

fenómeno que parece estar más vinculado al creciente grado de interdependencia entre España y el resto de Europa, que a un "declive" de la industria española.

Referencias

- [1] García S., F. Goerlich y V. Orts., "Magnitudes básicas a nivel sectorial de la industria española: series históricas." WP-EC 94-03, IVIE. 1994.
- [2] Harberger, J., "The Sources of Growth Revisited." Conferencia presidencial en la reunión de la Western Economic Association, 1990.
- [3] Lucas, R. "Making Miracles" *Econometrica*, 61, pp. 251-273. 1993.
- [4] Mulligan, C., y Sala i Martin X. "Measures of the Agregate Value of Human Capital". Mimeo, 1994.
- [5] Solow, R. "A Contribution to the Theory of Economic Growth" *Quarterly Journal of Economics*, 39, pp. 107-128. 1957.
- [6] Suárez Bernaldo de Quirós, F. J. "Economías de escala, poder de mercado y externalidades: medición de las fuentes del crecimiento español", *Investigaciones Económicas*, 26, pp. 411-441. 1992.
- [7] Young, A., "The Tirany of Numbers: Confronting the Statistic Realities of the East Asian Growth Experiences." Mimeo, 1993.

4. FLUCTUACIONES Y PERSISTENCIA DEL EMPLEO EN ESPAÑA¹

Jordi Galí

4.1 Introducción

La evolución macroeconómica de los países de la Unión Europea (UE) en las dos últimas décadas ha venido marcada, por encima de cualquier otro factor, por las altas y persistentes tasas de desempleo.² El inicio del deterioro de los mercados laborales europeos coincide en el tiempo con el primer *shock* del petróleo en 1973-1974. Desde aquel episodio, y con excepción del *boom* de finales de los años ochenta, la tasa de desempleo en Europa ha mostrado una tendencia al alza o, en el mejor de los casos, un estancamiento a niveles muy elevados. Como distintos análisis recientes han puesto de manifiesto, el problema del paro no puede atribuirse a un crecimiento inusualmente alto en las tasas de participación, sino al estancamiento y/o caída del nivel de empleo.³

¹El autor agradece los comentarios de participantes en el seminario del Banco de España y el macro *workshop* de la Universitat Pompeu Fabra, así como la ayuda de Juanjo Dolado y Javier Vallés en la obtención de datos. El autor también agradece la ayuda financiera de una beca DGICYT (PB93-0388).

²Véase Bean (1994) para un panorama general sobre el desempleo en Europa, su caracterización y posibles explicaciones.

³Véase por ejemplo la evidencia sobre el comportamiento de la tasa de participación y el ratio empleo/población en el capítulo introductorio de este volumen.

Como ha quedado de manifiesto en otros trabajos de este volumen, desde el punto de vista del comportamiento del empleo y el desempleo, España tiene el dudoso honor de ser "más europea que Europa", es decir, de mostrar de forma extrema la mayor parte de los rasgos negativos que han caracterizado la evolución del empleo en los países de la UE. El análisis de las causas de este comportamiento diferencial es uno de los objetivos centrales de varios de los artículos contenidos en este volumen, y principalmente, del trabajo de Marimon y Zilibotti. Buena parte de la discusión en dichos trabajos se centra en el estudio de las diferencias en las tasas *medias* de crecimiento del empleo (así como de otras variables). El presente artículo intenta hacer una aportación complementaria (y modesta), centrándose en el análisis de las *fluctuaciones* del nivel de empleo en España durante el último cuarto de siglo.

Nuestro trabajo tiene dos partes bien diferenciadas, que se corresponden respectivamente con las secciones 2 y 3. La sección 2 utiliza métodos univariantes para caracterizar las fluctuaciones en la serie trimestral de empleo en España, y contrastar sus propiedades con las de sus homólogos en tres países europeos (Alemania, Reino Unido e Italia) y EE UU. La sección 3 utiliza las restricciones a largo plazo sugeridas por una amplia clase de modelos (incluyendo modelos con *hysteresis* en el nivel de empleo) como base para la identificación y estimación un modelo bivalente para las series de empleo y productividad del trabajo, y que nos permite, bajo ciertos supuestos, obtener estimaciones de la respuesta dinámica del nivel de empleo, PIB y productividad a *shocks* de oferta y *shocks* de demanda (definidos abajo), así como de la importancia relativa de dichos *shocks* como fuente de fluctuaciones en tales variables. Ello nos permite dar una interpretación económica (necesariamente sobrestilizada) a los resultados de la sección 2.

4.2 Fluctuaciones del nivel de empleo: una caracterización estadística

En esta sección caracterizamos el comportamiento de las series trimestrales de empleo en España, durante el periodo muestral 1971:1-1993:4 utilizando simples estadísticos basados en modelos univariantes, y que comparamos con los correspondientes a las series de empleo de Alemania, Italia, Reino Unido y EE UU. Los tres primeros países son en buena medida representativos del comportamiento macroeconómico de la UE en su conjunto (y del cual España aparece como un caso extremo), mientras que EE UU presenta tanto un nivel medio como una persistencia en la tasa de desempleo significativamente inferiores a sus homólogos europeos. Como hemos discutido anteriormente, el énfasis que ponemos en el comportamiento del nivel de empleo se justifica por el hecho de que su estancamiento y, en algunos casos, caída en nivel absoluto, ha sido factor clave del fuerte aumento en las tasas de desempleo en los países industrializados.

