
*Javier Calatrava Requena y
Luis Navarro García**

*Productividad y subempleo
en agricultura:
un intento de cuantificación*

INTRODUCCION

El problema del subempleo de la mano de obra, en su pluralidad de enfoques y facetas, ha despertado un gran interés entre los economistas, particularmente a partir de la II.^a Guerra Mundial y muy especialmente por lo que se refiere al sector agrario, en el que el subempleo aparece como algo íntimamente ligado a sistemas agrarios tradicionales, baja productividad, exceso de mano de obra en el sector y, por tanto, situación de subdesarrollo en el sistema económico general.

Sin entrar en las múltiples tipologías y análisis del fenómeno del subempleo en agricultura, aspectos de los que hemos tratado en otros trabajos (CALATRAVA - 1977 y 1982), vamos a realizar aquí un intento de análisis espacial del subempleo en la agricultura española utilizando, por operatividad estadística e inexistencia, a otros niveles, de la información secundaria precisa, la provincia como unidad básica, aún conscientes de su heterogeneidad agraria.

(*) Dirección General de Investigación y Extensión Agraria. Junta de Andalucía.

El análisis que presentamos es de naturaleza típicamente productivista, basándose en el estudio comparativo de diferencias de productividades y pretende cuantificar lo que algunos autores, desde SOVANI (1955), han definido como «macrosubempleo» en el sector agrario, al no entrar en profundidad en el detalle de los tipos de explotación agraria por sistemas productivos y la organización y eficacia del trabajo en ellas. Si bien el primer estudio del subempleo en agricultura que conocemos, llevado a cabo por BUCK J.L. (1930) en China, estudiando por encuesta 15.000 explotaciones agrarias, es de tipo macroeconómico, los estudios posteriores llevan a cabo análisis globales referidos al sector agrario de distintos países. WARRINER (1939) en Egipto, MOORE (1945) en diversos estados del Sureste europeo, ROSENTEIN - RODAN (1943) en países del Este de Europa y posteriormente el sur de Italia, MANDDELBAUMK (1945) asimismo en países de la Europa oriental, de Grecia a Polonia, LACHMAN (1947) en los países balcánicos, se encuentran entre los pioneros de este tipo de estudios, si bien trabajan con un concepto de subempleo «con productividad marginal nula», afirmando, por tanto, que los montantes de subempleo estimados, que oscilan entre un 20% del total de la población agraria activa para Polonia y un 50% para Egipto, corresponden a mano de obra que puede abandonar el sector agrario sin disminución del output total del sector. Dicha afirmación, evidentemente errónea, era fruto de la globalidad de los cálculos y de no haber tenido en cuenta en ellos el subempleo por limitaciones en estructura, sobre todo espacial, de las explotaciones agrarias y el debido al fenómeno de estacionalidad de las labores agrícolas.

Prácticamente hasta el comienzo de la década del desarrollo, y solo con algunas excepciones (Ver CALATRAVA - 1982 - para detalles de autores y análisis de sus obras), todos los estudios sobre subempleo de la mano de obra en agricultura se llevan a cabo desde esta óptica global en el contexto de productividad marginal nula y la posibilidad, por tanto, de trasvase de mano de obra a otros sectores en situación de «ceteris paribus» para las estructuras productivistas, el uso de factores y el progreso tecnológico. A partir de 1960 la idea de subempleo está asociada por

una parte, a agricultura en países subdesarrollados y por otra a trasvase de mano de obra a los sectores secundarios y terciarios en los países en desarrollo, y surgen diversas ópticas para el análisis del subempleo: marginalista, malthusiana o demográfica, cuantitativista y dualista, dando lugar a multitud de aproximaciones conceptuales y terminológicas al problema del subempleo, que la OIT ya en 1957, y sobre todo a partir de 1966, trata de ordenar y sistematizar. Nombres como LEWIS (1963), GANNAGE (1962), NURKSE (1968), RANIS y FEI (1961), CHO (1963), UP-PAL (1960), SEN (1966), AGARWALA (1972), JORGE-SON (1967) y RAMANATHAN (1967) entre otros constituyen una pequeña muestra de diferentes trabajos según estas ópticas.

A partir de la década de los setenta, y muy particularmente a partir del comienzo de la Crisis Económica, la preocupación por el subempleo se centra en las sociedades urbanas retornando así conceptualmente, en cierta forma, a la original óptica robinsoniana que definía el «paro encubierto» como una situación de subempleo urbano en épocas de crisis. Las teorías ortodoxas sobre el mercado de trabajo y la «heterodoxas», principalmente la Dualista y la Radical (ver GORDON (1972) para un profundo estudio sobre dichas Escuelas y CALATRAVA (1982) para una presentación esquemática de sus presupuestos básicos), tratan de explicar en la década pasada las complejas situaciones de subempleo en los sectores urbanos de una sociedad en crisis. Aunque en este contexto el subempleo en agricultura ha pasado actualmente a un segundo plano, el interés por su estudio continúa vigente y su relación con la productividad agraria y las estructuras productivas de la agricultura hacen de su evaluación un tema de gran trascendencia, especialmente para análisis comparativos intersectoriales e interestaciales.

El análisis cuantitativo del subempleo en la agricultura española, que aquí presentamos, responde, por una parte, a la óptica productivista de los iniciados por los «economistas del desarrollo» hace más de dos décadas, y, por otra, en cierta forma, a la filosofía del subempleo como «situación relativa» que es preciso predefinir y caracteri-

zar claramente cada vez que se quiere abordar un análisis, y que está contenida en las actuales tendencias neocuantitativistas, si bien aquí utilizaremos en todo momento información secundaria y el análisis tiene por tanto un carácter bastante global, contrariamente a los estudios que suelen responder a los postulados básicos de dichas tendencias.

Dentro de esta filosofía, por lo que se refiere al subempleo, la terminología «a priori» no es realmente importante si se puede llegar a saber, cada vez, exactamente que es lo que se quiere medir y se especifica la forma de medirlo. Las definiciones genéricas predeterminadas independientemente de la naturaleza del análisis, a pesar de todo su valor académico, no tienen en los estudios del subempleo, un gran transcendencia analítica.

Comenzaremos por tanto definiendo la metodología y el objeto del análisis, para pasar después a estimar el grado de subempleo relativo (desglosado solo en dos componentes que denominamos paro encubierto y estacional) en las distintas provincias españolas y realizar algunas inferencias respecto a la relación de dicho subempleo con ciertos parámetros estructurales de las explotaciones agrarias en cada provincia. Finalizaremos con la realización de algunos comentarios sobre el subempleo estimado considerado relativamente en el contexto de la CEE.

METODOLOGIA Y DESCRIPCION DE RESULTADOS

Para el análisis del subempleo que aquí se pretende realizar *se ha partido de definir una situación como «normal» o «de referencia»*, lo que resulta imprescindible dada la relatividad mencionada del concepto de subempleo. En este sentido se han tomado para diferentes enfoques tres situaciones referenciales de productividad de la mano de obra: la media nacional, la media catalana (mayor media regional del Estado) y la media de la C.E.E. Todas referidas a 1979 como año base de la información manejada, pues en el momento de iniciar el trabajo era el año para el que se disponía de la última información en las distintas fuen-

tes utilizadas y para los distintos niveles espaciales considerados.

La metodología consiste en medir *la población activa agraria que debería tener cada unidad espacial (provincia) para tener la misma productividad de la mano de obra que la unidad de referencia*. Esta población activa agraria teórica provincial —PAA (TP)— dividida entre la población activa agraria real de la provincia en cuestión proporciona un ratio (i) cuya dimensión (superior o inferior) respecto a la unidad mide el tanto por uno de la productividad de la mano de obra de cada unidad espacial (provincia) respecto a la unidad de referencia.

$$i \text{ (índice de productividad de la mano de obra)} = \frac{\text{PAA (TP)}}{\text{PAA (P)}}$$

Se trata en definitiva de un cociente entre productividades del trabajo, expresado como cociente entre poblaciones activas, ya que:

$$i = \frac{\text{PAA (TP)}}{\text{PAA (P)}} = \frac{\text{PAA (R)} \cdot \frac{\text{PFA (P)}}{\text{PFA (R)}}}{\text{PAA (P)}} = \frac{\text{PFA (P)}}{\frac{\text{PFA (R)}}{\text{PAA (R)}}}$$

El índice i mide, en cierta forma, el grado de subempleo, siempre desde la óptica productivista adoptada, en el que la mano de obra agraria de una unidad se encuentra respecto a la unidad de referencia.

En la columna i del Cuadro I pueden verse los valores de dicho índice para las provincias españolas elaborados en base a datos de 1979 de la PFA (MINISTERIO DE AGRICULTURA) y de la PAA (P) (BANCO DE BILBAO). La columna PAA (TP) recoge asimismo la población activa agraria teórica provincial, o sea la población que debería tener la provincia para producir su producción final si su mano de obra trabajase con la productividad media nacional.

