

**UNIVERSIDADE DA CORUÑA**

*FACULDADE DE CIENCIAS ECONOMICAS E EMPRESARIAIS*

**TESIS DOCTORAL**

**LA EVOLUCIÓN ESPACIAL DE LAS RENTAS DE LOS  
TRABAJADORES AGRARIOS EN ESPAÑA. 1955-1994**

Jesús Santamaría Fidalgo

A Coruña 1998

# **UNIVERSIDADE DA CORUÑA**

***FACULDADE DE CIENCIAS ECONOMICAS E EMPRESARIAIS***

## **LA EVOLUCIÓN ESPACIAL DE LAS RENTAS DE LOS TRABAJADORES AGRARIOS EN ESPAÑA. 1955-1994**

**Memoria de investigación para la colación del grado de Doctor, dirigida por el Profesor Dr. Xulio Sequeiros Tizón, Catedrático de Economía Aplicada, y realizada por don Jesús Santamaría Fidalgo en el Departamento de Economía Aplicada de la Universidade da Coruña.**

**A Coruña 1998**

En la presentación de un trabajo de investigación, mucho más si es una tesis doctoral, siempre se acumulan personas con las que el autor tiene una deuda de gratitud. En unos casos esas deudas son de carácter intelectual y en otros son personales. Me gustaría citar en primer lugar el nombre de aquellas personas que conjugan ambos aspectos. El primero en esa lista por derecho propio es el director del trabajo, Xulio Sequeiros sin cuya labor y apoyo realmente no hubiera sido posible la presentación de este trabajo.

El trabajo se ha beneficiado de los comentarios y sugerencias de muchos compañeros. Quiero agradecer su amistad y apoyo crítico intelectual a Zenón Jiménez Ridruejo, Juan Vicente Perdiz, Luis Borge Gonzalez, Julio Herrera Revuelta, Ester Decimavilla Herrero, Maite Rubio Sanz, Irene Rodriguez Ruiz, Jesús Enrique Martínez Faure y Mercedes Muñoz Santamaría.

La resolución de las dudas sobre la estimación del modelo econométrico y de series de tiempo y unas macros para calcular los índices de disparidad se lo debo a Luís. El trabajo también se ha beneficiado de los comentarios críticos y sugerencias a una versión previa hechos por Edelmiro López y Campos Palacín.

Este trabajo está dedicado a familia y amigos. Unos, como el Mesié y la Señora por ser quien son. Otros, como Irene, que soportó el mayor coste, Manriquez y Mercedes por su cariño; a Carlos y Chus, que me acogieron en su casa; Carmen y Julio en los que encontré la solidaridad necesaria.

También quiero expresar mi gratitud a aquellos que con su historia intelectual y personal me hicieron comprender que el mundo se divide en ricos y pobres y que nuestra labor no es neutral.

Por último, es de justicia reconocer el apoyo que me han brindado los profesores del Departamento de Economía Aplicada II, en especial Luis Pedreira, José Ramón Cancelo, Carlos Hervés, Maite Arranz, Pilar Uriz, M<sup>a</sup> Jesús Freire y Fernando Rey.

Muchas gracias a todos.

*“Este hijo mío siempre ha sido un díscolo...  
Se fue a América en un barco de vela,  
no creía en Dios, anduvo  
con mujeres malas y anarquistas,  
recorrió todo el mundo sin sentar la cabeza...”*

*(Pedro Salinas)*

Coruña, otoño del noventa y ocho

## ÍNDICE

### **CAPÍTULO 1º.- Introducción.**

- 1.1.- Objeto y organización del trabajo p. 6
- 1.2.- Las dificultades del cálculo de las rentas del trabajo agrario p. 14

### **SECCIÓN PRIMERA**

### **CAPÍTULO 2º.- La evolución de las disparidades espaciales en las rentas por trabajador agrario.**

- 2.1.- La evolución de las rentas del trabajo agrario en España. p. 31
- 2.2.- La evolución del empleo agrario en España. p. 41
- 2.3.- Evolución de la renta por trabajador agrario en España. p. 51
- 2.4.- Evolución de las disparidades regionales y provinciales. p. 60

### **CAPÍTULO 3º.- La evolución de las disparidades espaciales en la retribución por trabajador agrario por cuenta ajena.**

- 3.1.- Evolución de las rentas del trabajo por cuenta ajena en España. p. 73
- 3.2.- Evolución del empleo por cuenta ajena. p. 82
- 3.3.- Evolución de la renta por trabajador agrario por cuenta ajena. p. 93
- 3.4.- Evolución de las disparidades regionales y provinciales. p. 104
- 3.5.- La evolución de la retribución del trabajo y su disparidad regional por categorías profesionales. p. 111

### **CAPÍTULO 4º.- La evolución de las disparidades espaciales en las rentas por trabajador agrario por cuenta propia.**

- 4.1.- Evolución de las rentas del trabajo por cuenta propia. p. 140
- 4.2.- La evolución del empleo agrario por cuenta propia. p. 148
- 4.3.- Evolución de la renta por trabajador por cuenta propia. p. 160
- 4.4.- Evolución de las disparidades regionales y provinciales. p. 177

## **CAPÍTULO 5.- Factores explicativos de la desigualdad interregional en la distribución de las rentas por trabajador agrario.**

- 5.1.- Principales aportaciones teóricas al estudio en las diferencias en la renta del factor trabajo. p. 185
- 5.2.- Un modelo de desigualdad interregional de la renta por trabajador. p. 192
- 5.3.- El contraste del modelo. estimación una a una. p. 199
- 5.4.- El contraste del modelo: estimación multivariante. p. 232
- 5.5.- Aplicación del análisis de series de tiempo en la función de desigualdad espacial retributiva en la agricultura española. p. 241

## **EPÍLOGO** p. 254

## **SECCIÓN SEGUNDA**

## **CAPÍTULO 6º.- La evolución de las desigualdades regionales de las rentas por trabajador agrario después de la adhesión de España a las Comunidades Europeas.**

- 6.1.- Compatibilidad de las bases de datos en el cálculo del coeficiente de variación de la renta regional en los períodos 1955-1985 y 1985-1994. p. 273
- 6.2.- La evolución de la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario desde la adhesión de España a las Comunidades Europeas. p. 281
- 6.3.- Los determinantes de la desigualdad regional. Un modelo explicativo. p. 298

## **EPÍLOGO** p. 350

## **BIBLIOGRAFÍA** p. 352

## **ANEXOS** p. 368

# **CAPÍTULO 1º**

## **INTRODUCCIÓN.**

## **1.1.- Objeto y organización del trabajo.**

El proceso de modernización y crecimiento de la economía española a partir del “plan de estabilización” ha influido favorablemente en el poder adquisitivo de los trabajadores agrarios en España y es un hecho que dicho incremento no ha sido estrictamente homogéneo en sus regiones. La finalidad de esta Memoria de Tesis Doctoral es doble. En primer lugar, pretendemos calcular las diferencias espaciales en la retribución de la mano de obra agraria en España, tanto en su conjunto como en los dos colectivos que la componen: la mano de obra por cuenta propia y la mano de obra por cuenta ajena. En segundo lugar, tratamos de identificar algunas de las variables que explican tales diferencias.

El estudio de la agricultura española cuenta con una larga y fecunda tradición. El análisis del mercado de trabajo también ha recibido un destacado interés por parte de los economistas españoles. Sin embargo, al mercado de trabajo agrario no se le ha prestado una atención en consonancia con el desarrollo de los dos campos de investigación que confluyen en él.

Por otra parte, el número de trabajos dedicados a examinar distintos aspectos de la desigualdad y sus causas en nuestro país ha aumentado durante los últimos años de forma progresiva, abarcando los distintos aspectos de la distribución personal, espacial, sectorial y funcional, pero sólo para el total de la economía española. Bien es verdad que algunos estudios llegan incluso a analizar el proceso de generación de la renta dentro del propio sector agrario en su conjunto, pero sin adentrarse en el análisis de los aspectos distributivos con el detalle con el que han sido tratados para el sector industrial; sector este último sobre el que se dispone de un considerable número de trabajos sobre disparidades salariales, tanto entre las distintas categorías profesionales, como entre las distintas regiones.

Las dificultades asociadas a las peculiaridades del mercado de trabajo agrario, cuya población asalariada apenas representa un tercio de la población ocupada en el sector, constituyen probablemente la causa principal de la menor atención que ha recibido el mercado de trabajo agrario. Como se explica en la nota metodológica que completa esta introducción, algunas de dichas dificultades de momento no son sorteables de manera completamente satisfactoria; no obstante, considero que el interés del tema justifica una Memoria de tesis doctoral, que

examine el estado y la evolución del panel de datos de las disparidades en la remuneración del trabajo agrario en España.

Con este trabajo pretendemos aportar una visión de largo plazo de lo que ha ocurrido en las agriculturas regionales españolas en la evolución de un aspecto concreto de su mercado de trabajo: la desigualdad espacial en el precio del trabajo.

El período de estudio elegido es el más largo que la homogeneidad de los datos existentes nos ha permitido: 1955-1994. Este período de cuarenta años, los últimos de nuestra historia económica, se inicia con la quiebra de la agricultura tradicional en España desde finales de los cincuenta y termina con la plena integración de nuestra agricultura en la política agraria comunitaria al finalizar los períodos transitorios a mediados de los noventa; dos hechos estructurales de importancia reconocida para la agricultura española

Con respecto a la estructura formal de la Memoria de Tesis Doctoral que presentamos, ésta se divide en dos Secciones más un capítulo introductorio. En la primera estudiamos la evolución de la desigualdad regional, y sus posibles determinantes, en la renta por trabajador agrario desde 1955 a 1985; es decir, hasta la adhesión de España a las Comunidades Europeas. En la segunda, analizamos la

evolución de la desigualdad desde la adhesión ya que a partir de 1985 han cambiado tanto el marco competitivo con los desarmes aduaneros, como el normativo institucional con la cesión de soberanía del estado español en la política agraria a las Comunidades Europeas, lo que es realmente muy importante para un sector tan intervenido como el agrario.

En el capítulo primero, además de esta introducción propiamente dicha, dedicamos un apartado a discutir algunos de los problemas conceptuales y estadísticos que surgen al abordar el estudio de las diferencias en la remuneración del trabajo agrario. En especial la dificultad de distinguir entre oferentes y demandantes de mano de obra. En dicho apartado, exponemos también los criterios que justifican la selección de las fuentes estadísticas empleadas.

La primera Sección se divide en cuatro capítulos, del 2º al 5º de esta Memoria, más un epílogo con el preceptivo resumen de las principales conclusiones obtenidas.

El capítulo segundo está dedicado a estudiar la evolución de las disparidades espaciales en la remuneración del trabajo agrario en su conjunto, sin distinción alguna de categorías. Mientras que los capítulos tercero y cuarto tratan,

respectivamente, sobre la remuneración del trabajo *por cuenta ajena* y *por cuenta propia*. En el capítulo tercero intentamos, además, precisar el comportamiento de las distintas categorías profesionales de trabajadores por cuenta ajena en la medida que lo permite la información estadística disponible.

La estructura de los capítulos segundo, tercero y cuarto es muy similar. En los dos primeros epígrafes estudiamos la evolución de las rentas del trabajo y la oferta de mano de obra que son los dos elementos que componen la renta por trabajador, cuyo examen llevamos a cabo en un tercer apartado. Mientras que en el cuarto y último epígrafe calculamos las diferencias regionales de las rentas por trabajador y analizo su evolución. El capítulo tercero, además tiene un quinto epígrafe en el que estudiamos la evolución de las diferencias por categorías profesionales.

Finalmente, el capítulo quinto está dedicado al estudio de algunos de los factores explicativos de la evolución observada en las diferencias regionales de la renta por trabajador. Para realizar dicha tarea se llevan a cabo diversas estimaciones sobre un modelo en el que se distingue entre variables cíclicas, tendenciales y de carácter institucional. La selección de las variables empleadas se ha basado en las principales aportaciones teóricas al estudio de las diferencias salariales que han realizado diversos especialistas a lo largo del tiempo.

En términos de extensión, el primero de los objetivos recibe una mayor atención. Ante la carencia de antecedentes hemos optado por dedicar un espacio preferente a describir y cuantificar en qué medida las personas dedicadas a una actividad similar reciben una remuneración diferente por el hecho de llevarla a cabo en distintos lugares. Mientras que el segundo de los objetivos, por el contrario, ha sido abordado con menor exhaustividad descriptiva. El modelo construido para identificar algunos de los factores explicativos de las diferencias en la remuneración del trabajo agrario constituye una primera aproximación. En consecuencia, algunas de sus conclusiones deben tomarse con la debida cautela.

Con el objeto de simplificar la presentación de los datos en esta Sección Primera, he relegado a un Anexo estadístico los cuadros provinciales con las series anuales, en tanto que la información presentada en el texto distingue en la mayoría de las ocasiones solamente los dos subperíodos relevantes y las once grandes regiones agrarias consideradas por el MAPA<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> En concreto las regiones en las que se agrupan los datos provinciales son las siguientes: Galicia, Norte (Asturias, Santander y País Vasco), Ebro (Aragón, Navarra y Rioja), Nordeste (Cataluña y Baleares), Duero (Castilla y León), Centro (Madrid y Castilla la Mancha), Levante (País Valenciano y Murcia), Extremadura, Andalucía Oriental (Almería, Granada, Málaga y Jaén), Andalucía Occidental (Córdoba, Sevilla, Cádiz y Huelva) y Canarias.

En principio, como se apreciará a lo largo del texto, cada variable requeriría una periodificación propia. No obstante, para facilitar las comparaciones utilizamos una delimitación temporal fija. A priori, existían diversas alternativas según se tenga en cuenta la tendencia del sector agrario, o yendo aún más lejos la del conjunto de la economía española. Finalmente, he optado por distinguir entre los dos periodos para los que con mayor claridad se observan diferencias en la evolución de las disparidades espaciales en la remuneración del trabajo agrario, 1955-1969 y 1969-85, en la medida en que dicha variable en última instancia es la protagonista de este trabajo. Tal criterio cuenta además con la ventaja formal de delimitar dos periodos de similar extensión<sup>2</sup>.

La Sección Segunda contiene el capítulo sexto de esta Memoria más sus conclusiones. Como se verá, este capítulo tiene una composición formal distinta de los capítulos de la Sección Primera. Esto es debido a que la estructura de la información de la base de datos que utilizamos en la Sección Segunda es diferente a la utilizada en los capítulos 2º a 5º.

---

<sup>2</sup> En cualquier caso, en el anexo estadístico constan los datos anuales y en el texto se realizan los comentarios pertinentes sobre subperiodos o años concretos.

En el capítulo sexto primero analizamos la compatibilidad relativa de los resultados obtenidos con las dos fuentes estadísticas utilizadas. En segundo lugar, calculamos la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario y analizamos su evolución entre 1985 y 1994. Y en tercer lugar, planteamos el modelo explicativo de los determinantes de esa evolución.

## 1.2.- Las dificultades de calcular las rentas del trabajo agrario.

El análisis de los distintos aspectos distributivos de la renta por trabajador agrario tiene que plantearse tomando muy en cuenta las peculiaridades de este mercado de trabajo.

La población ocupada puede agruparse, siguiendo el Sistema Europeo de Cuentas Económicas Integradas (SEC), en tres categorías: asalariados, independientes y ayudas familiares. Los asalariados incluyen "todas aquellas personas que habiendo alcanzado una edad determinada, han realizado un trabajo en el período para un empleador público o privado contra el pago de un salario o de una remuneración equivalente"<sup>3</sup>. Como independientes se considera a "los empleadores y las personas que trabajan por cuenta propia, siempre que no realicen al mismo tiempo y a título principal un trabajo asalariado"<sup>4</sup>. Mientras que, por último, los ayudas familiares -no remunerados como asalariados- son "aquellos que colaboran

---

<sup>3</sup> Eurostat: *Sistema Europeo de Cuentas Económicas Integradas*. Madrid, Ed. INE, Subdirección General de Cuentas Nacionales. 1977. p. 809.

<sup>4</sup> Eurostat: *ibidem*, p. 809.

de manera habitual en el funcionamiento de una explotación agrícola o de una empresa si no ejercen al mismo tiempo y a título principal un trabajo asalariado"<sup>5</sup>.

En definitiva, en la población activa agraria tenemos una parte de la mano de obra que sólo vende su fuerza de trabajo, mano de obra por cuenta ajena, y tenemos otra parte de población activa que, además de su fuerza de trabajo, aporta de forma inseparable los servicios de otros factores productivos -la tierra y el capital-, la mano de obra por cuenta propia. Por tanto, tenemos un mercado de trabajo compuesto por dos colectivos de mano de obra: la mano de obra por cuenta ajena y la mano de obra por cuenta propia.

Los estudios sobre distribución de las rentas del trabajo en la industria normalmente se centran en el examen de las rentas salariales al pertenecer la mayoría de la población ocupada a la categoría de asalariados. En la agricultura, sin embargo, la tasa de asalarización apenas supone un tercio de la ocupación<sup>6</sup>, por lo que a la hora de estudiar la distribución de las rentas del trabajo agrario es necesario tener en cuenta no sólo el colectivo de trabajadores por cuenta ajena, sino también el de

---

<sup>5</sup> Eurostat: *ibidem*. p. 809.

<sup>6</sup> Ver Banco de Bilbao: *La Renta Nacional de España. Su distribución provincial*. Madrid, Banco de Bilbao, varios años

trabajadores por cuenta propia que incluye a los independientes y a las ayudas familiares.

El problema que surge al extender el estudio a los trabajadores por cuenta propia, incluidas las ayudas familiares, radica en la dificultad de separar la parte de las rentas que reciben como contraprestación directa de su actividad laboral, de la que reciben por otro tipo de prestaciones al proceso productivo (tierra, capital,...).

Las estadísticas económicas utilizan los precios de mercado para convertir las unidades físicas heterogéneas (hectáreas, horas de trabajo, etc.) en unidades monetarias homogéneas (renta de la tierra, remuneración del trabajo, etc.) con el fin de obtener los flujos agregados. Sin embargo, en la medida que algunas transacciones se realizan fuera del mercado, no siempre es posible la utilización de los precios para valorarlas. Es por ello por lo que las estadísticas oficiales habitualmente no registran las actividades del chofer, cocinero, canguro, etc., cuando son realizadas por y para miembros de la unidad familiar; mientras que sí se registran cuando las mismas actividades se prestan a, o se reciben de, alguna persona ajena a dicha unidad familiar.

En el caso de las empresas familiares, predominantes en la agricultura, una parte considerable de los servicios productivos (tierra, trabajo y capital) son prestados por los propios miembros de la unidad familiar al margen del mercado, de ahí la dificultad de identificar dichos flujos al no disponer de la medida de valor que suponen los precios de mercado<sup>7</sup>.

Para valorar las actividades económicas cuyos inputs no han sido adquiridos en el mercado ni sus outputs vendidos en él y, por tanto, no son susceptibles de una imputación directa, habitualmente se utiliza la vía indirecta de imputar los flujos reales y valorarlos de acuerdo con los precios de alguna otra actividad similar para la que si se conoce su precio de mercado.

En el caso concreto que nos ocupa, el cálculo de la remuneración de los trabajadores agrarios por cuenta propia, la alternativa anterior se traduciría en conocer el número de horas o jornadas trabajadas por dicho colectivo y valorarlas después según los salarios que obtienen los trabajadores por cuenta ajena.

---

<sup>7</sup> Es obvio que los precios de mercado casi nunca reflejan el verdadero valor de las cosas fuera de los modelos simplificados de pizarra, su utilización expresa en última instancia el compromiso entre el desarrollo de las teorías económicas y las limitaciones de la estadística.

Sin embargo, como reconoce el propio MAPA "los datos que sobre la actividad de esta población ofrece la Encuesta de Población Activa del INE no permiten estimar con suficiente fiabilidad el número de horas o jornadas trabajadas; por otra parte, sería preciso realizar estimaciones sobre el mayor o menor rendimiento del trabajador por cuenta propia en relación con el asalariado, así como las posibilidades de empleo alternativo de este trabajo no asalariado fuera de la explotación. Ante este cúmulo de problemas y lagunas estadísticas las estimaciones de la remuneración del trabajo no asalariado incluirán, en todo caso, un componente muy elevado de subjetividad ..."<sup>8</sup>

En cualquier caso, a efectos de este trabajo, el método anterior no aportaría resultados adicionales, a menos que se dispusiese realmente de estimaciones precisas sobre el mayor o menor rendimiento del trabajador por cuenta propia en relación con el asalariado, ya que, en caso contrario, tomar sin más como remuneración del trabajador por cuenta propia la del trabajador por cuenta ajena, sólo conduciría a repetir el análisis de las disparidades de las rentas de estos últimos al que ya se le dedica un capítulo específico.

---

<sup>8</sup> MAPA: *Cuentas del Sector Agrario, nº 10*. Madrid, MAPA, Secretaría General Técnica, 1985, p.51.

Una segunda alternativa de imputación indirecta consiste en asignar un coste de oportunidad a los demás servicios productivos que prestan los propios miembros de la unidad familiar (tierra y capital) y obtener así de forma residual el valor del trabajo por cuenta propia.

El MAPA en sus *Cuentas del Sector Agrario* renuncia a desagregar de las rentas derivadas de los servicios productivos que prestan los miembros de la unidad familiar, a las que denomina en conjunto **Disponibilidades Empresariales** y que incluyen la renta de la tierra, los intereses del capital propio, el trabajo no asalariado y los beneficios<sup>9</sup>.

Un intento frustrado en esta misma dirección lo realizó el propio MAPA con la organización de la denominada *Red Contable Agraria Nacional*. Dicha *Red* fue creada por resolución de 12-6-72, precisamente con el doble objetivo de "analizar el funcionamiento económico de las explotaciones agrarias" y "conocer las **rentas anuales del trabajo y capitales de las explotaciones**"<sup>10</sup>.

---

<sup>9</sup> Las disponibilidades Empresariales resultan de descontar de la Renta Agraria (o Valor Añadido Neto a coste de factores) las rentas del trabajo asalariado, del capital ajeno y del estado (estas últimas fundamentalmente a través de la Contribución territorial rústica y pecuaria). Sobre las razones del MAPA para no estimar las distintas partidas que componen las Disponibilidades Empresariales puede verse MAPA: Op.Cit., 1985, pp. 48-49.

<sup>10</sup> MAPA: *Red Contable Agraria Nacional. Resultados Empresariales 1976/77*. Madrid, MAPA, 1978.

Durante algunos ejercicios la RCAN distinguió, dentro de las Disponibilidades Empresariales dos partidas a las que denominó: Intereses de capitales propios y Rentas del trabajo familiar. El método de obtención consistía en estimar los intereses de los capitales propios, asignando a los distintos tipos de capital propio (territorial, de explotación y circulante) unos tipos de interés arbitrarios (por ejemplo, 3-5-3 respectivamente para la campaña 76-77), con lo que se obtenía de forma residual las Rentas del trabajo familiar (que incluían no sólo la remuneración del trabajo por cuenta propia, sino también los posibles beneficios o pérdidas de la explotación).

El método de imputación anterior tampoco resuelve la cuestión. Por una parte, la fijación de tipos de interés arbitrarios para estimar el coste de los servicios de capital, no mejora en nada cualquier estimación que pueda hacerse de las rentas del trabajo por cuenta propia utilizando algún tipo de remuneración similar al del trabajo por cuenta ajena. Por otra parte, deja sin resolver el problema básico de aislar las rentas del trabajo familiar propiamente dichas de los resultados de la explotación (que dependen no sólo de la eficiencia del trabajo, incluida la gestión, sino también de la eficacia del capital, así como de las condiciones del mercado, factores meteorológicos, etc.). No es de extrañar, por tanto, que la RCAN dejase de

publicar en 1985 la desagregación de las Disponibilidades Empresariales en las dos partidas mencionadas de intereses del capital ajeno y rentas del trabajo familiar.

Ante esta situación, las únicas alternativas consisten en abandonar el estudio de la remuneración del trabajo por cuenta propia y centrarse exclusivamente en el estudio de las disparidades salariales; o bien utilizar como aproximación a las rentas del trabajo por cuenta propia la variable Disponibilidades Empresariales o alguna otra de similares características.

Como quedó reflejado en un principio, la débil tasa de asalarización de la población ocupada en actividades agrarias da lugar a que un estudio sobre las disparidades espaciales en la remuneración del trabajo agrario, basado exclusivamente en el colectivo de asalariados, tenga una escasa representatividad. Así las cosas, hemos optado por aceptar las restricciones o dificultades impuestas por los datos al cálculo de la renta por trabajador por cuenta propia y estudiar las disparidades espaciales de la remuneración de todos los trabajadores agrarios, sean por cuenta ajena o propia.

Por lo que respecta a la remuneración del trabajo del otro colectivo de mano de obra, el de por cuenta ajena, también existen problemas en el cálculo de sus

rentas del trabajo, aunque en este caso son por *la calidad* de las estadísticas al "no contemplarse en la estadística de salarios del INE las estimaciones han de basarse en los datos que proporcionan la Encuesta de Población Activa del INE y las Encuestas de Salarios y de Ingresos de Asalariados Fijos que periódicamente realiza el Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación <sup>11</sup>.

Las encuestas del MAPA son elaboradas a partir de la información recogida por la Sección de Análisis Sectorial sobre los salarios provinciales de las distintas categorías profesionales (peón fijo, capataz, tractorista, vaquero, pastor y eventual ). La información se basa en un trabajo de campo mediante el que los funcionarios cumplimentan unos impresos teniendo en cuenta las diferencias entre pueblos y explotaciones sobre la base de su conocimiento sobre la situación.

El principal problema de esta fuente surge al tratar de calcular los salarios medios provinciales a partir de los salarios por categorías profesionales, ya que no se dispone de una estadística regular que calcule de forma provincial, el número de ocupados en cada categoría. Para sortear dicha laguna estadística sólo cabe utilizar los índices de ponderación estimados, para el conjunto de España por el

---

<sup>11</sup> MAPA: *Cuentas del Sector Agrario, nº 10*. Madrid. MAPA, Secretaría General Técnica, 1986, p.51.

MAPA, al elaborar las series de salarios agrarios con bases en 1964, 1976 y 1985, y llevar a cabo después alguna corrección que recoja algunas especificidades provinciales. La validez de los resultados obtenidos a través de esta vía, también está condicionada a que los pesos de las distintas categorías no hayan variado substancialmente durante los períodos comprendidos entre los años base.

A los problemas de encontrar una variable proxy que recoja con la mayor exactitud posible la retribución del trabajo agrario en ambos colectivos, se superponen las dificultades de encontrar datos homogéneos para el estudio de un período tan amplio, cuarenta años, como el que analizamos en esta Memoria.

Hasta finales de la década del 70 no se pueden obtener de los organismos oficiales los primeros datos territorializados, por provincias y regiones, de empleo agrario, de salarios, de excedente bruto de explotación, etc. Los datos territorializados de la Encuesta de Población Activa del INE comienzan en 1977, cambiando después varias veces de base de cálculo; la Red Contable Agraria Nacional (RCAN) no empieza a tener una muestra significativa hasta 1980 y se quiebra su homogeneidad en 1985 para adaptarla al método contable europeo (RICA). La publicación de la serie homogénea de la Contabilidad Regional de España sólo comienza en 1980 y algunos estudios sobre precios

agrarios regionalizados elaborados por algunos autores no cubre más que un período incompleto, p.e 1977-1987.

Teniendo en cuenta todos estos problemas de cálculo de las rentas del trabajo en ambos colectivos de trabajadores agrarios, hemos optado por utilizar dos fuentes de datos distintas en cada una de las dos secciones de esta Memoria.

En la Sección Primera, capítulos 2º al 5º, los datos empleados los hemos tomado de las series provinciales que el Servicio de Estudios del Banco de Bilbao(-Vizcaya) viene elaborando desde 1955 sobre, por una parte, la *remuneración a los trabajadores asalariados de la agricultura* y, por otra, *las rentas de los trabajadores autónomos y empresarios agrícolas*.

El método de cálculo de la primera serie por parte de dicho Servicio de Estudios básicamente se corresponde con el descrito anteriormente: "La remuneración del trabajo (por cuenta ajena) en la agricultura ha sido estimada a partir del número de asalariados que figuran en cada provincia y de las retribuciones medias resultantes de la estadística de salarios del Ministerio de Agricultura. Para corregir los datos de salarios teóricamente percibidos se ha tenido en cuenta el nivel medio de

paro en cada provincia, con la deducción de los correspondientes a los días no trabajados"<sup>12</sup>.

En cuanto a la segunda de las series calculada por el servicio de Estudios del Banco de Bilbao, básicamente se corresponde con las *Disponibilidades Empresariales* que, como comenté anteriormente, resulta la mejor aproximación disponible a la remuneración del trabajo por cuenta propia: "La renta de los trabajadores autónomos y empresarios agrícolas se obtiene, en principio, por diferencia entre el Valor añadido neto del sector agrario de cada provincia y los salarios e impuestos directos (incluidas las cuotas a la seguridad social) satisfechos. La cifra resultante ha sido objeto de alguna depuración para eliminar la renta de las sociedades agrarias y las transferencias originadas por el absentismo agrario"<sup>13</sup>.

En la Sección Segunda, capítulo 6º, para calcular la desigualdad regional en la renta por trabajador utilizamos los datos de RCAN. La RCAN proporciona, a partir de información individual de explotaciones agrarias, datos

---

<sup>12</sup> Banco de Bilbao: *Renta Nacional y su distribución provincial. 1969*. Madrid, 1971, p.35.

<sup>13</sup> Banco de Bilbao: op. cit. 1971, p.36.

sobre salarios y disponibilidades empresariales así como de número de trabajadores empleados asalariados y no asalariados, medidos en Unidades Técnicas por Año (UTA)<sup>14</sup>.

Como hemos señalado antes, para calcular el valor del indicador de desigualdad espacial de la renta por trabajador que utilizamos en esta Memoria de Tesis Doctoral, hemos tenido que utilizar una variable proxy de la desigualdad de las verdaderas rentas del trabajo de la mano de obra por cuenta propia.

Para que la desigualdad espacial en nuestra variable proxy de la renta por trabajador en la mano de obra por cuenta propia sea consistente, hemos adoptado el supuesto de que las diferencias espaciales relativas de las *verdaderas* rentas de los trabajadores por cuenta propia no varían sustancialmente entre las regiones a lo largo del período de estudio, aún cuando el peso de las rentas del trabajo en este colectivo agrario difiera entre las distintas provincias y regiones. Evidentemente, en este supuesto subyace la idea, no contrastable de forma directa, de que existe una correlación positiva entre las verdaderas rentas del trabajo por cuenta propia y nuestra variable de renta.

---

<sup>14</sup> En algunos años la información proporcionada por la Red es inutilizable. Por ejemplo, los datos de UTA por asalariado en Galicia, Asturias, Cantabria y País Vasco se ofrecen con un sólo decimal en los años 1992, 1993 y 1994 lo que genera un valor CERO al ser la cifra resultante de dos decimales.

Estudiaremos para terminar, si los datos de que se disponen permiten pensar que nuestro supuesto no es empíricamente descabellado. Para ello, comprobaremos si la evolución de las diferencias entre las regiones en el uso del capital<sup>15</sup> y de la tierra permanecen constantes en el tiempo. En este planteamiento subyace un modelo de equilibrio general en el que se adopta el supuesto neoclásico de que en España existe perfecta movilidad de capital, lo que implica que la tasa de rendimiento del capital es el coste de oportunidad de mantener el capital y, éste, es el mismo para todas las regiones en el año t.

Hemos calculado los coeficientes de variación regional del capital por unidad de producto, del capital por unidad de trabajo y del capital por hectárea agraria. La fuente estadística que hemos utilizado para el capital agrario son las series de capital agrario estimadas por el IVIE<sup>16</sup> para cada una de las Comunidades Autónomas, transformándolas para obtener los datos de capital

---

<sup>15</sup> Definimos Capital en el sentido del Sistema Integrado de Cuentas Nacionales, según el cual el capital es el conjunto de activos que son duraderos, tangibles, fijos y reproducibles, al margen de que su financiación sea propia o ajena "Por tanto, debe excluirse el inmovilizado inmaterial (por ser tangible), las existencias, y el inmovilizado en curso (por no ser fijo) y los terrenos y bienes naturales (por no ser reproducibles)" F.Escribá y otros. *Estimación regionalizada del stock de capital (1964-1989)*. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas wp-ec 94-08, p.5.

<sup>16</sup> F. Escribá y Otors. Op. cit. wp-ec 94-08.

agraria en “nuestras” regiones agrarias. Para la tierra hemos usado las estadísticas del MAPA y del INE<sup>17</sup>.

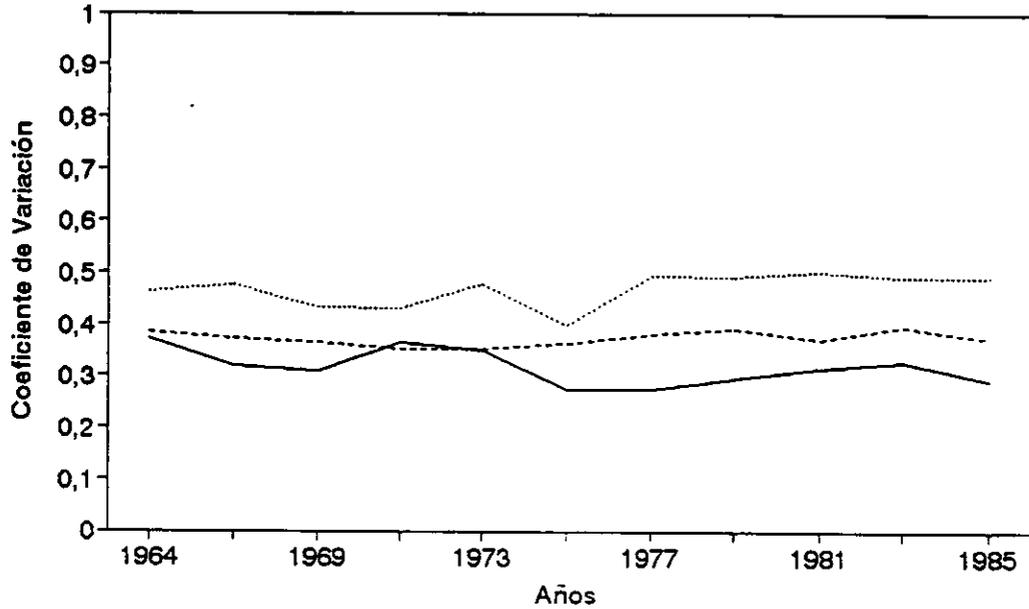
Los resultados del cálculo de dichos índices, ver gráfico nº 1, nos permiten extraer como conclusión que los valores de dichas variables son muy estables en todo el período de análisis considerado. La estabilidad encontrada nos hace pensar que el supuesto adoptado para construir la variable proxy, que las diferencias regionales relativas en las rentas de los trabajadores por cuenta propia no han variado sustancialmente a lo largo de nuestro período de estudio, es razonablemente realista.