En la figura 4.1 se representa gráficamente el logaritmo de las series de empleo para los cinco países. El cuadro 4.1 presenta los principales estadísticos calculados. En lo que sigue utilizamos la notación n_t para referirnos al logaritmo del nivel de empleo en el periodo t , mientras que Δn_t se refiere a la tasa de crecimiento (intertrimestral, y en términos porcentuales) entre los periodos $t-1$ y t .

Una primera constatación, ya observable en la figura 4.1, se refiere a la caída del empleo en España durante el periodo considerado, hecho que queda reflejado en el cuadro 4.1 en una tasa de crecimiento media del empleo (indicada por $\overline{\Delta n}$) ligeramente negativa ($-0,06\%$). Las importantes diferencias entre países en las tasas medias de crecimiento del empleo –patentes en el cuadro 4.1– son, sin lugar a duda, un elemento clave para comprender el comportamiento diferencial del desempleo y de la evolución macroeconómica general. Algu-

	España	Alemania	Reino Unido	Italia	EE UU
Δn	-0,06%	0,22%	-0,04%	0,04%	0,46%
ADF	-1,25	-1,27	-1,67	-1,31	-1,41
σ_u	1,97	0,78	1,30	0,88	0,96
σ_e	0,56	0,90	0,95	0,86	0,63
$\theta(1)$	3,52	0,87	1,37	1,03	1,53
$\frac{\theta(1)}{\sigma_e}$	6,28	0,96	1,44	1,19	2,42

Cuadro 4.1. Estadísticos del empleo. Fuente: elaboración propia.

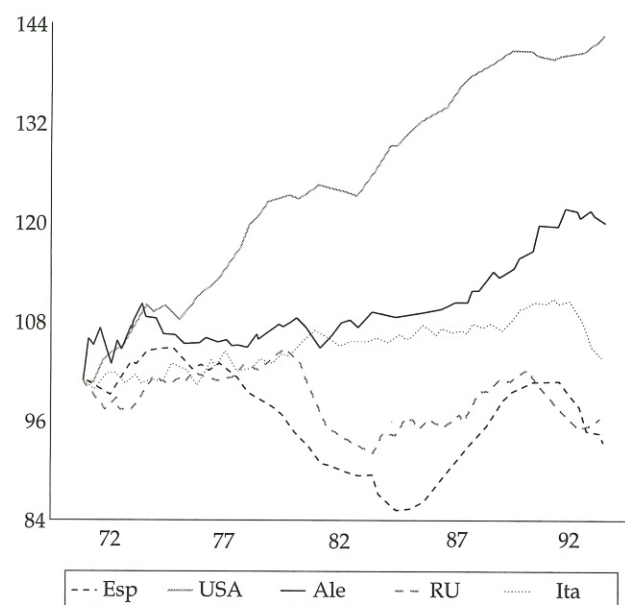


Figura 4.1. Logaritmo de las series de empleo.

nos de los trabajos contenidos en este volumen se centran en este estadístico. Nuestro objetivo es, sin embargo, distinto, ya que nos interesa el análisis de las *fluctuaciones* en el empleo, no su tendencia a largo plazo. Desde este punto de vista, es de interés saber hasta qué punto dichas fluctuaciones tienen o no un carácter transitorio o, más

formalmente, si pueden ser representadas por un proceso estocástico estacionario. Los resultados de un test Dickey-Fuller aumentado, cuyos estadísticos t se presentan en la segunda fila del cuadro 4.1, son consistentes con la presencia de una raíz unitaria en las series de empleo de los cinco países considerados, es decir, con el carácter no estacionario del componente estocástico de dichas series. Ésta es pues una hipótesis que mantenemos a lo largo del presente trabajo.

Una consecuencia inmediata del resultado anterior es la existencia de por lo menos un tipo de *shocks* que tienen efectos *permanentes* sobre el nivel de empleo. En la siguiente sección intentamos ver en qué medida dichos efectos permanentes tienen su origen en *shocks* de oferta o de demanda. En la presente sección nos limitamos a evaluar estadísticamente la importancia cuantitativa del componente no estacionario (o permanente) en las series de empleo, la cual determina la persistencia de las fluctuaciones en dicha variable, es decir, la medida en que distintos *shocks* la alejarán de forma permanente de una senda fija (determinista) de crecimiento. Una posible medida del componente permanente de una serie viene dada por la desviación estándar de la innovación en el componente "paseo aleatorio" en una descomposición de Beveridge y Nelson (1981), y cuyo valor estimado —indicado por σ_u — se presenta en el cuadro 4.1. Este componente puede interpretarse como la previsión lineal óptima del nivel de empleo para un horizonte infinito, dados los valores actuales y rezagados de dicha variable. Observamos que el valor estimado para España (cercano al 2%) es notablemente más alto que el obtenido para los otros países considerados y, en concreto, más del doble que el de Alemania, Italia o EE UU. El elevado valor de dicho estadístico para España no es más que una caracterización formal de un fenómeno que ya aparece claro en la figura 4.1: la gran "amplitud" de las fluctuaciones del empleo, y la escasa tendencia a revertir a una senda de crecimiento dada.