Los valores de i dividen las provincias, en principio, en dos grandes grupos: Aquellas cuya productividad de la

CUADRO I
Valores provinciales de los principales índices definidos

PROVINCIA	PFA (1)	PAA (P) (2)	PAA' (P) (3)	PAA (TP) (4)	i (5)	i' (6)	i'c-i' (7)	i'-i (8)	P. est. (9)	SAU/ N° Exp (10)
La Coruña	32.947,0	111.017	110.539	60.092	0,54	0,54	1,56	0,00	0,00	6,35
Lugo	33.765,2	126.683	126.422	61.584	-0,49	0,49	1,61	0,00	0,00	11,38
Orense	19.042,7	118.571	118.327	34.732	0,29	1,81	0,00	0,00	8,22	
Pontevedra	23.836	125.692	125.192	43.474	0,35	-0,35	1,75	0,00	0,00	3,83
Oviedo	29.795,1	111.400	111.400	54.343	0,49	0,49	1,61	0,00	0,00	8,93
Santander	16.345,1	53.300	29.812	0,56	0,56	0,56	1,54	0,00	0,00	10,54
Alava	9.761,8	9.995	17.804	1,78	1,78	0,32	0,00	0,00	24,89	
Gipuzcoa	8.370,6	16.880	16.880	15.267	0,90	0,90	1,20	0,00	0,00	14,41
Vizcaya	9.076,4	15.849	15.849	16.554	1,04	1,04	1,06	0,00	0,00	14,94
Huesca	37.777,0	24.393	23.920	68.901	2,82	2,88	-0,78	0,06	0,02	48,03
Navarra	28.433,0	32.095	32.095	51.859	1,62	1,62	0,48	0,00	0,00	22,12
Rioja (La)	18.878,5	24.700	24.495	34.432	1,39	1,41	0,69	0,02	0,01	10,57
Teruel	15.606,8	21.499	28.465	1,32	1,32	0,78	0,00	0,00	33,87	
Zaragoza	44.745,7	46.086	46.068	81.611	1,77	1,77	0,33	0,00	0,00	21,73
Barcelona	43.016,2	34.041	34.041	78.457	2,30	2,30	-0,20	0,00	0,00	15,06
Gerona	24.233,8	28.175	28.175	44.200	1,57	1,57	0,53	0,00	0,00	19,85
Lérida	57.963,2	44.791	43.676	105.718	2,36	2,42	-0,32	0,06	0,03	23,19
Tarragona	47.354,1	42.823	41.124	86.369	2,03	2,10	0,00	0,07	0,04	11,73
Baleares	17.921,6	38.003	37.007	32.687	0,86	0,88	1,22	0,02	0,03	10,77
Avila	13.250,8	22.675	22.492	24.168	1,07	1,07	1,03	0,00	0,01	17,56
Burgos	26.253,3	37.618	37.618	47.883	1,27	1,27	0,83	0,00	0,00	29,87
León	28.477,6	91.752	91.752	51.490	0,57	0,57	1,53	0,00	0,00	16,83
Palencia	14.905,8	16.798	16.798	27.186	1,62	1,62	0,48	0,00	0,00	36,86
Salamanca	18.591,4	36.461	36.305	33.909	0,93	0,93	1,17	0,00	0,00	28,75

Segovia	14.371,6	22.100	21.812	26.212	1,19	1,20	0,90	0,01	0,01	25,70
Soria	11.002,1	11.016	11.016	20.067	1,82	1,82	0,28	0,00	0,00	39,03
Valladolid	29.763,9	18.509	18.435	54.286	2,93	2,94	-0,84	0,01	0,00	33,00
Zamora	16.019,2	40.983	40.747	29.217	0,71	0,72	1,38	0,01	0,01	20,38
Albacete	22.979,9	29.100	24.901	41.913	1,44	1,68	0,42	0,24	0,17	35,22
Ciudad Real	31.442,3	47.813	42.207	57.347	1,20	1,36	0,74	0,16	0,13	29,31
Cuenca	23.460,8	33.196	31.435	42.790	1,29	1,36	0,74	0,07	0,06	30,84
Guadalajara	11.603,3	13.199	13.109	21.163	1,60	1,61	0,49	0,01	0,01	36,46
Madrid	21.132,4	23.800	22.725	38.543	1,62	1,70	0,40	0,08	0,05	24,08
Toledo	44.907,9	50.184	46.413	81.907	1,63	1,76	0,34	0,13	0,08	25,62
Alicante	29.179,4	56.037	51.359	53.220	0,95	1,04	1,06	0,09	0,09	6,78
Castellón	22.061,3	40.365	37.413	40.237	1,00	1,08	1,02	0,08	0,08	8,76
Murcia	52.369,8	73.666	64.327	95.517	1,30	1,48	0,62	0,18	0,15	11,88
Valencia	62.225,3	108.976	100.048	113.492	1,04	1,13	0,97	0,09	0,09	5,60
Badajoz	33.746,3	72.998	56.536	61.549	0,84	1,11	0,99	0,27	0,31	27,74
Cáceres	26.482,1	49.400	41.595	48.300	0,98	1,16	0,94	0,18	0,19	28,34
Almería	34.566,7	53.095	46.546	63.046	1,19	1,35	0,75	0,16	0,14	12,17
Granada	32.754,7	74.644	59.938	59.741	0,80	1,00	1,10	0,20	0,25	13,38
Jaén	38.864,1	87.240	57.122	70.884	0,81	1,24	0,86	0,43	0,53	12,27
Málaga	25.900,6	56.628	38.776	47.240	0,85	1,22	0,88	0,37	0,43	11,07
Cádiz	32.583,3	42.219	33.823	59.428	1,41	1,76	0,34	0,35	0,25	33,92
Córdoba	35.890,5	78.300	60.668	65.460	0,84	1,08	1,02	0,24	0,29	22,93
Huelva	12.895,5	23.645	20.133	23.520	0,99	1,17	0,93	0,19	0,17	32,26
Sevilla	51.025,8	87.984	66.386	93.064	1,06	1,40	0,70	0,34	0,32	31,71
Palmas (Las)	18.710,0	36.345	33.343	34.125	0,94	1,02	1,08	0,08	0,09	2,91
Sta. C. Tenerife	20.893,9	46.813	42.895	38.108	0,81	0,89	1,21	0,09	0,09	2,86

(1) PFA = Prod. final Agrar. ($\times 10^6$)

(2) PAA (P) = Poblac. activa Agrar. Provin.

(3) PAA' (P) = Poblac. activa Agrar. Provin. Corregida

(4) PAA (TP) = Poblac. activa Agrar. Teor. Provin.

(5) i = PAA (TP)/PAA (P)

(6) i' = PAA (TP)/PAA' (P)

(7) i'c-i' = Paro encubierto respecto a Cataluña

(8) i'-i = Un índice del paro estacional

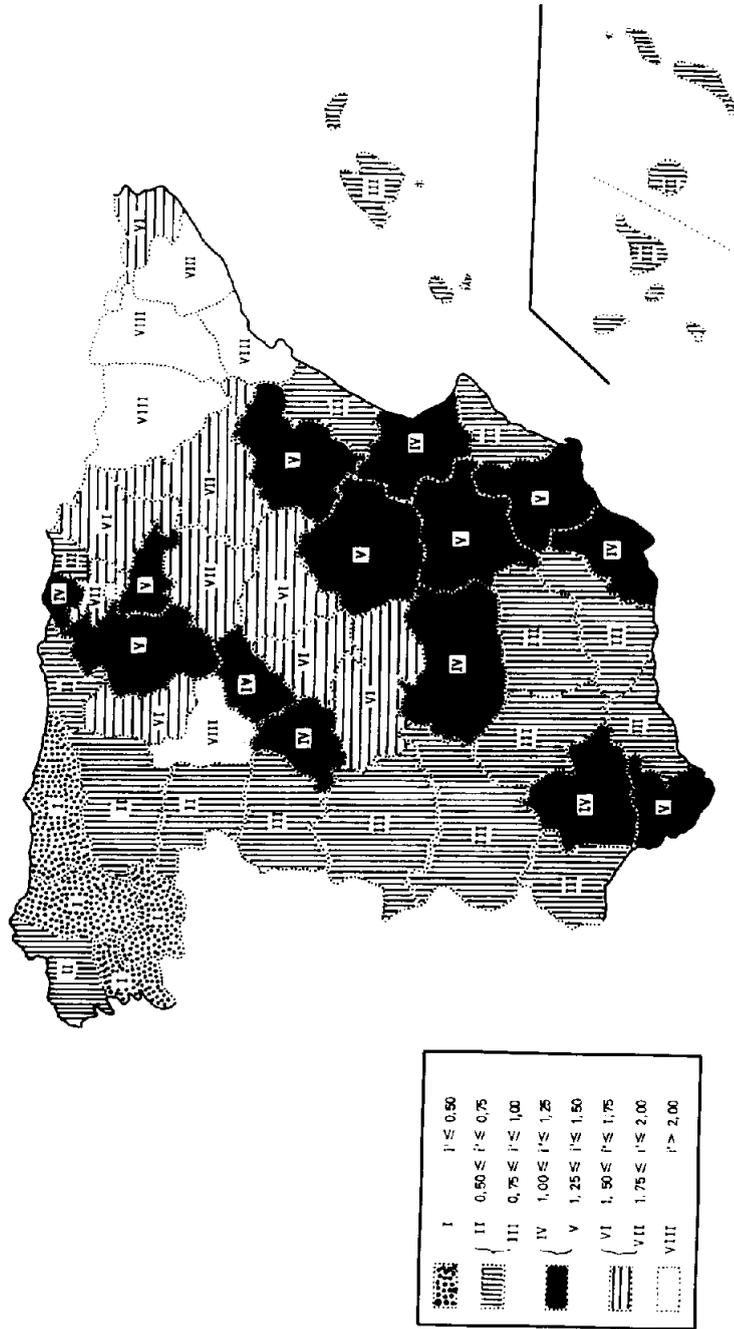
(9) Pe = Paro estacional = (PAA(P)-PAA'(P))/PAA'(P)

(10) SAU/N. exp. = Superficie agrícola útil/n.º de explotaciones

PFA España = 1.365.328,8 millones de pesetas

PAA España = 2.508.444 habitantes

Mapa 1
 Productividad de la mano de obra total
 $i = PAA (TP)/PAA (P)$



mano de obra es inferior a la media nacional en un cierto porcentaje y aquellas en las que es superior. En las primeras la mano de obra está subempleada respecto a la media nacional, mientras que respecto a las segundas es la mano de obra en el conjunto nacional la que presenta subempleo. Así, por ejemplo, si la provincia de La Coruña (ver Cuadro I) tuviese la productividad de trabajo media nacional produciría su producción final agraria con el 54% de su población activa actual, y por ello expresamos que el 46% de la población activa agraria de La Coruña está subempleada, con la media nacional como marco de referencia. *Ello no quiere decir que pueda trasvasarse sin más el 46% de la población agraria coruñesa a otros sectores sin pérdida del output total de la agricultura*, como hubieran deducido de estos datos los primeros analistas del subempleo agrario, pues para ello habría que estudiar las causas de dicho subempleo e inducir profundos cambios en las estructuras productivas que incrementasen la productividad del trabajo.