---

<sup>17</sup> MAPA. *Anuario de Estadística Agraria*. Madrid, MAPA, 1989 e INE. *Anuario Estadístico de España*. Madrid, Instituto Nacional de Estadística, varios años.

# GRÁFICO N°1

## DISPERSION REGIONAL DE LAS RELACIONES CAPITAL-(TIERRA Y TRABAJO).



— Capital/Producto    ..... Capital/Tierra    - - - - Capital/Trabajo

Fuente. Elaboración propia a partir de F.Escribá y otros. Estimación regionalizada del stock de capital privado (1964-1989). Instituto Valenciano de Investigaciones económicas wp-ec 94-98; MAPA. Anuario de estadística agraria. MAPA 1989 y Banco de Bilbao. La renta nacional de España y su distribución provincial. Varios años.

# **SECCIÓN PRIMERA**

## **CAPÍTULO 2º**

### **LA EVOLUCIÓN DE LAS DISPARIDADES ESPACIALES EN LAS RENTAS POR TRABAJADOR AGRARIO.**

## **2.1.- La evolución de las rentas del trabajo agrario en España.**

En términos constantes las rentas del trabajo del sector agrario en España son a mediados de los años ochenta ligeramente inferiores a las de mediados de los cincuenta (cuadro 2.1). En concreto, a lo largo de las tres décadas estudiadas la tasa negativa ha sido del orden de un cuarto de punto en términos anuales acumulativos<sup>1</sup> (cuadro 2.2).

Al analizar la evolución de las rentas se puede observar que tanto la tendencia como los ritmos de variación no han sido uniformes ni en el tiempo ni el espacio (figuras 2.1 y 2.2).

Como ya se señaló en la introducción, a lo largo del trabajo considero dos subperíodos de aproximadamente tres lustros cada uno, separados por el año 1969 que como veremos en el último epígrafe de este capítulo delimita las dos fases de estabilidad y crecimiento de las disparidades espaciales de las rentas del trabajo en la agricultura española. Durante el primero de los períodos la renta real de los trabajadores agrarios crece a un ritmo anual por encima del dos por ciento, mientras que, por el contrario, en el segundo se reduce a una tasa ligeramente superior.

---

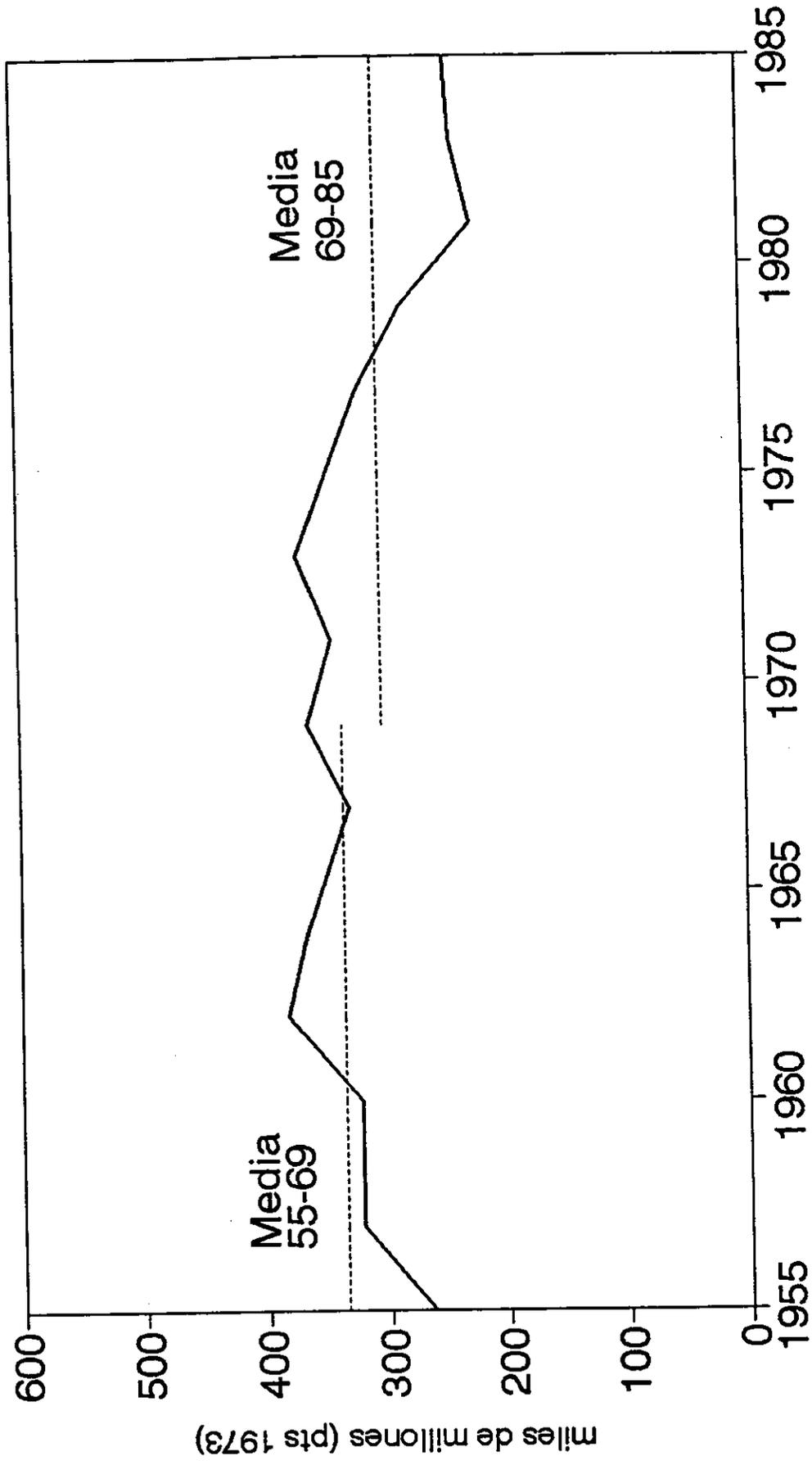
<sup>1</sup> Mientras no se señale expresamente lo contrario, todos los datos sobre rentas del trabajo están calculados en pesetas constantes de 1973. Como deflactor he empleado la serie del Índice de Precios al Consumo elaborada por el INE y recogida en Banco de Bilbao: *Informe anual 1985*, p.299.

CUADRO 2.1  
RENTAS DEL TRABAJO AGRARIO (millones de pts. de 1973)

Regiones	1955	1957	1960	1962	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985
AND.OCC.	21.609	24.740	26.449	31.234	28.053	27.007	29.698	33.393	39.797	34.894	33.412	29.749	32.701	33.265	34.820
AND.OR.	27.325	29.808	33.071	35.876	35.699	35.625	37.217	39.101	38.652	33.288	32.039	29.900	24.754	23.098	34.933
DUERO	42.024	45.652	35.905	49.232	49.674	47.179	50.240	46.891	45.602	50.450	43.796	32.192	18.112	32.452	29.288
CENTRO	30.827	39.360	35.268	47.225	41.261	33.944	38.901	37.156	44.599	38.953	33.956	34.009	21.760	23.249	23.714
LEVANTE	28.093	40.419	49.584	51.894	49.462	43.286	47.348	44.112	49.720	43.254	41.481	36.921	33.005	34.913	33.597
EBRO	22.069	26.383	27.843	35.437	33.714	27.470	34.608	29.168	32.308	31.687	31.258	26.643	16.268	20.240	19.180
NORDEST	22.917	27.858	33.428	41.985	38.686	32.532	39.191	37.918	41.474	32.483	29.877	27.732	20.762	21.538	18.927
EXTREMA	15.813	22.785	20.784	21.007	19.155	19.730	20.307	20.136	19.751	18.122	15.165	12.713	11.525	7.797	13.044
NORTE	17.990	20.301	18.931	22.874	23.528	20.639	23.543	19.618	21.150	24.235	21.155	17.704	15.029	15.045	11.082
CANARIAS	8.744	12.239	10.979	11.982	12.051	10.006	10.514	11.523	11.123	8.944	8.287	9.201	7.018	5.727	5.053
GALICIA	24.131	31.404	29.461	32.958	33.689	32.809	32.420	24.186	27.365	30.146	27.779	24.594	19.710	20.548	17.412
ESPAÑA	261.543	320.950	321.703	381.704	364.973	330.227	363.985	343.203	371.541	346.456	318.204	281.357	220.644	237.871	241.051

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro A.2.1

# FIGURA 2.1 RENTAS DEL TRABAJO AGRARIO



FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 2.1

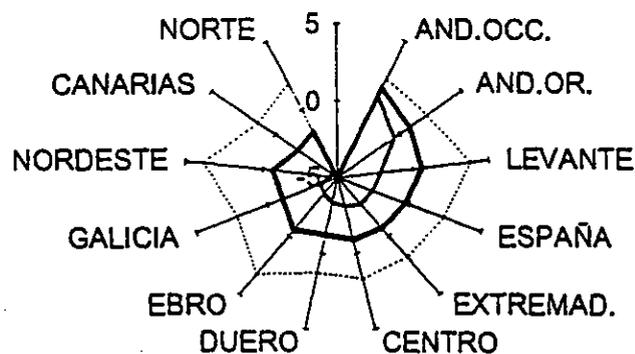
**RENTAS DEL TRABAJO AGRARIO**  
(Tasa de variación anual media acumulativa) (Pts 1973)

Regiones	1955-85	1955-69	1969-85
ANDALUCIA OCCID.	1,60	2,30	1,00
ANDALUCIA ORIEN.	0,82	2,23	-0,40
LEVANTE	0,60	3,80	-2,12
<b>ESPAÑA</b>	-0,27	2,39	-2,54
EXTREMADURA	-0,64	1,80	-2,73
CENTRO	-0,87	1,68	-3,05
DUERO	-1,20	1,28	-3,32
EBRO	-0,47	3,27	-3,62
GALICIA	-1,08	2,13	-3,81
NORDESTE	-0,64	3,91	-4,45
CANARIAS	-1,81	1,33	-4,48
NORTE	-1,60	1,94	-4,60

FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 2.1

FIGURA 2.2

**TASA DE VARIACION DE LAS RENTAS DEL TRABAJO AGRARIO**



— 1955-85    - - - 1955-69    ···· 1969-85

Fuente. Elaboración propia a partir del cuadro 2.2

Evidentemente, las consecuencias últimas de la evolución de las rentas sólo podrán obtenerse en relación con la evolución del empleo. No obstante, la figura 2.1 muestra un primer aspecto destacable, cual es el de la existencia de un techo de rentas reales para el colectivo de población que desempeña las actividades agrarias, techo que en España se alcanza a lo largo de la década de los sesenta.

Sin duda, uno de los elementos importantes de este techo de las rentas reales del trabajo agrario en España, al igual que en otros países, está asociado al desarrollo económico que hace quebrar la denominada agricultura tradicional, vista como un modelo de producción rural cuya estabilidad durante largo tiempo del siglo XX se sustentó en la abundancia de fuerza de trabajo, con bajos salarios, y en una oferta de productos que respondía a una demanda alimenticia poco evolucionada y poco diversificada<sup>2</sup>.

En la medida que el coste de oportunidad de los recursos empleados (tierra, trabajo y capital) aumenta con el desarrollo de otras actividades que compiten en su captación, la reorientación en la demanda de productos alimenticios exige, para el mantenimiento de las actividades agrarias, la introducción del progreso técnico ahorrador de inputs (un mejor aprovechamiento de la tierra, un capital más moderno y ahorro de trabajo), a menos que los agricultores se resistan a abandonar su actividad y estén

---

<sup>2</sup> En este sentido se pueden entender las explicaciones que sobre la transformación agraria española de los años setenta analizan los agraristas del momento.

dispuestos a asumir una baja remuneración relativa, por razones difíciles de comprender desde el limitado punto de vista del "homo economicus", cuya conducta se supone guiada exclusivamente por el objetivo de la maximización del beneficio.

Ciertamente el sector agrario español es cada vez más un sector subordinado al resto de la actividad productiva y que se comporta en el mismo sentido que el resto en la medida que es capaz de vencer resistencias de fuerzas o de grupos sociales poco dispuestos al cambio. No obstante las diferentes respuestas durante este proceso de cambio estructural, denominado por el Prof. Velarde "reforma agraria silenciosa"<sup>3</sup>, son precisamente la causa de los distintos comportamientos de las agriculturas regionales. En efecto, aquellas que mejor se han adaptado (o están mejor dotadas para hacerlo) a la variación de la dieta española, en la que se produjeron alteraciones cualitativas en la demanda de alimentos, o que han tenido una mayor capacidad para incorporar innovaciones de tipo mecánico, que aumentan la productividad del trabajo, y de tipo biológico, que hacen más productivas la tierra y cabañas ganaderas, son precisamente las que permiten un mayor aumento de las remuneraciones de sus agricultores. En tanto que las menos capacitadas o que ofrecen una mayor resistencia al cambio, deben soportar como contrapartida una menor remuneración.

---

<sup>3</sup>J. Velarde: La reforma agraria silenciosa, ABC 23.7.89, p.49; citado por José L. García Delgado: "La transformación de la agricultura española en la segunda mitad del siglo XX". *Estudios de Economía Aplicada*, n.0, Junio, 1993, p.76. En este sentido se pueden consultar magníficos trabajos como los de J.M. Naredo: *La evolución de la agricultura en España*. Barcelona Edit Laia, E.Arnalte Alegre: Modos de producción en la agricultura española. *Revista de Estudios Agro-Sociales* n° 137 1986, pp.419-446.

En el cuadro 2.2 podemos observar la evolución de las rentas del trabajo agrario por regiones, ordenadas de mejor a peor comportamiento de dicha variable durante el período 1969-1985. Dicho cuadro permite apreciar, al menos, los aspectos siguientes:

En primer lugar, el techo de rentas reales de los trabajadores agrarios es generalizado para la mayoría de las regiones, ya que con la excepción de Andalucía Occidental en todas ellas se reducen las rentas reales de los trabajadores agrarios a partir de finales de los años sesenta.

En segundo lugar, las diferencias entre las tasas de variación regionales son menores durante el período de crecimiento de las rentas en relación con el período más reciente de crisis de rentas. Entre los años 1955 y 1969 la distancia es de 2,63 puntos mientras que entre los años 1969 y 1985 el diferencial aumenta hasta los 5,6 puntos.

Y, en tercer lugar, la tendencia general del deterioro de las rentas de los trabajadores agrarios es más acusada a medida que nos movemos desde el sureste hacia el noroeste de la península; aunque se produzcan excepciones como la de la región Nordeste.

Los datos provinciales recogidos en el cuadro 2.3 no hacen sino confirmar las observaciones anteriores, en cuanto al comportamiento negativo generalizado de las

rentas de los trabajadores agrarios y a la localización meridional de las provincias que mejor han resistido la caída de dichas rentas. El análisis provincial muestra, en cualquier caso, importantes disparidades intra-regionales, que se traducen en un abanico mucho más amplio de comportamientos en relación con los observados para las regiones.

En resumen se ha producido una reasignación geográfica importante de las rentas percibidas por los agricultores hasta el punto de que las rentas percibidas por los trabajadores de las dos Andalucías y Levante pasan de suponer el 29,4 por ciento del total nacional en 1955 a suponer un 42,9 por ciento en 1985 (cuadro 2.8). En el próximo epígrafe veremos en que medida la evolución del empleo de las distintas agriculturas regionales se ha acomodado o no a esta evolución de las rentas, lo que en cierto modo va a ser un elemento de las variaciones en el grado de disparidad espacial de las rentas por trabajador.

**CUADRO 2.3**  
**RENTAS DEL TRABAJO AGRARIO**  
**(Tasa de variación anual media acumulativa) (Pts 1973)**

Provincias	1955-85	1955-69	1969-85
Almería	4,08	1,64	6,25
Murcia	3,04	5,08	1,29
Jaén	1,35	1,43	1,28
Málaga	1,73	2,56	1,01
Cádiz	2,17	4,14	0,49
Córdoba	0,40	1,38	-0,46
Huelva	-0,35	-0,07	-0,59
Alicante	0,47	1,90	-0,77
Sevilla	0,81	2,67	-0,78
Cuenca	-0,77	-0,41	-1,09
Albacete	0,01	1,65	-1,40
Segovia	-1,52	-1,59	-1,47
Huesca	1,41	4,85	-1,51
Cáceres	-0,09	1,98	-1,86
Zamora	-0,99	0,54	-2,30
ESPAÑA	-0,27	2,39	-2,54
Palencia	-1,65	-0,54	-2,60
Logroño	-0,73	1,49	-2,63
Valladolid	-0,77	1,55	-2,75
Guadalajara	-1,27	0,52	-2,80
Ciudad Real	-0,86	1,71	-3,06
Valencia	-0,25	3,25	-3,21
Soria	-1,86	-0,28	-3,22
Lérida	1,46	7,18	-3,30
Badajoz	-1,02	1,69	-3,33
Zaragoza	0,07	4,20	-3,41
S.C.Tenerife	-1,13	1,59	-3,45
Salamanca	-1,37	1,06	-3,45
Granada	-0,32	3,49	-3,53
León	-0,39	3,38	-3,57
Coruña	-1,26	1,48	-3,59
Tarragona	-0,53	3,10	-3,61
Pontevedra	-0,44	3,52	-3,78
Lugo	-1,02	2,30	-3,83
Toledo	-0,96	2,62	-4,00
Santander	-0,90	2,85	-4,06
Oviedo	-1,78	0,98	-4,13
Navarra	-1,30	2,16	-4,22
Avila	-1,17	2,45	-4,22
Alava	-1,13	2,55	-4,24
Orense	-1,77	1,20	-4,30
Barcelona	-1,53	1,90	-4,43
Burgos	-1,76	2,11	-5,03
Guipúzcoa	-1,11	3,69	-5,13
Gerona	-1,22	3,99	-5,56
Madrid	-1,75	2,89	-5,64
Palmas Las	-2,61	1,07	-5,71
Vizcaya	-2,99	1,72	-6,93
Castellón	-1,20	5,96	-7,07
Baleares	-2,30	3,55	-7,14
Teruel	-2,84	4,64	-8,95

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro A.2.1

## **2.2.- La evolución del empleo agrario en España.**

La mano de obra agraria en España se ha reducido desde los más de cinco millones de empleos anuales (5.231.094) durante la segunda mitad de la década de los cincuenta hasta los menos de dos millones (1.853.285) de empleos anuales durante la segunda mitad de los años ochenta (ver cuadro 2.4). Esta reducción del empleo agrario se ha traducido en una tasa anual negativa (ver gráfico 2.2) que para el conjunto del período es ligeramente inferior al tres y medio por ciento (-3,40).

Aunque la disminución de la mano de obra agraria no constituye ningún rasgo diferencial con respecto a otros países de nuestro entorno, el ritmo observado durante las tres décadas consideradas en este estudio podemos calificarlo como espectacular. La población activa agraria pasa de suponer la mitad de la población activa española a comienzos de los cincuenta a apenas el diez por ciento sólo tres décadas más tarde. Dicha transformación en otros países europeos se ha producido durante períodos entre dos y cuatro veces mayores.

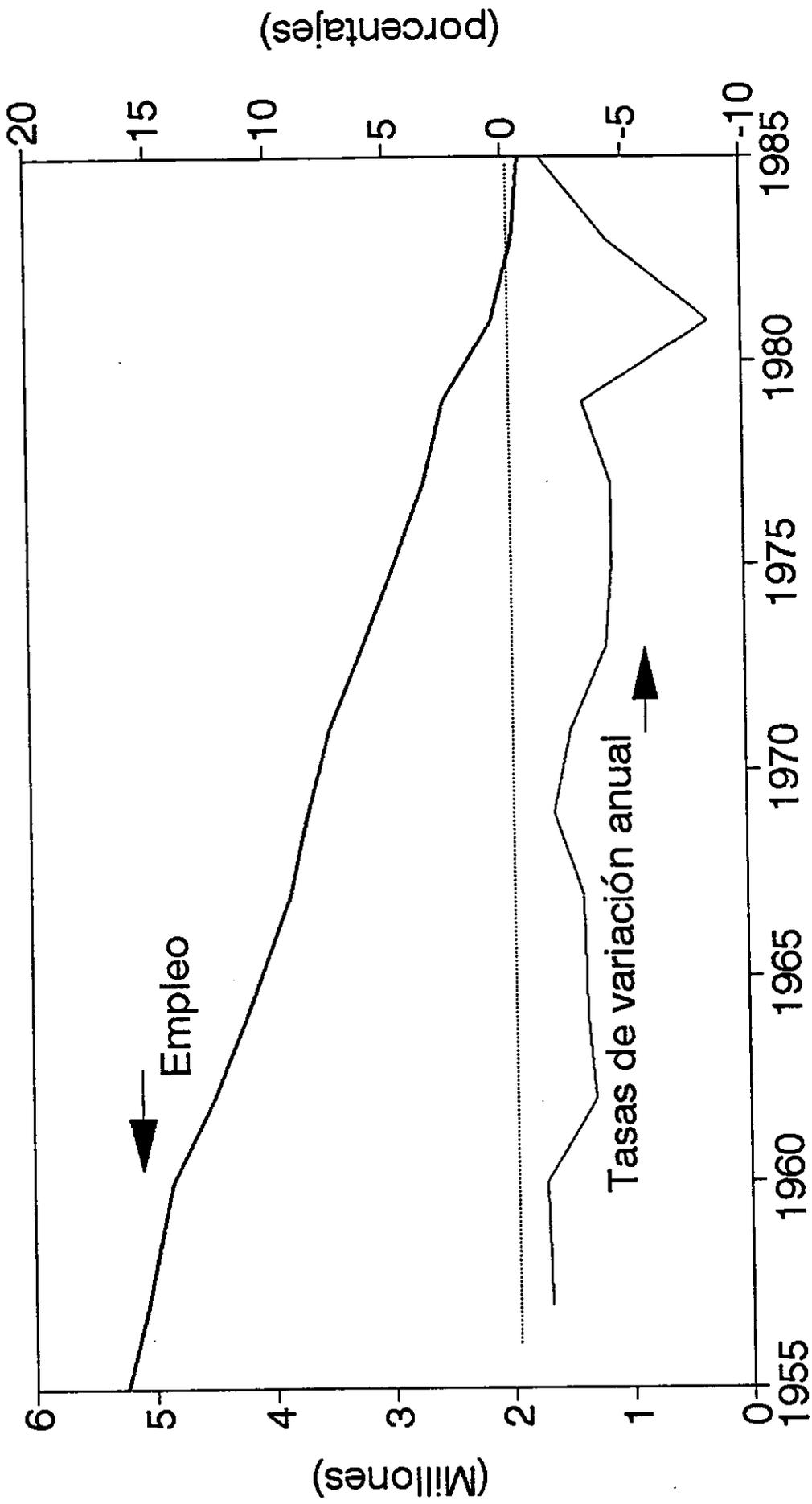
La intensidad con que se han producido las transformaciones en la agricultura española se corresponden, como no podía ser de otra forma, con la dinámica de nuestra economía su conjunto. Después del retraso acumulado que se manifiesta en una renta per cápita que en los cincuenta apenas alcanzaba la mitad de la media de la Comunidad

CUADRO 2.4  
EMPLEO AGRARIO

Regiones	1955	1957	1960	1962	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985
AND.OCC.	561.983	547.034	520.650	471.412	442.751	383.317	367.573	348.106	323.017	305.948	281.886	270.607	218.012	186.653	170.998
AND.OR.	515.565	491.761	456.476	430.021	416.578	369.144	357.325	325.156	302.895	248.400	236.703	232.058	205.676	159.044	148.251
DUERO	670.701	645.110	631.997	602.018	552.645	506.895	488.896	455.525	403.406	360.215	330.324	297.912	252.450	226.400	216.345
CENTRO	562.300	535.943	499.615	457.935	417.107	376.899	361.062	318.891	282.264	252.752	233.821	197.292	162.177	142.587	149.690
LEVANTE	649.758	624.408	580.470	506.242	480.282	444.846	413.264	379.471	333.577	294.322	269.612	279.044	216.590	219.717	208.189
EBRO	370.701	362.451	349.323	319.221	289.171	267.522	255.007	246.122	216.469	185.106	156.631	148.755	131.128	117.084	113.209
NORDEST	381.052	366.681	353.189	333.901	303.014	277.734	277.360	270.753	256.848	218.099	181.215	187.833	160.499	146.465	138.954
EXTREMAD	345.346	326.973	311.847	270.555	248.533	222.784	211.204	200.901	182.191	169.683	155.797	122.398	110.952	91.176	89.304
NORTE	301.588	307.005	292.314	302.307	294.525	253.986	242.364	247.496	238.654	239.646	216.316	207.424	170.030	143.999	143.959
CANARIAS	189.046	183.476	180.381	164.518	156.114	139.056	126.509	111.447	97.862	84.938	78.707	83.158	71.584	72.087	56.851
GALICIA	683.056	673.897	671.203	652.646	625.382	604.974	599.658	601.292	580.436	579.747	539.894	481.963	394.091	408.311	417.535
ESPAÑA	5.231.094	5.064.739	4.847.465	4.510.776	4.226.102	3.847.157	3.700.222	3.505.160	3.217.619	2.938.856	2.680.906	2.508.444	2.093.189	1.913.523	1.853.285

FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro A.2.2

# FIGURA 2.2 EMPLEO AGRARIO



FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 2.4

Europea hemos pasado apenas en dos décadas a alcanzar el ochenta por ciento de la media comunitaria. Tal aceleración se corresponde con las características de un país seguidor en la terminología de Gerschenkron, que ha podido aplicar en un corto espacio de tiempo unos conocimientos cuyo desarrollo en los países líderes ha requerido un proceso mucho más largo.

La postergada apertura de la economía española al exterior produjo, cual si de vasos comunicantes se tratase, un brusco acercamiento de los niveles tecnológicos de nuestro país, cuya consecuencia fue la profunda transformación de la economía española centrada en la década de los sesenta, y uno de cuyos elementos destacados fue precisamente la reconversión del sector agrario.

Con la modernización del aparato productivo español en la década del sesenta, se produce la crisis de la agricultura tradicional y la progresiva consolidación de un modelo similar al existente en el resto de países europeos desarrollados. Este modelo, tiene las siguientes características estructurales:

1º.- La consolidación de la vía campesina -pequeñas y medianas explotaciones de carácter familiar- como el tipo habitual de estructura de producción agraria. En efecto, la proporción de empleadores capitalistas se sitúa siempre entre el

1% y el 2% mientras que la de agricultores por cuenta propia y por cuenta ajena del 45,4% y 28,7% respectivamente<sup>8</sup>.

2º.- La utilización de mano de obra por cuenta ajena en las explotaciones de la vía campesina -pequeñas y medianas. La cuota de la mano de obra familiar -medida como el porcentaje de unidades homogéneas<sup>9</sup> de trabajo familiar al año (UTF) en el total de unidades homogéneas de trabajo al año (UTA)- es determinante, excepto en las grandes explotaciones -más de quinientas hectáreas. Hasta explotaciones de cincuenta hectáreas el porcentaje de mano de obra por cuenta propia es del 70%; entre cincuenta y quinientas hectáreas el porcentaje de mano de obra por cuenta propia es del 45% mientras que sólo es del 3% para las explotaciones con superficie mayor de quinientas hectáreas<sup>10</sup>

3º.- La gestión intensiva de la mano de obra, tanto la de por cuenta propia como la de por cuenta ajena, se hace general en el conjunto de las explotaciones<sup>11</sup>. Para atender las necesidades de mano de obra, industrial y de productos alimentarios del modo de producción capitalista, durante la década del sesenta se lleva a cabo un proceso de transición -la llamada quiebra del modelo de

---

8 Ver MAPA: *Anuario de Estadística Agraria*. Madrid, MAPA, Varios años

9 Una unidad homogénea de trabajo por año equivale a 300 jornadas laborales de ocho horas cada una.

10 MAPA: *Red Contable Agraria Nacional*. Madrid, MAPA, Varios años.

11 J.M.Naredo: *La evolución de la agricultura en España*. Barcelona, Ed. Laia, 1977, cap.4

agricultura tradicional<sup>12</sup>- que implica el incremento generalizado de la mecanización<sup>13</sup> y la disminución de la población activa agraria<sup>14</sup>.

El ritmo de destrucción de empleos en la agricultura española no sólo no se detiene a raíz de la crisis económica, sino que incluso se acelera. La rígida periodificación adoptada en este trabajo muestra una pérdida de empleos del dos y medio por ciento anual acumulativo hasta 1969; y por encima del cuatro por ciento con posterioridad a dicha fecha. En cualquier caso, si tomásemos como punto de inflexión el año 1973, aunque algo menos acusadas las diferencias se mantienen, pues la tasa de destrucción de empleos continúa siendo sustancialmente mayor durante el último período de crisis en relación con el primer período de crecimiento. Más aún los datos más recientes muestran incluso una aceleración en la destrucción de empleos agrarios con posterioridad a 1985.

Si se consideran los datos por regiones (cuadro 2.5) puede observarse que la destrucción de empleos es generalizada y continua a lo largo de los dos subperíodos considerados a lo largo de este trabajo y como además el ritmo de destrucción de empleos se acelera en todas las regiones a partir de los años setenta.

---

12 J.L.García Delgado: "Contribución al análisis de la crisis de la agricultura tradicional en España: los cambios decisivos de la última década", en J.Velarde(Dir.): *La España de los 70*, volumen II, la Economía. Madrid, Ed. Moneda y Crédito. J.L.Leal y otros: *La agricultura en el desarrollo capitalista español (1940-1970)*. Madrid, Siglo XXI, 1977. E.Sevilla-Guzmán: *La evolución del campesinado en España*. Barcelona, Ed. Península, 1979. M.Etxezarreta (Coord.): *La evolución del campesinado. La agricultura en el desarrollo capitalista*. Madrid, MAPA, 1979.

13 MAPA: *Censo de Maquinaria*. Madrid, MAPA, varios años.

14 MAPA: *Anuario de Estadística Agraria*. Madrid, MAPA, varios años.

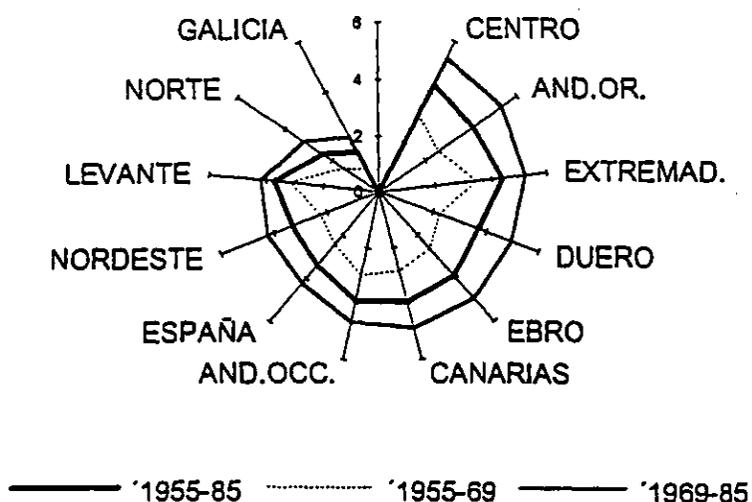
**EMPLEO AGRARIO**  
(Tasa de variación anual media acumulativa)

Regiones	1955-85	1955-69	1969-85
CENTRO	-4,32	-3,11	-5,35
ANDALUCIA ORIEN.	-4,07	-2,58	-5,35
EXTREMADURA	-4,41	-3,45	-5,24
DUERO	-3,70	-2,23	-4,97
EBRO	-3,88	-2,64	-4,95
CANARIAS	-3,93	-2,83	-4,88
ANDALUCIA OCCID.	-3,89	-2,99	-4,67
<b>ESPAÑA</b>	-3,40	-2,44	-4,23
NORDESTE	-3,31	-2,24	-4,23
LEVANTE	-3,72	-3,18	-4,19
NORTE	-2,43	-1,55	-3,20
GALICIA	-1,63	-0,93	-2,24

FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 2.5

FIGURA 2.4

**TASA DE VARIACION DEL EMPLEO AGRARIO**



Fuente. Elaboración propia a partir del cuadro 2.5

Al comparar los cuadros 2.2 y 2.5 se comprueba que no existe una correspondencia en el sentido que en un principio cabía esperar entre la evolución regional de las rentas del trabajo y del empleo, pues no son precisamente las regiones que más vieron reducida su renta las que más empleos han liberado, sino más bien todo lo contrario. En efecto, en términos generales tenemos que las regiones del norte peninsular son las que han visto reducirse las rentas de sus trabajadores agrarios a una tasa mucho mayor que la media nacional, al mismo tiempo son las que han perdido empleo a un ritmo más moderado. Mientras que en las dos Andalucías y Extremadura, regiones donde la evolución de las rentas ha sido más favorable, los ritmos de destrucción de empleos han sido más fuertes que el promedio nacional.