La importancia del componente permanente en una serie es función de dos factores de naturaleza distinta: *a*) el "impacto inicial" de los *shocks* con efectos permanentes y *b*) la importancia de los "mecanismos de propagación" que tienden a amplificar el efecto inicial del *shock*. La importancia tanto absoluta como relativa de dichos factores puede ser evaluada mediante la estimación de la representación de medias móviles para $\{\Delta n_t\}$, que toma la forma

$$\Delta n_t = \alpha + \sum_{j=0}^{\infty} \theta_j e_{t-j} \equiv \alpha + \theta(L) e_t$$

donde $\theta_0 \equiv 1$, y $\{e_t\}$ es ruido blanco con varianza σ_e^2 , obtenido como la secuencia de residuos de proyecciones ortogonales de Δn sobre sus valores rezagados. Tomando dicho modelo como referencia, podemos interpretar la desviación estándar σ_e , como una medida del "impacto" o "tamaño" de los *shocks* de empleo, mientras que el efecto permanente sobre el nivel de empleo de un shock "unitario", dado por $\theta(1) \equiv \sum_{j=0}^{\infty} \theta_j$, nos sirve como indicador natural de la importancia de los mecanismos de propagación. No es difícil demostrar la igualdad $\sigma_u = \sigma_e \theta(1)$, lo que nos permite analizar la importancia de los dos factores mencionados anteriormente (y a los que nos referimos como "impacto inicial" y "propagación") como determinantes de los valores de σ_u presentados arriba. Los valores estimados de σ_e y $\theta(1)$ para los distintos países aparecen en las filas correspondientes del cuadro 4.1. Observamos que, con la excepción de Alemania (donde ambos estadísticos tienen una magnitud similar), el efecto "propagación" es sistemáticamente más importante que el efecto "impacto inicial", como aparece claramente reflejado en los ratios $\frac{\theta(1)}{\sigma_e}$ estimados. El resultado de mayor interés que deseamos subrayar aquí es el carácter *extremo* de la anterior descomposición en el caso español, con un ratio $\frac{\theta(1)}{\sigma_e}$ igual a 6,2, muy superior al de los restantes países. Dicho resultado indica que la presencia de *efectos*

de propagación muy importantes, que amplifican los efectos iniciales de *shocks* de magnitud relativamente pequeña (en promedio), es el responsable crítico de la fuerte persistencia observada en la serie de empleo para España.

El análisis que presentamos en la siguiente sección intenta ofrecer una interpretación económica de la fuerte persistencia de los *shocks* en la serie del empleo en España, utilizando un simple modelo teórico como referencia, así como un modelo econométrico que permite identificar y estimar los efectos de *shocks* de oferta en comparación con los *shocks* de demanda.

4.3 Fluctuaciones del nivel de empleo: una interpretación económica

En esta sección aplicamos la metodología conocida como "VAR estructural" para analizar el origen y la naturaleza de las fluctuaciones en las serie temporales de empleo en España durante el periodo 1970:1-1993:4. Los llamados VAR estructurales se conciben como modelos econométricos de pequeña dimensión que suponen una alternativa a los modelos "de gran escala". Su principal ventaja reside en que permiten estimar *a*) los efectos dinámicos de distintos *shocks* exógenos sobre las variables macroeconómicas analizadas, y *b*) evaluar la importancia relativa de los distintos *shocks* en el conjunto del periodo muestral, o en episodios determinados, todo ello sin que el econométra tenga que imponer un número innecesariamente elevado de hipótesis sobre la estructura del modelo.

La principal motivación del ejercicio que presentamos a continuación se encuentra en la constatación, documentada en la sección anterior, de la magnitud y persistencia de las fluctuaciones en el nivel de empleo registradas en la economía española durante el periodo considerado. La existencia de un componente estocástico no estacionario en el empleo es en principio inconsistente con la pre-