En el Mapa I se representan, por clases, los valores provinciales de \bar{i} tomados del Cuadro I. Vemos que la menor productividad de la mano de obra en agricultura se da en Galicia y Asturias, estando por debajo de la media nacional Cantabria, las tres provincias del antiguo reino de León, Extremadura y gran parte de Andalucía, así como parte del país Vasco y Levante. La mayor productividad se da en el Valle del Ebro, Norte de Cataluña y Valladolid. En total, *1.492.148 trabajadores agrícolas están subempleados respecto a la productividad media nacional, lo que supone el 59,8% del total de activos en el sector.*

Sin embargo, estos resultados pudieran inducir a error ya que dado que la Población Activa Agraria —PAA (P)— viene en las estadísticas definida por la suma de Empresarios, Autónomos y Ayudas familiares (E) y Asalariados (AS), y ocurre que dentro del concepto de asalariados se incluyen todas aquellas personas que a través de un año han trabajado, en algún período del mismo, en la actividad agraria, evidentemente, esta cifra no es útil para medir la productividad de la mano de obra efectivamente em-

pleada pues no lleva acompañado el tiempo medio de permanencia del colectivo de asalariados en un trabajo agrario. Por esta razón se conviene en establecer el concepto de Asalariado fijos equivalente (AFE) para determinar el número de asalariados teóricos que estarían ocupados todo el año en trabajos agrarios en una hipotética desestacionalización de las labores agrícolas.

$$\text{AFE (P)} = \frac{\text{Remuneraciones del trabajo en la agricultura}}{\text{Salario medio anual}}$$

Para 1979 que es cuando se realiza el estudio, el salario medio anual se fija en 360.000 ptas., como media interregional.

Con esta corrección la Población activa agraria quedará como:

$$\text{PAA}' (\text{P}) = \text{E} (\text{P}) + \text{AFE} (\text{P})$$

Tendremos un nuevo índice similar al anterior que definiremos como *índice relativo de subempleo de la mano de obra efectivamente empleada*, que puede expresarse de dos formas:

$$i' = \frac{\text{PAA}' (\text{N}) \cdot (\text{PFA} (\text{P}) / \text{PFA} (\text{N}))}{\text{PAA}' (\text{P})} = \frac{\text{PAA}' (\text{TP})}{\text{PAA}' (\text{P})} \text{ ó}$$

$$i' = \frac{\text{PAA} (\text{TP})}{\text{PAA}' (\text{P})}$$

Según se tome como referencia la productividad media nacional sólo de la mano de obra efectiva empleada, o del total. La diferencia PAA' (N) y PAA (N) es realmente muy pequeña (inferior en cualquier caso al 10%). Por razones de tipo operativo utilizaremos aquí $i' = \frac{\text{PAA} (\text{TP})}{\text{PAA}' (\text{P})}$ si bien las diferencias de utilizar una fórmula u otra son puramente simbólicas o inexistentes en las provincias donde el paro estacional de los trabajadores es un fenómeno de poca importancia, y en aquellas donde es importante se

pone más de manifiesto, por contraste, utilizando la segunda fórmula, mencionada. Se trata solo de un problema de cambio de origen en la escala de medida.

Las diferencias entre i e i' , tal como han sido definidas, significan realmente un índice del paro estacional que existe en la población activa agraria de la provincia en cuestión.

Dicho índice de paro estacional ($i' - i$) mediría la diferencia entre la productividad de la población activa y la de la población efectivamente utilizada, y resulta un índice productivista por cuanto es función de la situación de referencia por serlo de PAA (TP). Sin embargo, parece más lógico intentar utilizar un índice de paro estacional que sea de naturaleza estrictamente demográfica, pues, en principio, la estacionalidad en el empleo de los asalariados no tiene por qué depender de situación alguna de referencia. Definimos también para ello:

$$Pe = \frac{PAA(P) - PAA'(P)}{PAA'(P)} = \frac{PAA(P)}{PAA'(P)} - 1$$

El paro estacional así medido es sólo función de variables propias de una determinada provincia, y por tanto es una cantidad independiente de la situación de referencia, como veremos más adelante.

En el cuadro I pueden verse los valores provinciales de los distintos índices mencionados.

Los índices definidos anteriormente (i , i' y Pe) permiten, en definitiva, profundizar en el análisis del subempleo de la mano de obra. Lo que en realidad se ha hecho ha sido descomponer, en cierta forma, el subempleo de la mano de obra total en dos fenómenos: uno representa el paro estacional de la mano de obra asalariada (mientras que el «paro estacional» del empresario y sus ayudas familiares está contenido en el concepto de paro encubierto), que se calcula con criterios estrictamente demográficos, y el otro que representa el paro encubierto, calculado con criterios productivistas. El paro estacional medido en términos absolutos (Pe) no tiene por qué coincidir, como hemos visto,

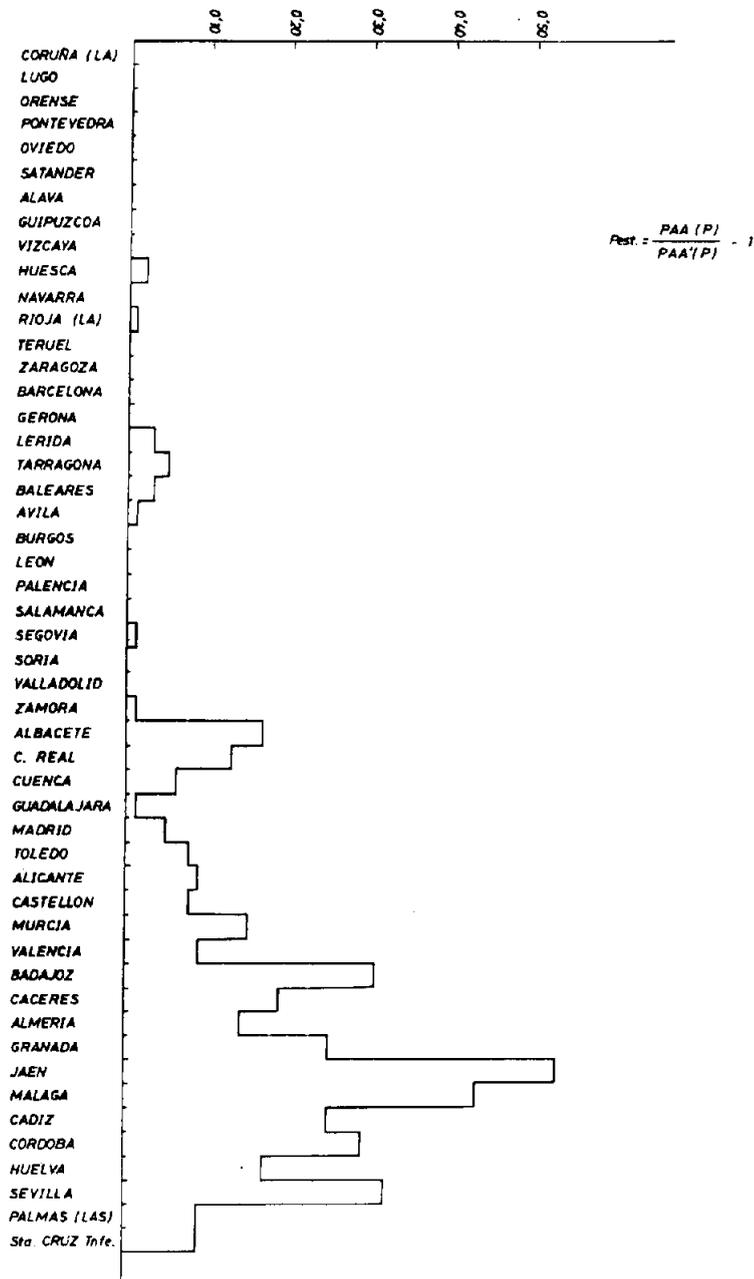
con i' que depende de la situación tomada como de referencia, y es por tanto una cantidad relativa.

Lo que aquí denominamos paro encubierto es la parte del subempleo debida a la estructura de las explotaciones (especialmente grave en provincias con predominio de pequeñas explotaciones campesinas) y a la falta de organización del trabajo en ellas, tanto propio como asalariado, mientras que el paro estacional se refiere a la fracción de subempleo debido al trabajo por temporadas de jornaleros asalariados y es especialmente grave en provincias con latifundios y alto grado de monocultivos, así como en otras provincias con cultivos de gran demanda de mano de obra fuertemente localizada en el tiempo (recolección de hortalizas, etc.).

En el gráfico 1 se representan las distintas provincias por su índice i' y el tamaño medio de sus explotaciones agrarias. Vemos que con la excepción de Huesca (a la que más adelante nos referiremos) las mayores productividades de mano de obra efectivamente empleada (el menor paro encubierto) se dan en provincias con explotaciones de tamaño medio (entre 10 y 35 Has.), si bien existe en principio una tendencia general creciente, que más adelante analizamos con detalle. $i(N) = 1$ representa la situación de referencia (media nacional de subempleo). Se ha representado también $i'(N) = 1.09$ situación referencial para el paro encubierto, si bien en todos los análisis posteriores se toma $i(N)$ como punto de referencia.