Los datos provinciales recogidos en el cuadro 2.6 aún cuando en general confirman la discrepancia entre la evolución esperada del empleo a tenor de la evolución de las rentas, presentan una casuística mayor, debido a la heterogeneidad de los comportamientos provinciales en el interior de algunas regiones, en especial durante el subperíodo más reciente. Así, por ejemplo, entre 1969 y 1985 Valencia pierde empleos a un ritmo anual de más de un punto por encima de Alicante, Palencia dos puntos por encima de León, o Málaga casi tres puntos por encima de Almería.

El cuadro 2.8 recoge la importante reasignación geográfica del empleo agrario español. En concreto sólo las tres regiones del norte han aumentado su

CUADRO 2.6

EMPLEO AGRARIO

(Tasa de variación anual media acumulativa)

Provincias	1955-85	1955-89	1989-85
Lugo	-1.04	-0.70	-1.33
Orense	-1.79	-1.75	-1.83
Almería	-1.95	-1.84	-2.21
Pontevedra	-1.45	-0.40	-2.38
Santander	-1.99	-1.29	-2.60
Oviedo	-2.20	-1.41	-2.88
Alicante	-3.14	-3.42	-2.90
Coruña	-2.11	-0.88	-3.17
Murcia	-3.32	-3.31	-3.33
Lérida	-2.45	-1.38	-3.39
Álava	-2.95	-2.30	-3.51
León	-2.86	-2.04	-3.57
Gerona	-3.62	-3.03	-4.13
Tarragona	-3.32	-2.34	-4.18
ESPAÑA	-3.40	-2.44	-4.23
Segovia	-3.27	-2.15	-4.24
Gulpuzcoa	-2.93	-1.38	-4.27
Jaén	-3.93	-3.27	-4.49
Albacete	-3.96	-3.34	-4.50
Castellón	-3.63	-2.81	-4.51
S.C.Tenerife	-3.63	-2.60	-4.51
Huesca	-3.01	-1.25	-4.53
Cuenca	-3.84	-3.03	-4.55
Toledo	-4.07	-3.49	-4.57
Teruel	-4.36	-4.10	-4.58
Soria	-4.25	-3.84	-4.61
Barcelona	-3.66	-2.28	-4.85
Baleares	-3.80	-2.51	-4.91
Cáceres	-4.16	-3.27	-4.92
Sevilla	-3.54	-1.89	-4.95
Zamora	-3.45	-1.70	-4.96
Zaragoza	-3.87	-2.58	-4.99
Salamanca	-3.63	-1.90	-5.11
Huelva	-4.63	-4.05	-5.14
Navarra	-4.23	-3.14	-5.17
Valencia	-4.30	-3.22	-5.24
Granada	-4.33	-3.27	-5.24
Vizcaya	-3.91	-2.25	-5.34
Palmas Las	-4.33	-3.11	-5.39
Logroño	-3.82	-1.94	-5.43
Córdoba	-4.55	-3.49	-5.48
Badajoz	-4.62	-3.59	-5.50
Ávila	-4.32	-2.94	-5.52
Valladolid	-4.50	-3.28	-5.58
Ciudad Real	-4.49	-2.91	-5.85
Cádiz	-3.97	-1.51	-8.06
Málaga	-4.66	-2.98	-8.10
Burgos	-4.14	-1.44	-8.44
Palencia	-4.75	-2.59	-8.60
Madrid	-4.67	-2.35	-8.67
Guadalajara	-5.98	-3.58	-8.05

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro A.2.3

participación en el empleo agrario nacional, pasando del 26 al 38 por ciento entre 1955 y 1985.

En resumen, durante las tres décadas consideradas en este trabajo, mientras las dos Andalucías y Levante incrementan en trece puntos su participación porcentual en las rentas, Galicia y Norte incrementan en once puntos su participación en el número de trabajadores. La consecuencia será una evolución bien distinta de las rentas por trabajador, en favor de las primeras y detrimento de las segundas. El que ello se haya o no traducido en un aumento de las disparidades espaciales dependerá de la situación inicial de cada una de las regiones, lo que tendremos ocasión de comprobar en el próximo epígrafe.

### **2.3. Evolución de la renta por trabajador agrario en España.**

La renta real por trabajador agrario se han multiplicado por dos veces y media a lo largo de los treinta años considerados en este trabajo, lo que supone una tasa real de crecimiento que supera en promedio el tres por ciento anual. La mayor parte del crecimiento de las rentas del conjunto de los trabajadores agrarios se ha producido hasta principios de los años setenta, período en el que las rentas reales por trabajador crecieron a un ritmo anual próximo al cinco por ciento, en tanto que durante la segunda mitad de los setenta y la primera de los ochenta su crecimiento se ralentiza hasta una tasa decrecimiento real que apenas supera el uno y medio por ciento anual.

En términos generales el comportamiento de las rentas del conjunto de los trabajadores agrarios no ha diferido substancialmente del observado para la renta per cápita de la economía española, cuyo crecimiento anual en términos reales también ha estado próximo al cinco por ciento entre 1955 y 1973 y por debajo del uno por ciento entre 1973 y 1985, multiplicándose asimismo por dos veces y media a lo largo de las tres décadas consideradas.

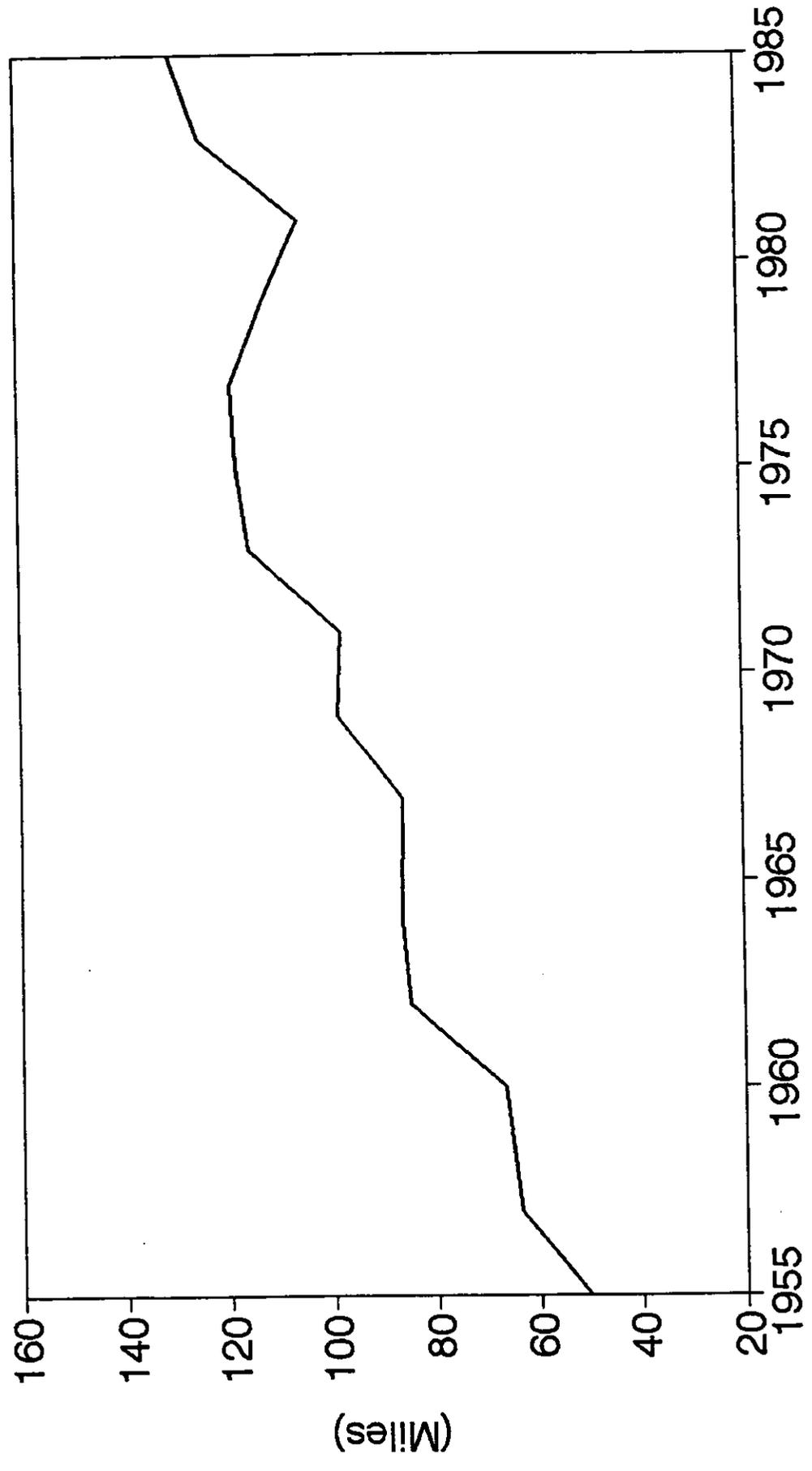
Aunque la rígida periodificación elegida en este trabajo modera en parte el cambio de tendencia en el crecimiento de las rentas de los trabajadores agrarios,

CUADRO 2.7  
 RENTAS POR TRABAJADOR AGRARIO (pts. de 1973)

Regiones	1955	1957	1960	1962	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985
AND.OCC.	38.451	45.226	50.800	66.256	63.361	70.457	80.794	95.926	123.204	114.053	118.529	109.934	149.994	178.218	203.628
AND.OR.	53.001	60.615	72.449	83.429	85.696	96.508	104.154	120.254	127.609	134.008	135.357	128.847	120.355	145.233	235.632
DUERO	62.657	70.766	56.812	81.778	89.885	93.075	102.763	102.939	113.042	140.056	132.585	108.059	71.745	143.339	135.377
CENTRO	54.823	73.440	70.591	103.126	98.923	90.060	107.739	116.516	158.005	154.117	145.220	172.380	134.174	163.052	158.420
LEVANTE	43.237	64.732	85.421	102.508	102.986	97.305	114.571	116.247	149.051	146.962	153.854	132.312	152.387	158.898	181.379
EBRO	59.534	72.792	79.706	111.011	116.589	102.682	135.713	118.510	149.250	171.185	199.567	179.106	124.060	172.865	169.425
NORDEST	60.141	75.975	94.645	125.740	127.669	117.133	141.299	140.046	161.473	148.935	164.870	147.642	129.360	147.055	136.208
EXTREMAD	45.789	69.684	66.648	77.643	77.073	88.563	96.147	100.231	108.408	106.799	97.338	103.867	103.873	85.513	146.068
NORTE	59.650	68.126	64.763	75.665	79.866	81.258	97.138	79.267	88.622	101.128	97.796	85.350	88.393	104.479	76.979
CANARIAS	46.253	66.706	60.864	72.833	77.194	71.956	83.107	103.394	113.660	105.298	105.284	110.644	98.045	79.446	88.860
GALICIA	35.329	46.601	43.893	50.499	53.870	54.232	54.064	40.223	47.146	51.998	51.452	51.028	50.013	50.323	41.703
ESPAÑA	49.998	63.369	66.365	84.621	86.362	85.837	98.368	97.914	115.471	117.888	118.693	112.164	105.411	124.311	130.067

FUENTE: Elaboración propia a partir de los cuadros 2.1 y 2.4

# FIGURA 2.5 RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO



FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 2.7

al incluir en el segundo período los primeros años setenta que fueron aún de crecimiento, en cualquier caso el análisis conjunto de los dos períodos considerados en el cuadro 2.9 y los gráficos 2.5 y 2.6 permiten apreciar la ralentización de las rentas por trabajador que se produce durante los años setenta.

La evolución de la renta por trabajador (recogida en el cuadro 2.9) es el resultado de la evolución de las rentas (recogida en el cuadro 2.2) y de la evolución del empleo (recogida en el cuadro 2.5). Así, mientras que la tasa anual de variación de las rentas se reduce en casi cinco puntos entre ambos períodos, la tasa de variación del empleo apenas se reduce en dos puntos, con lo que consecuentemente la tasa anual de variación de la renta por trabajador agrario se reduce en tres puntos al pasar de uno a otro período. Esto es, la respuesta del empleo a la variación de las rentas del trabajo es la que fija el monto de la remuneración por trabajador. En cualquier caso, cabe destacar que en general el comportamiento del empleo si bien no ha podido evitar la desaceleración en el crecimiento de la renta por trabajador, al menos ha permitido su ligero crecimiento y ello a pesar del agudo cambio de tendencia en la evolución de la masa de rentas percibidas por los agricultores, que ha sufrido una notable reducción a partir de principios de los años setenta.

Los datos elaborados y recogidos en el cuadro 2.8 complementan el resultado de los distintos comportamientos regionales que se apuntaban al finalizar

**CUADRO 2.8**  
**TRABAJO AGRARIO. PESOS RELATIVOS. (España=100)**

Regiones	Empleo			Rentas			Rentas por trabajador		
	1955	1969	1985	1955	1969	1985	1955	1969	1985
ANDAL.OC	10,7	9,9	9,2	8,3	8,2	14,4	76,9	82,1	156,6
ANDAL.OR	9,9	9,7	8,0	10,4	10,2	14,5	106,0	105,9	181,2
DUERO	12,8	13,2	11,7	16,1	13,8	12,2	125,3	104,5	104,1
CENTRO	10,7	9,8	8,1	11,8	10,7	9,8	109,7	109,5	121,8
LEVANTE	12,4	11,2	11,2	10,7	13,0	13,9	86,5	116,5	124,1
EBRO	7,1	6,9	6,1	8,4	9,5	8,0	119,1	138,0	130,3
NORDEST	7,3	7,5	7,5	8,8	10,8	7,9	120,3	143,6	104,7
EXTREMA	6,6	5,7	4,8	6,0	5,6	5,4	91,6	97,7	112,3
NORTE	5,8	6,5	7,8	6,9	6,5	4,6	119,3	98,7	59,2
CANARIAS	3,6	3,4	3,1	3,3	2,9	2,1	92,5	84,5	68,3
GALICIA	13,1	16,2	22,5	9,2	8,9	7,2	70,7	55,0	32,1
ESPAÑA	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

FUENTE. Elaboración propia a partir de los cuadros 2.1 y 2.4

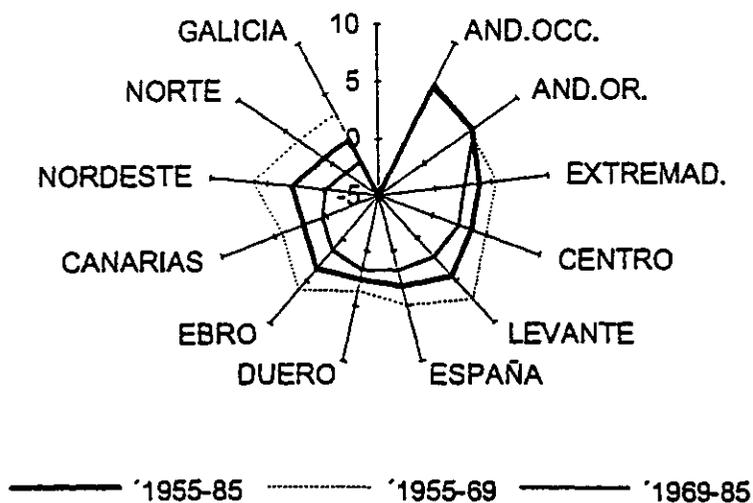
**RENDA POR TRABAJADOR AGRARIO**  
(Tasa de variación anual media acumulativa) (Pts 1973)

Regiones	1955-85	1955-69	1969-85
ANDALUCIA OCCID.	5,71	5,45	5,95
ANDALUCIA ORIEN.	5,10	4,94	5,23
EXTREMADURA	3,94	5,44	2,65
CENTRO	3,60	4,94	2,44
LEVANTE	4,49	7,21	2,16
ESPAÑA	3,24	4,95	1,76
DUERO	2,60	3,60	1,74
EBRO	3,55	6,06	1,40
CANARIAS	2,20	4,27	0,42
NORDESTE	2,76	6,29	-0,23
NORTE	0,85	3,54	-1,44
GALICIA	0,55	3,09	-1,61

FUENTE. Elaboración propia a partir de los cuadros 2.9

FIGURA 2.6

**TASA DE VARIACION DE LA RENTA POR TRABAJADOR**



Fuente. Elaboración propia a partir del cuadro 2.9

el epígrafe anterior. El incremento en la participación de las rentas de la España meridional conjugado con el aumento en la participación del empleo de la España septentrional, se traducen en un crecimiento relativo de las rentas de los agricultores del sur en relación con las de los agricultores del norte.

El diferente comportamiento de las distintas agriculturas regionales es mucho más acusado durante el segundo período de crisis que durante el primer período de crecimiento de la renta, tal y como se recoge en el cuadro 2.9, donde se puede observar un abanico de tasas de crecimiento mucho mayor a partir de los años setenta. En cierto modo puede decirse que el auge económico de los años sesenta ha permitido encubrir en parte a aquellas agriculturas que no abordaron con suficiente empeño su reconversión, en tanto que la crisis de rentas de los años setenta ha exigido una respuesta mucho más intensa que no todas las regiones han podido o han sido capaces de acometer.

Los datos provinciales recogidos en el cuadro 2.10 reflejan de nuevo una mayor casuística al contemplar las disparidades intra-regionales, pero en cualquier caso reafirman en términos generales el resultado observado de un mayor abanico de comportamientos diferentes durante los años de crisis en relación con los años de crecimiento de las rentas.

**CUADRO 2.10**  
**RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO**  
**(Tasa de variación anual media acumulativa) (Pts 1973)**

Provincias	1955-85	1955-89	1989-85
Almería	6.14	3.34	8.66
Málaga	6.70	6.71	7.57
Cádiz	6.39	5.74	6.97
Jaén	6.49	4.88	6.06
Guadalajara	5.02	4.23	5.71
Córdoba	5.19	5.04	5.31
Huelva	4.49	4.14	4.79
Murcia	6.58	6.88	4.78
Sevilla	4.51	4.85	4.39
Palencia	3.28	2.10	4.29
Cuenca	3.19	2.70	3.62
Albacete	4.14	5.17	3.24
Cáceres	4.25	5.44	3.22
Huesca	4.55	6.17	3.16
Valladolid	3.92	4.98	2.99
Ciudad Real	3.79	4.75	2.96
Logroño	3.21	3.50	2.96
Segovia	1.80	0.57	2.90
Zamora	2.56	2.28	2.80
Badajoz	3.77	5.48	2.30
Alicante	3.73	5.51	2.19
Valencia	4.23	6.68	2.14
Granada	4.19	6.98	1.80
ESPAÑA	3.24	4.95	1.76
Salamanca	2.34	3.01	1.75
Zaragoza	4.10	6.98	1.68
Burgos	2.48	3.80	1.51
Soria	2.50	3.70	1.48
Ávila	3.30	5.55	1.37
S.C.Tenerife	2.59	4.30	1.11
Madrid	3.07	5.36	1.11
Navarra	3.06	5.47	1.01
Toledo	3.24	6.33	0.80
Tarragona	2.88	5.58	0.57
Barcelona	2.21	4.27	0.44
Lérida	4.00	6.68	0.10
León	2.55	5.53	0.00
Palmas Las	1.80	4.32	-0.35
Coruña	0.87	2.38	-0.43
Álava	1.87	4.97	-0.76
Gulpuzcoa	1.87	5.14	-0.90
Oviedo	0.43	2.43	-1.29
Pontevedra	1.03	3.93	-1.45
Gerona	2.49	7.24	-1.49
Santander	1.11	4.20	-1.51
Vizcaya	0.96	4.06	-1.68
Baleares	1.56	6.22	-2.35
Orense	0.02	3.01	-2.52
Lugo	0.02	3.02	-2.53
Castellón	2.52	6.80	-2.68
Teruel	1.58	9.11	-4.58

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro A.2.5

En cualquier caso la evolución de las disparidades espaciales de la renta por trabajador agrario en España, que en última instancia constituye el objeto de este trabajo, va a estar influido no sólo de los diferentes comportamientos regionales, sino de las situaciones de partida de las provincias que crecen sustancialmente por encima o por debajo de la media.

En el sentido que se apunta, y volviendo al cuadro 2.8, puede observarse notables diferencias entre los dos subperíodos considerados en el trabajo. Así entre los años 1955 y 1969 buena parte de las regiones en las que crece la renta por trabajador en términos relativos con respecto al promedio nacional partían de una situación de desventaja (casos de Andalucía Occidental, Levante o Extremadura), en tanto que otras que partían de una situación favorable han visto reducirse la renta relativa de sus trabajadores (casos de Duero o Norte), compensando de este modo los comportamientos de Ebro y Nordeste que mejoran sus situaciones de partida o de Canarias y Galicia que la empeoran. Mientras que durante el período que va desde 1969 a 1985, a excepción del Nordeste, prácticamente todas las regiones contribuyen con su alejamiento de los promedios nacionales al aumento de las disparidades espaciales, cuya medición concreta será objeto del próximo epígrafe.

## 2.4.- Evolución de las disparidades regionales y provinciales.

En las dos últimas décadas se ha producido un desarrollo considerable en el campo de la medición de la desigualdad<sup>15</sup>. En concreto el inicio de lo que Cowell<sup>16</sup> denomina la segunda fase en el desarrollo de la teoría y práctica de la medición de la desigualdad, con la aparición de los trabajos pioneros de Kolm, Atkinson y Sen<sup>17</sup>, y que entre los especialistas se conoce como aproximación axiomática, permitió no sólo formalizar algunas de las propiedades de las numerosas medidas que venían utilizándose hasta entonces, sino que también ha posibilitado la construcción de las clases de índices que satisfacen determinadas propiedades<sup>18</sup>.

Hoy en día sabemos que no existe ningún índice de medición de la desigualdad objetivo cuyas propiedades sean preferidas a todos los demás. De ahí que el procedimiento habitual en los trabajos aplicados de medición de la desigualdad sea utilizar diversos índices con el fin de contrastar la consistencia de los resultados.

---

15 Una buena selección de esta literatura puede verse., por ejemplo, en A. Sen : *Inequality reexamined*. Oxford, Clarendon Press, 1992, p.93.

16 F.A. Cowell: *Analysis of income distribution using microcomputer technology*. STIRC London School of Economics, 1987.

17 S.Ch. Kolm.; "Unequal inequalities" (I y II), *Journal of Economic Theory*, nos. 12 y 13, 1976. Versión castellana en *Hacienda Pública Española* nº95, 1985. A.B. ATKINSON: "On the measurement of inequality" *Journal of Economic Theory*, nº 2, 1975. Versión castellana en *Hacienda Pública Española*, nº61, 1979. A. Sen: *On economic inequality*. Oxford University Press, 1973. Versión castellana en Ed. Crítica, 1979.

18 Entre otras cabe citar las siguientes: La anonimidad o simetría (cuando dos individuos intercambian sus posiciones el índice no varía), el principio de transferencia de Pigou-Dalton (siempre que se produzca una transferencia de una persona con mayor renta a otra con menor renta el índice disminuye), la invarianza de la escala (cuando todas las rentas se multiplican por un factor fijo el índice no varía), la invarianza de la translación (cuando a todas las rentas se les añade una cantidad fija el índice no varía), el principio de población (cuando se añaden grupos de población con la misma desigualdad que el inicial el índice no varía) y las descomponibilidades aditiva o factorial (los índices de desigualdad se pueden expresar en función de los índices de los grupos de personas o de los tipos de renta).

De la gran diversidad de índices que se pueden usar he elegido para este trabajo tres de los más ampliamente citados: El índice de Gini, el índice de Theil y el Coeficiente de Variación. Los tres índices cumplen las propiedades de independencia de la media, del tamaño de la población y el principio de Pigou-Dalton, mencionadas en la última nota a pie de página.

La utilización del primero suele justificarse por su fácil interpretación gráfica a través de las curvas de Lorentz, si bien tiene el inconveniente de que los efectos sobre el índice de una transferencia entre dos personas con una renta determinada están afectados por el número de personas situadas entre ellas. Mientras que los otros dos forman parte de la denominada familia de índices de entropía generalizada, que se diferencian por un parámetro que recoge la sensibilidad de los índices según que las transferencias afecten a la parte superior o inferior de las distribuciones, siendo el índice de Theil más sensible a las diferencias en la parte superior de la distribución que el del Coeficiente de Variación<sup>19</sup>

En cualquier caso la utilización de los tres índices simultáneamente tiene como único objetivo constatar la consistencia de los resultados al margen de cual sea el índice utilizado. Así en la medida que los resultados no difieran sustancialmente al utilizar uno u otro índice, ello me permitirá centrarme en alguno concreto a la hora de realizar las estimaciones del modelo elaborado en el capítulo 5.

---

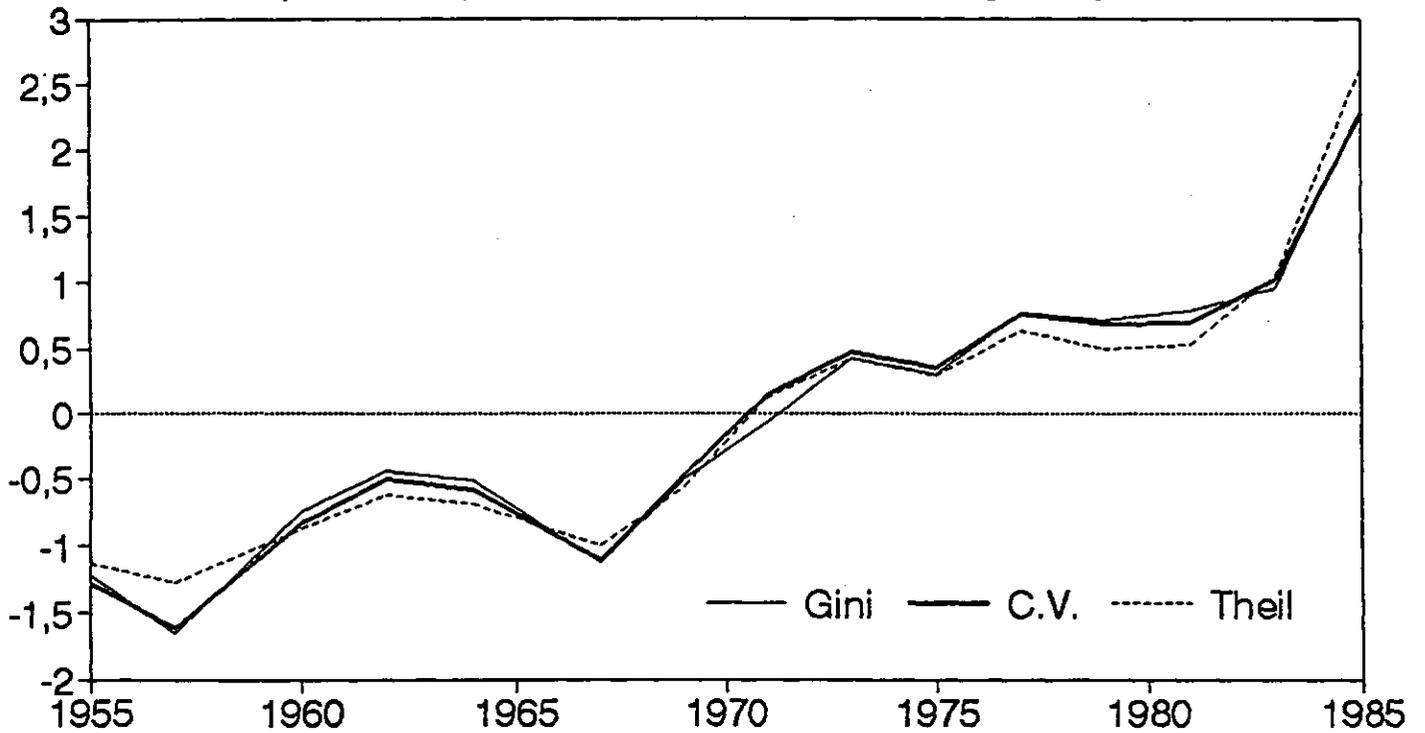
19 Véase al respecto F.A. Cowell y K. Kuga: "Inequality measurement: An axiomatic approach", *European Economic Review*, vol.15, 1981.

**CUADRO 2.11**  
**RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO**  
**(Disparidades regionales)**

AÑOS	GINI	CV	THEIL
1955	0,110	0,193	0,019
1957	0,091	0,168	0,015
1960	0,130	0,228	0,026
1962	0,143	0,254	0,033
1964	0,140	0,247	0,031
1967	0,113	0,207	0,022
1969	0,141	0,256	0,035
1971	0,159	0,303	0,053
1973	0,180	0,329	0,061
1975	0,175	0,320	0,058
1977	0,195	0,351	0,067
1979	0,193	0,345	0,063
1981	0,196	0,346	0,064
1983	0,203	0,372	0,079
1985	0,262	0,468	0,122

**FUENTE.** Elaboración propia a partir del cuadros 2.1 y 2.4

**FIGURA 2.8**  
**RENDA POR TRABAJADOR AGRARIO**  
 (Indices tipificados de desigualdad regional)



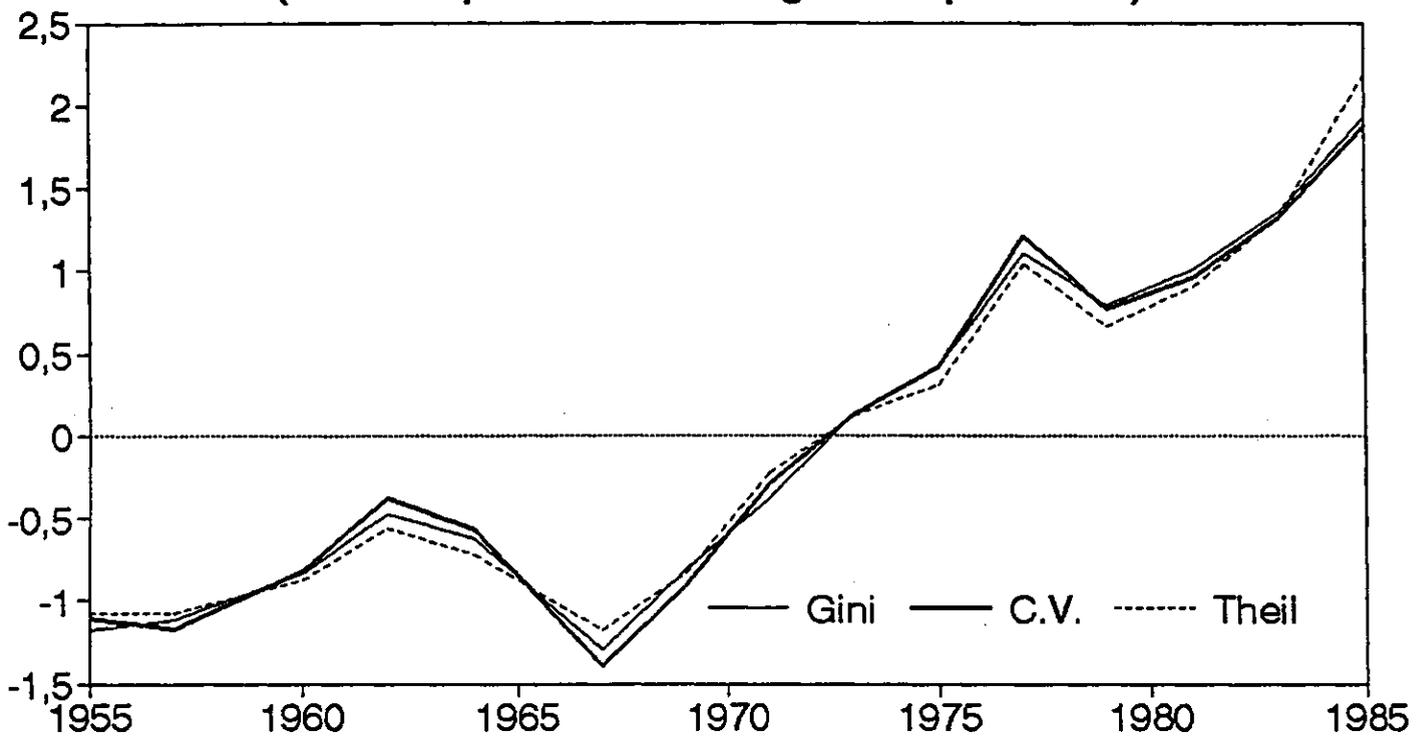
FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 2.11

**CUADRO 2.12**  
**RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO**  
 (Disparidades provinciales)

AÑOS	GINI	CV	THEIL
1955	0,151	0,283	0,038
1957	0,154	0,277	0,038
1960	0,168	0,307	0,045
1962	0,186	0,344	0,056
1964	0,178	0,328	0,051
1967	0,145	0,258	0,035
1969	0,169	0,300	0,047
1971	0,191	0,352	0,068
1973	0,217	0,388	0,080
1975	0,230	0,412	0,086
1977	0,264	0,479	0,112
1979	0,249	0,441	0,098
1981	0,259	0,457	0,107
1983	0,277	0,487	0,121
1985	0,305	0,534	0,151

**FUENTE.** Elaboración propia a partir del cuadros A.2.1 y A.2.2

**FIGURA 2.9**  
**RENDA POR TRABAJADOR AGRARIO**  
 (Indices tipificados de desigualdad provincial)



FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 2.12

En el cuadro 2.11 presento los valores anuales de las disparidades regionales de las rentas por trabajador agrario, obtenidas con cada uno de los tres índices utilizados<sup>20</sup>. En la figura 2.8 se representan sus valores tipificados a efectos de poder compararlos con una escala única. La figura 2.8 muestra la consistencia de los resultados cualquiera que sea el índice utilizado, ya que la tendencia de los tres es muy similar, lo que nos permite tal y como señalamos con anterioridad no tener que reiterar los comentarios para cada uno de los índices<sup>21</sup>.

En el cuadro 2.12 y la figura 2.9 he repetido los cálculos para los datos provinciales obteniendo un resultado similar en cuanto a la consistencia de los tres índices, por lo que tampoco en esta ocasión resulta necesario reiterar los comentarios para los tres índices.

