

UNA NOTA SOBRE DEMANDA DE EMPLEO, NIVEL DE ACTIVIDAD ECONOMICA Y SALARIOS REALES

El dato más importante en el que la crisis económica se ha manifestado en España es el crecimiento de las cifras de desocupación: desde 1974 a 1982 se han perdido 250.000 empleos anuales. Este dato constituye el comportamiento más grave del ajuste de la economía española a la crisis. ¿Qué causas han motivado este peculiar y negativo ajuste de la economía española? Los dos motivos alegados han sido el menor ritmo de la actividad económica, conjuntamente con el progreso técnico, y las elevaciones registradas en los salarios reales. Este trabajo, escrito por **José Luis Raymond Bara**, trata de comprobar el papel desempeñado por esas causas en el descenso del nivel de ocupación y calcular sus valores críticos para determinar el futuro del empleo en España.

INTRODUCCION

EN el caso de la economía española, desarrollar estudios empíricos relacionados con el empleo reviste especial dificultad por la ausencia de información estadística adecuada. En efecto, se carece de series homogéneas de población ocupada para un período de tiempo de suficiente amplitud, a la vez que no se posee información de variables que deberían ser relevantes en un modelo explicativo del empleo. Por ello, los resultados que de este trabajo se desprenden tienen un carácter provisional y como tales deben entenderse.

Al analizar la evolución de la población ocupada desde el inicio de la crisis hasta la actualidad, se comprueba que ésta ha pasado de 12.819.000 personas en 1974 a 10.882.000 en

1982 (datos referidos a medias anuales). En ocho años la pérdida de puestos de trabajo se aproxima a los dos millones, lo que representa 250.000 empleos anuales. ¿Cuáles son las causas de este proceso? Dos elementos se destacan como prioritarios en las explicaciones comúnmente ofrecidas. Por un lado, el menor ritmo de actividad económica aunado al progreso técnico. Por otro, las elevaciones de salarios reales. El objeto de esta nota es determinar en qué medida estos factores permiten explicar el fenómeno y cuáles son las perspectivas que se ofrecen a la economía española.

A este respecto es también ilustrativo señalar que, entre 1954 y 1982, un valor prácticamente estable de la población ocupada (por los datos de que se dispone, ésta ascendía en 1954 a 10.616.000 personas y a

10.882.000 en 1982) ha permitido que el PIB medido en pesetas constantes se multiplicase por 3,7. A su vez, los salarios reales por persona ocupada, deflactados de acuerdo con el índice de precios del PIB, se han multiplicado por 4,5. Un esquema sencillo para tratar de conjugar ambas variables y relacionarlas con el empleo es a través del recurso a funciones de producción.

FUNCION DE PRODUCCION Y DEMANDA DE EMPLEO

La existencia y relevancia de la función de producción a nivel macroeconómico es tema de debate. Adicionalmente, la función de producción Cobb-Douglas ha sufrido importantes críticas. No obstante, tal enfoque ha sido objeto de múltiples aplicaciones y permite relacionar las variables comentadas de forma relativamente simple.

En efecto, siendo «Y» el nivel de *output* (medido por el PIB en pesetas estables), «K» el *stock* de capital y «N» la población ocupada, la función de producción Cobb-Douglas se define a partir de:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln N + \gamma t$$

en donde «t» es el transcurso del tiempo y trata de reflejar el progreso técnico.