En el gráfico 2, se representa el paro estacional en las distintas provincias; el indicador Pe tal y como se ha calculado indica la diferencia entre la población activa total y la que resulta de descontar de ella las jornadas no trabajadas por estacionalidad de la mano de obra asalariada, expresada en tanto por uno de esta última. Así el $Pe = 0.53$ de Jaén, indica que si la mano de obra total es 153 queda reducida a 100 al descontar el efecto del paro estacional de los trabajadores, o lo que es lo mismo que el 34.6% ($\frac{53}{1.53}$) de la mano de obra total teóricamente empleada en la agricultura no está utilizada realmente, co-

Gráfico 2
 Paro estacional respecto al conjunto de la mano de obra



respondiendo a las jornadas de asalariados no trabajadas por estacionalidad del empleo.

El contenido del cuadro I, el Mapa I y los gráficos 1 y 2, se ha estudiado posteriormente a la realización del trabajo, con datos de 1980, coincidiendo básicamente, salvo diferencias coyunturales ligeras, en ambos años, siendo por tanto válidos, asimismo, manejando datos de 1980, todos los análisis posteriores y sus inferencias.

El mayor índice de paro estacional lo presenta Jaén, seguido de Málaga, Sevilla, Badajoz y Córdoba. El paro estacional por Comunidades Autónomas se concentra fuertemente en Andalucía y Extremadura, y en menor grado, aunque importante, en Castilla-La Mancha, Canarias y Levante (Gráfico 2). Mientras a nivel nacional solo el 9% del subempleo es debido a paro estacional en la provincia de Jaén es más del 50% de la mano de obra efectiva.

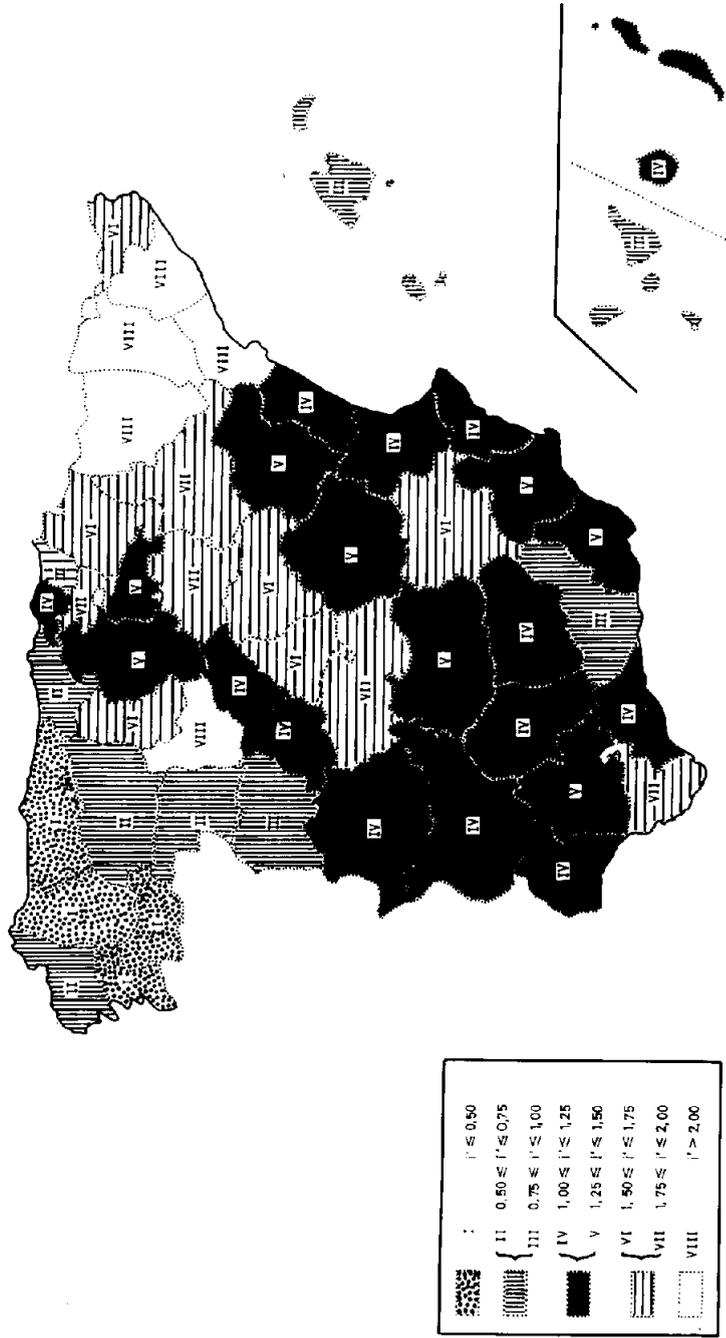
El efecto de descontar del subempleo el paro estacional se refleja claramente en el contraste entre los mapas de productividad I y II que representan a i e i' para las distintas provincias respectivamente (*). Así gran parte de Andalucía, Extremadura y Levante que, por lo que se refiere a productividad de la mano de obra total presentan cotas inferiores a la media nacional, cambian radicalmente su posición al considerar la mano de obra efectivamente empleada, manteniéndose sin embargo los niveles de productividad en la mitad norte de España.

Si tomamos ahora como unidad de referencia la productividad de la mano de obra en Cataluña (mayor media regional nacional) vemos (columna 7 Cuadro I) que la mano de obra (efectivamente empleada) está en situación de

(*) Es evidente por el método de cálculo empleado que la referencia en ambos mapas es la productividad media nacional sin corregir $\frac{PFA(N)}{PAA(N)}$ que si bien constituye

la media en el caso del MAPA I, no es así, evidentemente, en el caso del MAPA II. Este hecho hace que el efecto visual comparativo entre los cambios de índice en las provincias del sur de España sea mayor.

Mapa 2
 'Productividad de la mano de obra efectivamente empleada'
 $i' = PAA(TP)/PAA'(P)$



subempleo en todas las provincias salvo en Barcelona, Lérida, Valladolid y Huesca (**).

En el gráfico 3 se incluye el paro encubierto por provincias respecto a Cataluña y el paro estacional representado con el índice i' -i dependiente de la unidad de referencia). La productividad de Cataluña es 2.07 veces la nacional.

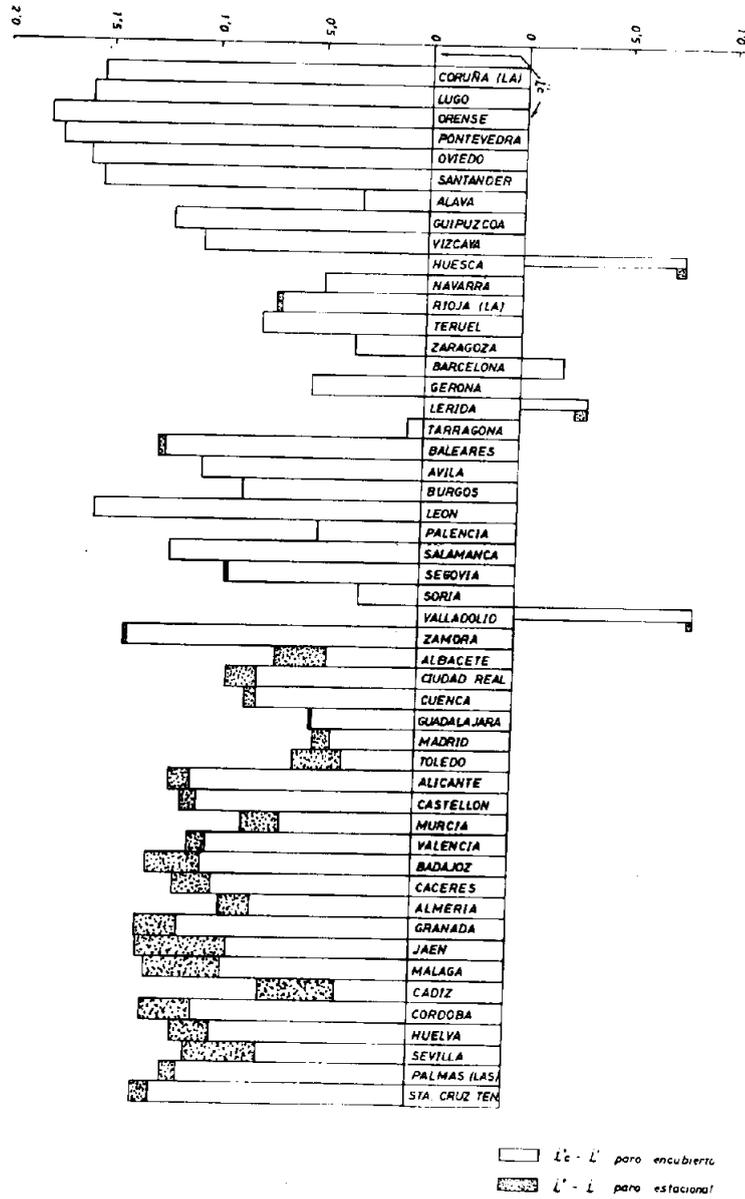
Considerando como referencia la CEE en 1979, sin incluir Grecia (***), en el Cuadro II se incluyen la producción final y población activas agrarias para la CEE y para el conjunto de España. Vemos que, tomando como referencia la CEE, el índice i para España es del orden de 0.47, lo que nos indica que la productividad media en la agricultura de la CEE es sólo ligeramente superior a la de Cataluña. El 53% de la fuerza de trabajo empleada en la agricultura española está subempleada respecto a la media de la CEE (recordemos, siempre desde la óptica productivista). Los resultados anteriores son válidos desde un concepto productivista basado en masas monetarias, si expresásemos la producción en unidades físicas el subempleo de la mano de obra española respecto a la de la CEE sería mucho menor dada la diferencia entre el nivel de precios comunitarios y el español.