Si se toma, por ejemplo, el Coeficiente de Variación como índice representativo de la desigualdad, podemos observar finalmente en la figura 2.7 la

---

20 Agradezco a Luis Borge que me haya facilitado las macros del programa QPRO, que me han servido para realizar los cálculos de los índices. En concreto los índices utilizados son los siguientes:

$$\text{GINI} = 1 - \sum_{i=1}^n (p_{i+1} - p_i)(y_{i+1} + y_i)$$

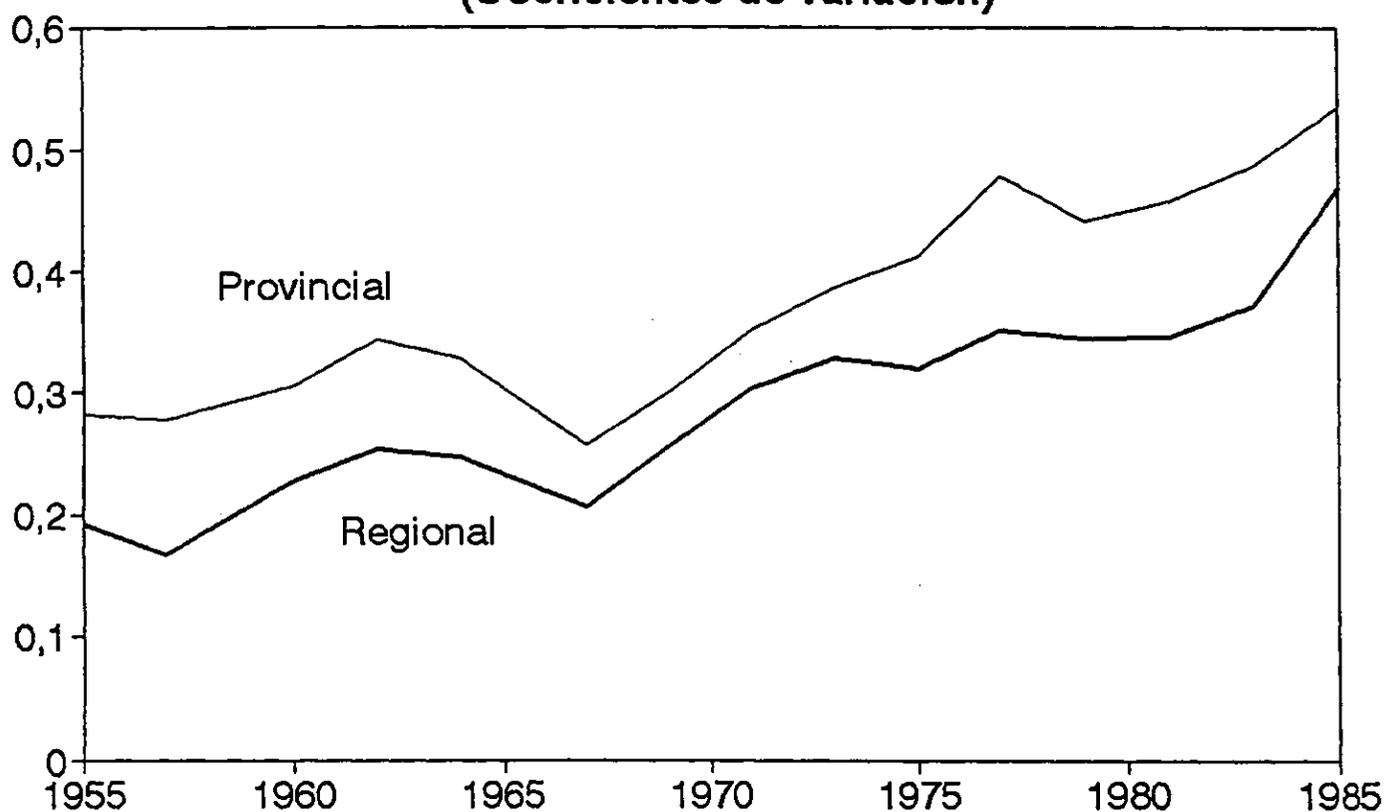
$$\text{THEIL} = \sum p_i (y_i/y) \ln(y_i/y)$$

$$\text{C.V.} = (1/y) [\sum p_i (y_i - y)^2]^{(1/2)}$$

Donde en el caso del índice de GINI  $p_i$  e  $y_i$  son los porcentajes acumulados de población (renta) de las  $i$  regiones ordenadas de menor a mayor renta por habitante. Y en el caso de los otros dos índices  $y_i$  es la renta por habitante de la región  $i$  (nacional) y  $p_i$  el porcentaje de población de la región  $i$ .

21 Lo que puede merecer la pena comentar es que el hecho de que el índice de Theil se sitúe por encima (por debajo) del CV indica que han primado las variaciones de renta en las regiones más favorecidas (menos favorecidas). En cualquier caso las diferencias no son lo suficientemente acusadas como para realizar un análisis detallado sobre el particular.

**FIGURA 2.7**  
**RENDA POR TRABAJADOR AGRARIO**  
**(Coeficientes de variación)**



FUENTE. Elaboración propia a partir de los cuadros 2.11 y 2.12

evolución de las disparidades de las rentas por trabajador agrario en España durante el período 1955-1985.

La figura 2.7 permite apreciar con cierta claridad que, tal y como quedó apuntado al finalizar el apartado anterior, las disparidades espaciales de las rentas por trabajador agrario en España se han mantenido, aunque con oscilaciones, hasta finales de los años sesenta, para crecer después de forma continuada.

Tal y como refleja la figura 2.7 la mayor parte de las disparidades se explican por las diferencias inter-regionales, si bien las disparidades intra-regionales han contribuido a mantener el crecimiento de las disparidades espaciales de las rentas por trabajador agrario durante el decenio 1973-1983.

El cuadro 2.13 permite apreciar como el aumento de las disparidades interprovinciales en el interior de algunas regiones como las dos Andalucías, Levante o Norte, encubre comportamientos bien distintos en cuanto a la evolución de las rentas por trabajador en provincias de una misma región.

En cualquier caso, el perfil de la figura 2.7, muestra en conjunto una evolución de las disparidades espaciales de la renta por trabajador agrario bien distinta de la evolución de las disparidades espaciales cuando se consideran el conjunto de la renta per cápita regional.

**CUADRO 2.13**  
**RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO**  
**Disparidades Intraregionales (Coeficientes de variación)**

Regiones	1955	1957	1960	1961	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985
ANDALUCIA OR.	0,148	0,189	0,147	0,104	0,089	0,117	0,121	0,104	0,198	0,283	0,402	0,315	0,250	0,229	0,265
ANDALUCIA OC.	0,109	0,157	0,168	0,205	0,175	0,079	0,057	0,073	0,062	0,097	0,293	0,112	0,204	0,161	0,151
DUERO	0,278	0,322	0,228	0,214	0,200	0,205	0,233	0,324	0,276	0,398	0,496	0,379	0,423	0,356	0,304
CENTRO	0,092	0,144	0,136	0,267	0,287	0,082	0,132	0,062	0,111	0,106	0,268	0,140	0,274	0,175	0,196
LEVANTE	0,157	0,237	0,161	0,135	0,135	0,092	0,128	0,023	0,134	0,076	0,076	0,062	0,284	0,216	0,295
EBRO	0,307	0,207	0,219	0,233	0,270	0,215	0,100	0,111	0,098	0,115	0,092	0,236	0,448	0,507	0,345
NORDESTE	0,206	0,127	0,271	0,284	0,214	0,113	0,119	0,185	0,287	0,276	0,278	0,302	0,286	0,363	0,226
EXTREMADURA	0,131	0,263	0,198	0,171	0,104	0,138	0,134	0,170	0,118	0,102	0,049	0,002	0,004	0,157	0,064
NORTE	0,132	0,099	0,122	0,287	0,253	0,187	0,228	0,247	0,309	0,398	0,456	0,516	0,333	0,379	0,267
CANARIAS	0,127	0,108	0,150	0,151	0,215	0,157	0,128	0,196	0,239	0,191	0,067	0,016	0,087	0,007	0,013
GALICIA	0,249	0,296	0,227	0,208	0,095	0,249	0,237	0,128	0,078	0,151	0,269	0,271	0,392	0,265	0,238

FUENTE: Elaboración propia a partir de los cuadros A.2.1 y A.2.2

Así por ejemplo si tomamos el valor del Coeficiente de Variación provincial del Valor Añadido Bruto por habitante tenemos que este se reduce de 0,41 a 0,25 entre 1955 y 1973, manteniéndose después próximo a esta última cifra hasta 1985<sup>22</sup>, tendencia ésta que es en cierto modo opuesta a la del Coeficiente de Variación de la renta por trabajador agrario, que se mantiene relativamente estable hasta finales de los sesenta para crecer significativamente desde entonces.

Los trabajos que han estudiado la evolución de las disparidades espaciales de renta para el conjunto de la economía española, señalan como el factor que más ha contribuido a la reducción de las mismas durante el período de crecimiento de la economía española, a los flujos migratorios desde las regiones con empleos menos productivos hacia las regiones con nuevos empleos más productivos.

La hipótesis anterior no es fácil de contrastar cuando se trata de explicar las disparidades espaciales de renta de quienes desempeñan su actividad en un sector concreto como es la agricultura, ya que las migraciones se producen hacia (y desde) otras provincias del mismo o distinto sector, u otros sectores de la misma provincia. El diferente comportamiento de las disparidades espaciales de las rentas de los agricultores en relación con las del conjunto de la población bien pudiera interpretarse

---

22 Cifras tomadas de L. Borge y J. Vicente: *Cuantificación de la política regional*. Junta de Castilla y León, p. 30, 1990. Puede verse también al respecto el trabajo de M. Más y otros: *Disparidades regionales y convergencia en las CC.AA. españolas*. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, 1993.

como consecuencia de una menor movilidad de los agricultores en relación con la del conjunto de la población.

En la medida que la crisis económica de principios de los años setenta ha cercenado las salidas voluntarias de los agricultores excedentes hacia otras actividades mejor remuneradas, éstos han optado en muchos casos por mantenerse activos aún a costa de obtener una menor remuneración. Obviamente dicha alternativa no está al alcance de los empleados en otras actividades en los que la decisiones sobre el mantenimiento o no de los puestos de trabajo no corresponde a los propios trabajadores. Más aún, dentro de la propia agricultura la opción anterior sólo está al alcance de los trabajadores por cuenta propia, en tanto que los trabajadores por cuenta ajena están sujetos a las decisiones que adopten los propietarios de las explotaciones.

En los dos próximos capítulos estudiaré precisamente el comportamiento de las rentas de uno y otro colectivo lo que permitirá profundizar algo más en las hipótesis anteriores.

## **CAPÍTULO 3º**

### **LA EVOLUCIÓN DE LAS DISPARIDADES ESPACIALES EN LA RETRIBUCIÓN POR TRABAJADOR AGRARIO POR CUENTA AJENA.**

### **3.1.- Evolución de las rentas del trabajo por cuenta ajena.**

Tal y como se explicó en la introducción, al estudiar las rentas de los trabajadores agrarios en su conjunto no es posible excluir las rentas de la propiedad ni los resultados de explotación que afectan a los trabajadores por cuenta propia. Dicho problema estadístico no afecta, sin embargo, a los trabajadores por cuenta ajena, por lo que en este capítulo sí cabe hablar en sentido estricto de las rentas del trabajo, aunque como quedó reflejado en el capítulo primero sólo se refieran a un tercio de las personas empleadas en actividades agrarias en España.

En términos de poder adquisitivo<sup>1</sup> el volumen de rentas del trabajo por cuenta ajena en la agricultura española es en 1985 muy similar a la de tres décadas atrás (cuadro 3.1). No obstante, a lo largo de dicho período se pueden distinguir dos fases bien diferenciadas (figura 3.1). La primera que va desde mediados de los años cincuenta hasta principios de los setenta en la que las rentas del trabajo por cuenta ajena en términos reales crecieron de forma continuada a una tasa anual próxima al cuatro por ciento, y la segunda en la que la tendencia se invierte completamente.

Al comparar las tendencias de las rentas del trabajo por cuenta ajena con las percibidas por el conjunto de los trabajadores agrarios se aprecia una tendencia

---

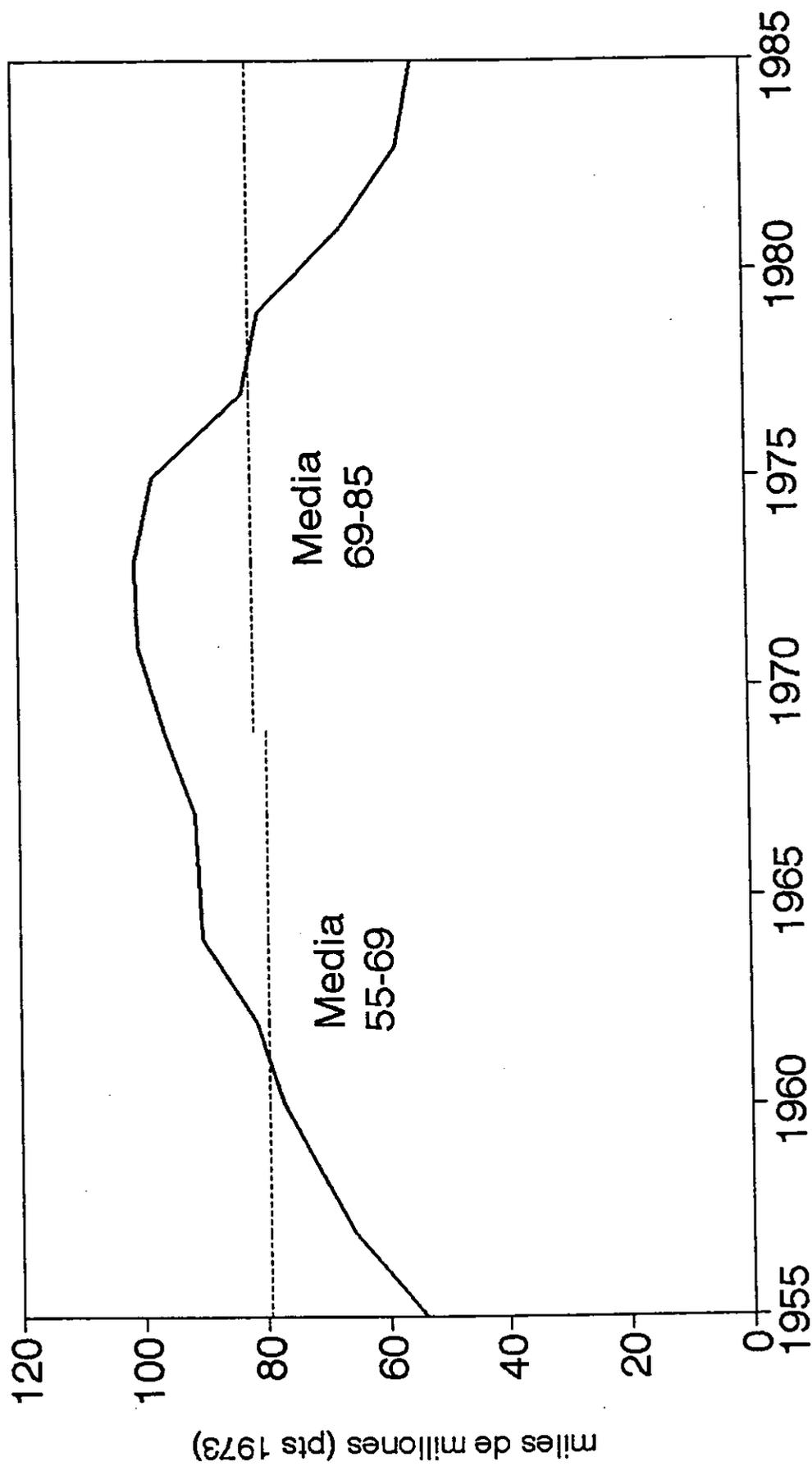
<sup>1</sup> Véase la nota primera del capítulo anterior.

CUADRO 3.1  
RENTAS DEL TRABAJO POR CUENTA AJENA (millones de pts. de 1973)

Regiones	1955	1957	1960	1962	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985
AND.OCC	7.952	9.820	11.461	11.947	14.170	14.886	16.474	18.178	18.455	16.625	12.993	13.031	12.036	11.173	9.257
AND.OR.	11.118	12.386	14.240	14.929	17.169	17.919	18.594	18.932	18.026	16.897	15.646	18.092	14.546	11.758	8.265
DUERO	4.574	4.994	5.613	6.556	6.468	5.689	5.838	5.634	5.202	5.175	4.781	4.004	2.381	2.573	2.915
CENTRO	8.190	9.254	10.710	11.453	11.900	11.308	11.804	12.085	11.695	12.364	9.387	9.412	7.251	6.316	5.757
LEVANTE	7.993	11.038	14.069	14.276	15.462	16.523	17.302	18.970	20.882	19.593	18.118	17.006	14.355	12.777	13.781
EBRO	1.990	3.336	3.936	4.157	4.538	4.892	4.981	4.824	4.600	4.692	4.205	3.542	2.612	2.368	2.174
NORDES	2.772	3.345	4.767	5.325	6.568	6.133	6.967	7.665	8.104	8.531	6.704	5.515	4.095	3.041	3.665
EXTREMA	4.526	6.209	6.933	7.049	8.027	8.136	8.296	7.884	7.644	7.707	5.010	5.110	5.422	3.368	3.470
NORTE	543	923	1.052	1.201	1.227	1.093	1.090	1.065	1.006	1.197	1.580	961	713	650	901
CANARIA	2.817	2.841	2.549	2.662	2.839	2.914	3.249	3.546	3.412	3.440	2.774	2.538	2.329	2.119	2.065
GALICIA	1.446	1.611	1.653	1.789	1.848	1.661	1.515	1.552	1.841	1.416	1.419	733	632	618	921
ESPAÑA	53.920	65.758	76.983	81.353	90.216	91.154	96.109	100.335	100.667	97.636	82.616	79.945	66.373	56.762	54.170

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro A.3.1

**FIGURA 3.1**  
**RENTAS POR CUENTA AJENA**



FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 2.1

similar aunque más pronunciadas las diferencias entre las fases de crecimiento y crisis en el caso de las rentas del trabajo por cuenta ajena. La comparación entre los cuadros 2.2 y 3.2 permite apreciar que tanto las tasas de crecimiento como las de decrecimiento delimitadas por el final de los años sesenta son mucho más acusadas en el caso de las rentas del trabajo por cuenta ajena que en el conjunto de las rentas de los trabajadores agrarios. En concreto el peso de las rentas del trabajo por cuenta ajena en el conjunto de las rentas de los trabajadores agrarios aumenta desde un 21 por ciento en 1955 hasta alcanzar un máximo del 29 por ciento en 1971 para reducirse posteriormente hasta el 22 por ciento en 1985.

En cuanto al comportamiento de las distintas regiones agrarias cabe destacar que la inflexión de las rentas del trabajo por cuenta ajena es generalizada a partir de principios de los años setenta, si bien la intensidad de los cambios de tendencia difieren sustancialmente de una regiones a otras. Así, por ejemplo, mientras que en Galicia la tasa anual de variación apenas se reduce en tres puntos después de 1969, en la región Ebro la diferencia entre las tasas variación en ambos períodos es de más de once puntos. En buena medida tales diferencias en la intensidad del cambio de tendencia a partir de los años setenta se debe a las fuertes diferencias regionales que se produjeron durante el período de crecimiento de las rentas.

Un aspecto destacable al examinar los comportamientos regionales de las rentas del trabajo por cuenta ajena en relación con los de las rentas de los

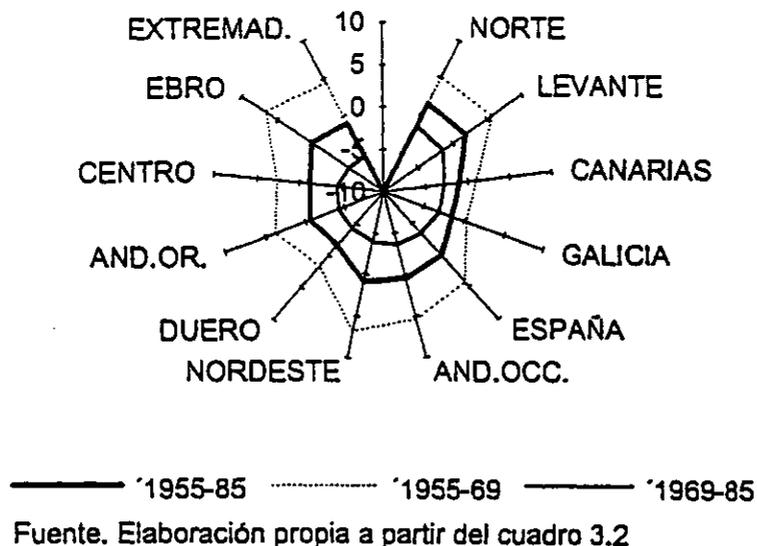
**RENTAS DEL TRABAJO POR CUENTA AJENA**  
(Tasa de variación anual media acumulativa) (Pts 1973)

Regiones	1955-85	1955-69	1969-85
NORTE	1,70	5,10	-1,18
LEVANTE	1,83	5,67	-1,41
CANARIAS	-1,03	1,02	-2,79
GALICIA	-1,50	0,33	-3,07
ESPAÑA	0,02	4,21	-3,52
ANDALUCIA OCCID.	0,51	5,34	-3,54
NORDESTE	0,94	6,81	-3,94
DUERO	-1,49	1,76	-4,25
ANDALUCIA ORIEN.	-0,61	3,74	-4,26
CENTRO	-1,17	2,64	-4,39
EBRO	0,30	6,77	-5,05
EXTREMADURA	-0,88	4,42	-5,30

FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 3.1

FIGURA 3.2

**TASA DE VARIACION DE LAS RENTAS POR CUENTA AJENA**



trabajadores agrarios en su conjunto, es la apreciación de una cierta correlación negativa durante el período de crisis de rentas. Así si observamos el orden de las regiones en los cuadros 2.2 y 3.2, establecido precisamente según la tasa de variación de las rentas en el período 1969-1985, cabe apreciar como algunas de las regiones que mayor (menor) ajuste han sufrido en cuanto a las rentas del trabajo por cuenta ajena son las que han experimentado una menor (mayor) reducción en el conjunto de las rentas de sus trabajadores

La falta de homogeneidad interregional en la evolución del crecimiento de las rentas de los trabajadores agrarios por cuenta ajena es todavía más acusada si se analiza la evolución provincial (ver cuadro 3.3). Menos de la mitad de las provincias españolas tienen tasas positivas de variación de las rentas. Además, la diferencia entre la provincia en que más crecen, Navarra con un nueve por ciento, y en la que más disminuyen, Palencia con casi un tres por ciento, es muy grande: doce puntos.

En el período 1955-69 sólo dos provincias tuvieron tasas negativas de crecimiento, Lugo (-2,19%) y Palencia (-1,35%), mientras que en el período 1969-85 sólo cuatro pudieron mantener tasas no negativas: Guipúzcoa, Almería, Vizcaya y Lugo; incluso las tres últimas no alcanzaron el uno por ciento de crecimiento. Un resultado importante, es que las tasas positivas de crecimiento en los períodos de

**CUADRO 3.3**  
**RENTAS DEL TRABAJO POR CUENTA AJENA**  
**(Tasa de variación anual media acumulativa) (Pts 1973)**

Provincias	1955-85	1955-69	1969-85
Guipúzcoa	5,92	9,39	2,98
Almería	4,24	8,42	0,71
Vizcaya	4,73	9,72	0,56
Lugo	-0,90	-2,19	0,24
Soria	0,72	2,51	-0,82
Alicante	1,93	5,33	-0,95
Castellón	1,89	5,39	-1,07
Valencia	1,82	5,64	-1,41
Oviedo	1,55	5,19	-1,52
Santander	1,13	4,59	-1,80
S.C.Tenerife	-0,45	1,34	-1,99
Murcia	1,73	6,17	-2,01
Gerona	2,42	7,82	-2,08
Tarragona	1,97	7,01	-2,24
Huesca	1,16	5,92	-2,84
Jaén	-0,04	3,77	-3,27
Málaga	0,18	4,29	-3,29
Avila	0,04	3,99	-3,30
ESPAÑA	0,02	4,21	-3,52
Palmas Las	-1,56	0,77	-3,56
Guadalajara	-1,53	0,96	-3,66
Teruel	-1,69	0,65	-3,70
Cuenca	-0,64	3,00	-3,72
Alava	-1,07	2,06	-3,72
Pontevedra	-1,80	0,53	-3,80
Lérida	0,52	5,85	-3,92
Madrid	-1,76	0,78	-3,93
Barcelona	1,59	8,30	-3,94
Córdoba	-0,88	2,79	-3,99
Burgos	-0,15	4,45	-4,00
Albacete	-0,39	3,94	-4,03
Sevilla	-0,13	4,54	-4,04
Coruña	-1,32	1,98	-4,13
Orense	-2,03	0,42	-4,13
Valladolid	-1,78	1,06	-4,21
Cáceres	-0,01	5,03	-4,22
Palencia	-2,96	-1,35	-4,35
Ciudad Real	-1,35	2,63	-4,70
Cádiz	-0,53	4,59	-4,81
Navarra	9,00	27,33	-4,85
Salamanca	-2,06	1,33	-4,93
Toledo	-1,45	2,70	-4,94
Segovia	-1,03	3,75	-5,03
Huelva	-1,59	2,69	-5,19
Logroño	-0,87	4,32	-5,20
León	-2,83	0,27	-5,46
Zaragoza	-1,22	4,62	-6,05
Granada	0,17	7,83	-6,08
Zamora	-2,78	1,19	-6,12
Badajoz	-1,50	4,06	-6,12
Baleares	-1,80	5,51	-7,78

Fuente: Elaboración propia a partir del cuadro A.3.1

dificultades se han conseguido en las dos Andalucías y las tasas negativas mayores en las provincias del norte peninsular.

La influencia que ha tenido la evolución del crecimiento provincial en las desigualdades depende de la situación de las provincias en el escalafón retributivo al inicio del período. Las cuatro provincias, Gipúzcoa, Almería, Vizcaya y Navarra, que tuvieron tasas superiores al cuatro por ciento entre los años 1955 y 1985 eran de las provincias de rentas por cuenta ajena que se encontraban por debajo de la media española de rentas por trabajador agrario por cuenta ajena mientras que al final del período de estudio, año 1985, están por encima de la media.

En el otro extremo, de las cinco provincias en que las tasas de variación negativas son superiores al dos por ciento, Zamora, Salamanca y Palencia, tenían unas rentas por trabajador agrario por cuenta ajena superiores a la media española; las otras dos, Orense y León se encontraban muy poco por debajo de esa media.

En resumen se ha producido una reasignación geográfica de las rentas del trabajo por cuenta ajena, aunque con ciertas diferencias en relación con que se produce para las rentas de los trabajadores agrarios en conjunto. Al observar la parte central del cuadro 3.8 comprobamos como entre 1955 y 1985 se produce un aumento en las participaciones de las regiones que forman el arco cántabro-mediterráneo, junto con el Valle del Guadalquivir. En concreto la participación de Norte, Nordeste, Ebro

y Levante pasa del 24 al 38 por ciento entre 1955 y 1985, al tiempo que se igualan las participaciones de las dos Andalucías y se reduce el peso de todas las demás regiones. Una vez más la evolución de las rentas sólo tiene significado en relación con la evolución del empleo sobre la que trataremos en el siguiente epígrafe.

### 3-2.- Evolución del empleo por cuenta ajena.

El número de trabajadores empleados por cuenta ajena en la agricultura española se ha reducido (ver cuadro 3.4) de un millón ochocientos mil efectivos en el año 1955 a poco más de seiscientos mil en el año 1985. La tasa de variación negativa es de tres y medio por ciento anual; apenas mayor que la tasa de variación del conjunto del empleo agrario, lo que se traduce en una ligera reducción del peso del empleo por cuenta ajena.

La Evolución de la mano de obra por cuenta ajena es bastante regular. En todos los años el crecimiento del empleo es negativo (ver figura 3.3). No obstante, utilizando los dos períodos estándar, en el segundo eje de abscisas de la figura 3.3 se aprecia que en el primer período, entre el año 1955 y el año 1969, las tasas interanuales de variación del empleo se sitúan por encima de los valores de dichas tasas en el segundo período, entre el año 1969 y el año 1985.

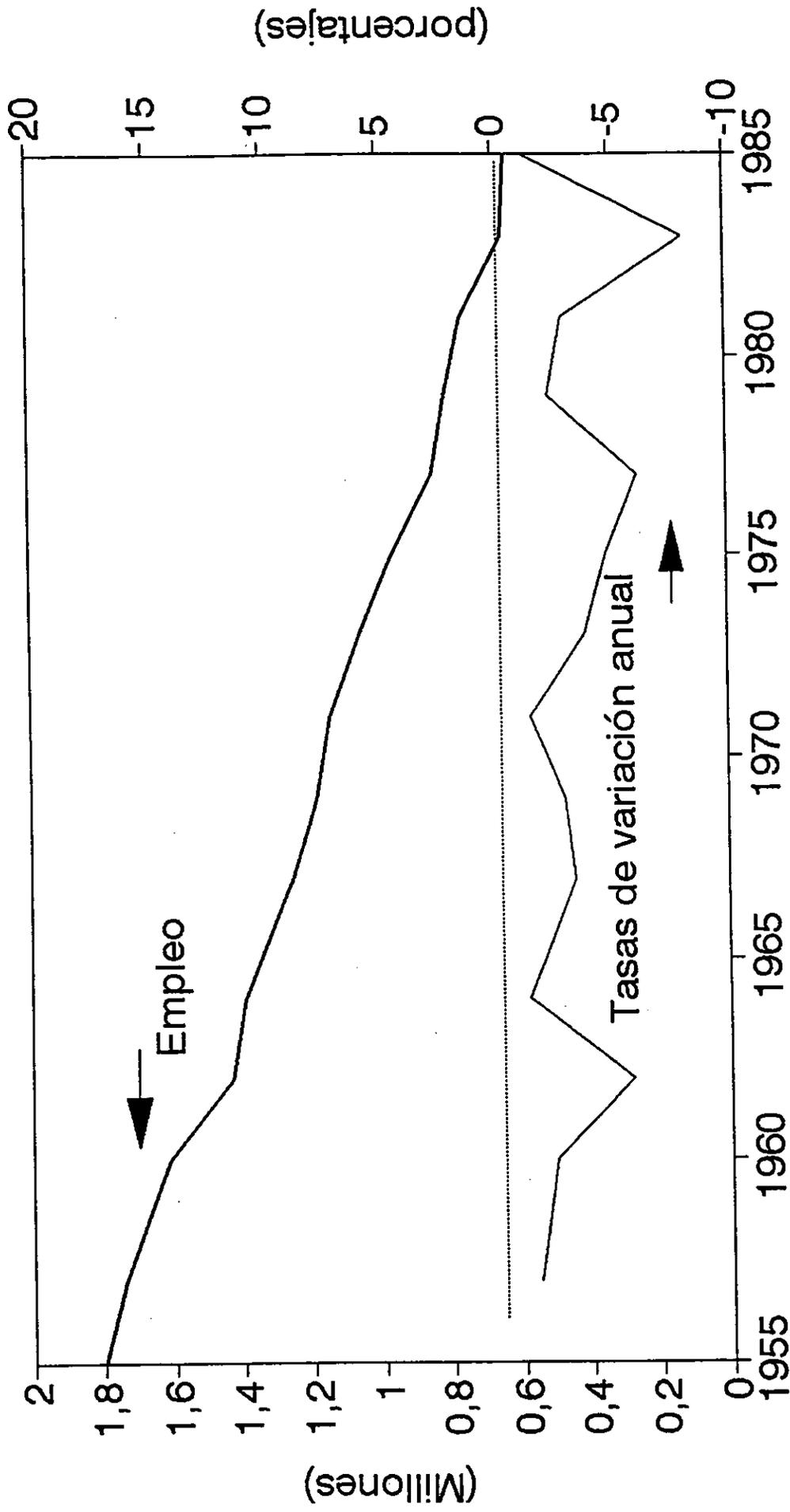
Aunque el efecto sobre la renta por trabajador es positivo en el conjunto del período, dado que a la disminución del empleo (-3,47%) se le acumula el ligerísimo crecimiento de las rentas (+0,02%), la dinámica en los dos períodos estándar elegidos es muy diferente. En el primero, de 1955 a 1969, la caída del empleo por cuenta ajena (-2,96%) es menor que el crecimiento de las rentas (+4,21%) mientras que en el segundo, 1969-85, la variación negativa del empleo (-3,91%) a

CUADRO 3.4  
EMPLEO POR CUENTA AJENA

Regiones	1955	1957	1960	1962	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985
AND.OCC	284.719	281.447	274.232	262.547	260.653	225.401	217.724	209.998	198.464	182.724	165.221	167.661	146.927	124.574	116.362
AND.OR.	342.567	340.564	312.030	292.998	289.538	255.055	247.906	241.737	227.853	200.765	190.734	189.101	175.241	126.455	117.951
DUERO	134.049	126.163	114.675	90.959	83.503	74.575	64.869	62.690	57.074	47.561	38.986	30.764	31.343	28.123	30.800
CENTRO	265.234	243.401	220.958	182.413	168.501	152.999	145.867	139.885	127.036	115.204	97.509	88.319	84.575	73.575	74.191
LEVANTE	264.015	263.821	239.411	227.657	226.016	218.710	210.557	205.308	187.737	176.670	156.596	155.661	149.484	139.732	138.981
EBRO	84.004	87.308	81.826	67.075	60.428	56.294	50.068	47.676	42.666	38.656	30.826	25.911	25.015	23.157	20.464
NORDEST	78.593	73.805	70.913	65.741	64.255	61.480	62.713	66.321	64.268	60.223	49.879	45.126	37.963	28.879	30.033
EXTREMA	171.335	170.363	160.999	132.048	130.946	114.647	109.695	99.755	90.483	83.020	65.857	64.261	65.441	52.830	50.043
NORTE	19.547	18.586	17.339	16.733	15.885	14.537	9.889	9.903	9.503	9.751	8.995	6.861	6.941	6.479	7.454
CANARIA	82.815	74.135	69.686	57.631	60.639	52.028	40.760	41.655	35.669	32.384	30.822	26.286	29.398	27.391	28.809
GALICIA	62.742	59.399	52.087	34.444	30.452	27.508	20.920	20.164	18.376	13.331	10.178	7.077	8.064	8.075	9.129
ESPAÑA	1.799.620	1.738.992	1.614.156	1.430.246	1.390.816	1.253.234	1.180.968	1.145.094	1.059.129	960.289	845.603	807.028	760.392	640.270	624.217

FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro A.3.2

**FIGURA 3.3**  
**EMPLEO POR CUENTA AJENA**



FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 2.4

penas compensa la reducción de las rentas del trabajo por cuenta ajena (-3,52%). En comparación con el conjunto de los trabajadores agrarios, los trabajadores por cuenta ajena empeoran sensiblemente, sobre todo en el período 1969-85.