dicción del modelo estándar de ciclos económicos reales en el que las fluctuaciones agregadas son consecuencia, exclusivamente, de variaciones aleatorias en el nivel tecnológico agregado, en la medida en que se impongan las hipótesis que garantizan la existencia de una senda de crecimiento equilibrado (véase, por ejemplo, King et al. [1988]). Pese a ello, existen distintos mecanismos que pueden en principio ser introducidos en el modelo estándar de forma que permitan generar cambios permanentes en el nivel de empleo en respuesta a distintas perturbaciones. Aiyagari et al. (1992), por ejemplo, demuestran como *shocks* permanentes en el nivel de gasto público tienen en general efectos permanentes del mismo signo en el nivel de empleo, cuya causa principal se encuentra en el efecto riqueza de aquellos *shocks*. Por otra parte, y en el contexto de un modelo con salarios fijados por sindicatos y desequilibrio en el mercado de trabajo, Blanchard y Summers (1986) demuestran el efecto potencial permanente (o, dependiendo de la especificación, muy persistente) sobre el empleo de cualquier tipo de *shock* (incluso transitorios) que pueda tener efectos a corto plazo sobre dicha variable, cuando la función objetivo de los sindicatos incluye únicamente a los trabajadores actualmente empleados. En cualquier caso, y como demostramos en el apéndice 4.1, para una amplia clase de modelos en los que la economía tiende a volver a una senda de crecimiento equilibrado una vez completado el ajuste a cualquier tipo de *shock*, el efecto permanente de cualquier *shock no tecnológico* (al que nos referimos de ahora en adelante como *shock de demanda*) sobre el nivel de productividad del trabajo (definida por el ratio PIB/empleo) debe ser nulo. Ello es debido a que, bajo la hipótesis de rendimientos constantes a escala, el nivel de productividad del trabajo es función exclusivamente de dos variables: el nivel tecnológico y el ratio capital-trabajo. El nivel tecnológico se supone exógeno y, por lo tanto, no se ve afectado por un *shock* de demanda. Por otra parte, el efecto de un *shock* de demanda sobre el ratio capital-trabajo debe ser únicamente transi-

torio si la economía retorna a una senda de crecimiento equilibrado (o, alternativamente, si hay movilidad internacional de capital y los diferenciales de tipos de interés real son estacionarios). Conjuntamente, las dos hipótesis anteriores implican un efecto permanente nulo sobre la productividad de cualquier shock no tecnológico, resultado que nos va a permitir identificar tales *shocks* empíricamente.⁴ La restricción anterior, sin embargo, no impide que los *shock* de demanda puedan tener efectos potenciales tanto a corto como a largo plazo en los niveles de empleo y PIB. Bajo nuestra etiqueta de *shocks* de demanda están incluidos principalmente cambios en las políticas fiscales y monetarias, pero también perturbaciones en la oferta de trabajo o, con más generalidad, en la "curva de salarios" (*wage-setting schedule*) que pueden reflejar, por ejemplo, variaciones exógenas en la intensidad de las demandas salariales por parte de los sindicatos. Por otra parte, asignamos la etiqueta de *shocks de oferta* a cualquier perturbación exógena que tenga un efecto permanente sobre el nivel de productividad del trabajo. En la clase de modelos considerados en el apéndice, ello incluye tanto cambios permanentes en el nivel de productividad multifactorial (resultado de un aumento en el nivel de conocimientos, mejoras en la organización empresarial, etc.), como variaciones permanentes en los precios relativos de los inputs importados.⁵

El objetivo central de nuestro análisis en esta sección consiste, pues, en intentar "explicar" las fluctuaciones en el empleo como el resultado de *shocks* de oferta y demanda que impactan la economía española periódicamente. Concretamente, y en primer lugar, esti-

⁴El tipo de estrategia de identificación propuesta, basada en "restricciones de largo plazo", fue desarrollada originalmente por Blanchard y Quah (1989). Dichos autores, sin embargo, imponían en su modelo una restricción mucho más fuerte —neutralidad a largo plazo de los *shocks* de demanda con respecto al nivel de output— que era inconsistente, en principio, con la posibilidad de efectos permanentes de tales *shocks* sobre el nivel de empleo.

⁵Ya que utilizamos el valor añadido como nuestra medida de output; véase, por ejemplo, Bruno y Sachs (1985).

mamos empíricamente la respuesta dinámica "típica" —la función impulso-respuesta— del nivel de empleo, PIB y productividad a *shocks* tanto de oferta como de demanda. En segundo lugar, estimamos la contribución de cada uno de estos *shocks* a las variaciones observadas en las variables anteriores durante el periodo de referencia. Finalmente, obtenemos medidas de la importancia relativa de los *shocks* de oferta y demanda como factores explicativos de dichas fluctuaciones.

4.3.1 Descripción de los datos y del modelo econométrico

Nuestro análisis utiliza las series temporales de empleo y producto interior bruto (PIB) trimestrales, corregidas de factores estacionales, y correspondientes al periodo 1970:1-1993:4. Los datos de empleo se obtuvieron del Boletín Económico del Banco de España; los datos del PIB proceden de las estadísticas de Contabilidad Nacional Trimestral (CNT) publicadas por el INE. A partir de estas series construimos una serie de productividad del trabajo, definida como el ratio PIB/empleo. El análisis subsiguiente se basa en transformaciones logarítmicas de las distintas variables, para las que introducimos la siguiente notación: y es el logaritmo del PIB, n es el logaritmo del empleo, mientras que $yn \equiv y - n$ es el logaritmo de la productividad. Nuestro análisis utiliza de forma directa y obtiene resultados para las series n y yn . Los resultados para y se obtienen de forma trivial haciendo uso de la identidad $y \equiv yn + n$. El modelo empírico utilizado parte de la hipótesis que la serie temporal bivalente $\{x_t\} \equiv \{[yn_t, n_t]'\}$ ha sido generada por un proceso estocástico integrado de orden uno. Además suponemos que no existe cointegración entre $\{yn_t\}$ y $\{n_t\}$. La idoneidad de dichas hipótesis se confirmó mediante tests estándar de raíces unitarias y cointegración, cuya descripción y resultados omitimos para ahorrar espacio.⁶