Denominando «S» a la diferencia entre las economías de escala y la unidad:

$$S = \alpha + \beta - 1$$

la función de producción puede expresarse también como:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln \frac{K}{N} + (1 + S) \ln N + \gamma t \quad [1]$$

Por otro lado, una relación de comportamiento que se deduce del empleo de la función de producción Cobb-Douglas es la proporcionalidad entre la relación capital-empleo y el nivel monetario de salarios (WM) deflactado por el precio del capital (PK):

$$\frac{K}{N} \propto \frac{WM}{PK}$$

Utilizando como *proxy* de la relación entre salarios monetarios y precio del capital a los salarios reales (W), definidos como salarios monetarios deflactados por el índice de precios del PIB, se obtiene la siguiente ecuación:

$$\ln \frac{K}{N} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln W \quad [2]$$

Conjugando las ecuaciones [1] y [2] se deduce la función de demanda de empleo:

$$\begin{aligned} \ln N = & - \left(\frac{1}{1+S} \ln A + \frac{\alpha \lambda_0}{1+S} \right) - \\ & - \frac{\alpha \lambda_1}{(1+S)} \ln W + \frac{1}{(1+S)} \ln Y - \\ & - \frac{\gamma}{(1+S)} t \quad [3] \end{aligned}$$

Este planteamiento permite justificar la estimación de una ecuación en la que la variable dependiente sea el nivel de empleo y actúen como explicativas los salarios reales, el PIB y el transcurso del tiempo, con objeto de que esta última variable recoja el progreso técnico.

ANÁLISIS ESTADÍSTICO DEL MODELO

Utilizando datos relativos a la economía española para el período 1954-82, se procedió a estimar un modelo de estas características, pero sin imponer restricciones *a priori* sobre su es-

tructura dinámica. El enfoque seguido es el propuesto inicialmente por Sargan (1964), y posteriormente, entre otros, por Hendry y Mizon (1978) o Mizon y Hendry (1980).

En efecto, siendo «B» el operador de retardos, el punto de partida es la siguiente ecuación estocástica en diferencia estimada, utilizando datos para el período 1954-82:

$$\begin{aligned} (1 - a_1 B - a_2 B^2) \ln N = & \mu + \\ & + (b_0 + b_1 B + b_2 B^2) \ln Y - \\ & - (c_0 + c_1 B + c_2 B^2) \ln W - dt + \varepsilon \end{aligned}$$

Iniciando el proceso con este modelo general se trata de hallar simplificaciones «admisibles». Una primera simplificación podría ser la adopción de incrementos. Ello comporta las restricciones de que las sumas de coeficientes verifiquen las siguientes igualdades: $\sum a_i = \sum b_i = \sum c_i = 0$, lo que permitiría reducir los órdenes de los respectivos polinomios en una unidad. Empíricamente tal restricción resultó claramente rechazada. Este planteamiento permitió también rechazar una ecuación de transferencia estimada entre las variables analizadas utilizando series estacionarias.

No obstante, se acepta la restricción: $a_2 = b_2 = c_2 = 0$. Y también es posible aceptar la restricción « $b_1 = 0$ ». Al final del proceso el modelo seleccionado adopta la forma:

$$\Delta \ln N + \begin{matrix} -2,046 \\ (4,86) \end{matrix} - \begin{matrix} 0,332 \\ (6,11) \end{matrix} \ln N_{-1} +$$

$$+ \begin{matrix} 0,430 \\ (8,30) \end{matrix} \ln Y - \begin{matrix} 0,324 \\ (4,25) \end{matrix} \Delta \ln W -$$

$$- \begin{matrix} 0,220 \\ (3,82) \end{matrix} \ln W_{-1} - \begin{matrix} 0,00875 \\ (4,51) \end{matrix} t$$

Error Estándar = 0,0062.

Estadístico «h» de Durbin = 0,63.

Coefficiente de determinación corregido por los grados de libertad = 0,871.

en donde los valores entre paréntesis debajo de los coeficientes indican los estadísticos «t».

A partir de este modelo no se deduce ninguna otra simplificación «admisible». En efecto, la restricción de que « $c_1 = 0$ » resultó marginalmente rechazada. Por último, el modelo seleccionado no resulta tampoco rechazado por el general. Así, el paso del modelo general antes descrito al modelo seleccionado comporta cuatro restricciones de tipo lineal. Aplicando como aproximación un test de la «F» —dado que, en sentido estricto, tal test no es aplicable debido a la existencia de valores desfasados de la variable endógena—, el valor calculado es de «0,51» frente a un valor tabulado de «2,96» a un nivel de confianza del 95 por 100.