Al estudiar la evolución de la mano de obra por cuenta ajena en las once regiones que componen la geografía agraria española (ver cuadro 3.4), se obtienen dos resultados importantes. Primero, existen grandes diferencias regionales en el número total de mano de obra por cuenta ajena empleada, tanto al principio como al final de nuestro período de estudio. Por ejemplo en el año 1985, las regiones en las que había menos trabajadores por cuenta ajena empleados eran Norte y Galicia con menos de diez mil, mientras que se superaban los ciento treinta y ocho mil en Levante. El segundo resultado relevante que me interesa resaltar es que el empleo de la mano de obra por cuenta ajena desciende en esos treinta años en todas las regiones (ver figura 3.4).

Las grandes diferencias entre las regiones en el número de trabajadores empleados por cuenta ajena pueden modificar alguno de los resultados que obtengamos en el análisis posterior. Por eso, es interesante indagar en la aparente igualdad de la evolución general en los ritmos de variación de la cantidad empleada de mano de obra regional. Interesa saber si esa disminución es la misma en todas las regiones.

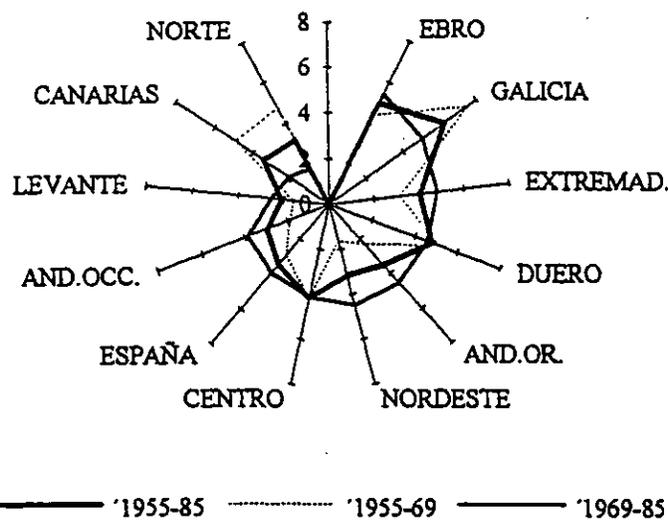
**EMPLEO POR CUENTA AJENA**  
(Tasa de variación anual media acumulativa)

Regiones	1955-85	1955-69	1969-85
EBRO	-4,96	-4,40	-5,44
GALICIA	-6,22	-7,55	-5,05
EXTREMADURA	-4,02	-3,13	-4,79
DUERO	-4,78	-5,05	-4,55
ANDALUCIA ORIEN.	-3,49	-2,28	-4,54
NORDESTE	-3,16	-1,60	-4,50
CENTRO	-4,16	-4,18	-4,14
ESPAÑA	-3,47	-2,96	-3,91
ANDALUCIA OCCID.	-2,94	-1,90	-3,84
LEVANTE	-2,12	-1,60	-2,56
CANARIAS	-3,46	-4,94	-2,15
NORTE	-3,16	-4,75	-1,75

FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 3.5

FIGURA 3.4

TASA DE VARIACION DEL EMPLEO POR CUENTA AJENA



Fuente. Elaboración propia a partir del cuadro 3.5

Al estudiar la distribución de las tasas de crecimiento (ver cuadro 3.5), se tiene que dichas tasas están bastante concentradas respecto a la media española (-3,47%): sólo una región se separa en más de dos puntos y medio de esa media, Galicia, con una disminución anual media acumulativa de más del seis por ciento; no obstante la distancia relativa no es escasa entre la región en la que la pérdida de empleo de mano de obra es mayor y la región en la que menos disminuye el empleo de este tipo de mano de obra, Levante, con una disminución del poco más del dos por ciento.

Aunque en todas las regiones desciende el empleo agrario por cuenta ajena, su variación (ver cuadro 3.5) no es muy homogénea a lo largo de los treinta años del estudio (ver figura 3.4). En tres (las dos Andalucías y Nordeste) de las seis regiones, en las que la caída del empleo se acelera en el período 1969-85 respecto al período 1955-69, la aceleración es, por lo menos, de dos puntos, mientras que en las tres regiones en que la disminución del empleo por cuenta ajena se desacelera del primer período al segundo (Galicia, Norte y Canarias), lo hace en más de dos puntos; Y sólo en dos regiones (Duero y Centro) el diferencial se mantiene estable.

Si se prosigue un poco más adelante en el análisis del cuadro 3.4 y estudiamos la evolución de los datos de la cantidad empleada de mano de obra agraria por cuenta ajena, se comprueba que los ritmos tampoco han sido homogéneos

ni dentro de las regiones ni entre regiones. Voy a comentar sólo aquellos ejemplos que pueden ser utilizados como referencias.

Existen regiones como Galicia, una de las que menos mano de obra agraria por cuenta ajena tiene, que cuenta en el total del período con cuatro momentos críticos. En uno de ellos, del año 1960 al año 1962, se produce un fortísima caída del número de trabajadores empleados por cuenta ajena. En otros dos se acelera el descenso, del año 1967 al 1969 y del año 1975 al año 1979. Y en el cuarto, a partir del año 1979 se invierte la tendencia del proceso de disminución del empleo de este tipo mano de obra. En la región Ebro el ritmo de descenso es continuo hasta el inicio de los años ochenta. En esta nueva década, la disminución del empleo de la mano de obra por cuenta ajena prácticamente desaparece. En la región Norte, que es la que menos trabajadores por cuenta ajena tiene empleados, menos de veinticinco mil, el ritmo de descenso se mantiene muy estable a lo largo de todo el período. El número de trabajadores por cuenta ajena disminuye lentamente en la región Nordeste desde el año 1955 al 1967. Se acelera un poco el ritmo de descenso hasta los años 1971-1973, para ir disminuyendo lentamente hasta el final del período. En Andalucía Oriental el ritmo de descenso es acelerado a partir del año 1967 hasta el final del período de estudio, año 1985.

Los últimos dos ejemplos son excepcionales. La heterogeneidad en la evolución se dispara en Andalucía Occidental. Los subperíodos más o menos

definidos de las otras regiones de la España agraria, no se reproducen en la región de Andalucía Occidental. En ésta, la evolución del número de trabajadores por cuenta ajena es completamente irregular. El descenso de mano de obra por cuenta ajena del total del período, se acelera en los años: 1957-1960, 1964-1967, 1973-1975 y 1981-1983. En la región Duero, el empleo por cuenta ajena disminuye rápida y regularmente hasta el año 1979, si exceptuamos el período 1960-1962. Y a partir del año 1979 no sólo no sigue disminuyendo, sino que entre los años 1983 y 1985 el empleo de mano de obra por cuenta ajena se incrementa en la región.

Como se puede haber comprobado en el texto, al pasar del espacio estatal al regional se distinguen ritmos bastante diferentes. A continuación estudiaré si sucede lo mismo en el entorno provincial. Es decir, la pregunta ahora es, si la distribución provincial es o no homogénea.

Las dos provincias que más empleo de mano de obra por cuenta ajena pierden entre los años 1955 y 1985 (ver cuadro 3.6) son La Coruña y León, con una tasa anual media acumulativa de descenso de más del siete por ciento; además, siguen una evolución muy homogénea a lo largo del tiempo: entre los años 1955 y 1969 son las provincias que más mano de obra agraria por cuenta ajena pierden [ La Coruña -9,58% y León -8,17%] y en el segundo subperíodo están también dentro del grupo que más mano de obra agraria por cuenta ajena pierde.

**CUADRO 3.6**  
**EMPLEO POR CUENTA AJENA**  
(Tasa de variación anual media acumulativa)

Provincias	1955-85	1955-89	1989-85
Vizcaya	-0.92	-3.79	1.88
Gulpúzcoa	-1.38	-3.97	0.95
Almería	-1.05	-1.39	-0.78
S.C.Tenerife	-3.30	-5.21	-1.80
Oviedo	-2.84	-3.79	-1.82
Soria	-2.43	-3.23	-1.72
Castellón	-1.78	-1.74	-1.81
Valencia	-1.93	-1.53	-2.28
Santander	-4.12	-5.77	-2.85
Palmas Las	-3.83	-4.87	-2.70
Murcia	-2.28	-1.74	-2.71
Tarragona	-2.29	-1.81	-2.72
Albacete	-3.36	-3.81	-2.95
Gerona	-3.25	-3.58	-2.99
Alicante	-2.45	-1.53	-3.28
Lugo	-5.02	-8.98	-3.27
Jaén	-2.39	-1.32	-3.32
Ávila	-3.88	-4.28	-3.50
Huesca	-3.82	-3.89	-3.58
Cuenca	-4.27	-4.73	-3.87
Sevilla	-3.13	-2.25	-3.90
Cáceres	-3.74	-3.58	-3.90
ESPAÑA	-3.47	-2.98	-3.91
Burgos	-3.28	-2.41	-4.04
Valladolid	-4.81	-5.38	-4.32
Lérida	-2.83	-0.61	-4.37
Toledo	-4.34	-4.20	-4.48
Ciudad Real	-4.31	-4.05	-4.54
Pontevedra	-5.83	-8.83	-4.58
Málaga	-3.50	-2.25	-4.58
Madrid	-4.39	-4.07	-4.88
Córdoba	-3.82	-2.77	-4.72
Guadalajara	-5.03	-5.30	-4.79
Barcelona	-2.70	0.04	-5.04
Salamanca	-5.32	-5.81	-5.08
Logroño	-4.90	-4.83	-5.13
Palencia	-5.18	-5.21	-5.16
Granada	-3.89	-2.39	-5.19
Cádiz	-3.37	-1.21	-5.22
Teruel	-6.08	-8.98	-5.25
Huelva	-4.09	-2.80	-5.37
Álava	-5.33	-5.24	-5.41
Navarra	-5.08	-4.86	-5.42
Badajoz	-4.23	-2.84	-5.43
Coruña	-7.73	-9.58	-6.07
León	-7.08	-8.17	-6.12
Zamora	-5.88	-5.80	-6.13
Zaragoza	-5.14	-3.97	-6.15
Segovia	-5.02	-3.80	-6.23
Orense	-8.08	-5.20	-6.85
Baleares	-5.45	-2.57	-7.90

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro A.3.3

Con al menos el cinco por ciento anual de pérdida de mano de obra por cuenta ajena se sitúan el resto de provincias gallegas; lo mismo sucede con las del Ebro menos Huesca; Las Baleares; las provincias de Palencia, Salamanca, Segovia y Zamora del Duero y Guadalajara de la región Centro. En este grupo, la evolución no es tan homogénea como en La Coruña y León: por ejemplo, Zamora se mantiene en los dos subperíodos en el grupo de mayor tasa de variación negativa, Zaragoza pasa de un lugar intermedio (-3,97%) en el ritmo de descenso en el primer subperíodo al grupo que encabeza las disminuciones de mano de obra entre los años 1969 y 1985 (-6,15) mientras que Zamora sigue la evolución opuesta a Zaragoza.

De las provincias que tienen una tasa anual media acumulativa de descenso del empleo de la mano de obra por cuenta ajena menor, una es andaluza: Almería (-1,05%) ; dos del Norte: Guipúzcoa (-1,38%) y Vizcaya (-0,92%); una del Duero: Soria (-2,43%). Entre este grupo de provincias están también todas las de Levante, ninguna alcanza el dos y medio por ciento de tasa negativa. El resto de provincias de la España agraria tienen una tasa anual media acumulativa similar a la media española.

Por tanto, como sucede en el espacio regional, tampoco se puede afirmar que la dinámica temporal de la distribución provincial de la mano de obra agraria en España sea muy homogénea.

Resumiendo, en España el ritmo de descenso del número de trabajadores agrarios por cuenta ajena es más rápido hasta el año 1977 que a partir de ese año en el que dicha disminución se desacelera de manera considerable. Esta disminución de la tasa de descenso del empleo de mano de obra agraria por cuenta ajena en España, al igual que para el conjunto de la mano de obra agraria, coincide con los años de crisis económica. Por lo que parece, esta crisis juega algún señalado papel en la evolución del empleo de mano de obra agraria por cuenta ajena, y por tanto, pueden existir factores explicativos de la disparidad de la renta por trabajador asociados a las variaciones cíclicas.

Al cruzar los datos del crecimiento de las rentas del trabajo agrario de la mano de obra por cuenta ajena, con los datos de la evolución del empleo agrario por cuenta ajena, se obtiene un resultado más igualador que en el estudio del ámbito regional, aunque también ambiguo en su sentido final. En casi todas las provincias donde las rentas crecen bastante más que la media española, el empleo agrario por cuenta ajena desciende menos que la media española. Mientras que en varias de las provincias en las que las rentas tienen un mayor crecimiento negativo, el empleo de este colectivo disminuye muy por encima de la media española. Los resultados obtenidos sugieren que en casi todas las provincias y regiones lo que hay se reparte entre menos; por tanto, cada trabajador tiene la oportunidad de ganar más. Sin embargo, hay provincias donde al final del período de estudio se gana mucho más (en términos comparativos) que al principio.

### 3.3.- Evolución de la renta por trabajador agrario por cuenta ajena.

La renta por trabajador agrario por cuenta ajena crece a una tasa anual media acumulativa superior al tres y medio por ciento (3,61%); pasan de recibir treinta mil pesetas en el año 1955 a más de ochenta y seis mil en el año 1985 (ver cuadro 3.7).

La evolución de las rentas por trabajador por cuenta ajena (ver figura 3.5) hace posible que se puedan distinguir, al menos, dos grandes subperíodos, que en este caso concreto no coinciden con los dos períodos estándar utilizados en este trabajo. En el primero, que cubre los veinte primeros años del estudio, lo que cada trabajador agrario gana, una vez descontado el crecimiento de los precios, crece hasta más de cien mil pesetas. Y en el segundo, que ocupa los diez últimos años, desciende, perdiendo unas doce mil pesetas en el año 1985 respecto al año 1975. En el año 1975 se empiezan a notar en España los efectos de la crisis económica mundial. Parece que de alguna manera dichos efectos inducen el acusado descenso que sufre la retribución del trabajo agrario por cuenta ajena, que será todavía mayor en los inicios de la nueva década, la del ochenta<sup>2</sup>.

---

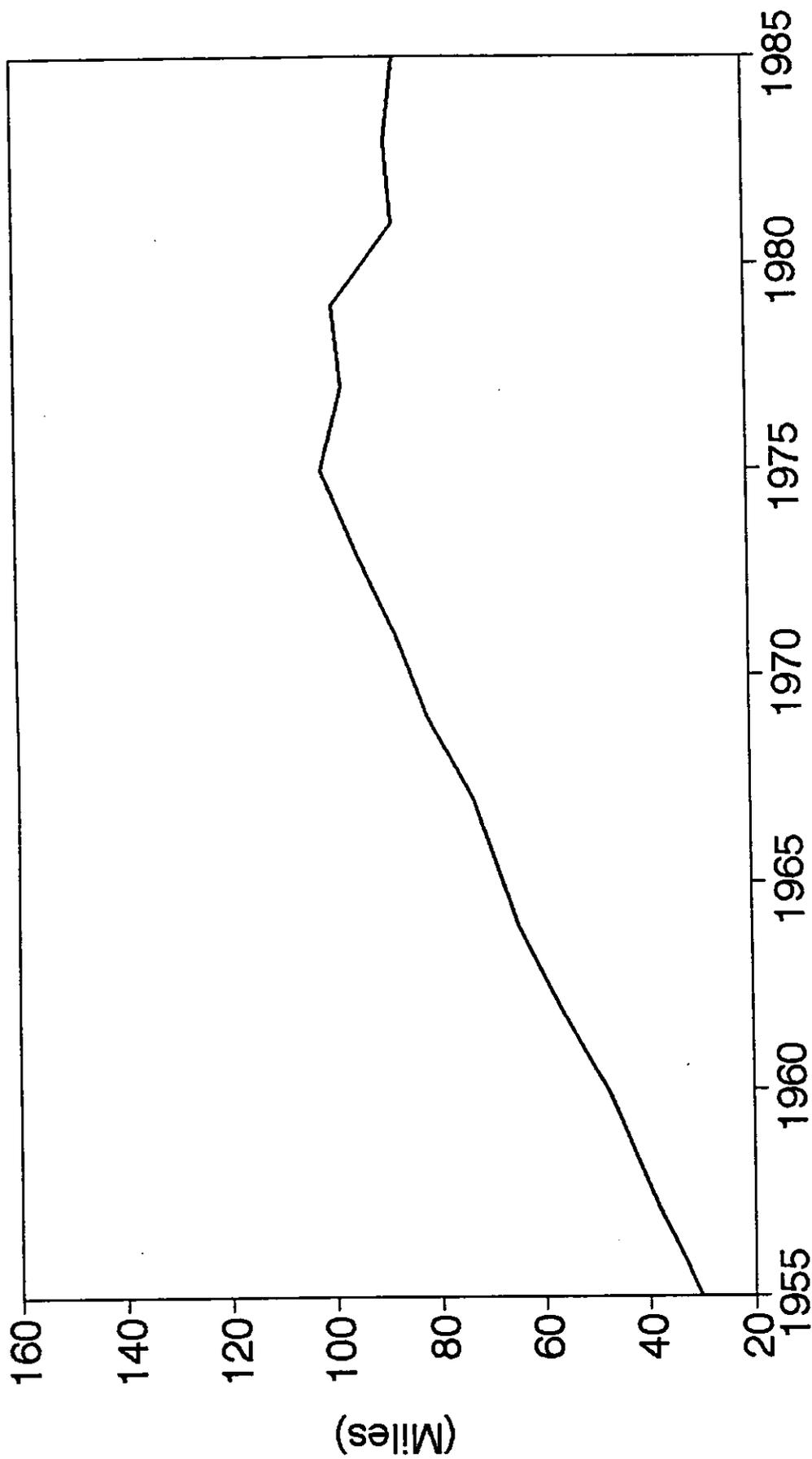
2 Un poco antes se ha comprobado que el número de trabajadores por cuenta ajena disminuye en España durante todo el período, y además, lo hace año a año. Ambos resultados producen una cierta inquietud. No parece muy razonable, desde el punto de vista de la estricta teoría microeconómica este comportamiento. Cuando los salarios crecen, la oferta de trabajo disminuye; mientras que cuando éstos disminuyen, hay menor emigración hacia otros puestos de trabajo.

CUADRO 3.7  
 RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA AJENA (pts. de 1973)

Regiones	1955	1957	1960	1962	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985
AND.OCC	27.928	34.891	41.792	45.504	54.365	66.042	75.663	86.561	92.989	90.986	78.643	77.724	81.918	89.686	79.557
AND.OR.	32.454	36.370	45.636	50.954	59.296	70.254	75.004	78.318	79.112	84.161	82.029	95.674	83.008	92.985	78.550
DUERO	34.125	39.585	48.946	72.080	77.456	76.284	90.003	89.872	91.145	108.811	122.622	130.152	75.977	88.361	94.643
CENTRO	30.880	38.018	48.472	62.784	70.620	73.910	80.922	86.389	92.061	107.320	96.268	106.565	85.732	85.845	77.593
LEVANTE	30.275	41.840	58.765	62.708	68.412	75.547	82.175	92.397	111.230	110.904	115.696	109.249	96.028	91.439	99.156
EBRO	21.165	38.213	48.100	61.971	75.096	86.898	99.478	101.172	107.814	121.373	136.422	136.715	104.419	102.264	106.212
NORDEST	35.268	45.324	67.226	80.992	102.221	99.761	111.091	115.581	126.097	141.651	134.402	122.208	107.864	105.292	122.021
EXTREMA	26.416	36.448	43.065	53.379	61.296	70.968	75.624	79.034	84.480	92.837	76.075	79.524	62.850	63.750	69.349
NORTE	27.792	49.677	60.687	71.767	77.260	75.210	110.201	107.565	105.861	122.716	175.622	140.074	102.755	100.337	120.855
CANARIA	34.011	38.318	36.574	46.195	46.818	56.010	79.701	85.125	95.657	106.218	90.000	96.555	79.227	77.377	71.666
GALICIA	23.053	27.115	31.739	52.233	60.702	60.373	72.428	76.966	89.301	106.227	139.396	103.598	78.421	76.576	100.833
ESPAÑA	29.962	37.814	47.693	56.881	64.865	72.735	81.382	87.621	95.047	101.674	97.701	99.061	87.287	88.653	86.780

FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 3.1 y 3.4

**FIGURA 3.5**  
**RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA AJENA**



FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 2.7

Estudiaré ahora si la distribución regional de las rentas del trabajo agrario sigue un comportamiento homogéneo, como en el caso de la evolución regional descendente del número de trabajadores empleados por cuenta ajena.

En el año 1985, final del período de estudio, todo el sur-suroeste de la península tiene pesos relativos menores que cien y todo el norte-nordeste mayores que cien (ver cuadro 3.8). La situación es tanto más preocupante cuanto que la distancia entre los valores de los pesos relativos más divergentes casi dobla el valor de la región con menor peso relativo (Extremadura).

En la mayoría de las regiones, el incremento más significativo se produjo en el período 1955-69: la región Nordeste y la Norte pasaron de 117 a 136 y de 92 a 135 respecto a la media de España, que sería 100. En cambio, en las regiones que pierden peso relativo en el conjunto, la disminución esta repartida entre los dos períodos. Las regiones que más peso relativo han perdido en los treinta años han sido Extremadura, Centro, Canarias y Andalucía Oriental, con diez o más puntos: por ejemplo, Centro pasa de tener un peso relativo de ciento tres a ochenta y nueve o Andalucía Oriental que pasa de un peso relativo de 108 en 1955 a sólo uno de noventa en 1985.

Al cruzar en cada región los datos de los pesos relativos de las rentas por trabajador y sus tasas crecimiento medio, se obtiene que las regiones en que más

**CUADRO 3.8**  
**TRABAJO POR CUENTA AJENA. PESOS RELATIVOS. (España=100)**

Regiones	Empleo			Rentas			Rentas por trabajador		
	1955	1969	1985	1955	1969	1985	1955	1969	1985
ANDAL.OC	15,8	18,4	18,6	14,7	17,1	17,1	93,2	93,0	91,7
ANDAL.OR	19,0	21,0	18,9	20,6	19,3	17,1	108,3	92,2	90,5
DUERO	7,4	5,5	4,9	8,5	6,1	5,4	113,9	110,6	109,1
CENTRO	14,7	12,4	11,9	15,2	12,3	10,6	103,1	99,4	89,4
LEVANTE	14,7	17,8	22,3	14,8	18,0	25,4	101,0	101,0	114,3
EBRO	5,2	4,2	3,3	3,7	5,2	4,0	70,6	122,2	122,4
NORDEST	4,4	5,3	4,8	5,1	7,2	6,8	117,7	136,5	140,6
EXTREMA	9,5	9,3	8,0	8,4	8,6	6,4	88,2	92,9	79,9
NORTE	1,1	0,8	1,2	1,0	1,1	1,7	92,8	135,4	139,3
CANARIAS	4,6	3,5	4,6	5,2	3,4	3,8	113,5	97,9	82,6
GALICIA	3,5	1,8	1,5	2,7	1,6	1,7	76,9	89,0	116,2
ESPAÑA	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

FUENTE. Elaboración propia a partir de los cuadros 3.1 y 3.4

crecen las rentas (ver cuadro 3.9) son las regiones que mayores retribuciones por trabajador gozan como media de los treinta años: por ejemplo la renta por trabajador de las regiones Ebro (+5,52%) y Norte (+5,02%) superan en el año 1985 en más de veinte y treinta mil pesetas la media española. No obstante, las consecuencias de este resultado se suavizan, como vamos a ver a continuación, por las características de su mercado regional de trabajo. En el caso de las regiones en que las retribuciones por trabajador crecen más que la media, el número de trabajadores empleados por cuenta ajena es poco importante<sup>3</sup>. Por tanto, su incidencia en la evolución espacial de la distribución de la renta es menos importante de lo que podría haber sido. Esta ponderación nos permite sostener que la distribución del crecimiento de las retribuciones por trabajador a lo largo de los treinta años de estudio no ha sido muy desigual; es decir, en cierta medida, las diferencias de partida entre las regiones permanecen inalteradas.

Aunque, dado que todas las regiones, excepto tres [Galicia +5,04%, Norte +5,02% y Ebro +5,52%] que se desvían en más de un punto y medio, se encuentran en el entorno de la media española (+3,61%), el mapa regional no es muy heterogéneo, la evolución regional del crecimiento de la renta por trabajador por cuenta ajena lo largo de los años no ha sido homogénea (ver figura 3.6). En el período 1955-69 todas las tasas de variación son positivas y bastante elevadas, mientras que en el período 1969-85 no sólo el valor de las tasas descendió de forma

---

3 El número de trabajadores por cuenta ajena, tanto de las provincias como de las regiones se ha especificado anteriormente.

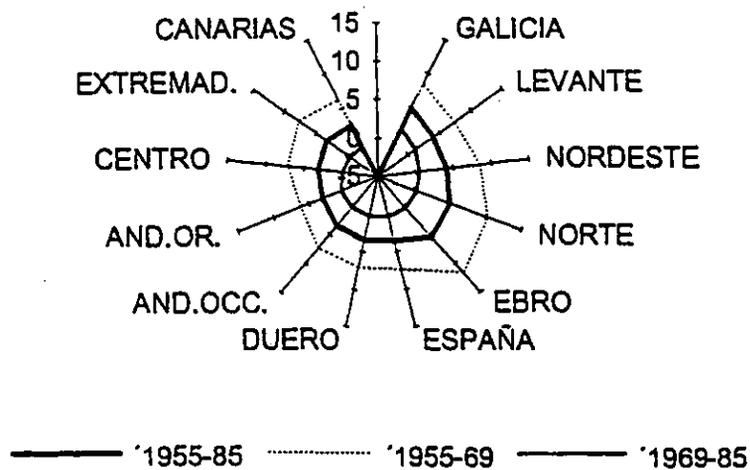
**RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA AJENA**  
(Tasa de variación anual media acumulativa) (Pts 1973)

Regiones	1955-85	1955-69	1969-85
GALICIA	5,04	8,52	2,09
LEVANTE	4,03	7,39	1,18
NORDESTE	4,22	8,54	0,59
NORTE	5,02	10,34	0,58
EBRO	5,52	11,69	0,41
ESPAÑA	3,61	7,40	0,40
DUERO	3,46	7,17	0,31
ANDALUCIA OCCID.	3,55	7,38	0,31
ANDALUCIA ORIEN.	2,99	6,17	0,29
CENTRO	3,12	7,12	-0,26
EXTREMADURA	3,27	7,80	-0,54
CANARIAS	2,52	6,27	-0,66

FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 3.9

FIGURA 3.6

**TASA DE VARIACION DE LA RENTA POR TRABAJADOR  
POR CUENTA AJENA**



Fuente. Elaboración propia a partir del cuadro 3.9

drástica, sólo dos regiones [Galicia 2,09% y Levante 1,18%] crecen a una tasa superior al uno por ciento, sino que entres regiones se tuvieron que soportar tasas negativas de crecimiento, aunque no excesivamente elevadas: Canarias -0,66%, Extremadura -0,54% y Centro -0,26% (ver cuadro 3.9).

Del estudio de los datos sobre la renta por trabajador por cuenta ajena se puede concluir que la distribución regional de la renta trabajador en este colectivo tampoco es muy homogénea, aunque parece que es mayor la homogeneidad en este colectivo que en el conjunto de la mano de obra agraria.

¿Sucede entre las provincias lo que ha ocurrido entre las regiones?. En el año 1985 existe una distribución provincial de pesos relativos de la renta por trabajador bastante rígida. Las provincias del norte de la península ocupan los primeros lugares y las provincias del sur los últimos (ver cuadro A.3.3). Pero no siempre fue así. En 1955 una buena parte de las provincias del norte ocupaban los últimos puestos.

Respecto a la influencia en la desigualdad, lo que se puede apreciar es que la mayor reordenación provincial se produce entre los año 1955 y 1969. Las provincias que ocuparon los puestos de mayor peso específico en el año 1955 pasan a ocupar lugares intermedios (Palencia pasa del puesto primero al decimoctavo y Madrid del tercero al trigésimo). Parte de las provincias que ocuparon lugares

intermedios pasan a ser los últimos (Badajoz pasa del trigésimosegundo al quincuagésimo y Tenerife del vigésimosexto al cuadragésimonoveno). Por último, provincias que habían ocupado los puestos de más bajos pesos relativos, pasan en el año 1985 a los primeros lugares (Guipúzcoa pasa del quincuagésimo al primero, Vizcaya del cuadragésimosegundo al cuarto o Gerona del cuadragésimoquinto al quinto). Evidentemente, este resultado es lo bastante confuso para preferir esperar a calcular los índices de desigualdad antes de arriesgarnos a concluir algo genérico.

Para terminar, las diferencias interprovinciales en el crecimiento de la renta por trabajador por cuenta ajena es más amplia que entre las regiones (ver cuadro 3.10), incluso aunque excluya a Navarra de la comparación. En efecto, en Guipúzcoa esta variable crece por encima del siete por ciento, mientras que en Palencia y Las Palmas no alcanza el dos y medio por ciento.

De las once provincias en las que más crece esta variable entre los años 1955 y 1985, siete son del norte de la península: Navarra (+14,82%), Guipúzcoa (+7,40%), La Coruña (+6,94%), Gerona (+5,87%), Vizcaya (+5,71%), Cantabria (+5,48%) y Huesca (+4,96%); como se puede ver, de las provincias que hacen frontera norte de la Península sólo faltan Lérida y Asturias. La mayor parte de estas provincias tienen en 1985 un peso relativo de su renta por trabajador bastante mayor

**CUADRO 3.10**  
**RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA AJENA**  
**(Tasa de variación anual media acumulativa) (Pts 1973)**

Provincias	1955-85	1955-89	1989-85
Lugo	4.34	5.15	3.84
Orense	4.31	5.92	2.92
Alicante	4.50	6.97	2.38
Coruña	6.94	12.79	2.07
Gulpúzcoa	7.40	13.91	2.01
Álava	4.51	7.71	1.78
Teruel	4.85	8.19	1.84
Almería	6.34	9.95	1.48
Málaga	3.81	6.69	1.38
Segovia	4.20	7.63	1.29
Guadalajara	3.68	6.61	1.19
Barcelona	4.41	8.26	1.16
Gerona	5.87	11.80	0.93
Soria	3.22	5.93	0.91
Valencia	3.82	7.28	0.89
Santander	5.48	11.00	0.88
Palencia	2.35	4.07	0.86
Pontevedra	4.05	7.90	0.80
Madrid	2.75	5.06	0.77
Córdoba	3.05	5.72	0.77
Castellón	3.74	7.26	0.76
Huesca	4.96	9.99	0.75
Murcia	4.08	8.06	0.72
León	4.58	9.19	0.70
Navarra	14.82	33.54	0.60
Tarragona	4.37	8.98	0.49
Lérida	3.24	6.49	0.47
Cádiz	2.94	5.88	0.43
ESPAÑA	3.81	7.40	0.40
Ávila	4.08	8.64	0.21
Huelva	2.60	5.43	0.19
Cuenca	3.79	8.11	0.16
Baleares	3.88	8.29	0.14
Salamanca	3.44	7.36	0.14
Valladolid	3.18	6.81	0.11
Zaragoza	4.13	8.94	0.11
Oviedo	4.31	9.33	0.10
Jaén	2.40	5.16	0.05
Burgos	3.24	7.03	0.04
Zamora	3.30	7.19	0.01
Logroño	4.23	9.39	-0.08
Sevilla	3.11	6.96	-0.14
Ciudad Real	3.10	6.96	-0.16
Cáceres	3.88	8.90	-0.33
S.C.Tenerife	2.94	6.91	-0.40
Toledo	3.02	7.20	-0.50
Badajoz	2.86	7.10	-0.73
Palmas Las	2.14	5.71	-0.89
Granada	4.23	10.47	-0.94
Vizcaya	5.71	14.05	-1.09
Albacete	3.06	6.05	-1.11

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro A.3.5

que la media. Además, son conocidas por su tradicional estructura minifundista de la propiedad<sup>4</sup>.

Las cuatro provincias en las que la retribución crece, al menos, un punto por debajo de la media española no tienen una conexión productiva evidente. En efecto, Jaén (2,40%), Huelva (2,60%), Las Palmas (2,14%) y Palencia (2,35%) tienen estructuras productivas claramente diferentes<sup>5</sup>.

Igual que sucediera en el espacio regional, los años entre 1969 y 1985 han sido críticos para el incremento de la renta por trabajador por cuenta ajena. Las tasas de crecimiento, que fueron positivas en todas las provincias en 1955-69, se redujeron drásticamente, e incluso en once provincias se convirtieron en negativas.

Si a la evolución anterior, se le añade que también el abanico de las retribuciones provinciales medias es muy amplio, es fácil pensar que la distribución empeora; es decir, hay mayor desigualdad interprovincial que interregional.

---

4 Se pueden consultar los tres Censos Agrarios del MAPA y los dos artículos siguientes:

M.García Ferrando y J.Briz Escribano: "Cambios en la estructura agraria española durante el período censal 1962-1982", en *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 138, 1986.

L.Ruiz Maya: "Evolución de la concentración de la tierra (1962-1982)", en *Agricultura y Sociedad*, nº44, 1987.