⁶Tenemos que reconocer, sin embargo, que la hipótesis de una segunda raíz unita-

Representamos los *shocks* de demanda y oferta que se producen en el periodo t mediante el vector $\epsilon_t \equiv [\epsilon_t^o, \epsilon_t^d]'$. Como es habitual en este tipo de análisis, imponemos las hipótesis de ortogonalidad y ausencia de correlación serial en los elementos de ϵ_t , así como la normalización de su varianza, supuestos que formalizamos mediante

$$E \epsilon_t \epsilon_t' = I$$

$$E \epsilon_t \epsilon_{t-j}' = 0, \quad j = \pm 1, \pm 2, \dots$$

El modelo estructural que deseamos identificar y estimar toma la forma de un proceso MA bivalente para $\{\Delta x_t\}$, (donde Δ es el operador de primeras diferencias) y que representamos con la siguiente notación:

$$\Delta x_t = C(L) \epsilon_t$$

donde $C(L)$ es una matriz (2×2) de polinomios en el operador de retardos L . Su elemento típico $C_{ij}(L)$ ($i, j = 1, 2$) es un polinomio en L cuyos coeficientes determinan la respuesta a lo largo del tiempo del elemento i del vector Δx a un *shock* unitario⁷ en el elemento j de ϵ .

Nuestra hipótesis de identificación toma la siguiente forma:

$$C_{12}(1) = 0$$

es decir, el efecto permanente o acumulado del *shock* de demanda ϵ^d sobre el nivel de productividad yn es nulo. A continuación describimos los resultados principales del ejercicio anterior, dejando para el apéndice los detalles técnicos de la puesta en práctica de los supuestos de identificación y del procedimiento de estimación de dicho modelo.

ria en la serie de empleo (es decir, que $\{n_t\}$ está generado por un proceso integrado de orden dos) sólo puede ser rechazado con un nivel de significación del 10%.

⁷Y, por lo tanto, de tamaño igual a una desviación estándar, dada nuestra normalización.

4.3.2 Resultados

En las figuras 4.2 y 4.3 se presentan las funciones impulso-respuesta que corresponden, respectivamente, a *shocks* de oferta y demanda de tamaño igual a una desviación típica.

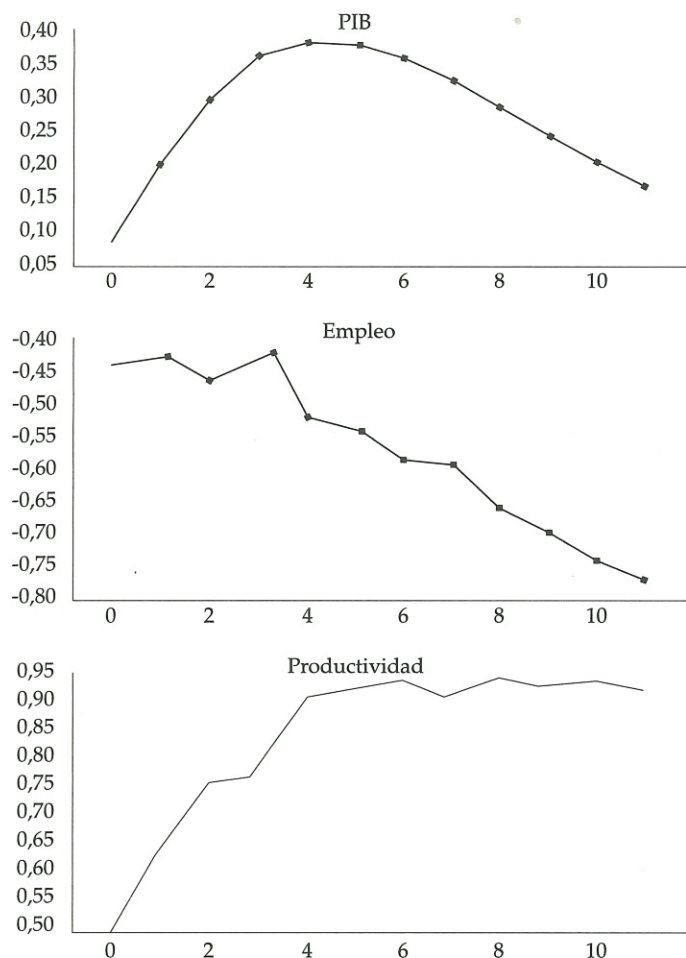


Figura 4.2. Shock de oferta.