El modelo seleccionado, aun a pesar de su simplicidad, permite una explicación aceptable de la variable dependiente (que es el tanto por uno de variación del empleo, cuya representación gráfica de valores observados y predichos por el modelo se realiza en el gráfico 1), a la vez que se destaca la importancia numérica y relevancia estadística de los tres factores antes mencionados en la explicación del empleo: El nivel de actividad económica (Y), los salarios reales (W) y el progreso técnico (t).

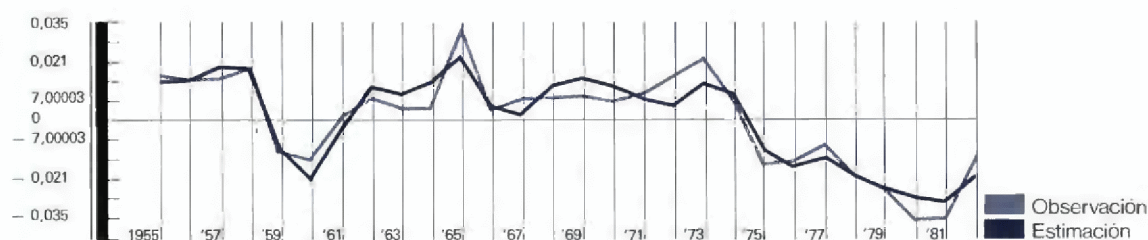
Por otro lado, prescindiendo de la parte aleatoria, la ecuación descrita podría también expresarse de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \ln N = & \text{Const.} + (0,430 + 0,287 B + \\ & + 0,192 B^2 + \dots) \ln Y - \\ & - (0,324 + 0,112 B + \\ & + 0,075 B^2 + \dots) \ln W - 0,0264 t. \end{aligned}$$

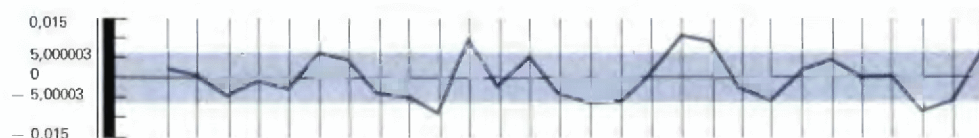
en donde el coeficiente que afecta al PIB decrece en pro-

GRAFICO 1 RESULTADOS DE LA ESTIMACION PARA EL PERIODO 1954-1982

V. Endógena: $\Delta \ln N$ V. Explicativas Constantes: $\ln N_{-1}$
 $\ln Y$
 $\Delta \ln W$
 $\frac{\ln W_{-1}}{t}$



RESIDUOS



gresión geométrica de razón «0,668», y el que afecta a los salarios reales, a partir del primer desfase, también decrece en progresión geométrica de esta misma razón.

Por último, la solución de equilibrio estático vendría dada por:

$$\ln \bar{N} = \text{Const.} + 1,295 \ln \bar{Y} - 0,663 \ln \bar{W} - 0,0264 t.$$

A partir de este resultado, se trata de determinar las implicaciones que el modelo tiene sobre los coeficientes estructurales del modelo teórico [3] con el simple objeto de verificar que los coeficientes estimados no implican una clara contradicción con el mero sentido común. En efecto, igualando coeficientes se desprende:

$$\frac{1}{1+S} = 1,295.$$

Ello implica: $\alpha + \beta = 0,775$.

$$\frac{\gamma}{1+S} = 0,0264.$$

Ello implica: $\gamma = 0,0205$.