5 Ver Nota anterior.

### **3.4.- Evolución de las disparidades regionales y provinciales.**

En el análisis descriptivo realizado de los cambios en la distribución espacial de los elementos que componen la renta por trabajador por cuenta ajena, he obtenido un resultado similar al obtenido en el análisis para el conjunto de la mano de obra: los datos señalan que la situación retributiva por trabajador por cuenta ajena empeora en términos de equidistribución espacial. Analizaré aquí, calculando los índices positivos de desigualdad de la renta<sup>6</sup>, la evolución de la disparidad de la distribución de la renta por trabajador por cuenta ajena.

Si se analizan los valores calculados del coeficiente de variación interregional e interprovincial (cuadros 3.11 y 3.12), el índice de desigualdad regional explica casi toda la disparidad total, e incluso hay una tendencia convergente en el total del período (ver figura 3.7). Podemos concluir por tanto, que la divergencia entre la disparidad regional y la provincial no es un elemento que representa una importancia grande.

La desigualdad regional crece desde el año 1955 al año 1985, el coeficiente de variación pasa del 0,117 al 0,160. En la figura 3.7, que recoge la representación gráfica de los valores del coeficiente de variación de la renta por trabajador por cuenta ajena, el perfil resultante apunta la existencia de dos grandes

---

<sup>6</sup> Los tres índices son consistentes. No he puesto en el texto las representaciones gráficas de los índices tipificados, pero se obtienen unos resultados muy parecidos a los que se tienen en el capítulo segundo.

**CUADRO 3.11**  
**RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA AJENA**  
**(Disparidades regionales)**

AÑOS	GINI	CV	THEIL
1955	0,064	0,117	0,007
1957	0,048	0,093	0,004
1960	0,086	0,162	0,013
1962	0,092	0,169	0,014
1964	0,090	0,175	0,014
1967	0,057	0,116	0,007
1969	0,053	0,117	0,006
1971	0,054	0,107	0,005
1973	0,077	0,141	0,010
1975	0,081	0,151	0,011
1977	0,118	0,223	0,024
1979	0,093	0,169	0,014
1981	0,048	0,095	0,004
1983	0,050	0,104	0,006
1985	0,084	0,160	0,012

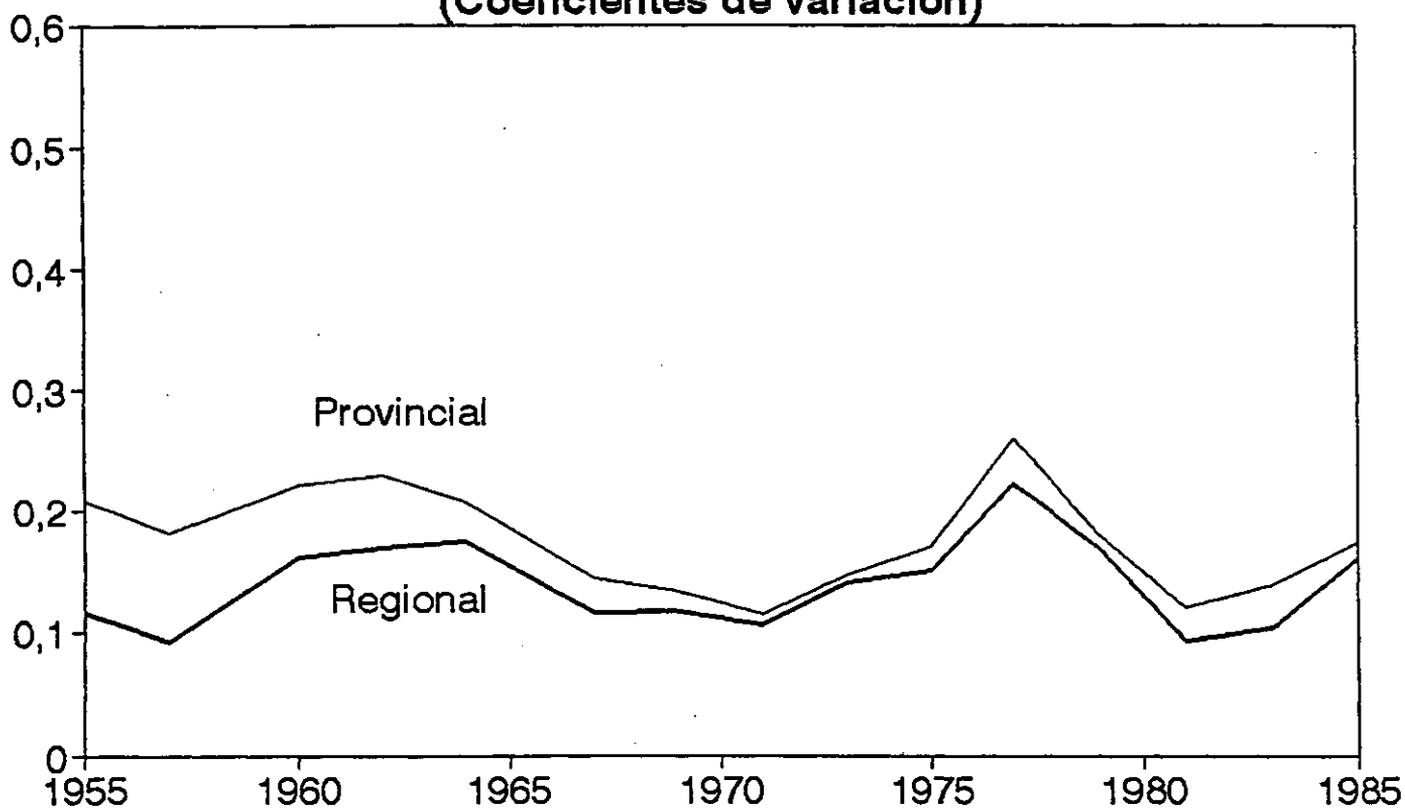
**FUENTE.** Elaboración propia a partir del cuadros 4.1 y 4.4

**CUADRO 3.12**  
**RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA AJENA**  
**(Disparidades provinciales)**

AÑOS	GINI	CV	THEIL
1955	0,106	0,209	0,027
1957	0,092	0,181	0,016
1960	0,124	0,221	0,024
1962	0,126	0,230	0,025
1964	0,108	0,207	0,020
1967	0,074	0,144	0,010
1969	0,069	0,134	0,008
1971	0,060	0,115	0,006
1973	0,081	0,148	0,011
1975	0,095	0,170	0,014
1977	0,138	0,260	0,032
1979	0,101	0,181	0,016
1981	0,063	0,121	0,007
1983	0,073	0,139	0,010
1985	0,094	0,174	0,015

**FUENTE.** Elaboración propia a partir del cuadros A.3.1 y A.3.2

**FIGURA 3.7**  
**RENDA POR TRABAJADOR POR CUENTA AJENA**  
**(Coeficientes de variación)**



FUENTE. Elaboración propia a partir de los cuadros 3.11 y 3.12

períodos en la evolución de dicho coeficiente de variación. El primero, entre el año inicial y el año 1967; y el segundo, desde ese último año hasta el año 1985.

La fractura de la tendencia entre ambos períodos es bastante clara. En el primer período, los valores del coeficiente de variación se mantienen estables, pasan del 0,117 en el año 1955 al 0,116 de el año 1967. En el segundo período, en cambio, tienden a crecer: en el año 1985 se alcanza un valor de 0,160. No obstante, la evolución en el segundo período no es uniforme. En los diez primeros años el valor del coeficiente de variación crece, pasando del 0,116 en el año 1967 al 0,223 en el año 1977.

A pesar de todo, este crecimiento es relativamente pequeño, incluso podría afirmar que la desigualdad regional en la renta por trabajador por cuenta ajena se mantiene estable en los treinta años del estudio. Al comparar los valores de la desigualdad de la renta por trabajador y de la renta por trabajador por cuenta ajena, se obtiene que la aportación de este colectivo a la desigualdad del conjunto de la mano de obra es pequeña.

Para terminar, estudiaré la evolución de la desigualdad intrarregional. Los valores del coeficiente de variación de la renta por trabajador por cuenta ajena son diferentes de una regiones a otras. Tomando, por ejemplo, como referencia el último año de la serie, el abanico se extiende desde los valores de 0,113 Andalucía

Oriental y Centro, hasta Galicia y Extremadura, con unos valores no alcanzan ni el 0,040, o Canarias con el 0,003 (ver cuadro 3.13). Además, se superpone la gran inestabilidad de los valores entre unos años y otros.

La distribución dentro de cada una de las regiones tiene, en términos globales, dos períodos bastante definidos. Entre el año 1955 y el año 1969 los coeficientes de variación de la renta por trabajador de las regiones disminuyen o, en el peor de los casos, tienden a mantenerse en valores similares. En cambio entre 1969 y el año 1985, la tendencia es la contraria, es decir, los valores de los coeficientes de variación tienden a crecer y, en el mejor de los casos, a permanecer estables de un año a otro.

En la desigualdad retributiva total por trabajador por cuenta ajena, las interregionales son bastante erráticas. En cambio, las intrarregionales han actuado como factor amortiguador de las totales.

**CUADRO 3.13**  
**RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA AJENA**  
 Disparidades Intrarregionales (Coeficientes de variación)

Regiones	1955	1957	1960	1961	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985
ANDALUCIA OR.	0,251	0,228	0,115	0,083	0,125	0,090	0,094	0,032	0,040	0,133	0,103	0,080	0,134	0,095	0,113
ANDALUCIA OC.	0,058	0,055	0,122	0,162	0,095	0,029	0,030	0,021	0,042	0,094	0,135	0,055	0,026	0,102	0,058
DUERO	0,198	0,201	0,178	0,147	0,108	0,113	0,027	0,047	0,021	0,014	0,243	0,086	0,259	0,079	0,066
CENTRO	0,141	0,142	0,132	0,155	0,103	0,033	0,042	0,098	0,046	0,044	0,165	0,070	0,020	0,015	0,113
LEVANTE	0,083	0,058	0,111	0,087	0,081	0,094	0,081	0,017	0,057	0,092	0,146	0,038	0,037	0,079	0,043
EBRO	0,464	0,088	0,249	0,217	0,173	0,148	0,084	0,079	0,066	0,043	0,130	0,109	0,058	0,052	0,059
NORDESTE	0,212	0,212	0,128	0,173	0,131	0,064	0,045	0,033	0,049	0,033	0,129	0,102	0,046	0,047	0,082
EXTREMADURA	0,111	0,036	0,203	0,170	0,007	0,019	0,006	0,037	0,006	0,036	0,029	0,083	0,041	0,255	0,038
NORTE	0,267	0,473	0,297	0,270	0,230	0,182	0,150	0,117	0,028	0,021	0,091	0,022	0,035	0,034	0,103
CANARIAS	0,120	0,181	0,167	0,076	0,153	0,174	0,042	0,000	0,000	0,001	0,008	0,032	0,027	0,026	0,003
GALICIA	0,278	0,224	0,082	0,148	0,114	0,182	0,147	0,100	0,022	0,014	0,099	0,017	0,018	0,018	0,038

FUENTE. Elaboración propia a partir de los cuadros A.3.1 y A.3.2

### **3.5.- La evolución de la retribución del trabajo y su disparidad regional por categorías profesionales.**

En los apartados anteriores de este capítulo, he calculado y analizado la desigualdad regional retributiva para el colectivo de la mano de obra agraria por cuenta ajena. En este último apartado, aprovechando la información estadística desagregada por categorías profesionales que se encuentra en los archivos de la Sección de Análisis Sectorial del MAPA, estudiaré la disparidad de la renta en cada categoría profesional.

Al trabajar con los datos por categorías profesionales del MAPA si se quiere calcular los coeficientes de variación nos surgen tres problemas. El primero es consecuencia de no disponer de datos anuales del empleo de mano de obra por categorías profesionales. Este primer problema no parece muy grave dado que lo que me interesa es estudiar la diferencia retributiva de un trabajador según se sitúe éste en una región o en otra. Por tanto, no es necesario ponderar por el número de trabajadores. Los resultados, tanto de la renta que cada individuo percibe como los índices de crecimiento y desigualdad, no son homogéneos con los resultados anteriores y, por tanto, se deben tomar con precaución al compararlos con los resultados obtenidos en el análisis anterior.

El segundo está relacionado con la agrupación geográfica elegida, que es la regional. Respecto a la agrupación homogénea de las provincias en grandes regiones, cabe especificar que dos son los ámbitos metódico-geográficos en los que el MAPA elabora la información estadística regional sobre renta por trabajador agrario por cuenta ajena: uno corresponde al período hasta 1972 y el otro desde 1973 hasta 1985. Este problema no tiene, afortunadamente, difícil solución. La única diferencia entre ambas clasificaciones (ver el esquema siguiente), es que la segunda está menos desagregada que la primera.

#### ESQUEMA

#### REORDENACIÓN DE REGIONES EN LA METODOLOGÍA MAPA ANTES Y DESPUÉS DE 1972.

##### REGIONES HASTA 1972

Andalucía Occidental.  
 Andalucía Oriental.  
 Castilla La Vieja.  
 Castilla LA Nueva Y Albacete.  
 Aragón.  
 Levante.  
 León.  
 Cataluña-Baleares.  
 Extremadura.  
 Logroño-Navarra.  
 Galicia.  
 Vascongadas  
 Canarias.  
 Asturias-Santander.

##### REGIONES DESDE 1973

Andal. Occid.  
 Andal.Orient.  
 Duero  
 Centro  
 Levante  
 Ebro  
 Nordeste  
 Extremadura  
 Norte  
 Canarias

Las antiguas Castilla La Vieja y León constituyen ahora DUERO, Aragón y Logroño-Navarra forman EBRO, Vascongadas y Asturias-Santander se convierten en NORTE y la antigua Cataluña-Baleares cambia su denominación por NORDESTE. Es decir, la agregación geográfica a realizar no es muy difícil, ya que no existen intersecciones entre las clasificaciones antigua y nueva.

El tercer problema se debe al cambio funcional en las categorías profesionales recogidas por el MAPA. En el año 1970 desaparecen de las estadísticas retributivas las categorías de los yunteros y los segadores; también desaparecen de las estadísticas en 1973 la categoría de los regadores de huerta y en 1976 la de los vendimiadores. Por contra, en el año 1977 se contempla por primera vez las estadísticas de la retribución de la categoría de capataz.

En el caso de las categorías que desaparecen, se integran en los peones, ya sean como mano de obra fija o eventual. El problema que se plantea en este caso, es dilucidar si la desaparición funcional de algunas categorías profesionales, y su integración temporal (hasta que desaparezcan físicamente), distorsiona gravemente los datos y, por tanto, afectará significativamente a la calidad de los resultados. Por tanto, lo primero que hay que hacer es comprobar las repercusiones estadísticas que haya tenido la desaparición de los llamados oficios antiguos sobre los datos retributivos de las categorías de peón fijo y eventual.

Voy a utilizar una técnica muy sencilla de encuesta: el muestreo intencional. Realizada la selección<sup>7</sup> y consultados los funcionarios del MAPA, se puede afirmar que no parece que existan graves problemas de quiebra de la tendencia de los salarios unitarios en ninguna de las dos categorías profesionales reseñadas (peón fijo y peón eventual). Voy a suponer que los datos salariales de los peones, ya sean fijos o eventuales, no tienen un grave problema de heterogeneidad.

En definitiva, en el análisis sólo voy a tener en cuenta las categorías profesionales que se han dado en calificar de <modernas>: peón fijo, peón eventual, tractorista, pastor, vaquero y capataz.

Una vez que han sido aclaradas las dudas sobre los posibles problemas de homogeneización de los datos, voy a comenzar el trabajo de análisis empírico de las retribuciones unitarias del trabajo por cuenta ajena en las distintas categorías socio-laborales. Construiré, partiendo de los datos absolutos que elabora el MAPA, un cuadro para cada categoría profesional. En dicho cuadro deben reflejarse, de mayor a menor, la retribución regional dentro de cada categoría profesional. La mecánica que he utilizado es muy simple: asigno un número del uno al once a cada una de las regiones, en orden descendente dentro de cada categoría profesional.

---

<sup>7</sup> La consulta se realizó tanto a diversos funcionarios de la Sección de Análisis Sectorial como a funcionarios que realizan el trabajo de campo diario. En concreto, el grupo funcional que preferí para entrevistar fueron a los antiguos Agentes de Extensión Agraria.

Al estudiar el orden medio en la renta por trabajador por regiones en la categoría de los capataces (ver cuadro A.3.11), se aprecia de forma nítida que existen tres clases o zonas geográficas en el mapa laboral del capataz según la mayor o menor retribución que se paga en cada una de esas tres clases.

Las regiones del Norte de España -desde Asturias a Baleares, pasando por Cantabria, el País Vasco, Navarra, La Rioja, Aragón y Cataluña- se encuentran en la zona, o segmento del mapa agrario español, en la que la esperanza de conseguir una mayor retribución individual. La zona intermedia, que también tiene una coincidencia geográfica, se extiende desde Galicia, pasando por Castilla y León y Castilla La Mancha, hasta el País Valenciano. Y en la de retribuciones más bajas se localizan las regiones del Sur de España: Extremadura, las dos Andaluces y Canarias.

En el orden regional de la renta por trabajador del peón fijo (ver cuadro A.3.12), no se puede dibujar un mapa tan definido como en el caso del capataz como consecuencia de las oscilaciones en el orden. No obstante, se pueden identificar bastante bien una serie de regularidades.

En Cataluña-Baleares -región Nordeste en la clasificación del MAPA- esta categoría laboral obtiene la mayor retribución en relación al resto de regiones hasta 1969. A partir de ese año empiezan a sufrir un deterioro en su puesto en la

escala hasta el año 1976, para desde entonces irse recuperando paulatinamente, y recobrar en los tres últimos años el primer puesto.

Asturias, Cantabria y País Vasco - que forman la región Norte del MAPA-, se sitúan inmediatamente detrás de Cataluña y Baleares hasta 1970. Después de esa fecha pasan a posiciones intermedias. Castilla y León, el País Valenciano, Castilla-La Mancha, La Rioja, Navarra y Aragón se mantienen en puestos intermedios. Galicia pasa a la intermedia en el año 1982. Por último, Extremadura y las dos Andalucías se mantienen siempre en el furgón de cola.

En las diferencias regionales por trabajador en el peón eventual (reflejadas por el orden del cuadro A.3.13) se observa que existen tres grandes regiones retributivas.

En la primera, que la forman Asturias, Cantabria, La Rioja, Navarra, Aragón y Cataluña-Baleares, la mano de obra eventual sin cualificación profesional específica tiene la esperanza de conseguir una retribución más alta que en las otras zonas del resto de España. Los de la Rioja y Aragón pasan a la zona intermedia a partir de 1980. En dicha zona también se sitúan Galicia, Castilla-León y el País Valenciano, mientras que el peón eventual de Castilla La Mancha, Extremadura y las dos Andalucías siempre se encuentra por debajo de cualquiera de sus compañeros del resto de España.

En la categoría de los tractoristas, las diferencias regionales (ver cuadro A.3.14) al igual que en las categorías profesionales ya estudiadas, juegan a favor de Cataluña-Baleares, de Asturias, Cantabria y País Vasco donde está mejor pagado que sus compañeros de categoría del resto de España. No obstante, en la denominada por el MAPA, región Norte<sup>8</sup>, entre los años 1970 y 1976, se sufre una crisis que manda a estos trabajadores a la región o zona intermedia de renta por trabajador. A partir del año 1975 se incorporan a la primera, desde la intermedia, Navarra, La Rioja y Aragón.

Las regiones agrarias Galicia, Castilla y León y Levante se sitúan en la zona intermedia, mientras que Castilla-La Mancha, Extremadura, las dos Andalucías y Canarias son el farolillo rojo permanente.

Por último, un factor a tener en cuenta en la fijación de las retribuciones en esta categoría es que, al tratarse de mano de obra agraria especializada y, que en algunos casos en estas regiones, compagina su actividad con el trabajo en la industria, produce un efecto demostración en las retribuciones esperadas.

---

<sup>8</sup> En toda la región Norte del MAPA, excepto Álava, así como en Galicia, al predominar el minifundio, las necesidades de mano de obra especialmente cualificada como tractorista no es muy grande. Por tanto, los que se necesitan en periodos específicos, como por ejemplo la recolección tienen que desplazarse desde otras regiones y exigen por ello mayor salario.

El orden regional de la renta por trabajador en la categoría vaquero/porquero, que es específica de la ganadería, mantiene, como se puede apreciar a continuación, las mismas tendencias globales que las anteriores.

En el cuadro A.3.15 se ve que Nordeste y Ebro conservan los primeros puestos durante todo el período. En el año 1970 se unen Asturias, Cantabria y País Vasco. Galicia, Castilla y León, Castilla La Mancha, País Valenciano y Extremadura mantienen sus posiciones intermedias. Las dos Andalucías y Canarias al final.

Las diferencias retributivas interregionales en la categoría de pastor, reflejadas en el orden regional que cada región ocupa, se aprecia en el cuadro A.3.16. Como se puede observar, el mapa de las regiones retributivas es aún más complicado que en la categoría anterior.

Hasta el año 1970, Cataluña-Baleares y la región Ebro obtienen los primeros lugares, colocándose el País Valenciano y Castilla y León en la zona intermedia, y el resto en la última. Entre los años 1970 y 1976, Castilla y León pasa a la primera y Castilla-LA Mancha y Andalucía Oriental a la intermedia. Desde el año 1977 hasta el final Castilla-León y Andalucía Oriental vuelven a la intermedia y última respectivamente, y Galicia pasa de la última a la intermedia.

Con los datos analizados y los resultados obtenidos extraigo una serie de regularidades (ver cuadro 3.14) que me permiten distribuir las regiones agrario-estadísticas del MAPA en cuatro grandes regiones retributivas. La primera la componen Cataluña-Baleares, Asturias, País Vasco y Cantabria, donde un trabajador agrario por cuenta ajena de cualquier categoría, tiene una retribución teórica por día trabajado más alta que en el resto de España. A poca distancia de las anteriores se sitúan los navarros, riojanos y aragoneses. Un segundo estrato nítidamente diferenciado, lo componen los valencianos, murcianos y castellano-leoneses. Los peor pagados de cualquier categoría son los extremeños y andaluces. En un escalafón intermedio entre la segunda clase y los peor pagados, se encuentran los trabajadores agrarios por cuenta ajena gallegos, los canarios y los de Castilla La Mancha.

De este estudio de las retribuciones teóricas obtenidas en cada categoría profesional por la mano de obra por cuenta ajena, se pueden establecer tres fronteras de renta. El Norte, Ebro y Nordeste, zonas fuertemente urbanas y donde se localiza una gran parte del tejido industrial peninsular, forman la línea de máximas retribuciones teóricas. El Duero, Centro y Levante se dan las retribuciones en torno a la media; Extremadura, Castilla-La Mancha, las dos Andalucías, Canarias y Galicia la línea de más bajos salarios<sup>9</sup>.

---

<sup>9</sup> He podido comprobar que estas regularidades se mantienen tanto en los oficios denominados "antiguos" - por ejemplo el de segador de hoz o el de conductor de yuntas-, como en aquellos que se crean o se adaptan a las nuevas necesidades productivas -por ejemplo el de tractorista o el de peón-.

CUADRO 3.14

RENTA POR TRABAJADOR POR CATEGORÍAS PROFESIONALES  
(Coeficiente de Variación 1955-1985)

AÑO	FIJO	EVENT.	TRACT.	PASTOR	VAQ.	CAPATAZ
1964	0,1711	0,1974	0,2817	0,2269	0,2368	n.d.
1965	0,2060	0,2177	0,3069	0,2373	0,2367	n.d.
1966	0,1979	0,2113	0,3468	0,2371	0,2447	n.d.
1967	0,1625	0,1968	0,2868	0,2203	0,2347	n.d.
1968	0,1629	0,1847	0,2924	0,2202	0,2115	n.d.
1969	0,1464	0,1525	0,1907	0,2025	0,1583	n.d.
1970	0,2301	0,1905	0,1481	0,1816	0,2214	n.d.
1971	0,1781	0,1658	0,1359	0,3359	0,2071	n.d.
1972	0,2017	0,1442	0,1201	0,1740	0,2063	n.d.
1973	0,1565	0,1189	0,1441	0,1821	0,2224	n.d.
1974	0,1490	0,1284	0,1568	0,1358	0,2047	n.d.
1975	0,1492	0,1306	0,1642	0,1332	0,1475	n.d.
1976	0,1440	0,1322	0,1621	0,1594	0,1371	n.d.
1977	0,1393	0,1264	0,1101	0,1657	0,1355	0,1558
1978	0,1176	0,1252	0,1089	0,1731	0,1364	0,1857
1979	0,1108	0,1161	0,1286	0,1704	0,1629	0,1781
1980	0,0977	0,0874	0,2855	0,1531	0,1498	0,1876
1981	0,1313	0,1297	0,2495	0,1884	0,1811	0,1797
1982	0,1467	0,1177	0,1771	0,1998	0,2076	0,1702
1983	0,1401	0,1012	0,1543	0,1580	0,2152	0,1644
1984	0,1288	0,1104	0,1893	0,1585	0,2176	0,1605
1985	0,1562	0,0809	0,1994	0,1139	0,1961	0,1691

*nte. Elaboración propia a partir de los datos de los cuadros A.3.5 al A.3.10.*

Por tanto, estas clases de regiones laborales dibujan un mapa retributivo del mercado de trabajo agrario español por cuenta ajena bastante nítido. Aunque es necesario recordar que todas las conclusiones que hemos obtenido en el análisis descriptivo de las retribuciones por categorías socioprofesionales deben tomarse con una gran precaución y no pueden compararse directamente con los resultados obtenidos en secciones anteriores. Es un análisis espacial sin ponderar por el número de trabajadores en cada región. Aún así, por el método de recogida de datos que hace el MAPA para las distintas categorías socioprofesionales, los resultados tienen un alto grado de calidad.

Una vez estudiada la variación descriptiva de la distribución regional de la renta por trabajador por categorías socio-profesionales, queda calcular los índices de desigualdad, es decir, los coeficientes de variación de cada una de las categorías socio-profesionales de la mano de obra por cuenta ajena. Si agrupo las categorías por su grado de cualificación profesional, las categorías profesionales de la mano de obra por cuenta ajena, se puede realizar una partición que permite agrupar las seis categorías en sólo tres clases.

En la primera clase, incluyo las categorías profesionales en las que no se refleja ningún requerimiento de capacitación profesional -el peón fijo y el peón eventual. En la segunda clase, aquellas en las que sí se requiere una especialización en las labores productivas (el tractorista, el capataz, el vaquero/porquero y el pastor).

En la tercera se agrupan aquellas categorías profesionales que desaparecen a lo largo del período de estudio, ya sea como consecuencia de la readaptación funcional de la clasificación de actividades (por ejemplo los vendimiadores) ya por la desaparición de los oficios a causa de la nueva técnica aplicada (por ejemplo los yunteros que son sustituidos por los tractoristas o los segadores de hoz que lo son por los conductores de cosechadoras). No obstante, pienso que esta tercera clase no tiene una relevancia especial en el análisis que propongo y, por tanto, no voy a estudiar la evolución de su desigualdad.

En la primera clase de mano de obra por cuenta ajena, la que no es contratada con una categoría laboral determinada, la tendencia del estadístico es relativamente paralela de las dos categorías profesionales que la componen (peón fijo y peón eventual). Si tomamos como referencia los dos primeros y los dos últimos datos de la serie, el coeficiente de variación disminuye. El coeficiente de variación de los salarios regionales de la categoría peón fijo (ver cuadro 3.15) pasa de 0,1711-0,2060 en 1964-65 a 0,1288-0,1562 en 1984-85; y el coeficiente de variación de los salarios regionales de la categoría peón eventual pasa de 0,1974-0,2177 en 1964-65 a 0,1104-0,0809 en 1984-85.

La disminución de las diferencias entre las regiones puede ser debida a distintas dinámicas: una transferencia de rentas de las de retribuciones unitarias del

CUADRO 3.15

RENTA POR TRABAJADOR SIN CUALIFICACIÓN PROFESIONAL  
(Tasa anual media de crecimiento acumulativo 1964-85)

REGION	PEÓN FIJO	PEÓN EVENTÚAL
AND.OCC.	14,45	15,38
AND.OR.	14,00	14,15
DUERO	14,66	14,75
LEVANTE	14,73	13,64
CENTRO	14,18	13,22
EBRO	14,12	12,79
NORDESTE	14,50	12,45
EXTREMADURA	14,55	14,18
GALICIA	15,72	14,99
NORTE	14,18	13,74
CANARIAS	15,66	14,90
ESPAÑA	14,69	14,15

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de los cuadros A.3.6 y A.3.7.

trabajo más altas a las de retribuciones más bajas, de regiones de retribuciones intermedias hacia las de mayor retribución, etc-.

El siguiente paso es por tanto, estudiar qué tipo de evolución retributiva regional es la responsable del descenso de los coeficientes de variación en las dos categorías profesionales que componen la clase de empleos no cualificados.

Las tasas de crecimiento medio acumulativo de la retribución de la categoría peón fijo (ver cuadro 3.16) tienen una distribución bastante dispersa respecto a la media. Sólo Levante (14,73%) y Duero (14,61%) se sitúan en el crecimiento medio, con una desviación de mas/menos medio punto. Las regiones que se desvían de la media se agrupan en dos grupos. En el grupo de mayor tasa de crecimiento, la distribución es muy homogénea donde se sitúan una décima por encima [Galicia (15,72%) y Canarias (15,66%)]. En cambio, en las regiones en las que la retribución del peón fijo en cada región crece por debajo de la media, encontramos a Extremadura (14,55%), Nordeste (14,50%) y Andalucía Occidental (14,45%), en las que la desviación está tres décimas por debajo, mientras que Ebro (14,21%), Centro (14,18%), Norte (14,18%) y Andalucía Oriental (14%) se desvían en más de cinco décimas.

CUADRO 3.16

RENTA POR TRABAJADOR SIN CUALIFICACIÓN PROFESIONAL  
(Tasa de crecimiento anual media acumulativa. 1980-1985)

REGIÓN	PEÓN FIJO	PEÓN EVENTUAL
AND OCC	07,27	09,94
AND.OR	10,15	10,24
DUERO	10,69	07,57
LEVANTE	15,74	11,12
CENTRO	07,93	07,91
EBRO	10,56	06,95
NORDESTE	14,41	08,41
EXTREMADURA	09,05	10,12
GALICIA	09,77	11,57
NORTE	09,45	10,39
CANARIAS	15,10	11,27
ESPAÑA	10,71	09,87

Fuente. Elaboración propia a partir de los cuadros A.3.6 y A.3.7.

Es decir, ha habido un crecimiento retributivo mucho mayor que el crecimiento medio, en las regiones que en la ordenación salarial ocupa la zona media-baja. El crecimiento de las regiones donde más se ganaba, excepto la Norte, es decir, Nordeste, Duero y Levante y en dos regiones cuyo salario es de los menores -Extremadura y Andalucía Occidental- es similar o poco menor que el crecimiento medio. Sin embargo el crecimiento es sensiblemente inferior en el resto de regiones: una de la zona donde más se gana -Norte-, dos regiones -Centro y Ebro- de la zona media y una de la de salario más bajo -Andalucía Oriental.

Las tasas de crecimiento medio acumulativo de la retribución de la categoría peón eventual (ver cuadro 3.16) tienen una distribución en la que el recorrido de las desviaciones respecto a la media es bastante mayor que las tasas de crecimiento en la categoría profesional peón fijo. La media esta situada en el 14,15% mientras que la mayor tasa de crecimiento está en Andalucía Occidental con un 15,38% y la menor en Nordeste con un 12,45%.

Resulta interesante resaltar que cada una de las dos regiones (Andalucía Occidental y Nordeste) podemos considerarlas dentro de la categoría peón eventual como paradigmáticas o representativas de las regiones de salario alto y de las de salario bajo. La región Nordeste ocupa el segundo lugar en la ordenación retributiva regional de la categoría, mientras que la región Andalucía Occidental ocupa el tercero en cuanto a renta por trabajador más baja.

En cambio, mientras que en la distribución de las tasas en la categoría peón fijo tan sólo dos regiones tienen crecimiento por encima de la media, en la distribución de las tasas de crecimiento de la categoría peón eventual, cuatro regiones crecen por encima de la media y cinco por debajo. Además, existe un cierto equilibrio entre ellas.

De las regiones que crecen más que la media, tres están situadas en la zona media de la retribución del peón eventual -Galicia (14,99%), Canarias (14,90%) y Duero (14,75%)-, mientras que la cuarta -Andalucía Occidental (15,38%)- ocupa un lugar muy alejado de la zona de salario alto. En la ordenación descendente Galicia ocupa el quinto lugar, Canarias el séptimo, Duero el sexto y Andalucía Occidental el noveno. En cambio, sólo una de las regiones que crecen menos que la media -Centro (13,22%)- es de las regiones de salario bajo. El resto, es decir, las otras cuatro, son regiones de renta por peón eventual. La Norte, que ocupa la primera posición en la ordenación retributiva, crece al 13,74. Levante, que ocupa la cuarta plaza, crece a una tasa del 13,22%. La tercera plaza en la tabla de ordenación la ocupa Ebro que crece al 12,79%. Y por último, la región que ocupa la segunda posición en la escala de mayor renta crece tan sólo al 12,45%.

La renta por peón fijo en Extremadura y Andalucía Oriental tiene una tasa de crecimiento similar a la media de las tasas de crecimiento, representada por la tasa de crecimiento en esta categoría profesional en España (14,15%).

No parece arriesgado pensar, a la luz de los resultados obtenidos, que, en la distribución de las retribuciones regionales de la categoría peón eventual, se ha producido una redistribución a favor de las regiones de renta por trabajador más baja en contra de las regiones de renta más alta.

La tendencia general de descenso de los coeficientes de variación de la retribución en ambas categorías profesionales, que coincide con la tendencia general del coeficiente de variación ponderado de la renta media por trabajador, no es uniforme en todo el período.