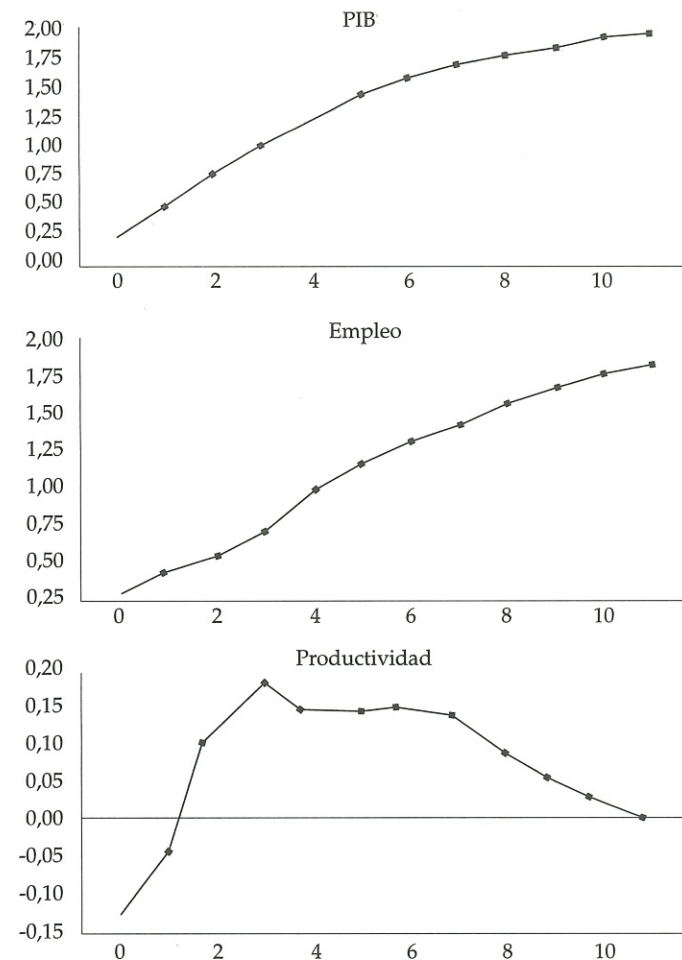


Figura 4.3. Shock de demanda.

La figura 4.2 reproduce las respuestas estimadas de y , n , e yn a un *shock* de oferta, basadas en los coeficientes estimados de los polinomios $C_{11}(L)$ y $C_{21}(L)$. Observamos que el impacto sobre el nivel de productividad a lo largo del tiempo es el esperado: se observa un aumento inmediato del 0,5% en el nivel de productividad, aumento que

va ampliándose gradualmente, hasta estabilizarse al cabo de poco más de un año a un nivel cercano al 1% por encima del nivel anterior al *shock*. Esta respuesta de la productividad es plenamente consistente con la interpretación del *shock* de oferta como una variación permanente en el nivel tecnológico. El efecto inicial de tal variación puede haberse visto ampliado con el tiempo como resultado de un progresivo aumento del ratio capital/trabajo, al ser éste el segundo factor explicativo del nivel de productividad. La respuesta estimada del empleo es, desde nuestro punto de vista, uno de los resultados más sorprendentes e interesantes del presente ejercicio: como consecuencia de un *shock* de oferta "favorable", el nivel empleo *disminuye* progresivamente, hasta estabilizarse a un nivel cercano al 1% por debajo del nivel inicial. Alrededor de la mitad del descenso en el empleo se produce en el mismo trimestre que el *shock*. Esta caída del empleo contrasta con las predicciones de un modelo típico de ciclos económicos reales, en el que un *shock* tecnológico favorable aumenta la demanda de trabajo (para un salario real dado). Como consecuencia de dicha caída simultánea en el empleo, el efecto neto del *shock* de oferta sobre el PIB es relativamente limitado, no llegando a alcanzar en ningún periodo el medio punto porcentual. El efecto a largo plazo estimado es, en cualquier caso, positivo.

En la figura 4.3 se reproducen las funciones impulso-respuesta correspondientes a un *shock* de demanda, obtenidas a partir de los coeficientes estimados de los polinomios $C_{12}(L)$ y $C_{22}(L)$. En este caso se trata de un *shock* de demanda positivo que tiene efectos favorables tanto sobre el empleo como sobre el nivel del PIB. Ambas variables aumentan progresivamente y de forma paralela en respuesta al *shock*, con un efecto a largo plazo próximo al 2%. Las variaciones en el nivel de productividad del trabajo son, cuantitativamente, poco importantes. En cualquier caso la caída inicial en dicha variable puede interpretarse como consecuencia del aumento en el nivel de empleo, dados unos niveles de capital y tecnología inalterados.

El aumento progresivo de la inversión, o una mayor tasa de utilización del capital existente podría explicar el subsiguiente aumento (transitorio, por hipótesis) de la productividad.

