal Cost in US Industry» *Journal of Political Economy*, 96, pp. 921-947.
- Hall, R. E. (1990): «Invariance Properties of Solow's Productivity Residual», en Diamond, P. (Ed.). *Growth/Productivity/Unemployment. Essays to Celebrate Bob Solow's Birthday*. The MIT Press.
- Hansen, L. P. (1982): «Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators» *Econometrica* 50, pp. 1029-1054.
- Heathfield, D. F. (1974): *Funciones de Producción*, Colección MacMillan -Vicens-Vives de economía, Barcelona.
- Hernando, I. y Vallés, J. (1993): «Productividad sectorial: Comportamiento cíclico de la economía española», Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo 9323.
- Hodrick, R. y Prescott, E. C. (1980): «Post-war US Business Cycles: an Empirical Investigation», Manuscript, Carnegie-Mellon University.
- Hulten, C. R. (1986): «Productivity Change, Capacity Utilization, and the Sources of Efficiency Growth», *Journal of Econometrics* 33, pp. 31-50.
- Jaumandreu, J. (1986): «El empleo en la industria: destrucción de puestos de trabajo, 1973-1982», *Papeles de Economía Española* 26, pp. 108-128.
- Jimeno Serrano, J. F. y Campillo Pita, M. (1993): «La importancia de los shocks agregados y de los shocks microeconómicos en la economía española», *Revista Española de Economía* 10, pp. 321-348.

- King, R. G. y Rebelo, S. T. (1993): «Low Frequency Filtering and Real Business Cycles», *Journal of Economics Dynamics and Control* 17, pp. 207-231.
- Kydland, F. E. y Prescott, E. C. (1982): «Time to Built and Aggregate Fluctuations», *Econometrica* 50, pp. 1345-1370.
- Ljung, G. M. y Box, G. E. P. (1978): «On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models», *Biometrika* 67, pp. 297-303.
- Long, J. B. y Plosser, C. I. (1983): «Real Business Cycles», *Journal of Political Economy* 91, pp. 39-69.
- Mas, M. y Pérez, F. (1990a): «Los determinantes de la evolución de la productividad en España», Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Documento de Trabajo WP-EC 90-01.
- Mas, M. y Pérez, F. (1990b): «La productividad revelada: Un análisis de costes», *Investigaciones Económicas* (Suplemento), pp. 71-76.
- Newey, W. K. y West, K. D. (1987): «A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix», *Econometrica* 55, pp. 703-708.
- Prior Jiménez, D. (1987): «La productividad industrial, pública y privada, en España», *Economía Industrial*, pp. 47-55.
- Rotemberg, J. J. y Summers, L. H. (1990): «Inflexible prices and procyclical productivity», *Quarterly Journal of Economics* 105, pp. 851-874.
- Rotemberg, J. J. y Woodford, M. (1989): «Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity», NBER Working Paper 3206 (December).
- Rotemberg, J. J. y Woodford, M. (1991): «Markups and the Business Cycle» en Blanchard, O. J. y Fisher, S. (Eds.) *NBER Macroeconomics Annual 1991*, The MIT Press, pp. 63-129.
- Samuelson, P. A. (1962): «Parable and Realism in Capital Theory: The Surrogate Production Function», *Review of Economic Studies* 29, pp. 193-206.
- Segura, J. y otros (1989): *La Industria Española en la Crisis (1978-1984)*, Alianza Editorial, Madrid.
- Shapiro, M. D. (1987): «Are Cyclical Fluctuations in Productivity Due More to Supply Shocks or Demand Shocks?», *American Economic Review Papers and Proceedings* 77, pp. 118-124.
- Solow, R. (1957): «Technical Change and the Aggregate Production Function», *Review of Economics and Statistics* 39, pp. 312-320.
- Stockman, A. (1988): «Sectoral and National Aggregate Disturbances to Industrial Output in Seven Countries», *Journal of Monetary Economics* 21, pp. 387-409.
- Suárez, F. J. (1991): «Economías de escala, poder de mercado y externalidades: Medición de las fuentes del crecimiento español», Centro de Estudios Monetarios y Financieros, Documento de Trabajo 9104.
- Tarshis, L. (1939): «Changes in Real and Money Wages», *Economic Journal* 49, pp. 150-154.

Abstract

This paper characterizes, at a sectorial level, the statistical behaviour of total factor productivity for the Spanish economy over the period 1964-89. It also tries to determine whether the observed fluctuations in the Solow residual can be explained in terms of supply or demand shocks. Overall, the results tend to support the hypothesis that an important part of these fluctuations reflect genuine supply shocks, although there is some heterogeneity across sectors.