Si se vuelve sobre el cuadro 3.15, se aprecian dos subperíodos bien delimitados: desde el año 1964 hasta 1980 y desde 1980 hasta el año 1985. En el primero, que cubre desde el inicio de la quiebra de la agricultura tradicional hasta los años de consolidación de la crisis económica, la dispersión retributiva disminuye en ambas categorías. El descenso es bastante notable: se pasa de 0,1711 en 1964 a 0,0977 en 1980 en la categoría de peón fijo; y de 0,1974 en 1964 a 0,0874 en 1980 en la categoría de peón eventual. En el segundo, los años de la crisis consolidada, la desigualdad crece. El crecimiento es mucho más acusado en la categoría de peón fijo, que pasa del señalado 0,977 de 1980 a 0,1562 en 1985.

Además, el análisis de los datos refleja que las tendencias de la dispersión son similares en las dos categorías laborales -peón fijo y eventual- hasta

1980. A partir de ese año, mientras la desigualdad crece en la categoría de peón fijo, en la de eventual el cambio de tendencia se anula en el último año del subperíodo.

A pesar de que la tendencia del coeficiente de variación de la categoría peón fijo es similar a la del coeficiente de variación de la categoría de peón eventual, sus ritmos son diferentes en los dos subperíodos señalados (1964 a 1980 y 1980 a 1985).

El primer subperíodo, en el que decrece la desigualdad, aún podemos dividirlo en otros dos subperíodos bastante definidos. El descenso de la desigualdad salarial en la categoría de peón eventual es mayor que el de la categoría de peón fijo hasta 1973<sup>10</sup>: el coeficiente de variación de la categoría de peón eventual cambia de 0,1974 a 0,1189 mientras que el de la categoría de peón fijo lo hace de 0,1711 a 0,1565. En cambio, entre 1973 y 1980 el ritmo de descenso del coeficiente de variación de los salarios es más acelerado en la categoría de peón fijo que en la categoría de peón eventual<sup>11</sup>: de 0,1565 a 0,0977 en la primera y de 0,1189 a 0,0874

---

10 La anómala evolución de la desigualdad, en ambas categorías, entre 1969 y 1973. Como ya señalé en la parte del trabajo dedicada al estudio de la base de datos, el MAPA realiza una serie de readaptaciones en el método de la recolección, la elaboración y la presentación pública de los datos salariales.

En concreto, en 1970 desaparecen de los cuestionarios oficiales las categorías de Yuntero y la de Segador de Hoz, y, el salario del número residual de trabajadores de estas categorías se incluye, distorsionando temporalmente los resultados, en los salarios de las categorías de peón fijo y eventual; la distorsión apuntada es consecuencia de que las dos categorías que desaparecen, tienen un coeficiente de variación mucho más alto que el resto. Parece que el cambio en la elaboración y presentación de los datos puede explicar de manera satisfactoria este período de turbulencias en la evolución de las desigualdades interregionales de ambas categorías profesionales.

11 Es posible que este descenso más acusado a partir de 1973, sea debido a la aparición funcional de una nueva categoría laboral -la de capataz- con una dispersión salarial interregional mayor que la del peón fijo. Por tanto, es muy posible que los datos de dispersión salarial interregional de la categoría peón fijo sean más ajustados a la realidad a partir de ese año.

en la segunda. Incluso entre 1973 y 1979 el coeficiente de variación de la renta por peón eventual crece.

En el subperíodo en el que crecen las desigualdades, 1980-1985, se observa que el mayor ritmo corresponde al coeficiente de variación de la categoría de peón fijo, que pasa de 0,0977 a 0,1562.

En los párrafos inmediatamente anteriores, he señalado el cambio de tendencia, que se produce en 1980 en la evolución de los coeficientes de variación de la retribución de las dos categorías profesionales -peón fijo y eventual- sin una cualificación específica. Hasta 1980 descienden y a partir de ese año crecen.

El hecho de que diferentes distribuciones puedan tener el mismo coeficiente de variación, hizo conveniente estudiar por regiones, las tasas de crecimiento de la renta por trabajador en cada categoría profesional. Procederemos al análisis de la evolución de las desigualdades.

Las tasas de crecimiento del salario regional de la categoría peón fijo en el subperíodo 1980-1985 (ver cuadro 3.16), señalan un elevado crecimiento diferencial en regiones de salario alto -Levante (15,74%) y Nordeste (14,41%)- respecto a regiones de bajo salario unitario -Andalucía Occidental (7,27%), Galicia (9,77%) y Extremadura (9,05%). Es decir, las distancias regionales en las rentas del

trabajo, en los años de la consolidación de la crisis e inicio del proceso de ajuste de la economía española por parte del gobierno, se hacen mayores.

Pero los datos del cuadro 3.17 también permiten afirmar que el cambio de tendencia del coeficiente de variación del salario del peón eventual, refleja la consolidación de un crecimiento salarial a favor, tanto de regiones salariales intermedias como de las regiones salariales pobres.

En efecto, mientras que la media española es del 9,87%, en Galicia, que ocupa el quinto lugar en el orden salarial en todo el período de estudio, se alcanza el 11,57% y en Canarias, séptima, el 11,27%. En Andalucía Oriental, que ocupa el décimo lugar crece al 10,24%, en Extremadura, decimoprimer, al 10,12% y en Andalucía Occidental, novena, el salario unitario de la categoría peón eventual crece al 9,94% como media anual<sup>12</sup>

En la segunda clase de las categorías profesionales por cuenta ajena, la que reúne a las categorías con alguna cualificación profesional específica, lo primero que resalta (ver cuadro 3.18) es que las desigualdades interregionales, son mayores que las de las categorías sin cualificación específica. El coeficiente de

---

12 Estos resultados dejan entrever la posibilidad de que aquella categoría -la de peón fijo- que es más fuerte en términos relativos, es decir aquella que más capacidad de sindicación y defensa tiene, consiga, en las regiones más ricas, defender mejor su capacidad adquisitiva en los periodos de fuerte crisis económica. Los resultados obtenidos sobre la evolución de la desigualdad salarial parece que indican un comportamiento similar al de un mercado de trabajo en el que existe segmentación. Lo curioso es que en este caso, las categorías profesionales están en el segmento supuestamente competitivo.

CUADRO 3.17

RENTA POR TRABAJADOR CON CUALIFICACION PROFESIONAL  
(Tasa de crecimiento anual media acumulativa. 1964-1985)

REGION	TRACTORISTA	PASTORES	VAQ/PORQ
AND. OCC	13,49	13,95	14,0
AND. OR	13,01	15,12	13,72
DUERO	16,85	15,15	14,88
LEVANTE	12,06	15,06	12,54
CENTRO	11,65	14,63	13,38
EBRO	12,55	14,09	14,20
NORDESTE	11,83	13,14	13,52
EXTREMADURA	12,90	15,11	14,97
GALICIA	14,30	17,13	18,15
NORTE	---	---	15,18
CANARIAS	17,08	15,07	15,75
ESPAÑA	12,36	14,42	---

Fuente. elaboración propia a partir de los datos de los a.3.8 al A.3.10.

variación de la renta por trabajador en las categorías tractorista-pastor-vaquero/porquero es de 0,2817-0,2269-0,2368 en 1964 y de 0,1994-0,1139-0,1961 en 1985.

Sin embargo, el coeficiente de variación en las categorías peón fijo-eventual es, ya lo hemos visto, de 0,1711-0,1974 en 1964 y 0,1562-0,0809 en 1985. Es decir, hay diez puntos de diferencia entre los dos coeficientes más altos en 1964, el de peón eventual y el de tractorista. En 1985 la diferencia anterior es de cinco puntos; el coeficiente del peón eventual es de 0,1562 y el del tractorista es de 0,1994.

No obstante, esta diferencia en la desigualdad sigue una evolución decreciente. En 1964 la diferencia es de diez puntos mientras que en 1985 es sólo de cinco puntos. Y además, las desigualdades lo hacen a un ritmo similar al de las categorías de la clase o agrupación primera (peón fijo y eventual).

Ahora bien, dentro de la tendencia general de descenso, las categorías de esta segunda clase o agrupación siguen, por subperíodos, evoluciones distintas. La evolución de las diferencias salariales interregionales en la categoría de capataz se mantiene muy estable mientras que la evolución de las diferencias salariales interregionales en los tractoristas conocen tres subperíodos, en los pastores y vaqueros solamente son dos.

Las desigualdades en los tractoristas descienden hasta 1972. El coeficiente de variación del salario unitario del tractorista se sitúa en el año 1964 en 0,2817, y en el año 1972 en el 0,1201. Lo que significa que se produce un descenso realmente muy importante. Estas desigualdades se mantiene estables entre 1972 y 1978-79: del 0,1201 del año 1972 pasa a sólo el 0,1286 en el año 1979. En cambio, crecen durante los años de consolidación definitiva e inicio del proceso de ajuste, hasta el final del período: el coeficiente de variación pasa del 0,1286 del año 1979 al 0,1994 del año 1985.

De los resultados del análisis realizado parece deducirse que a mayor situación de perturbaciones y problemas económicos de la economía española, mayores desigualdades retributivas en este colectivo del mercado de trabajo agrario. Es decir, las desigualdades interregionales parecen seguir una tendencia pro-cíclica.

En las categorías laborales ganaderas, la resistencia a las tendencias cíclicas parece menor, ya que, de tener una evolución descendente pasan a tener una ascendente desde el año 1975. El coeficiente de variación del retribución en las dos categorías ganaderas se sitúa por encima del 0,2 durante toda la década del sesenta. En cambio, el valor de dicho coeficiente en la categoría de pastor es siempre menor de ese 0,2 en el resto de los años; mientras que tan sólo es menor que ese guarismo, entre los años 1975 y 1981 en la categoría de vaquero/porquero. El crecimiento de las desigualdades desde el año 1975 no tiene un ritmo similar en las dos categorías.

En la categoría de pastor los coeficientes de variación se sitúan, en esos años, en torno al 0,15-0,16, creciendo hasta el 0,1991, mientras que, en la categoría de vaquero/porquero crecen hasta más del 0,21.

Una vez estudiada la evolución de las desigualdades, examinaré la responsabilidad de esa evolución a las diferentes regiones. Primero analizaré la evolución en la categoría de los tractorista, después en la de pastor para terminar con la de vaquero/porquero.

Las tasas medias de crecimiento de la renta por trabajador, en el período 1964-1985, de las regiones intermedias en la ordenación retributiva realizada, son las mayores de las regiones agrarias españolas. Por tanto, queda bien identificada la mayor parte de la responsabilidad del descenso de la desigualdad interregional del salario unitario de la categoría tractorista. Las regiones de que se encuentran en un orden retributivo intermedio,-Canarias (17,08%), Duero (16,85%) y Galicia (14,30%), tienen un crecimiento de su renta mayor que el resto.

No obstante, al estudiar las tasas medias regionales de crecimiento de la retribución del tractorista se puede apreciar una dinámica que también favorece el descenso de la desigualdad interregional. Las regiones de mayores retribuciones - Nordeste (11,83%) y Levante (12,06%)- crecen por debajo de la media española. Mientras que Andalucía Occidental (13,49%), Andalucía Oriental (13,01%) y

Extremadura (12,90%), que son regiones de bajas retribuciones en esta categoría, crecen por encima de la media. Para resumir, el descenso de la desigualdad en la distribución de la retribución de la categoría de tractorista es consecuencia de dos factores. En primer lugar, y sobre todo, de una importante redistribución a favor de las regiones intermedias. Y en segundo lugar, de una débil redistribución a favor de las regiones de retribuciones más bajas en contra de las de retribuciones más altas.

En la categoría de pastor, el crecimiento diferencial más negativo es el de la región de retribuciones más altas de todo el período -la Nordeste (13,14%)-. La segunda en la ordenación retributiva regional, Ebro también crece menos que la media (14,09%). El resto de regiones, excepto Andalucía Occidental, crece un poco por encima de la media. Por tanto, la redistribución se hace en contra de las dos regiones de mayores retribuciones.

En la categoría de vaquero/porquero algunas regiones intermedias crecen más que la media (ver cuadro 3.18). En el caso de Galicia, con un 18,15%, el crecimiento es muy superior a la media española (14,52%). En cambio, es intermedio en Canarias (15,75%) y moderado en Norte y Duero con tasas de crecimiento medio de 15,51% y 14,88%. También, en las categorías laborales que componen esta segunda clase la distribución tiene períodos de dinámica distinta. Paradójicamente, la distribución empeora o incrementa su dispersión en los años

CUADRO 3.18

RENTA POR TRABAJADOR CON CUALIFICACIÓN PROFESIONAL<sup>52</sup>  
(Tasa de crecimiento anual media acumulativa.1980-1985)

REGION	TRACTORISTA	PASTOR	VAQ/PORQ.
AND. OCC	08,06	05,55	05,10
AND. OR	08,03	11,29	11,12
DUERO	07,81	08,96	08,80
LEVANTE	10,08	10,62	09,98
CENTRO	05,56	07,30	09,86
EBRO	74,77	09,09	09,81
NORDESTE	08,29	05,64	08,62
EXTREMADURA	04,66	08,37	08,79
GALICIA	10,62	09,32	17,26
NORTE	-01,00	---	21,85
CANARIAS	23,49	16,20	---
ESPAÑA	07,28	08,13	08,03

Fuente. Elaboración propia a partir de los cuadros A.3.8 al A.3.10

<sup>52</sup> En las categorías ganaderas, el crecimiento salarial de las regiones Galicia y Canarias -regiones sin prácticamente mano de obra por cuenta ajena en la ganadería- distorsionan tanto los resultados que invalidan cualquier intento de generalización analítica.

ochenta. En la categoría de tractorista se pasa de un coeficiente de variación de 0,1201 en el año 1972 a uno de 0,1994 en el año 1985. El valor del coeficiente de variación de la renta por trabajador de la categoría vaquero/porquero del 0,1355 en el año 1977 al 0,1961 en el año 1985. En la de pastor, aunque la diferencia no es tan grande, sí existe; se pasa de un valor de 0,1332 del coeficiente de variación en el año 1975 a uno de 0,1585 en el año 1984.

La responsabilidad, por regiones, del incremento de la desigualdad en la distribución de la renta en el caso de los tractoristas, recae en los crecimientos mayores que la media (ver cuadro 3.18) de regiones con rentas altas -Nordeste (8,29%)- y de Canarias (23,4%) y Galicia (10,6%).

Los resultados del análisis de las desigualdad regional en la renta por trabajador en las categorías profesionales coinciden en lo fundamental con los resultados obtenidos en el colectivo de la mano de obra por cuenta ajena. No obstante, las conclusiones que se pueden obtener con los datos medios y con los datos por categorías profesionales no son directa y mecánicamente comparables, pero parece que ambos análisis se refuerzan mutuamente.

## **CAPÍTULO 4º**

### **LA EVOLUCIÓN DE LAS DISPARIDADES ESPACIALES EN LAS RENTAS POR TRABAJADOR AGRARIO POR CUENTA PROPIA.**

#### **4°.1°.- Evolución de las rentas del trabajo por cuenta propia.**

Las rentas del trabajo obtenidas por el colectivo de trabajadores agrarios empleados por cuenta propia (en pts de 1973) eran en el año 1985 muy similares a las percibidas en el año 1955 (ver cuadro 4.1). La tasa real de variación anual media acumulativa para el total del período considerado es negativa (-0,35%). En efecto, en el año 1955 las rentas de este colectivos sobrepasaban los doscientos mil millones mientras que en el último año de estudio, 1985, el valor de dichas rentas no alcanzaba el valor inicial; en concreto, hay una pérdida neta en pesetas constantes del año 1973 de veintidós mil millones respecto al año 1955 .

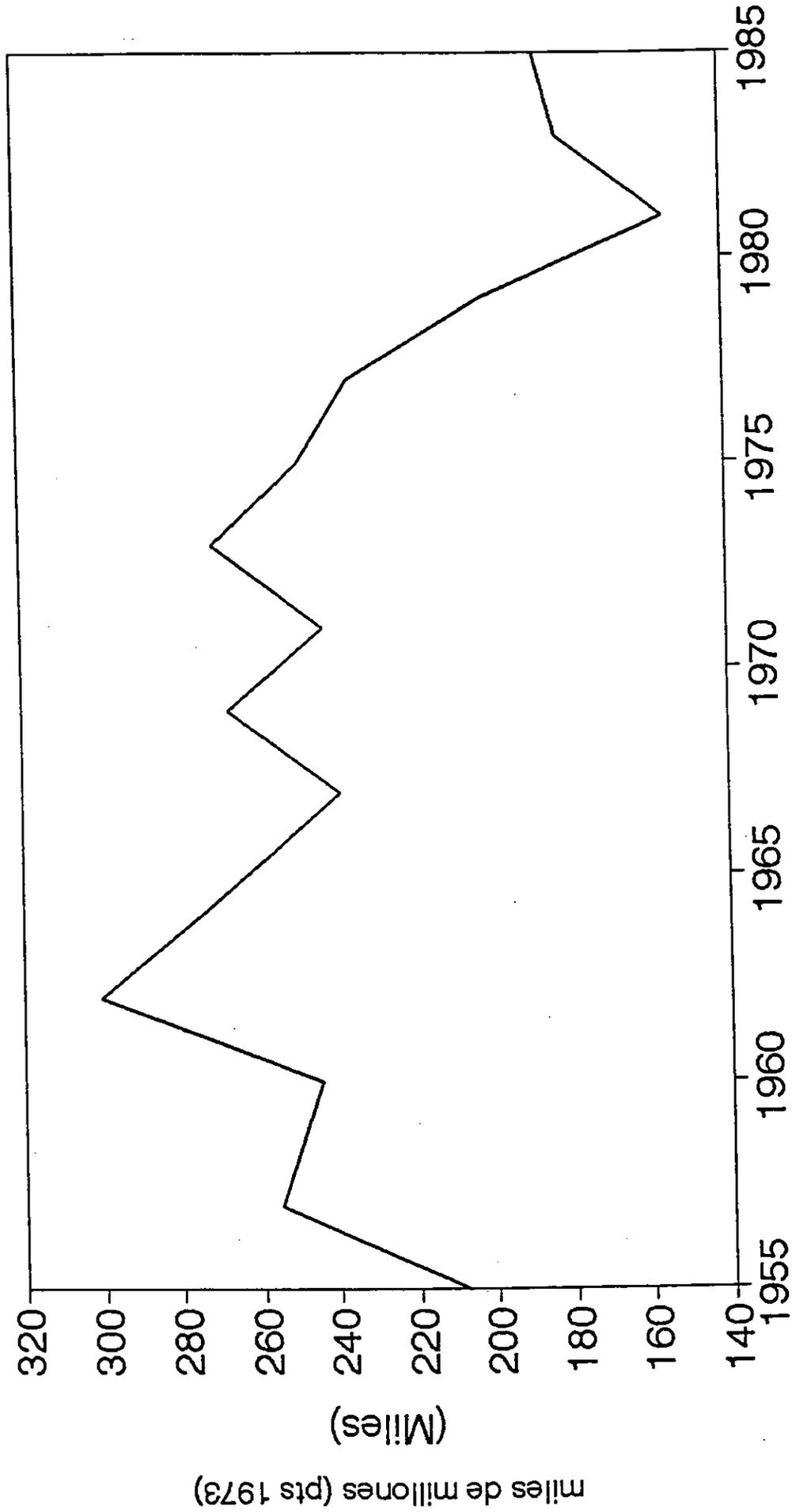
La evolución de las rentas no es uniforme (ver figura 4.1). Entre el año 1955 y el inicio de la década del setenta se produce un ligero e irregular período de crecimiento de las rentas por cuenta propia. La tasa de crecimiento anual en el período 1955-69 es inferior al dos por ciento. En cambio a partir del inicio de la década del setenta la caída de las rentas por cuenta propia es bastante regular, alcanzándose una tasa de disminución superior al dos por ciento. En los dos colectivos que componen la mano de

CUADRO 4.1  
RENTAS DEL TRABAJO POR CUENTA PROPIA (millones de pts. de 1973)

Regiones	1955	1957	1960	1962	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985
AND.OCC	13.657	14.920	14.988	19.287	13.883	12.121	13.224	15.215	21.342	18.269	20.418	16.718	20.665	22.092	25.563
AND.OR.	16.208	17.422	18.831	20.947	18.530	17.707	18.623	20.169	20.626	16.391	16.394	11.808	10.208	11.340	25.868
DUERO	37.450	40.658	30.292	42.675	43.206	41.490	44.402	41.257	40.400	45.275	39.016	28.188	15.731	29.879	26.373
CENTRO	22.637	30.106	24.558	35.773	29.362	22.636	27.097	25.071	32.904	26.590	24.569	24.597	14.509	16.933	17.957
LEVANTE	20.100	29.381	35.515	37.618	34.000	26.763	30.046	25.143	28.838	23.661	23.363	19.915	18.651	22.136	19.817
EBRO	20.080	23.047	23.907	31.280	29.176	22.578	29.627	24.344	27.708	26.996	27.053	23.100	13.656	17.872	17.007
NORDES	20.145	24.513	28.660	36.660	32.117	26.399	32.224	30.252	33.370	23.952	23.173	22.217	16.667	18.498	15.262
EXTREMA	11.287	16.575	13.850	13.958	11.129	11.594	12.011	12.252	12.107	10.415	10.155	7.603	6.103	4.429	9.574
NORTE	17.446	19.378	17.879	21.673	22.301	19.545	22.453	18.553	20.144	23.038	19.575	16.743	14.316	14.395	10.181
CANARIA	5.927	9.398	8.430	9.320	9.212	7.092	7.265	7.977	7.711	5.504	5.513	6.663	4.689	3.608	2.988
GALICIA	22.685	29.794	27.808	31.159	31.841	31.148	30.905	22.634	25.724	28.729	26.360	23.861	19.077	19.929	16.492
ESPAÑA	207.623	255.192	244.720	300.351	274.758	239.073	267.876	242.868	270.874	248.820	235.588	201.413	154.272	181.109	186.881

FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro A.4.1

# FIGURA 4.1 RENTAS POR CUENTA PROPIA



FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 2.1

obra agraria, la de por cuenta ajena y la de por cuenta propia, las rentas totales inician un período de descenso en los años setenta

En la evolución regional las rentas tampoco son homogéneas. La diferencia entre la región con mayor tasa de crecimiento y la región con mayor tasa de disminución es de más de cuatro puntos (ver cuadro 4.2). No obstante, solo cuatro regiones se distancian en más de un punto de la media española.

La dinámica regional es bastante negativa. De las once regiones, sólo Andalucía Occidental y Andalucía Oriental consiguen tasas positivas en el período 1955-85. Las regiones donde más disminuyen las rentas por cuenta propia son Canarias, Norte, Galicia y Duero. Parece que hay una cierta distribución geográfico-económica de las regiones. En el sur las rentas por cuenta propia crecen y en el norte y noroeste de la península disminuyen.

La evolución de las rentas en cada una de las regiones, como ya sucediera para el conjunto de la agricultura, tampoco ha sido uniforme (ver figura 4.2). En el período 1955-69 todas las regiones, excepto Andalucía Occidental (-0,23%), ven incrementarse sus rentas por cuenta propia. En este período los mayores crecimientos se sitúan en el nordeste peninsular. En cambio en el período 1969-85 ya todas las regiones, excepto las andaluzas que

CUADRO 4.2

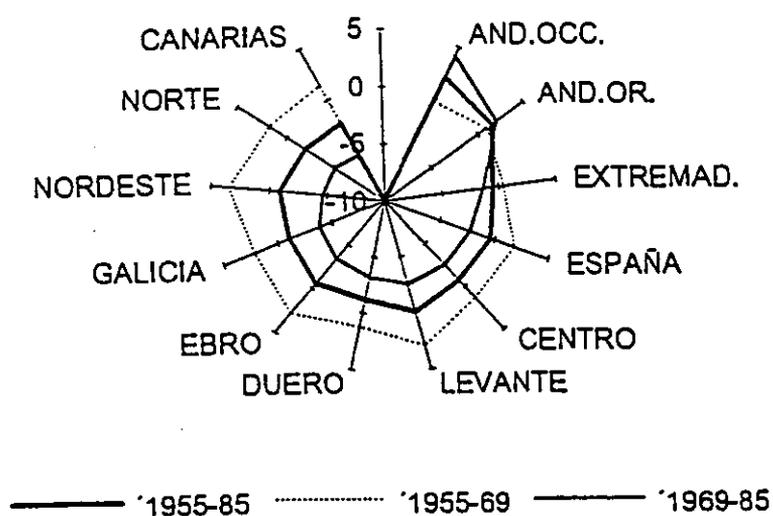
**RENTAS DEL TRABAJO POR CUENTA PROPIA**  
(Tasa de variación anual media acumulativa) (Pts 1973)

Regiones	1955-85	1955-69	1969-85
AND.OCC.	2.11%	-0.23%	4.21%
AND.OR.	1.54%	1.00%	2.03%
EXTREMAD.	-0.55%	0.44%	-1.41%
<b>ESPAÑA</b>	<b>-0.35%</b>	<b>1.84%</b>	<b>-2.23%</b>
CENTRO	-0.77%	1.29%	-2.54%
LEVANTE	-0.05%	2.91%	-2.57%
DUERO	-1.16%	1.22%	-3.20%
EBRO	-0.55%	2.82%	-3.41%
GALICIA	-1.06%	2.23%	-3.85%
NORDESTE	-0.92%	3.41%	-4.56%
NORTE	-1.78%	1.82%	-4.82%
CANARIAS	-2.26%	1.46%	-5.40%

FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 4.1

FIGURA 4.2

TASA DE VARIACION DE LAS RENTAS POR CUENTA PROPIA



Fuente. Elaboración propia a partir del cuadro 4.2

aceleran su crecimiento, tienen tasas de variación negativas. En este período los mayores descensos se producen en el norte, desde Galicia a Cataluña.

En definitiva, en todas las regiones, excepto en las dos andaluzas, al final del período hay menos dinero, en pesetas del año 1973, para repartir que en 1955. No obstante, parece que se ha producido una cierta redistribución a favor de regiones con rentas medias (las dos Andalucías), que ven mejorada su posición relativa, y en contra de regiones también con rentas medias como Nordeste, Duero y Centro, que, al revés que en el caso anterior, ven empeorada la suya.

En el espacio provincial, también los resultados son bastante negativos. Sólo doce provincias tienen tasas positivas de variación en el período 1955-85 (ver cuadro 4.3). La distancia entre la provincia que más crece, que es Almería (+4,04%), y la que más disminuye, Vizcaya (-3,39%), es de más de siete puntos, es decir, mayor que la amplitud regional.

La evolución por períodos es muy irregular. Lo más notable es que cuatro [Almería -0,82%, Jaén -0,85%, Córdoba -0,11% y Huelva -2,18%] de las doce provincias con tasas positivas en 1955-85, tienen tasas negativas en 1955-69. En el primer subperíodo sólo nueve provincias tuvieron tasas de variación negativas en las rentas del trabajo, por cuenta propia; mientras que

**CUADRO 4.3**  
**RENTAS DEL TRABAJO POR CUENTA PROPIA**  
**(Tasa de variación anual media acumulativa) (Pts 1973)**

Provincias	1955-85	1955-89	1989-85
Almería	4.04	-0.82	8.49
Jaén	2.09	-0.85	4.74
Málaga	2.64	0.75	4.33
Murcia	3.69	4.29	3.18
Cádiz	3.30	3.80	2.88
Córdoba	1.23	-0.11	2.41
Huelva	0.18	-2.18	2.29
Sevilla	1.27	1.32	1.23
Albacete	0.17	0.42	-0.04
Cuenca	-0.80	-1.38	-0.29
Cáceres	-0.12	0.40	-0.58
Alicante	-0.47	-0.33	-0.59
Segovia	-1.55	-2.01	-1.15
Granada	-0.58	0.16	-1.21
Huesca	1.43	4.74	-1.38
Zamora	-0.84	0.47	-1.97
Badajoz	-0.84	0.47	-1.97
ESPAÑA	-0.35	1.84	-2.23
Ciudad Real	-0.67	1.25	-2.32
Palencia	-1.47	-0.42	-2.38
Logroño	-0.72	1.28	-2.44
Valladolid	-0.55	1.87	-2.46
Guadalajara	-1.24	0.48	-2.70
Zaragoza	0.38	4.07	-2.77
Salamanca	-1.25	1.00	-3.19
Lérida	1.55	7.31	-3.24
Soria	-2.05	-0.45	-3.44
León	-0.28	3.54	-3.50
Toledo	-0.74	2.58	-3.58
Coruña	-1.25	1.45	-3.58
Pontevedra	-0.30	3.82	-3.78
Lugo	-1.02	2.47	-3.98
Navarra	-1.80	0.91	-4.10
S.C.Tenerife	-1.48	1.89	-4.13
Tarragona	-1.34	2.05	-4.21
Santander	-1.03	2.78	-4.23
Álava	-1.14	2.58	-4.28
Oviedo	-1.93	0.83	-4.28
Orense	-1.75	1.25	-4.31
Valencia	-1.37	2.24	-4.43
Ávila	-1.52	2.04	-4.53
Barcelona	-2.07	0.88	-4.57
Burgos	-1.89	1.95	-5.12
Gulpúzcoa	-1.40	3.58	-5.56
Gerona	-1.84	3.88	-6.07
Madrid	-1.75	3.50	-6.12
Baleares	-2.43	2.99	-6.94
Palmas Las	-3.34	1.23	-7.17
Vizcaya	-3.39	1.54	-7.50
Teruel	-2.97	4.92	-9.38
Castellón	-3.15	6.12	-10.80

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro A.4.1

en el segundo subperíodo, entre el año 1969 y el año 1985, sólo otras ocho, todas del sur peninsular, consiguen mantener sus tasas positivas.

La distribución geográfico-económica de las provincias con mayor tasa de crecimiento está bastante definida. Se sitúan en el sur. En cambio, la asignación geográfica de las provincias con tasas negativas es menos precisa.

La influencia relativa sobre la desigualdad depende de la posición en que se encontraran en el año 1955 y 1985. Tres de las cuatro provincias con una mayor tasa positiva de variación, se encontraban en el año 1955 en las posiciones inferiores del orden retributivo mientras que en el año 1985 se habían colocado en el grupo superior (ver cuadro A.4.1). También, las cuatro provincias que mayor tasa negativa de variación han tenido en el período 1955-85 eran de las que menores rentas por cuenta ajena tenían, por tanto, su posición relativa ha empeorado notablemente.

#### **4.2°.- La evolución del empleo agrario por cuenta propia.**

La dinámica temporal de la cantidad de mano de obra agraria empleada por cuenta propia en España ha tenido una evolución similar a la del total de mano de obra agraria. En efecto, el número de trabajadores por cuenta propia empleados desciende de manera drástica, pasando de casi tres millones y medio en el año 1955 a poco más de un millón doscientos mil (ver cuadro 4.4). La tasa anual media acumulativa de crecimiento negativo es del tres y medio por ciento entre los años 1955 y 1985.

La evolución anual del empleo por cuenta propia implica siempre tasas de variación negativas (ver figura 4.3). No obstante, y siguiendo el esquema de periodificación propuesto como estándar, se aprecia claramente una evolución diferente en cada uno de los dos períodos: 1955-69 y 1969-85. En el primero las tasas de variación son menores que en el segundo, aunque la tendencia en los últimos años es hacia una desaceleración las tasas negativas de variación.