La finalidad de este ejercicio no es propiamente determinar los coeficientes estructurales y depositar confianza en tales estimaciones, sino únicamente tratar de verificar en qué medida la solución a largo plazo del modelo es aceptable desde una óptica económica. En este sentido, se deduce que las economías de escala no llegan a la unidad, si bien no se hallan excesivamente alejadas del valor unitario, a la vez que la tasa de crecimiento del PIB ligada al progreso técnico es del 2 por 100. Ambos resultados parecen «razonables». Desde esta

óptica, el modelo no resulta válido, pero tampoco refutado.

Un test a que se sometió la ecuación descrita fue proceder a su estimación con datos anteriores a la crisis (es decir, con datos relativos al periodo 1954-74) y predecir dinámicamente la evolución del empleo para el periodo 1975-82. Los resultados de tal ejercicio se detallan en el cuadro n.º 1 y en el gráfico 2. Puede observarse que todos los coeficientes conservan el signo correcto, y aunque éstos experimentan variaciones, en general no resultan espectaculares. En cuanto a la predicción dinámica del empleo, si bien el modelo hubiese sobrevalorado su nivel, habría recogido el cambio de tendencia que se inicia a partir de 1974.

Finalmente, con objeto de someter la ecuación a un test formal de constancia estructural, cabe aplicar como aproximación (pues los valores desfasados de la variable endógena restan validez a este test) el propuesto por Chow, y definido a partir de:

$$Q = \frac{SCR(t=1954-82) - SCR(t=1954-74)}{8 \sigma^2} \sim F_{8,14}$$

en donde «SCR» indica las respectivas sumas de cuadrados de los residuos obtenidos en la estimación con la totalidad y con parte de la muestra. El valor calculado de este estadístico es de «0,91», mientras que el tabulado, a un nivel de confianza del 95 por 100, es de «2,70».

CUADRO N.º 1

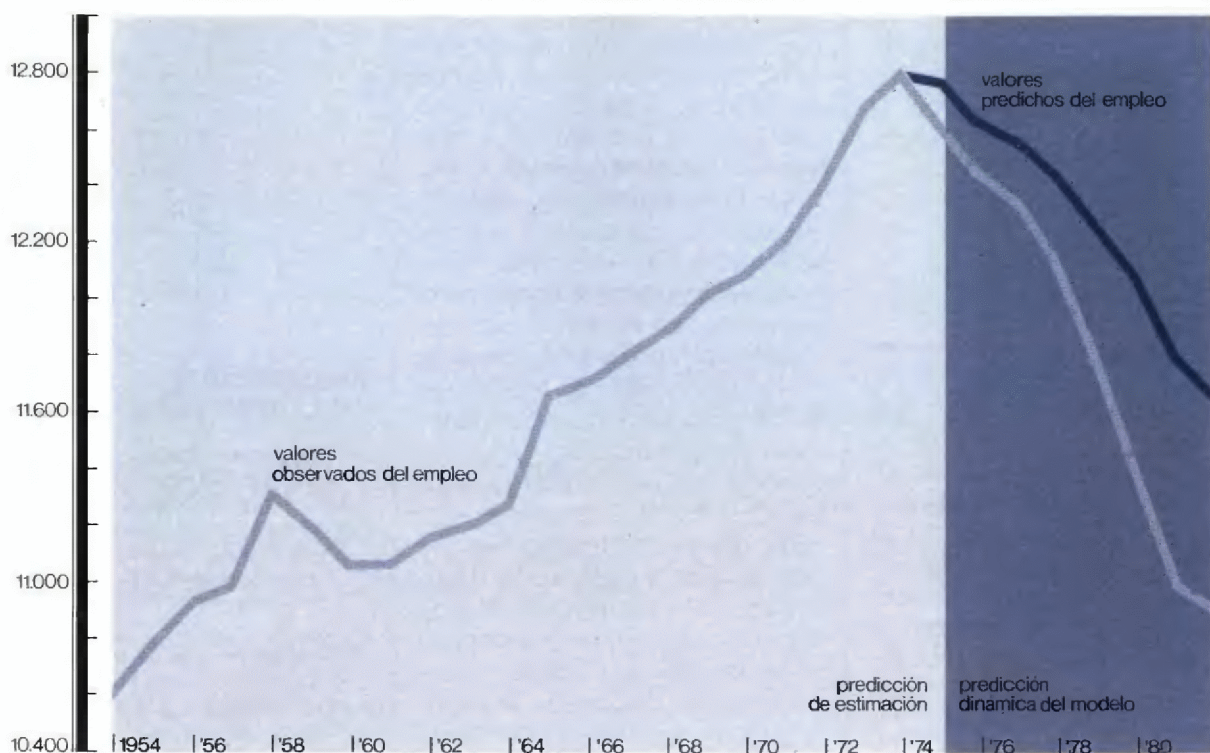
ANÁLISIS COMPARATIVO DEL MODELO ESTIMADO CON DATOS ANTERIORES A LA CRISIS (1954-1974) Y CON LA TOTALIDAD DE LA MUESTRA (1954-1982)