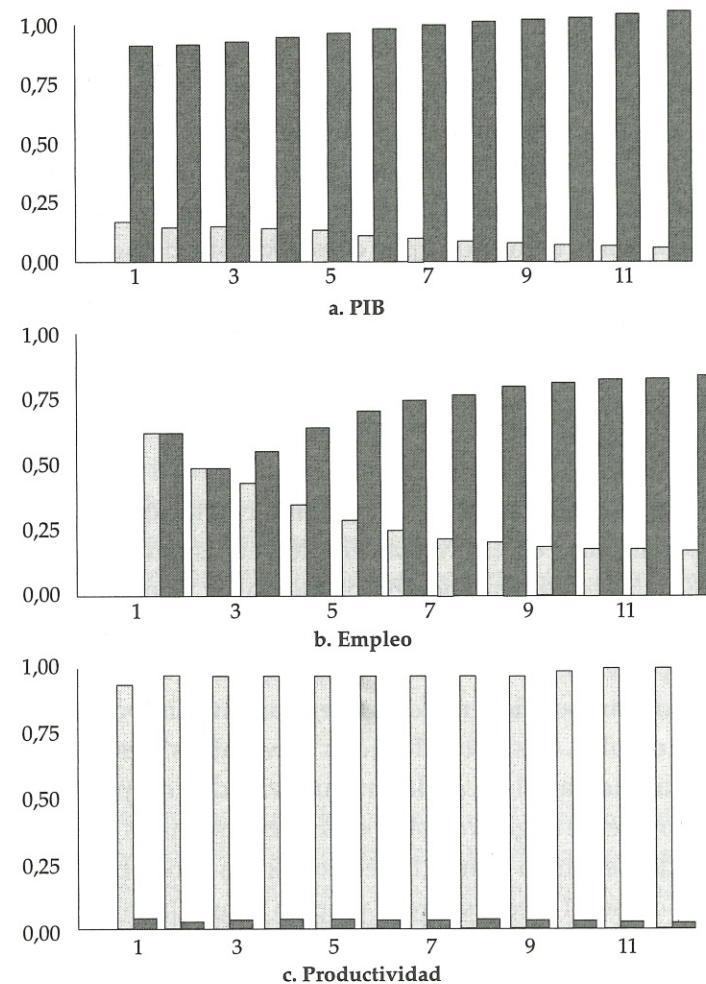


Figura 4.4. Descomposición de la varianza a) del PIB, b) del empleo, c) de la productividad.

La figura 4.4 muestra la descomposición de la varianza del PIB, empleo y productividad asociada con el modelo estimado de la economía española. Para cada variable se presenta la contribución de los *shocks* de oferta y demanda a la varianza del error de predicción "para distintos horizontes" de la variable considerada. Esta descomposición nos da una medida de la importancia relativa de cada *shock* como fuente de fluctuaciones de las distintas variables en distintas frecuencias. Los resultados obtenidos, reflejados en los distintos gráficos, pueden resumirse del siguiente modo: *a)* la variabilidad del PIB tiene un componente dominante de *shocks* de demanda, *b)* las variaciones en el nivel de productividad están dominadas por *shocks* de oferta, y *c)* los dos tipos de *shocks* considerados juegan un papel importante como fuentes de fluctuaciones en el nivel de empleo, aunque los *shocks* de demanda asumen un papel gradualmente dominante conforme aumentamos el horizonte.

4.3.3 Interpretación

Estos resultados nos permiten dar una interpretación a la evidencia de alta persistencia en el nivel de empleo en España que fue documentada en la sección anterior. En primer lugar, nuestros resultados sugieren que el origen de la raíz unitaria detectada en la serie de empleo en España se encuentra tanto en los *shocks* de oferta como en los de demanda: ambos tienen efectos permanentes importantes sobre el nivel de empleo. Los *shocks* de oferta "favorables" (es decir, los que tienden a aumentar el nivel de productividad y output) tienen un efecto permanente negativo sobre el empleo, mientras que los *shocks* positivos de demanda tienen un efecto expansivo sobre el empleo. En ambos casos, el efecto sobre el empleo acumulado a lo largo del tiempo es muy superior al impacto inicial. Ello es especialmente cierto en el caso de los *shocks* de demanda, cuyo efecto a largo plazo sobre el empleo es (aproximadamente) ocho veces superior al efecto inicial. La respuesta progresiva (o rezagada, si se quiere) del empleo

a los *shocks* de demanda, combinada con el papel dominante de estos últimos como determinantes de la variabilidad del empleo, parece ser la principal explicación de los fuertes efectos de propagación estimados en la sección anterior. Dicho resultado parece consistente, por otra parte, con modelos que combinen efectos permanentes de los *shocks* de demanda sobre el empleo con importantes costes de ajuste del mismo.

Apéndice 4.1

Un marco teórico de referencia

Como hemos dejado claro en la introducción, nuestro objetivo no es el desarrollar un modelo teórico detallado que imponga fuertes restricciones verificables sobre el comportamiento conjunto de diversas variables macroeconómicas. Por el contrario, lo que pretendemos es caracterizar algunos de factores que explican la amplitud y persistencia en las fluctuaciones del nivel de empleo, sin tener que vernos forzados a tomar partido por un modelo concreto. Así pues, nuestro enfoque es consistente con una amplia clase de modelos caracterizados por los dos elementos relativamente típicos. En primer lugar, una tecnología que puede ser representada mediante una función de producción agregada