Si el nivel de precios (precio medio ponderado) español en el año de referencia fuese 100, en las mismas unidades (pts. o Ecus) el nivel de precios CEE oscilaría entre 120-130 (difícil de calcular exactamente con los datos disponibles y, en cualquier caso, dependiente de la forma de

(**) El caso de Huesca es singular, como veremos, pues si bien se trata de una provincia con 500.000 has. de cultivo, 120.000 de las cuales son de regadío, poca población activa agraria, agricultura muy mecanizada y tamaño medio de explotaciones aceptable, sin embargo la cifra de 37.777 millones de ptas. para el valor de su producción final agraria en 1979 nos parece excesiva, y ello puede ser debido a un error en las estadísticas, o a un año de especial volumen de producción. Consultado las cifras del PFA para los tres años posteriores (1981, 82 y 83) vemos que mientras la Producción Final Agraria Nacional sufre un incremento de más del 30% en ptas. corrientes, la provincia de Huesca apenas sufre un ligero incremento, lo que indica la excepcionalidad de los datos correspondientes a 1979 para dicha provincial.

(***) En el año base de la información Grecia no formaba aún parte de la CEE.

Gráfico 3
Subempleo de la mano de obra provincial respecto
a la productividad media de Cataluña



INFORMACIÓN DE LA AGRICULTURA EN ESPAÑA Y EN LA CEE (1979)

CUADRO II

Producción final agraria, población activa y producción por persona activa en 1979 en los países de la CEE (9) y España

	PFA 10 ⁶ ECU	PFA 10 ⁹ Ptas.	PAA 000 person	PFA/PAA ptas/activo
Alemania	21.000	1.931	1.544	1.250.647
Francia	26.300	2.418	1.867	1.295.125
Italia	19.600	1.802	3.012	598.273
Países Bajos	8.400	772	235	3.285.108
Bélgica	3.800	350	118	2.966.101
Luxemburgo	120	11	10	1.100.000
R.U.	11.000	1.011	632	1.599.683
Irlanda	2.500	230	220	1.045.454
Dinamarca	4.300	395	208	1.899.038
CEE (9)	97.020	8.920	7.846	1.136.885
España	—	1.365.328	2.508	544.389
% España/CEE (9)	—	15,3	31,9	47,89

Fuente: La Agricultura en la CEE 1979

ponderación) con lo que, realmente, entre el 38,9 y el 43,6% de la mano de obra española está subempleada en términos reales, siendo un 9% de este subempleo debido a situaciones de paro estacional y el resto (entre 29,9% y 34,6%) debido a situaciones de paro encubierto (estructura deficiente de las explotaciones, subempleo de ayudas familiares, falta de mecanización —a veces por imposibilidad física: zonas de montaña y desfavorecidas—, mala organización del trabajo, etc.).

A la vista de todo lo anterior imaginemos la situación comparativa con la CEE de regiones como Galicia, por ejemplo, en cuanto a productividad de la mano de obra.

Observando el Cuadro II vemos dentro de la CEE productividades de la mano de obra, como es el caso de Holanda, casi 6 veces la española, mientras que la Italiana es solo ligeramente superior.

ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS

Descritos y comentados los principales aspectos del trabajo realizado respecto al grado y distribución del subem-

pleo nacional de la mano de obra agraria llevamos a cabo ahora algunos análisis de relación entre el grado de subempleo de la mano de obra efectivamente empleada (paro encubierto expresado por el coeficiente i') y algunas variables con las que pueda estar relacionado y de cuya relación puedan desprenderse consecuencias de interés para el estudio del subempleo. Así estudiaremos:

- a) Paro encubierto y tamaño de las explotaciones.
- b) Paro encubierto y dispersión del tamaño de las explotaciones.
- c) Paro estacional y tamaño de las explotaciones.

a) En el Gráfico 1 puede verse representado el índice i' (que refleja el grado de paro encubierto en un enfoque productivista como el aquí adoptado), según tamaño de las explotaciones agrarias. La tendencia global de la gráfica es evidentemente creciente en su conjunto (como se representa en la recta solo indicadora, no calculada, de la tendencia). Sin embargo, eliminando Huesca, por las razones mencionadas, y despreciando la varianza residual en los estratos, obtenemos la gráfica de la regresión como una esperanza condicional $i' = E(i'/tm)$, dentro de cada estrato, determinada como más adelante se indica, que se representa en el Gráfico 5 donde puede verse que realmente la relación parece fuertemente creciente hasta un tamaño medio de explotaciones (entre 20 y 25 Has.) y luego permanece más constante con oscilaciones.

Para precisar más, se ha estudiado la regresión de la productividad de la mano de obra (i') con respecto al tamaño medio de las explotaciones (tm). Las provincias están agrupadas en clases de amplitud 5 Has/explotación. Dentro de cada clase se ha despreciado toda la información residual de sustituir todos los valores por uno solo medio, obteniendo como valores de i' para cada clase, la media ponderada con respecto al:

- 1) número de explotaciones ($i' (1)$).
- 2) a la población activa agraria corregida ($i' (2)$).

Los valores obtenidos son los siguientes:

<i>Clases (Has/explot.)</i>	<i>Nº Prov.</i>	<i>PROVINCIAS</i>	<i>i' (1)</i>	<i>i' (2)</i>
1 0- 5	3	Pontevedra, Las Palmas, Sta. Cruz Tenerife	0,54	0,58
2 5-10	6	La Coruña, Orense, Oviedo, Alicante, Castellón, Valencia	0,58	0,67
3 10-15	12	Lugo, Santander, Guipúzcoa, Vizcaya, La Rioja, Tarragona, Baleares, Almería, Granada, Jaén, Málaga, Murcia	0,96	1,05
4 15-20	4	Barcelona, Gerona, Avila, León	1,06	1,13
5 10-25	7	Alava, Navarra, Zaragoza, Lérida, Zamora, Madrid, Córdoba	1,60	1,63
6 25-30	7	Burgos, Salamanca, Segovia, Ciudad Real, Toledo, Badajoz, Cáceres	1,24	1,27
7 30-35	6	Teruel, Cuenca, Cádiz, Huelva, Sevilla, Valladolid	1,63	1,57
8 35-40	4	Soria, Albacete, Guadalajara, Palencia	1,67	1,67

Dado que los valores i' (1) e i' (2) están muy correlacionados, nos hemos inclinado a usar el primero, para los análisis de regresión que siguen:

Recta de regresión de i' sobre tm

$$i' = 0,468 + 0,035 tm.$$

$$R = 0,867$$

significativo para $\alpha \leq 0.01$

Regresión cuadrática de i' sobre tm

Ajustaremos una rama parabólica para ver si es significativa la reducción del crecimiento de i' a partir de un cierto valor de tm .

$$i = 0,326 + 0,056 tm - 0,005 tm^2$$

$$R = 0,917$$

Significativo para $\alpha \leq 0.01$

El ajuste parabólico es significativamente mejor que el lineal.

En el gráfico 5 se representan, junto a los puntos de la gráfica de regresión, los dos ajustes considerados.

b) Si bien el análisis anterior que relaciona tamaño de las explotaciones con paro encubierto, es bastante clarificador, parece insuficiente, y por ello se ha buscado la relación entre el paro encubierto (medido como falta de productividad de la mano de obra efectivamente empleada) y la dispersión que, respecto al tamaño medio de las explotaciones de una provincia, representan las superficies de éstas, ya que puede pensarse que mientras más homogéneas respecto a la dimensión superficial sean las explotaciones de una provincia más alto será el índice que mide la productividad de su mano de obra.

Para evaluar la homogeneidad antes señalada se puede tomar como índice una de las medidas de dispersión corrientemente utilizadas en la estadística descriptiva; desviación típica, varianza o coeficiente de variación.

De las tres medidas antes indicadas la que nos es útil es el coeficiente de variación pues este es adimensional y por tanto independiente de las unidades de medida, pudiéndose por lo tanto comparar grupos diferentes de datos.

Una vez fijada esta medida, escogemos como índice de heterogeneidad en la distribución superficial de explotaciones:

$$H = \frac{CV(P)}{CV(N)}$$

siendo:

CV (P).— El coeficiente de variación del tamaño de las explotaciones en la provincia.

CV (N).— El coeficiente de variación nacional

Se han tomado las marcas de clase de la distribución de la tierra según dimensión de las explotaciones del Anua-

rio Estadístico de la Producción Agraria de 1981, y en base a ellas (tomando arbitrariamente 2.000 como marca del estrato de explotaciones de más de 1.000 Has. para todas las provincias y a nivel nacional) se ha elaborado el Cuadro III.

Agrupando los valores de H en 9 clases de amplitud 0,15 y usando como valores de i' para cada clase los resultantes de ponderar los de sus provincias integrantes con el número de empresarios, autónomos y ayudas familiares de las mismas obtenemos el Cuadro IV.

Sobre la base del Cuadro III se obtiene la recta de regresión lineal de i' sobre H, resultando:

$$i' = 2.81 - 1.46 H \text{ con coeficiente de correlación}$$

$$e^2 = R = 0.64 \text{ significativo para } \alpha \leq 0.01$$

El 64% de la varianza de los valores de i' esta pues explicada por la variación de H en las distintas provincias.