Variable dependiente: $\Delta \ln N$

VARIABLES EXPLICATIVAS	Periodo 1954-1974	Periodo 1954-1982
Constante	- 0,510 (0,33)	- 2,046 (4,86)
$\ln N_{-1}$	- 0,347 (2,89)	- 0,332 (6,11)
$\ln Y$	0,303 (3,21)	0,430 (8,30)
$\Delta \ln W$	- 0,256 (2,71)	- 0,324 (4,25)
$\ln W_{-1}$	- 0,120 (1,37)	- 0,220 (3,82)
t	- 0,00732 (2,60)	- 0,00875 (4,51)
Coefficiente de determinación corregido	0,646	0,871
Error estándar	0,0063	0,0062
Estadístico «h» Durbin	0,11	0,63

Nota: Los valores entre paréntesis indican los estadísticos «t».

**GRAFICO 2
ANÁLISIS DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA DEL MODELO
CON POSTERIORIDAD A LA MUESTRA**



Así pues, desde esta óptica no resulta rechazada la hipótesis nula de constancia estructural, aun a pesar de la grave crisis que afecta a la economía española a partir de 1974. El test no prueba la bondad del modelo sino únicamente que, después de la crisis, su capacidad predictiva no empeora con respecto a la que cabía esperar de los resultados muestrales. En cualquier caso, es preciso no olvidar que los valores post-muestrales, aunque no han sido utilizados en la fase de estimación del modelo, sí lo han sido en la fase de identificación de su estructura dinámica. Este planteamiento viene condicionado por el reducido tamaño muestral disponible. Pero, dado que la estructura dinámica es desconocida *a priori*, aparte de la complicación que introduce la variable endógena desfasada, el nivel nominal de significación que se deduce del test formal de constancia estructural puede sobrevalorar el nivel real de significación, puesto que se ha tenido en cuenta la totalidad de la muestra cara a la especificación.

IMPLICACIONES ECONOMICAS DEL MODELO

La dosis de cautela con que es preciso examinar los datos disponibles, así como la simplicidad del modelo propuesto, únicamente permite destacar la relevancia estadística de las variables «nivel de actividad económica», «progreso técnico» y «salarios reales» en la evolución del empleo.

La tasa de crecimiento neutral a largo plazo que el modelo implica (definida como la tasa

de crecimiento del PIB necesaria para el mantenimiento del nivel de empleo) se sitúa en el «4,2 por 100» bajo el supuesto de mantenimiento de la participación de la renta salarial en el PIB, resultado acorde con otros trabajos (véase, a título de ejemplo, Raymond y Alcaide, 1981). No obstante, este crecimiento se reduce al 2,1 por 100 bajo el supuesto de mantenimiento de los salarios reales (Las respectivas tasas de crecimiento que se deducen del modelo estimado para el periodo 1954-1974 son de un 4 y de un 2,4 por 100, resultados similares a los que se obtienen al utilizar la totalidad de la muestra). Naturalmente, dada la cautela con que es preciso aproximarse al modelo, estos resultados sólo son indicativos de meros órdenes de magnitud.