$$Y_t = F(K_t, \phi_t, N_t)$$

donde Y es el producto interior bruto, K es el *stock* de capital agregado, N es el nivel de empleo, y ϕ representa el nivel tecnológico al que tienen acceso las empresas. Suponemos que F es una función homogénea de grado uno en sus dos argumentos, de forma que la tecnología exhibe rendimientos constantes a escala en trabajo y capital. Una consecuencia inmediata de tal propiedad es que podemos expresar el producto marginal del capital como una función monótonica decreciente del ratio $\frac{K_t}{\phi_t N_t}$, y que representamos por

$$\frac{\partial F}{\partial K} = g \left(\frac{K_t}{\phi_t N_t} \right)$$

En segundo lugar, suponemos que la asignación intertemporal óptima del consumo satisface la ecuación de Euler

$$\beta E_t \left[\left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right)^\sigma R_{t+1} \right] = 1$$

donde C representa el nivel de consumo, R_{t+1} es la tasa bruta de retorno de un activo financiero entre t y $t+1$, y $\beta \in (0, 1)$ es un factor de descuento constante. Nótese que R seguirá un proceso estocástico estacionario ($I(0)$) en la medida en que la tasa de crecimiento del consumo pueda ser representada por un proceso estacionario (y viceversa).

Si interpretamos R como el retorno sobre la inversión en capital fijo⁸, podemos establecer la siguiente relación como consecuencia de maximización de beneficios

$$\left(\frac{K_t}{\phi_t N_t} \right) = g^{-1}(R_t) + \xi_t$$

donde la presencia del término estocástico estacionario ξ permite una discrepancia temporal entre el producto marginal del capital y su coste, debido a la posible existencia de costes de ajuste, etc. Finalmente, combinando el resultado anterior con la función de producción, podemos expresar el nivel de productividad del trabajo como

$$\frac{Y_t}{N_t} = \phi_t F(g^{-1}(R_t) + \xi_t, 1)$$

Bajo nuestros supuestos, el resultado anterior indica claramente que variaciones estocásticas permanentes en el nivel de productividad deben ser consecuencia necesariamente de *shocks* tecnológicos permanentes. Dicho de otro modo, en la medida en que ϕ es una variable exógena

⁸Es decir, si $R \equiv (1 - \delta) + q$ donde δ es la tasa de depreciación y q el precio de alquiler de una unidad de capital.

cualquier otro *shock* sólo puede tener efectos transitorios sobre el nivel de productividad.

Apéndice 4.2

Estimación del modelo VAR

Supongamos que la forma reducida autorregresiva para $\{\Delta x_t\}$ viene dada por

$$A(L) \Delta x_t = \nu_t$$

donde $A(0) \equiv I$ y donde ν_t es el vector de "innovaciones" en Δx_t que satisface la condición de ortogonalidad $E \nu_t \Delta x_{t-j} = 0$, para $j = 1, 2, 3, \dots$. Utilizamos el símbolo Σ para referirnos a la matriz de varianzas-covarianzas de ν .

La representación de media móvil (MA) correspondiente al modelo anterior viene dada por

$$\Delta x_t = E(L) \nu_t$$

donde $E(0) = I$. La siguiente hipótesis permite establecer una relación precisa entre ϵ_t y ν_t :

$$\nu_t = S \epsilon_t$$

donde S es una matriz (2×2) con rango completo. Esta última hipótesis implica el carácter "fundamental" de ϵ , una propiedad que es necesaria para recuperar el modelo estructural a partir de los valores estimados de Σ y $A(L)$ (y por inversión de $E(L)$). Nótese finalmente que una simple sustitución nos permite obtener $C(L) = E(L) S$. Dado que $E \epsilon_t \epsilon_t' = I$ y, por lo tanto $SS' = \Sigma$, podemos derivar finalmente el sistema de ecuaciones

$$C(L) C(L)' = E(L) \Sigma E(L)'$$

Utilizando un estimador de mínimos cuadrados ordinarios podemos estimar de forma consistente $A(L)$, su inversa $E(L)$, así como Σ . Combinado con nuestra hipótesis de identificación, el sistema de ecuaciones anterior implica que $C(1)$ es el factor de Choleski de la matriz $E(1) \Sigma E(1)'$, matriz esta última para la que tenemos un estimador consistente. Una vez obtenida $C(1)$ podemos finalmente recuperar $C(L)$ utilizando la fórmula $C(L) = E(L) E(1)^{-1} C(1)$.

Referencias

- [1] Bean, Charles R. (1994), "European Unemployment: a Survey", *Journal of Economic Literature*, vol. 32, pp. 573-619.
- [2] Beveridge, S. and C. R. Nelson (1981), "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, 7, pp. 151-174.
- [3] Blanchard, Olivier y Danny Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review* 79, pp. 1146-1164.
- [4] Blanchard, Olivier, and Lawrence Summers (1986), "Hysteresis and the European Unemployment Problem", *NBER Macroeconomics Annual* 1, pp. 15-78.
- [5] Bruno, Michael and Jeffrey Sachs (1985), *The Economics of Worldwide Stagflation*, Cambridge: Harvard University Press.
- [6] King, Robert G., Charles I. Plosser, y Sergio T. Rebelo (1988), "Production, Growth and Business Cycles I: the Basic Neoclassical Model", *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 195-232.