Ajustada una función exponencial se mejora ligeramente, pero de forma estadísticamente significativa, el ajuste lineal, resultando:

$$i' = 4.14 e^{-1.28H}$$

con $p = 0.71$ significativo para $\alpha \leq 0.01$

El 71% de la varianza total de i' está explicado por el ajuste exponencial.

En el gráfico 4 se representan ambos ajustes sobre los datos originales.

Observemos en el gráfico que el punto de mayor desviación respecto a ambos ajustes es el correspondiente al intervalo 1,30-1.45 que solo contiene a una provincia: de La Rioja, en la que no cabe efectivamente esperar una dispersión en el tamaño de las explotaciones superior a la media nacional como resulta. H resulta para la Rioja demasiado elevado, y ello es debido posiblemente o a un error en las estadísticas manejadas o a la inoperatividad, en este caso, de alguna de las hipótesis. En general, está claro que a mejor distribución en el tamaño de las explotaciones (y por tanto de la propiedd de la tierra) menor es el nivel de

Gráfico 4
Productividad de la mano de obra agrupadas las provincias según la heterogeneidad del tamaño de sus explotaciones

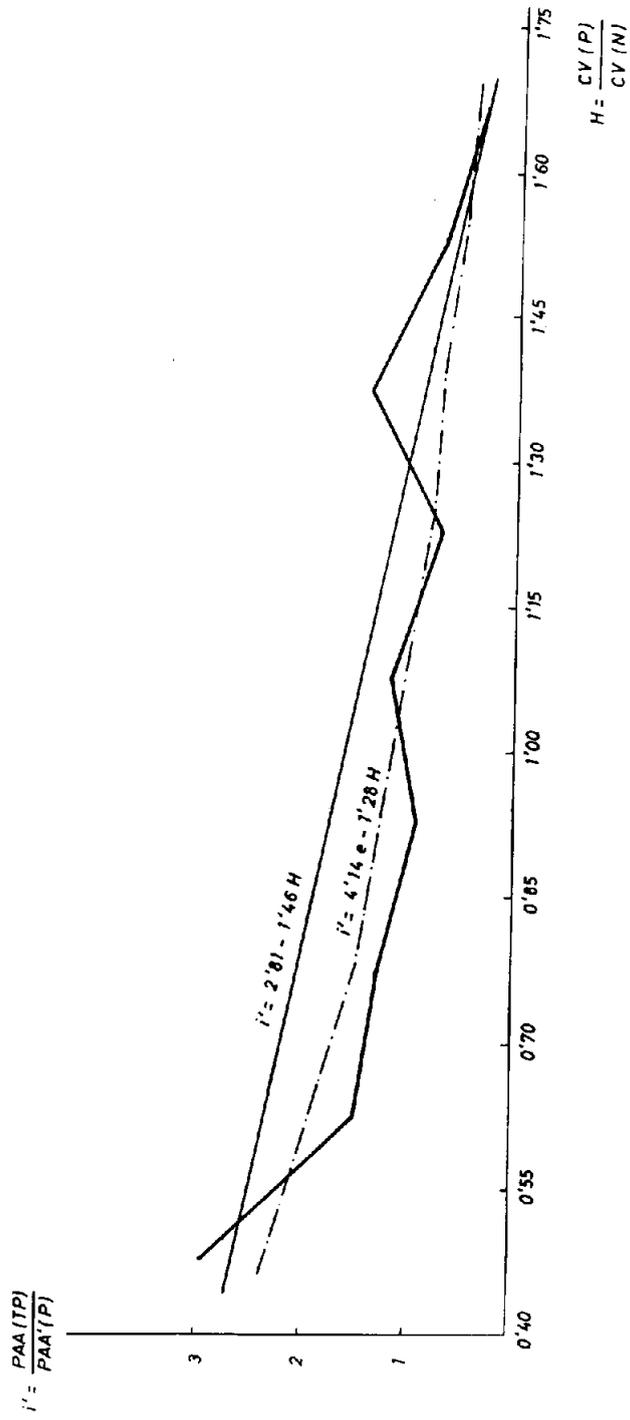
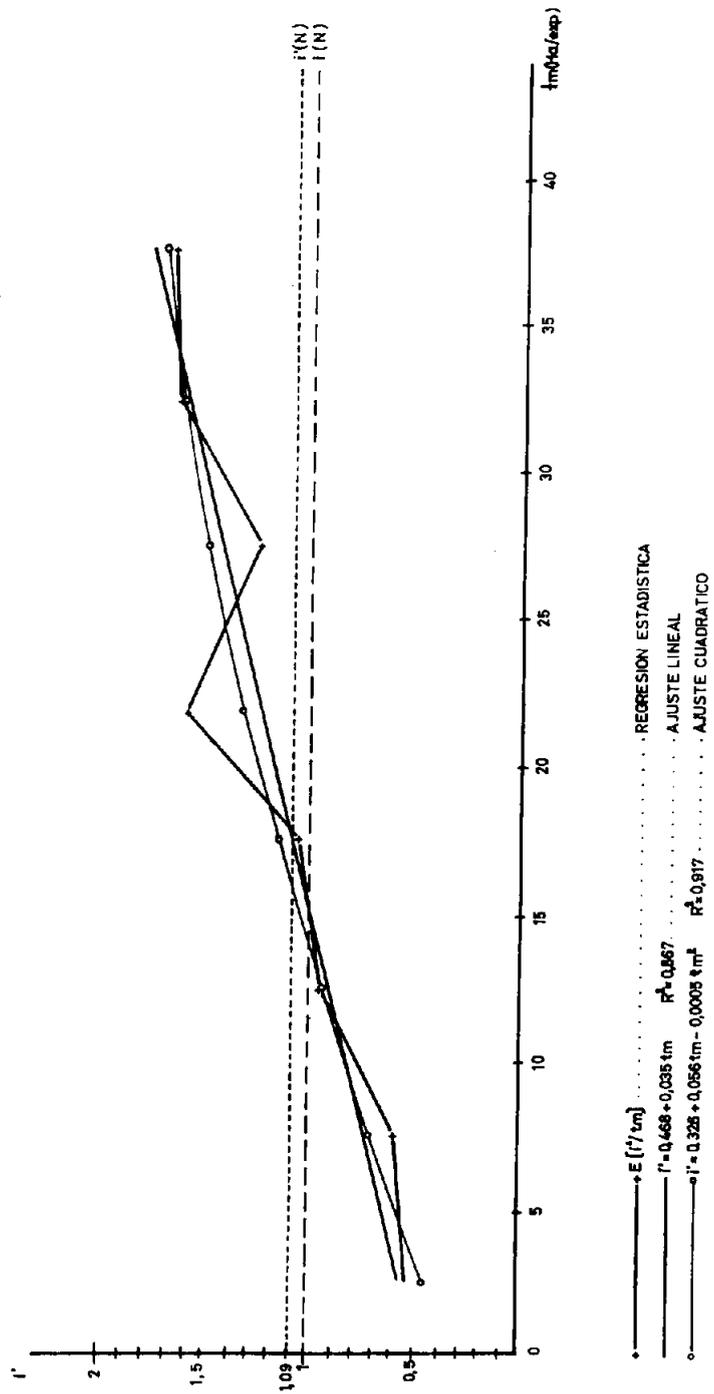


Gráfico 5
 Productividad de la mano de obra agrupadas las provincias en clases
 según el tamaño de las explotaciones



CUADRO III

Coefficientes de variación de la distribución de las explotaciones por tamaños

PROVINCIAS	CV (P)	CV (P)/CV (N)
Coruña, La	3,10	0,81
Lugo	3,62	0,94
Orense	6,20	1,61
Pontevedra	6,44	1,68
Oviedo	5,84	1,52
Santander	6,00	1,56
Alava	2,91	0,76
Guipúzcoa	2,60	0,68
Vizcaya	3,64	0,95
Huesca	2,62	0,68
Navarra	3,63	0,95
Rioja	5,03	1,31
Teruel	3,20	0,83
Zaragoza	3,36	0,87
Barcelona	2,99	0,78
Gerona	2,83	0,74
Lérida	3,24	0,84
Tarragona	3,08	0,80
Baleares	3,81	0,99
Avila	3,84	1,00
Burgos	2,74	0,71
León	4,58	1,19
Palencia	2,51	0,65
Salamanca	2,60	0,68
Segovia	2,68	0,70
Soria	2,76	0,72
Valladolid	1,67	0,43
Zamora	2,78	0,72
Albacete	2,85	0,74
Ciudad Real	3,27	0,85
Cuenca	2,96	0,77
Guadalajara	2,98	0,78
Madrid	3,05	0,79
Toledo	2,49	0,65
Alicante	4,94	1,29
Castellón	4,15	1,08
Murcia	3,86	1,01
Valencia	5,70	1,48
Badajoz	3,06	0,80
Cáceres	3,36	0,87
Almería	3,48	0,91
Granada	4,20	1,09
Jaén	4,23	1,10
Málaga	3,99	1,04
Cádiz	3,21	0,84
Córdoba	3,16	0,82
Huelva	3,64	0,95
Sevilla	2,97	0,77
Las Palmas	4,96	1,29
Sta. Cruz de Tenerife	6,01	1,57