Un crecimiento próximo al 2 por 100 está dentro de las posibilidades futuras de la economía española. Pero es preciso tener en cuenta que tal tasa de crecimiento, y según el modelo descrito que forzosamente adolece de importantes limitaciones, dada la deficiente información estadística disponible, permite sólo estabilizar el empleo, pero no absorber paro. Adicionalmente, implica un decrecimiento del 2 por 100 anual en la tasa de participación de los salarios en el PIB. Ello constituye un panorama poco alentador, dado que impone una pesada carga a los perceptores de rentas salariales. Pero resulta difícil compatibilizar la absorción de población desocupada, el lento crecimiento de la producción a que la economía se ve abocada y el mantenimiento de la distribución de la renta. Al menos, la experiencia de la evolución reciente de la economía española prueba que tal

posibilidad es harto difícil, independientemente de las valoraciones cuantitativas concretas que en este análisis se han obtenido.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- HENDRY y MIZON, «Serial Correlation as a Convenient Simplification, Not a Nuisance», *Economic Journal*, 88, 1978.
- MIZON y HENDRY, «An Empirical and Monte Carlo Analysis of Test of Dynamic Specification», *Review of Economic Studies*, XLVII, 1980.
- RAYMOND y ALCAIDE, «Crecimiento de la Producción y Nivel de Empleo», *PAPELES DE ECONOMIA ESPAÑOLA*, n.º 8, 1981.
- SARGAN, «Wages and Prices in U.K.: A Study in Econometric Methodology», en *Econometric Analysis for National Economic Planning*, P. G. Hart *et al.*, Butterworth, 1964.

ANEXO

SERIES ESTADISTICAS UTILIZADAS

AÑOS	Población ocupada. Valores anuales medios (miles)	PIB pesetas 1970 (millones)	Salarios reales por persona ocupada (precios 1970) (*)
1954	10.616,30	1.026.520,00	40,04
1955	10.792,60	1.080.840,00	41,46
1956	10.956,60	1.159.280,00	43,97
1957	11.128,90	1.207.730,00	44,59
1958	11.337,20	1.257.680,00	45,38
1959	11.209,90	1.244.930,00	46,79
1960	11.056,50	1.260.540,00	49,07
1961	11.079,90	1.411.030,00	54,12
1962	11.175,60	1.546.640,00	58,52
1963	11.234,50	1.693.280,00	65,76
1964	11.294,00	1.791.840,00	70,35
1965	11.681,00	1.905.330,00	73,33
1966	11.728,00	2.039.740,00	80,79
1967	11.821,00	2.127.880,00	86,31
1968	11.923,00	2.272.030,00	90,04
1969	12.036,00	2.475.150,00	97,76
1970	12.126,00	2.576.160,00	102,77
1971	12.246,00	2.703.810,00	109,13
1972	12.442,00	2.923.900,00	120,06
1973	12.724,00	3.153.620,00	128,01
1974	12.819,00	3.333.960,00	135,19
1975	12.621,00	3.370.500,00	143,42
1976	12.442,00	3.471.980,00	153,35
1977	12.338,00	3.586.470,00	159,85
1978	12.103,00	3.650.920,00	166,25
1979	11.817,00	3.657.920,00	170,13
1980	11.404,00	3.712.960,00	175,98
1981	11.017,00	3.725.710,00	181,27
1982	10.882,00	3.766.690,00	181,90

(*) Esta variable se define a partir del coeficiente:

$$\frac{\frac{\text{Renta salarial}}{\text{Población ocupada}}}{\frac{\text{PIB pesetas corrientes}}{\text{PIB pesetas 1970}}}$$

Fuente: Contabilidad Nacional, *Encuesta de Población Activa*, y elaboraciones propias. Los datos de 1982, especialmente en lo referente a salarios reales, tienen un carácter muy provisional y están sujetos a un apreciable margen de error.