CV (N) = 3,84

CUADRO IV

Valores de i' y CV (P)/CV (N) agrupados por estratos de amplitud 0.15

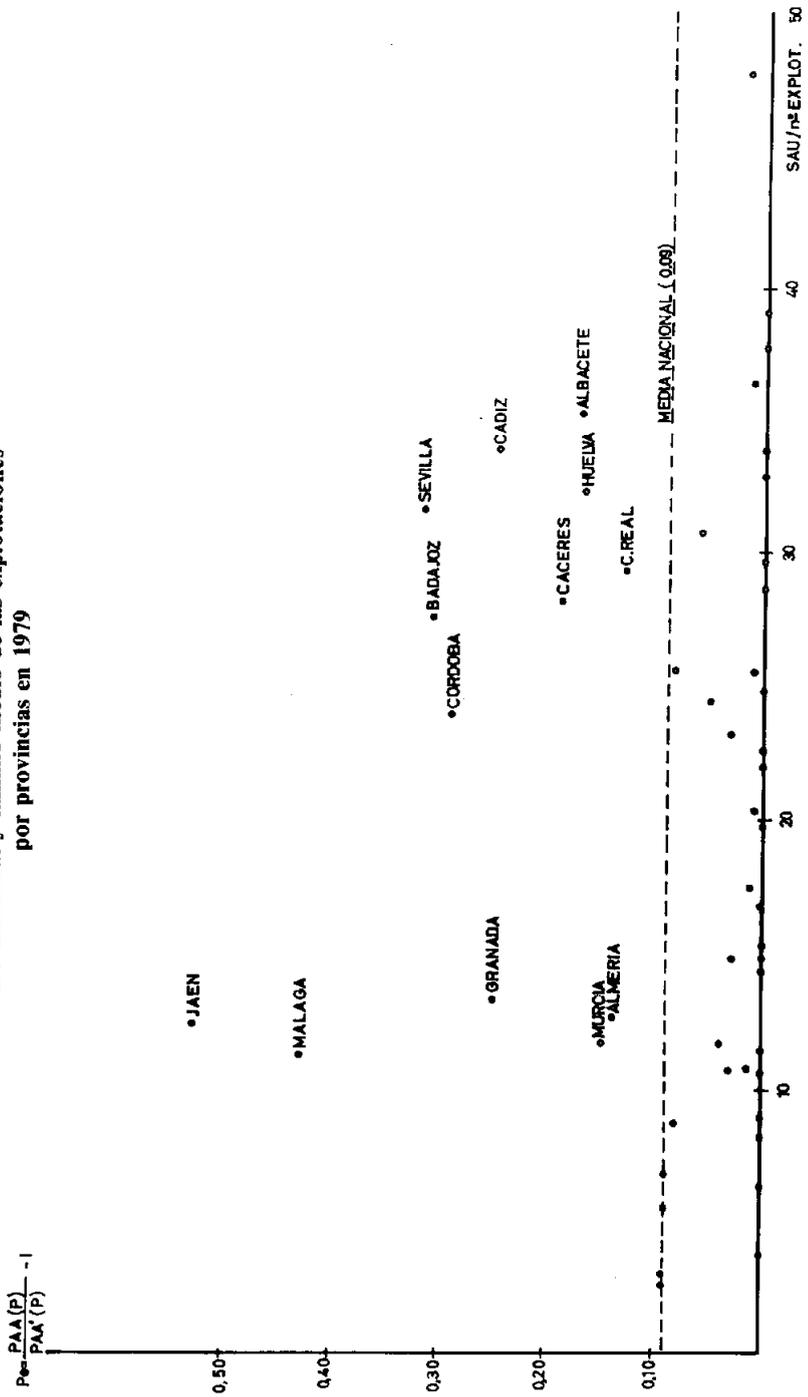
<i>Clases (CV(P)/CV(N)</i>	<i>N.º de provincias</i>	<i>PROVINCIAS</i>	<i>i'</i>
0,40-0,55	1	Valladolid.	2,94
0,55-0,70	6	Palencia, Salamanca, Segovia, Toledo, Guipúzcoa, Huesca.	1,52
0,70-0,85	19	La Coruña, Alava, Teruel, Barcelona, Gerona, Lérida, Tarragona, Burgos, Soria, Zamora, Albacete, C. Real, Cuenca, Guadaluajara, Madrid, Badajoz, Cádiz, Córdoba, Sevilla.	1,33
0,85-1,00	9	Vizcaya, Navarra, Zaragoza, Baleares, Avila, Almería, Huelva, Lugo, Cáceres.	0,98
1,00-1,15	5	Castellón, Murcia, Granada, Jaén, Málaga.	1,20
1,15-1,30	3	León, Alicante, Las Palmas.	0,74
1,30-1,45	1	Rioja.	1,41
1,45-1,60	4	Oviedo, Santander, Sta. Cruz de Tenerife, Valencia.	0,67
1,60-1,75	2	Orense, Pontevedra.	0,32

paro encubierto, y mayor por tanto la productividad de la mano de obra efectivamente empleada en agricultura. Hay que tener en cuenta que la mejor distribución tal y como se ha considerado ésta, coincide normalmente con la existencia de explotaciones de tipo medio, y no de pequeñas explotaciones y minifundios en los que hemos visto que el paro encubierto es abundante.

c) Veamos ahora si existe relación entre la otra componente en que hemos fraccionado el subempleo: el paro estacional, y el tamaño de las explotaciones.

En el gráfico 6 puede verse representado el índice de paro estacional respecto al tamaño medio de las explotaciones en cada provincia. En dicho gráfico solo se incluyen los nombres de las provincias con índice de paro estacional por encima de la media nacional, situándose con puntos las provincias con índice de paro estacional por debajo de la media nacional, pudiendo consultarse sus valores, y por tanto localizarse su situación en el mapa, en el

Gráfico 6
 Poro estacional y tamaño medio de las explotaciones
 por provincias en 1979



cuadro I. Pueden verse claramente dos conjuntos de provincias con fuerte paro estacional destacando por encima de la media nacional. Por una parte Andalucía Oriental y Murcia, con tamaño medio de las explotaciones entre 10 y 15 Has., y Andalucía Occidental, Extremadura y parte de la Mancha con tamaño medio de las explotaciones oscilando entre 25 y 35 Has. En realidad, el paro estacional se genera en ambos conjuntos básicamente por la existencia de grandes explotaciones y 6 monocultivos, siendo la diferencia entre ellos el diferente grado de dispersión en el tamaño de las explotaciones.

El paro estacional es solo importante en la mitad sur de la península y *si* bien desde el punto de vista social supone una fuerte lacra por la situación de temporalidad y eventualidad estacional de los trabajadores del sector, desde el punto de vista económico, en el sentido de efecto económico sectorial como subempleo, su importancia es pequeña comparada con la del paro encubierto o subempleo debido a la estructura de explotaciones, a deficiencias en el uso de imputs y a mala organización del trabajo en las empresas agrarias.

Para finalizar, y por lo que se refiere a la situación actual de la agricultura española frente a la CEE (10), con Grecia incorporada, con datos referentes a 1981/82 (*), la producción final agraria (PFA) española es equivalente al 14.1% de la de la CEE (10) mientras que su población activa supone el 26.7% de la de la CEE (10). El % de los ratios PFA/PAA para España respecto a la CEE (10) será de 52.69 en 1981/82 en lugar del 47.89 que resultaba ser antes de la incorporación de Grecia, lo que significa que el 47.31% de la fuerza de trabajo agraria española está subempleada respecto a la media de la CEE (10). Lo anterior se refiere igualmente a unidades monetarias. Si maneja-

(*) 1981/82 no significa la correspondiente campaña agrícola sino el hecho de que por dificultades estadísticas se han realizado los cálculos con estadísticas de la FAO para 1982 por lo que se refiere a producción agraria y con estadísticas del Anuario Estadístico de la Producción Agraria 1982 del MAPA correspondientes a 1981 por lo que se refiere a población activa agraria de los distintos países.

mos unidades físicas reales, y bajo el supuesto anterior de niveles de precios, realmente *entre el 31.5% y el 38.6% de la mano de obra española estará subempleada respecto a la CEE (10)*. Por lo que se refiere a la mano de obra agraria española comparada con la griega, el indicador i de Grecia respecto a España es, para 1982, de 0.7998, lo que indica que un 20% de la mano de obra agraria griega aproximadamente está subempleada respecto a la española, con datos de 1981/82. Este subempleo es el que explica el cambio apreciable de la situación relativas del empleo de mano de obra agraria nacional respecto a la CEE (9) y la CEE (10).

Caso de que pudiese corregirse los defectos estructurales causa de este subempleo, España, para realizar su actividad agraria con la misma productividad en términos físicos de la mano de obra que la media de la CEE, precisaría tan sólo entre 1.08 y 1.17 millones de activos en la agricultura en lugar de 1.69 de que dispone en 1983.

Un plan de modernización de explotaciones y racionalización del uso de factores acompañado de fuerte creación de empleo en otros sectores económicos es preciso en España para la disminución de la alta tasa de subempleo. Dicho plan debe de adaptarse a los diferentes sistemas productivos y tener una base legislativa genérica de enorme flexibilidad, ya que el problema es, sin duda, mucho más complejo que el presentado en un análisis provincial como el realizado, en el que la provincia, como unidad administrativa, y por tanto artificial desde el punto de vista geomorfológico y físico, enmascara siempre en su interior realidades agrarias muy diferentes.

A modo de resumen

— Utilizando un método global y de enfoque productivista se ha evaluado un índice i para medir el subempleo de la mano de obra. Dicho índice se ha descompuesto posteriormente en i' que mide el paro encubierto (subempleo debido a la estructura de las explotaciones y al uso y organización del factor trabajo) y P_e que mide el paro estacio-

nal (subempleo debido a la falta de continuidad en el trabajo de los trabajadores agrícolas).

— El índice de subempleo total, y el de paro encubierto, tal y como han sido definidos, son indicadores relativos calculados respecto a una situación o estado de referencia. El índice de paro estacional, por el contrario, es absoluto, dependiendo tan solo de las características de la agricultura en la provincia considerada.

— Respecto a la media nacional aparece como subempleada la mano de obra agraria en Galicia, Asturias, Cantabria, las tres provincias del antiguo reino de León, Extremadura, y gran parte de Andalucía, el País Vasco y Levante. En total, el 59,8% de la fuerza de trabajo del sector agrario en España está subempleada tomando como referencia la propia productividad media nacional.

— Existe relación inversa entre el paro encubierto y el tamaño de las explotaciones. Dicha relación es claramente lineal hasta un tamaño (20-25 Has.) disminuyendo rápidamente, a partir de él, el índice de crecimiento.

— Existe relación directa entre el grado de dispersión de las explotaciones a nivel provincial y el paro encubierto. Correspondiendo el mayor paro encubierto (menor i') a las provincias donde hay mayor dispersión en el tamaño de las explotaciones respecto a su media. El mejor aprovechamiento de la fuerza de trabajo disponible, desde una óptica productivista, se da en provincias con abundancia de explotaciones de carácter familiar y tamaño medio y buena distribución en la propiedad de la tierra.

— Se ha calculado el subempleo respecto a Cataluña descomponiéndolo en paro encubierto y estacional, y prácticamente toda España se encuentra subempleada respecto a la mano de obra aplicada en la agricultura Catalana que es más de doblemente (2.07) productiva que la media nacional. Se ha encontrado similar la productividad de Cataluña que la de la media de la CEE (9) en 1979 (aproximadamente superior en un 20% si se consideran términos reales).

— La mano de obra agraria española está fuertemen-

te subempleada respecto tanto a la CEE (9) en 1979 como a la CEE (10) en 1982. El 53% de la fuerza global de trabajo nacional en el primer caso y el 47% en el segundo está en situación de subempleo en términos monetarios. Dichas cifras, expresadas en términos reales, oscilan aproximadamente entre el 39% y el 43% en el primer caso y entre el 34% y el 38% en el segundo caso, de dicha cifra se ha estimado en un 9% el subempleo debido a estacionalidad y de un 25 a un 29% el paro encubierto propiamente dicho. Sería preciso un plan de reestructuración y modernización de las explotaciones agrarias españolas que permitiese de forma gradual el incremento de productividad hasta niveles de la media comunitaria. Ello supondría el abandono teórico del sector de unos seiscientos mil activos lo que es impensable desde el punto de vista social a corto y medio plazo en una situación de crisis industrial como la presente.

Bibliografía

- AGARWALA, N. (1972): «Disguised unemployment, unlimited surplus of labour and wage gap». *The Indian Economic Journal*, págs. 387-402.
- BANCO DE BILBAO: *La Renta Nacional de España en 1979*.
- BUCK, J.L. (1930): «Chinese Farm Economy». The University of Chicago Press. Chicago.
- CALATRAVA, J. (1975): «Methode d'Analyse quantitative pour mesurer le chômage déguisé dans l'agriculture d'une région». Université des Sciences Sociales de Toulouse. *Memoire de these*; 152 págs.
- CALATRAVA, J. (1982): «El paro encubierto y otras formas de subempleo: análisis de teorías y esquemas para la caracterización de situaciones de infrautilización del factor trabajo». *Agricultura y Sociedad* n.º 23, pp. 119-167.
- CAHO, Y.S. (1963): «Disguised unemployment in underdeveloped areas, with special reference to South Korean Agriculture». Berkely. University of California Press.
- ELENA ROSELLÓ, M. (1976): «Le sous emploi en Agriculture», en *Analyse du comportement des exploitations a l'interieur d'une agriculture en crise de developpement*. Tesis doctoral. Universidad de Montpellier; pág. 118-178.
- GANNAGE, E. (1962): «Economie du developpement». P.U.F. París.
- ISLAM, N. (1964): «Concept and Measurement of Unemployment and Underemployment in Agriculture in Developing Economies», en *International Labour Review*.
- JORGESON, D.W. (1967): «Surplus agricultural labour and the development of a dual economy». *Oxford Economic Papers*. Nov.; págs. 288-312.

- KAO, C.H.C.; AANCHEL, K.R., y EICHER, C.K. (1964): «Disguised unemployment in agriculture: a survey», in Ed. Eicher et Witt. *Agriculture in Economic Development*, New York, Mc. Graw-Hill; págs. 129-144.
- LACHMAN, K. (1947): «Balkan countries», en Modercai Ezequiel. Ed. *toward World Prosperity*. New York; pág. 177.
- LEWIS, W.A. (1963): «La théorie de la croissance économique». París, Payot.
- MANDELBAUM, K. (1945): «The industrialization of Backward Areas». Oxford U.P.
- MINISTEIRO DE AGRICULTURA, PESCA Y ALIMENTACIÓN: «Las cuentas del sector agrario n.º 6».
- MOORE, W.E. (1945): «Economic Demography of Eastern and Southern Europe». Genève. Société des Nations.
- MOULY, J. (1972): «Quelques remarques sur le concepts d'emploi, de sous-emploi et de chômage». *Revue Internationale du Travail*. Ginebra. Febrero; 161-167.
- NAVARRETE, A., y NAVARRETE, I. (1951): «El subempleo en los países subdesarrollados», en el Trimestre económico. Vol. XVIII, núm. 4.
- NURKSE, R. (1968): «Problems of Capital Formation in Under developed Countries». Cujas. París (reedición de la publicación original en 1953 por Oxford U.P.).
- O.I.T. (1957): «Le mesure du sous-emploi», en *Revue Internationales de Travail*.
- O.I.T. (1966): «Concepts and methods of measurement of underemployment» Working paper.
- PAGLIN, M. (1965): «Surplus agricultural labour and development», en *Americ. Econ. Review.*, 55; págs. 815-834.
- RAMANATHAN, R. (1967): «Jourgenson's model of a dual economy: an extension», en *Economy Journal*. Junio.
- RANIS, G.; FEI, J.C.H. (1961): «A Theory of economic development» en *American Economic Review*» Vol. 51. Septiembre; págs. 533-565.
- RIZVI, S.M.M. (1973): «Disguised unemployment: an over-all review», en *International Journal of Agrarian Affairs*. Vol. V, núm. 6.
- ROSENSTEIN-RODAN, P.N. (1943): «Problems of Industrialisation of Eastern and South-Eastern Europe», en *Economic Journal*. Vol. 53. June-Sept.; págs. 202-211.
- ROSENSTEIN-RODAN, P.N. (1957): «Disguised unemployment and underemployment in agriculture», en *Monthly Bulletin of Agricultural Economics and Statistics*, VI. F.A.O.
- SCHULTZ, T.W. (1964): «Transforming tradicional agriculture». Yale University Press. New Haven.
- SEN, A.K. (1966): «Peasant and dualism with or without surplus labour» en *Journal of Political Economy*. Vol. 74, núm. 5.
- SOVANI, N.V. (1955): «Micro and Macro Underemployment and Development Planning», en *The Indian Journal*. Vol. II Avril, pág. 303.
- UPPAL, J.S. (1969): «Work habits and disguised unemployment in underdeveloped countries: theoretical analysis». *Oxford economic papers*. Vol. XXI, núm. 3 nov.; págs. 387-94.

- UPPAL, J.S. (1967): «Measurement of disguised unemployment in Punjab Agriculture». Canadian Journal of Economics and Political Science. Vol. XXXIII. Nov.; págs. 590-6.
- VINCENS, J.M. (1978): «Cours d'Economie du travail». Université des Sciences Sociales. Toulouse I. Vol. 3 Sección II; págs. 208-219.
- WARRINER, D. (1939): «Economic of Peasant farming». Oxford University Press. London.

RESUMEN

Se ofrece un intento de análisis espacial del subempleo en la agricultura española utilizando la provincia como unidad básica de operatividad estadística. Análisis desarrollado sobre patrones productivistas con base a diferencias en distintas relaciones producción final-unidad de mano de obra.

El artículo comienza definiendo la metodología utilizada para pasar a continuación a resultados que permitan estimar el grado relativo de desempleo desglosado en dos componentes: paro encubierto y estacional.

Del estudio se desprende que el 59,8% de la fuerza de trabajo del sector agrario en España está subempleada respecto a la media nacional, subempleo cuya distribución zonal se contempla. Se constata el fuerte subempleo existente en nuestro país en relación con los datos disponibles de la CEE. Dicho subempleo es respecto a la CEE (10) en 1982 del 47% en términos monetarios el del 36% en términos reales.

RÉSUMÉ

On présente un essai d'analyse spatiale du sous-emploi dans l'agriculture espagnole en utilisant comme unité statistique de base la province. Analyse développée sur des modèles productivistes à partir de différences: production finale/unité de main d'oeuvre.

L'article débute par une définition de la méthodologie utilisée pour passer ensuite aux résultats qui permettent d'évaluer le degré relatif de sous-emploi en 2 composantes: chômage déguisé et chômage saisonnier.

Cette étude nous montre que 59,8% de la force de travail du secteur agricole en Espagne est sous-employée par rapport à la moyenne nationale, en observant sa distribution régionale. L'on constate aussi le sous-emploi élevé existant dans notre pays par rapport aux données disponibles de la CEE relatives à cette situation dans la Communauté. Les chiffres de cette sous-emploi sont de 47% dans termes monétaires et 36% dans termes réels.

SUMMARY

An attempt to carry out the spatial analysis of underemployment in Spanish agriculture is supplied and the province is applied as the basic unit for statistical operations. The analysis is based on production patterns referred to the differentials of several final output - labour unit formulae.

The paper defines the methodology applied and the results used to compute the relative level of two components: disguised and seasonal unemployment.

According to the analysis, 59.8% of the working force in the Spanish farm sector is underemployed with respect to the national average, and the distribution by zones is also included. The study shows the strong underemployment found in our country compared to the available data for this group in the E.E.C. countries, which is evaluated in real terms in 36% and in 47% in monetary terms.