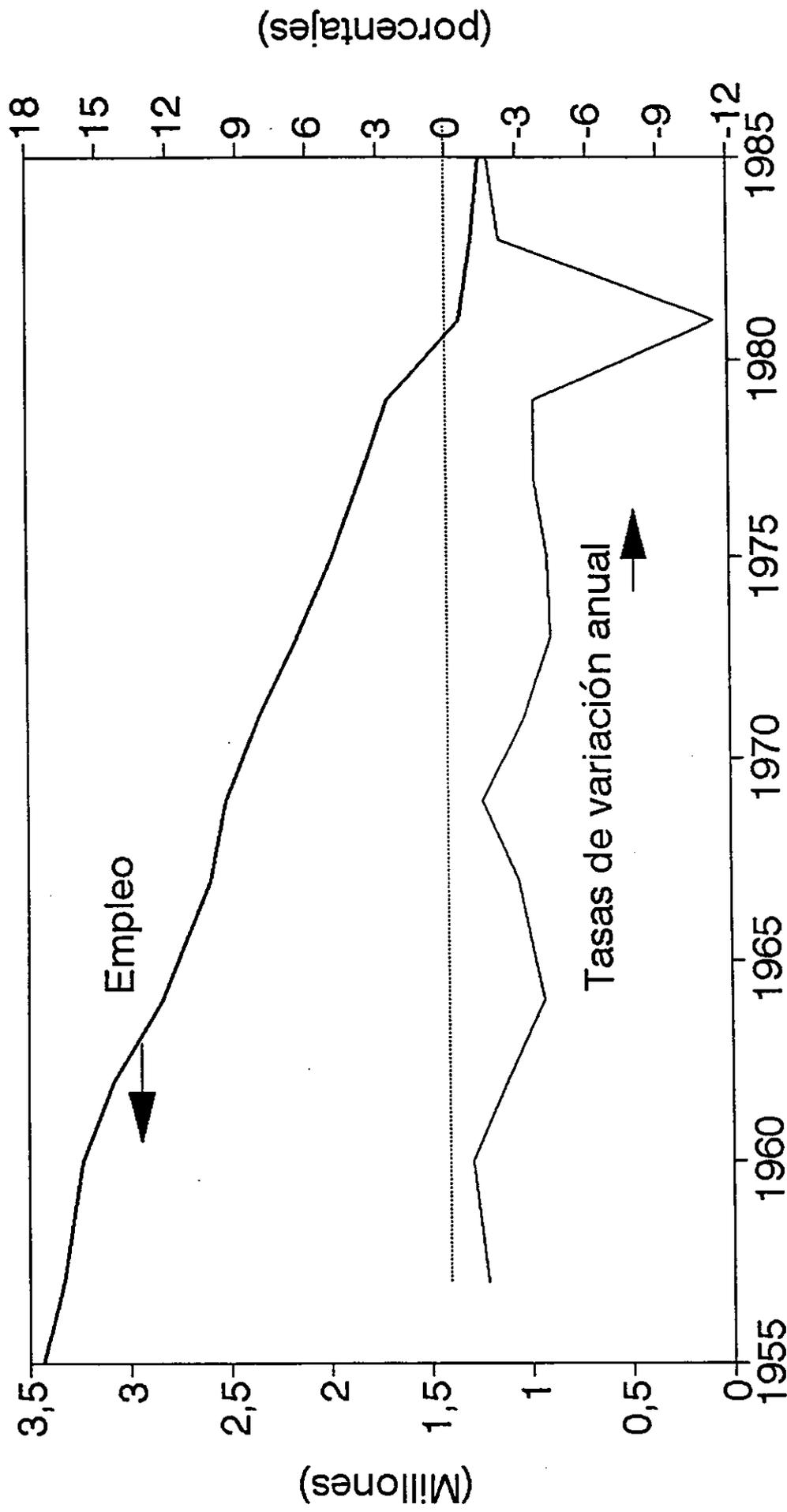
En la época de crecimiento de las rentas por cuenta propia el empleo disminuye a un ritmo inferior a lo que lo hace en los años en que las rentas disminuyen. En esta tendencia general se atisba una disminución del

CUADRO 4.4  
EMPLEO POR CUENTA PROPIA

	1955	1957	1960	1962	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985
Regiones	277.264	265.587	246.418	208.865	182.098	157.916	149.849	138.108	124.553	123.224	116.665	102.946	71.085	62.079	54.6
AND.OCC	172.998	151.197	144.446	137.023	127.040	114.089	109.419	83.419	75.042	47.635	45.969	42.957	30.435	32.589	30.3
AND.OR.	536.652	518.947	517.322	511.059	469.142	432.320	424.027	392.835	346.332	312.654	291.338	267.148	221.107	197.277	185.5
DUERO	297.066	292.542	278.657	275.522	248.606	223.900	215.195	179.006	155.228	137.548	136.312	108.973	77.602	69.012	75.4
CENTRO	365.743	360.587	341.059	278.585	254.266	226.136	202.707	174.163	145.840	117.652	113.016	123.383	67.106	79.985	69.2
LEVANTE	276.697	275.143	267.497	252.146	228.743	211.228	204.939	198.444	173.803	146.450	125.805	122.844	106.113	93.927	92.7
EBRO	302.459	292.876	282.276	268.160	238.759	216.254	214.647	204.432	192.580	157.876	131.336	142.707	122.536	117.586	108.9
NORDEST	174.011	156.610	150.848	138.507	117.587	108.137	101.509	101.146	91.708	86.663	89.940	58.137	45.511	38.346	39.2
EXTREMA	282.039	288.419	274.975	285.574	278.640	239.449	232.475	237.593	229.151	229.895	207.321	200.563	163.089	137.520	136.5
NORTE	106.231	109.341	110.695	106.887	95.475	87.028	85.749	69.792	62.193	52.554	47.885	58.872	42.186	44.696	28.0
CANARIA	620.314	614.498	619.116	618.202	594.930	577.466	578.738	581.128	562.060	566.416	529.716	474.886	386.027	400.236	408.4
GALICIA	3.431.474	3.325.747	3.233.309	3.080.530	2.835.286	2.593.923	2.519.254	2.360.066	2.158.490	1.978.567	1.835.303	1.701.416	1.332.797	1.273.253	1.229.0
ESPAÑA															

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro A.4.2

**FIGURA 4.3**  
**EMPLEO POR CUENTA PROPIA**



FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 2.4

abandono de la actividad agraria por parte de los trabajadores por cuenta propia con la crisis económica.

La diferencia entre la cantidad de mano de obra por cuenta propia empleada entre las regiones con mayor y menor empleo es muy amplia. Tomando por ejemplo el año final del estudio (1985) las cifras van desde los más de cuatrocientos mil empleados en Galicia hasta los poco más de treinta mil de Andalucía Oriental o Extremadura (ver cuadro 4.4 ).

Además, el orden que ocupan las regiones según la cantidad de mano de obra por cuenta propia empleada, se altera en muy pocas ocasiones y esta alteración se produce en las regiones intermedias. Es decir, Galicia y Duero siempre son las que más mano de obra por cuenta propia emplean, mientras que Andalucía Occidental, Canarias y Extremadura las que menos. El cambio más importante es el de Levante, que pasa de ser la tercera región que más trabajadores agrarios por cuenta propia tenía empleados a ser la cuarta que menos tiene.

La distribución de las tasas de descenso en las regiones es bastante homogénea (ver cuadro 4.5). Sólo tres regiones se desvía de forma

CUADRO 4.5

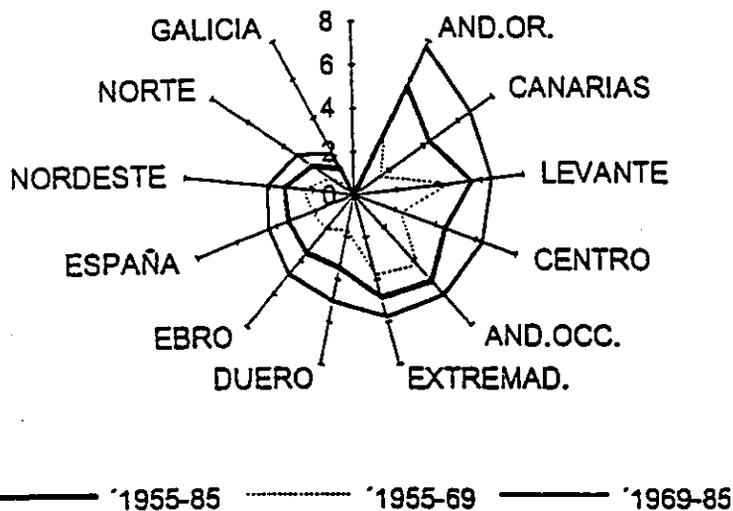
**EMPLEO POR CUENTA PROPIA**  
(Tasa de variación anual media acumulativa)

Regiones	1955-85	1955-69	1969-85
AND.OR.	-5.64%	-3.22%	-7.71%
CANARIAS	-4.34%	-1.52%	-6.75%
LEVANTE	-5.57%	-4.49%	-6.50%
CENTRO	-4.46%	-2.28%	-6.34%
AND.OCC.	-5.27%	-4.30%	-6.11%
EXTREMAD.	-4.84%	-3.78%	-5.76%
DUERO	-3.48%	-1.67%	-5.03%
EBRO	-3.58%	-2.12%	-4.83%
<b>ESPAÑA</b>	<b>-3.36%</b>	<b>-2.18%</b>	<b>-4.39%</b>
NORDESTE	-3.35%	-2.42%	-4.15%
NORTE	-2.39%	-1.37%	-3.27%
GALICIA	-1.38%	-0.49%	-2.16%

FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 4.5

FIGURA 4.4

TASA DE VARIACION DEL EMPLEO POR CUENTA PROPIA



Fuente. Elaboración propia a partir del cuadro 4.5

apreciable de la media española. Por un lado, Galicia<sup>45</sup> (-1,38%), que es la región agraria donde menos disminuye el empleo de la mano de obra agraria por cuenta propia, y por otro lado, Andalucía Oriental (-5,64%) y Levante (-5,57%) que son las regiones donde más disminuye el empleo agrario por cuenta propia.

Si se analizan la evolución de las tasas de variación en cada una de las regiones se obtiene que la caída del empleo se acelera, como sucede con la media española, en el período 1969-85. La aceleración no es totalmente uniforme. la amplitud entre la diferencias mayor y menor pasa de menos de tres puntos a más de cinco (ver figura 4.4). Evidentemente los ritmos anuales observados no son homogéneos.

En la región agraria Duero, con una tasa de disminución del tres y medio por ciento, y Canarias, con una casi del cuatro y medio por ciento, el descenso es continuado en todo el período, incluso se acelera en los años ochenta. En la Centro, que disminuye a un cuatro y medio por ciento, se produce una fuerte y continuada caída hasta el año 1975. Desde ese año hasta el año 1985 se detiene la caída del número de trabajadores por cuenta propia empleados.

---

<sup>45</sup> Es precisamente esta región en la que más mano de obra por cuenta propia hay, aunque es posible que parte de ésta sea ficticia. Es la única región en la que a partir de 1980 el número de trabajadores por cuenta propia crece.

En Ebro, que en la totalidad del período disminuye al tres y medio por ciento, pueden distinguirse dos subperíodos de descenso y dos contención del abandono. Los dos en los que la mano de obra disminuye son entre el año 1955 y 1967 y entre 1971 y el año 1975, mientras que los de contención se producen entre el año 1967 y 1971 y entre 1975 y el año 1985. Algo parecido sucede en la región agraria Nordeste. La cantidad de trabajadores por cuenta propia, que en el conjunto del período disminuye al mismo ritmo que la media española -el 3,46%-, desciende muy rápidamente hasta el año 1967 y desde el 73 al 77. En cambio, entre los años 1967-1973 y 1977-1985, la mano de obra por cuenta propia parece que pierde incentivos para cambiar de actividad y de localización geográfica, puesto que en esos años, el número de trabajadores por cuenta propia no disminuye.

El ritmo es muy distinto en la región Norte, aunque con una tasa de descenso bastante inferior (2,47%) a la que se produce en las regiones anteriores. Entre el año 1955 y el 1975 no hay un descenso del empleo muy apreciable. En cambio, a partir de ese año el descenso es continuado y bastante regular.

Por tanto, en las regiones en las que la tasa de descenso de la cantidad de mano de por cuenta propia es menor que la media española, no parece que se puedan identificar, año a año, subperíodos con ritmos similares.

En el resto de regiones (Andalucía Occidental y Oriental, Levante y Extremadura), la tasa de disminución de la cantidad de mano de obra por cuenta propia empleada es mayor que la media española: Levante, Extremadura y las dos Andalucías.

En Levante y Andalucía Occidental, con unas tasas negativas de crecimiento de más del cinco y medio por ciento, se produce una gran disminución, similar en ambas regiones, hasta el año 1975, especialmente en los últimos seis años. Pero, a partir de ese año, las tendencias se separan. En Andalucía Occidental se paraliza la salida de mano de obra por cuenta propia mientras que en Levante continúa el descenso, aunque muy desactivado.

En Andalucía Oriental, aunque la tendencia a largo plazo es al misma que en las dos regiones anteriores, el mayor descenso se produce hasta el año 1967. A partir de entonces el ritmo de la disminución de la mano de obra empleada es muy pequeño. En cambio, en Extremadura no hay cambio de ritmo. Podemos afirmar que la cantidad empleada de mano de obra agraria por cuenta propia disminuye de forma suave pero continuada a lo largo de los treinta años del período de estudio.

Por tanto, tampoco entre las regiones en las que el ritmo de descenso de la mano de obra por cuenta propia es mayor que la media se

pueden encontrar grandes coincidencias. Sin embargo, ambos subconjuntos de regiones coinciden en que el período 1975-1977 es posible que sean años críticos para la evolución de la cantidad de trabajadores agrarios en bastantes regiones. Por lo menos, así parece ser en Centro, Ebro, Nordeste, Andalucía Occidental y Levante.

En Galicia, que es la región con mas empleo de mano de obra por cuenta propia (más de cuatrocientos mil efectivos en el año 1985) y donde menos disminuye en los treinta años del estudio este empleo (no llega al uno y medio por ciento de descenso anual medio acumulativo), la tendencia es totalmente la contraria que en las regiones anteriores. Es precisamente, a partir del año 1975, hasta 1981, cuando el descenso es más rápido.

La tasa de crecimiento negativo del empleo por cuenta propia es realmente muy homogénea con la evolución de la tasa en el otro colectivo y, por tanto, con la evolución del empleo agrario total.

El estudio de la distribución provincial, tanto del empleo de la mano de obra agraria total como del empleo de la mano de obra por cuenta ajena, dio como resultado la desigual distribución de las tasas de crecimiento, que eran negativas en todos los casos.

Es importante que compruebe si en la mano de obra por cuenta propia sucede lo mismo. En todas las provincias la tasa de crecimiento de la cantidad empleada de mano de obra por cuenta propia es negativa (ver cuadro 4.6).<sup>46</sup>

Pero el descenso no es homogéneo en todas las provincias. La distancia entre el valor en las provincias en las que más disminuye y en las que menos disminuye es muy grande. Por ejemplo en Valencia, Jaén y Málaga el descenso supera el siete por ciento, mientras que en las cuatro provincias gallegas, no llega al dos por ciento.

Por los datos del cuadro 4.6, parece claro que las provincias que más mano de obra agraria por cuenta propia han perdido, se sitúan en el litoral sur de la España Mediterránea. Mientras que en las que menos han disminuido pertenecen al noroeste de la península. Podemos trazar un eje de pérdida de empleo en la mano de obra por cuenta propia: cuanto más al noroeste se sitúe una provincia, menos explotaciones agrarias han desaparecido por el contrario, cuanto mayor es el desplazamiento al sueste desaparecen más.

Si me retrotraigo al estudio de la evolución de la cantidad de mano de obra por cuenta ajena empleada y lo comparo con la distribución

---

<sup>46</sup>El ritmo al que disminuye es similar al de la mano de obra por cuenta ajena, dos centésimas menos del tres y medio por ciento.

**CUADRO 4.6**  
**EMPLEO POR CUENTA PROPIA**  
**(Tasa de variación anual media acumulativa)**

Provincias	1956-86	1955-89	1989-86
Lugo	-0.84	-0.34	-1.28
Orense	-1.67	-1.80	-1.72
Alicante	-4.14	-6.39	-2.13
Pontevedra	-1.16	0.14	-2.27
Santander	-1.79	-0.86	-2.59
Oviedo	-2.18	-1.33	-2.92
Coruña	-1.77	-0.23	-3.10
Almería	-2.52	-1.77	-3.17
Lérida	-2.43	-1.47	-3.26
Álava	-2.68	-1.92	-3.35
León	-2.62	-1.61	-3.49
Segovia	-3.01	-1.89	-3.99
Baleares	-3.30	-2.49	-4.00
Murcia	-4.51	-4.87	-4.20
Gerona	-3.68	-2.96	-4.31
ESPAÑA	-3.36	-2.18	-4.39
Huelva	-5.74	-7.20	-4.44
Teruel	-4.18	-3.78	-4.53
Gulpúzcoa	-3.03	-1.28	-4.54
Zaragoza	-3.32	-1.89	-4.58
Huesca	-2.88	-0.78	-4.69
Toledo	-3.72	-2.59	-4.70
Barcelona	-3.94	-2.96	-4.79
Zamora	-3.14	-1.14	-4.85
Tarragona	-3.81	-2.56	-4.89
Cuenca	-3.57	-2.04	-4.89
Navarra	-3.93	-2.57	-5.10
Salamanca	-3.07	-0.68	-5.12
Soria	-4.59	-3.92	-5.16
Granada	-4.82	-4.25	-5.31
Logroño	-3.62	-1.45	-5.47
Badajoz	-5.08	-4.47	-5.61
Vizcaya	-4.11	-2.19	-5.76
Cáceres	-4.58	-3.02	-5.92
S.C.Tenerife	-3.86	-1.27	-6.08
Albacete	-4.67	-2.92	-6.17
Valladolid	-4.30	-2.07	-6.21
Ávila	-4.53	-2.44	-6.32
Castellón	-4.81	-2.98	-6.38
Burgos	-4.26	-1.33	-6.75
Palencia	-4.64	-2.00	-6.89
Ciudad Real	-4.71	-1.74	-7.23
Madrid	-4.87	-1.46	-7.75
Cádiz	-5.17	-2.00	-7.86
Córdoba	-6.53	-4.97	-7.88
Palmas Las	-5.18	-1.89	-7.96
Sevilla	-4.98	-1.00	-8.33
Jaén	-7.51	-6.31	-8.54
Guadalajara	-6.25	-3.22	-8.82
Málaga	-7.39	-4.08	-10.19
Valencia	-7.59	-4.45	-10.25

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro A.4.3

provincial de las tasas de crecimiento del empleo de la mano de obra por cuenta propia, nos encontramos con que dicha evolución es relativamente parecida, pero al revés. Es decir, donde más cantidad de mano de obra empleada se pierde es en las provincias del noroeste peninsular, mientras que donde menos es en el sur de la España mediterránea.

#### **4º.3º.- Evolución de la renta por trabajador por cuenta propia.**

En el conjunto de la España agraria, la renta por trabajador agrario por cuenta propia ha pasado, de muy poco más de sesenta mil pesetas (valor de la peseta de 1973) a más de ciento cincuenta mil pesetas (ver cuadro 4.7). Casi se han multiplicado por dos y medio, es decir, han crecido a una tasa anual media acumulativa un poco superior al tres por ciento.

El crecimiento de la renta por trabajador por cuenta propia, al igual que en el caso de la mano de obra por cuenta ajena, no es regular a lo largo de todo el período (ver figura 4.5). El crecimiento es irregular hasta la primera mitad de la década del setenta. En este primer período, la homogeneidad con el otro segmento del mercado de trabajo agrario en España es bastante notable. En el segundo período prácticamente se detiene, por lo menos hasta el año 1981.

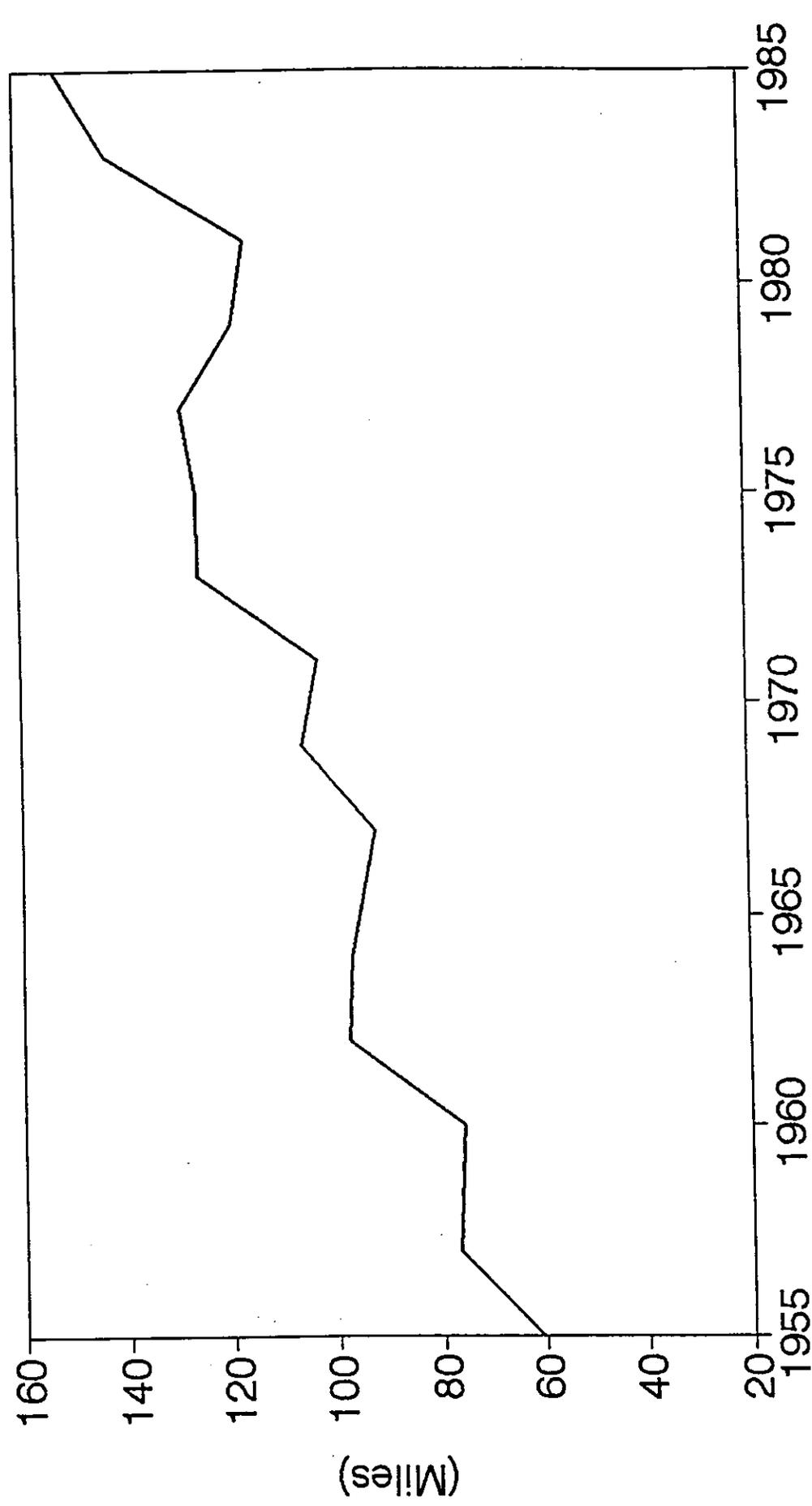
Utilizando como referencia la periodificación general, la renta por trabajador por cuenta propia crece entre el año 1955 y el año 1969 a más de un cuatro por ciento mientras que en el segundo período (1969-85), lo hace a la mitad

CUADRO 4.7  
 RENTAS POR TRABAJADOR POR CUENTA PROPIA (pts. de 1973)

Regiones	1955	1957	1960	1962	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985
AND.OCC	49.258	56.179	60.824	92.342	76.237	76.759	88.247	110.167	171.349	148.259	175.016	162.391	290.702	355.876	467.869
AND.OR.	93.687	115.226	130.370	152.872	145.862	155.200	170.198	241.780	274.859	344.095	356.622	274.875	335.399	347.972	847.118
DUERO	69.784	78.347	58.556	83.504	92.097	95.971	104.715	105.024	116.651	144.808	133.919	105.515	71.145	151.455	142.139
CENTRO	76.201	102.912	88.131	129.836	118.106	101.097	125.917	140.058	211.972	193.313	180.238	225.720	186.970	245.365	237.846
LEVANTE	52.108	81.480	104.133	135.033	133.718	118.349	148.222	144.362	197.737	201.108	206.725	161.409	277.931	276.746	286.334
EBRO	72.569	83.764	89.374	124.057	127.550	106.888	144.565	122.675	159.422	184.333	215.039	188.047	128.691	190.271	183.373
NORDEST	66.605	83.698	101.533	136.710	134.518	122.072	150.124	147.983	173.279	151.714	176.441	155.685	136.020	157.312	140.120
EXTREMA	64.865	105.838	91.817	100.775	94.643	107.217	118.325	121.136	132.017	120.174	112.907	130.775	134.102	115.496	243.855
NORTE	61.858	67.186	65.020	75.894	80.036	81.626	96.583	78.088	87.907	100.213	94.420	83.478	87.781	104.674	74.583
CANARIA	55.797	85.953	76.155	87.196	96.487	81.489	84.726	114.298	123.985	104.732	115.122	117.156	111.158	80.715	106.566
GALICIA	36.570	48.484	44.915	50.403	53.520	53.939	53.400	38.948	45.767	50.722	49.762	50.245	49.420	49.794	40.381
ESPAÑA	7	76.732	75.687	97.500	96.906	92.166	106.331	102.907	125.492	125.758	128.365	118.380	115.751	142.241	152.051

FUENTE: Elaboración propia a partir de los cuadros 4.1 y 4.4

# FIGURA 4.5 RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA PROPIA



FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 2.7

Pasaré ahora a estudiar, siguiendo el método adoptado en el capítulo segundo, la distribución regional de la renta por trabajador agrario por cuenta propia. Para ello, primero, analizaré el orden regional de los pesos relativos y luego la evolución de la renta en cada una de las regiones.

Las regiones en las que los pesos relativos de la renta por trabajador por cuenta propia es menor en 1985 son Galicia y Norte mientras que Andalucía Oriental y Andalucía Occidental son el peso relativo ha sido mayor (ver cuadro 4.8).

La distancia entre los valores regionales de los pesos relativos es enorme. En Galicia y Norte los pesos relativos suponen un cuarto y la mitad del total (España=100). En cambio, para obtener los pesos de Andalucía Oriental y Andalucía Occidental hay que multiplicar la base por cinco y medio y por tres respectivamente.

La evolución de la renta por trabajador por cuenta propia ha sido muy distinta en unas regiones y en otras. En las dos Andalucías, Levante y Extremadura desde el año 1955 al año 1985 ha habido una evolución muy favorable, especialmente a partir del año 1969 (ver cuadro 4.8). Centro y Ebro, que tenían en el año 1955 valores superiores a cien, se mantienen mientras que Duero y Nordeste, que también tenían en el año 1955 valores superiores a

**CUADRO 4.8**  
**TRABAJO POR CUENTA PROPIA. PESOS RELATIVOS. (España=100)**

Regiones	Empleo			Rentas			Rentas por trabajador		
	1955	1969	1985	1955	1969	1985	1955	1969	1985
ANDAL.OC	8,1	5,9	4,4	6,6	4,9	13,7	81,4	83,0	307,7
ANDAL.OR	5,0	4,3	2,5	7,8	7,0	13,7	154,8	160,1	557,1
DUERO	15,6	16,8	15,1	18,0	16,6	14,1	115,3	98,5	93,5
CENTRO	8,7	8,5	6,1	10,9	10,1	9,6	125,9	118,4	156,4
LEVANTE	11,2	8,0	5,6	9,7	11,2	10,6	86,1	139,4	188,3
EBRO	8,1	8,1	7,5	9,7	11,1	9,1	119,9	136,0	120,6
NORDEST	8,8	8,5	8,9	9,7	12,0	8,2	110,1	141,2	92,2
EXTREMA	5,1	4,0	3,2	5,4	4,5	5,1	107,2	111,3	160,4
NORTE	8,2	9,2	11,1	8,4	8,4	5,4	102,2	90,8	49,1
CANARIAS	3,1	3,4	2,3	2,9	2,7	1,6	92,2	79,7	70,1
GALICIA	18,1	23,0	33,2	10,9	11,5	8,8	60,4	50,2	26,6
ESPAÑA	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

FUENTE: Elaboración propia a partir de los cuadros 4.1 y 4.4

cien, descienden unos siete puntos por debajo de la media (España=100). Las dos reducciones más espectaculares se producen en Galicia y Norte. Estas dos regiones, a pesar de estar ya en el año 1969 por debajo del cien, reducen su peso en el total del año 1985 a la mitad de lo representaban en el año 1969.

Con estos resultados, parece evidente que la desigualdad regional de la renta por trabajador por cuenta propia se ha tenido que incrementar bastante. Además, se produce la coincidencia que las regiones donde menos mano de obra asalariada hay y mayor es el grado de minifundismo, se sitúan en los lugares retribuciones por trabajo más bajos. Y por último, son las regiones con mayor superficie por explotación y las hortofrutícolas son en las que la mano de obra por cuenta propia gana más.

En tres regiones agrarias españolas (Levante y las dos Andalucías) la tasa anual media de crecimiento acumulativo supera en más de dos puntos y medio a la media española (ver cuadro 4.9).

En las dos Andalucías la tasa media de crecimiento anual se sitúa en el entorno del siete y medio por ciento. No obstante, las dos regiones no tienen la misma evolución. En Andalucía Oriental, que como se ha visto se mantiene siempre en cabeza, las rentas del trabajo por cuenta propia se aceleran a mediados de la década del setenta, y, rompen en los últimos años

CUADRO 4.9

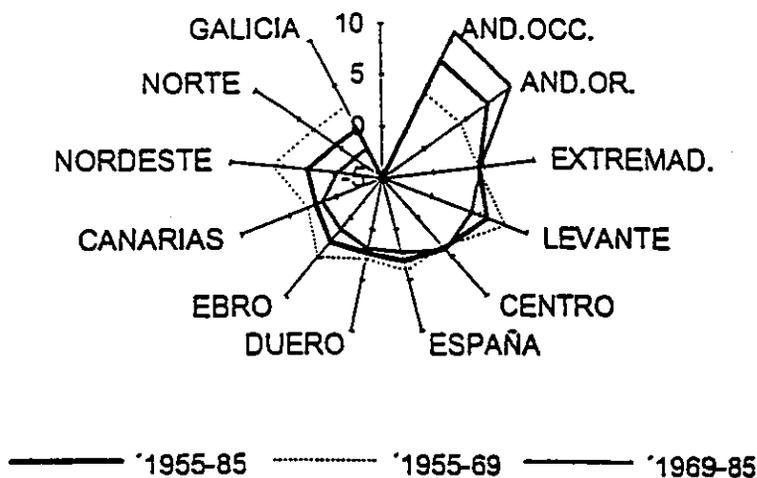
**RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA PROPIA**  
(Tasa de variación anual media acumulativa) (Pts 1973)

Regiones	1955-85	1955-69	1969-85
AND.OCC.	7.79%	4.25%	10.99%
AND.OR.	7.62%	4.36%	10.55%
EXTREMAD.	4.51%	4.39%	4.62%
LEVANTE	5.84%	7.75%	4.20%
CENTRO	3.87%	3.65%	4.06%
<b>ESPAÑA</b>	<b>3.12%</b>	<b>4.11%</b>	<b>2.26%</b>
DUERO	2.40%	2.94%	1.93%
EBRO	3.14%	5.05%	1.50%
CANARIAS	2.18%	3.03%	1.44%
NORDESTE	2.51%	5.98%	-0.43%
NORTE	0.63%	3.23%	-1.60%
GALICIA	0.33%	2.74%	-1.73%

FUENTE. Elaboración propia a partir del cuadro 4.9

FIGURA 4.6

**TASA DE VARIACION DE LA RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA PROPIA**



Fuente. Elaboración propia a partir del cuadro 4.9

del período de estudio. En la Andalucía Occidental, la tendencia es muy similar a partir de los últimos años setenta, pero antes, en cambio, el crecimiento es muy lento, ocupando siempre zonas intermedias en el orden regional de las rentas del trabajo. En Levante, la tercera región donde más crecen las rentas del trabajo por cuenta propia (5,84% de media), y que tienen un peso relativo mayor de cien a partir del año 1969, el crecimiento de la renta por trabajador es bastante regular hasta el año 1971. En los años 1973 y 1981 se producen dos importantes acelerones en el ritmo de crecimiento.

En un entorno, inferior o superior, de la media se encuentran otras cinco regiones agrarias: Extremadura, Centro, Ebro, Nordeste y Duero. En Extremadura, cuarta región en orden de crecimiento (con una tasa media del 4,51%) y que ocupa lugares intermedios en el orden retributivo, el crecimiento, con un ligero descenso entre los años 1973 y 1977, es lento entre los años 1981 al 1983, que se dispara. En la región Centro, que ocupa lugares medio-altos en el orden retributivo, las rentas del trabajo por cuenta propia crecen a una tasa del 3,87%. Pero este crecimiento no es regular a lo largo de los treinta años de estudio. Efectivamente, la renta por trabajador por cuenta propia se eleva muy rápidamente hasta que en el año 1962 empieza un largo período que dura diez años en los que prácticamente no hay incrementos. Afortunadamente, en el año 1973 la renta por trabajador por cuenta propia dan un salto importante, superando las doscientas mil pesetas. A partir de ese año

y hasta el año 1985 crecen muy lentamente, aunque en forma de dientes de sierra.

En la región Ebro, la sexta en crecimiento (+3,14%) y con una tasa igual a la media española, la evolución de la renta por trabajador por cuenta propia es bastante irregular a lo largo de los años estudiados. Hasta el año 1962 la renta crece rápido. Desciende un poco en el año 1964 y se recupera en el 1967, para caer de nuevo en el año 1969. En la década del setenta crece rápidamente hasta el año 1977. Luego vuelve un descenso importante hasta el año 1981, con una ligera recuperación hasta el final.

En la Nordeste, que ocupa un lugar intermedio-bajo a partir de los setenta, la renta por trabajador agrario por cuenta propia crecen a un ritmo medio anual del dos y medio por ciento. En esta región el crecimiento se desacelera a partir del inicio de la década del setenta, manteniéndose a largo plazo el valor alcanzado en el año 1971 hasta el final, aunque con ligeros altibajos coyunturales.

En la región Duero, que crece a una tasa un poco inferior al dos y medio por ciento (+2,40%), y que está siempre en los puestos inferiores-intermedios del escalafón retributivo, el crecimiento de la renta por trabajador por cuenta propia es regular y lento hasta que se estira en el año 1975 y se

desploma después hasta el inicio de los años ochenta, que repunta e incluso, alcanza máximos absolutos (en el año 1983 se sobrepasan las ciento cincuenta mil pesetas).

En las tres regiones agrarias restantes Canarias, Norte y Galicia, el ritmo de crecimiento de la renta por trabajador por cuenta propia es bastante menor que la media española (2,18%; 0,63% y 0,33% respectivamente) y además, las tres son el furgón de cola del orden retributivo.

En estas tres últimas regiones la evolución de las rentas del trabajo por cuenta propia es muy similar, aunque tengan algunas características propias distintivas. En Canarias sólo un par de años rompen la monotonía: el año 1971 durante en el que dichas rentas crecen y el año 1983 el que caen. En la Norte tres años (1969,1979 y 1985) apuntan ligeros descensos. Por último en Galicia, una región con una renta por trabajador por cuenta propia que se sitúa en todo el período en torno a las cincuenta mil pesetas, ni siquiera se nota diferencias entre unos años y otros.

En definitiva, el aumento de la renta unitaria del trabajo ha sido mayor en las regiones que se encuentran bien situadas en el orden retributivo y menos en las que se encuentran en el llamado "furgón de cola" (ver figura

4.6). Por ello, se puede pensar que se ha incrementado de forma notable la desigualdad retributiva regional.

Por último, analizaré el comportamiento provincial de la renta del trabajo para averiguar, como hice en el otro colectivo, la mano de obra por cuenta ajena, y en la total de la mano de obra empleada, si la distribución en ese entorno espacial tiende o no a amortiguar las diferencias regionales.

La diferencia entre las provincias, donde la renta por trabajador es mayor y en las que es menor, es muy grande (ver cuadro A.4.3 y A.4.4) En el extremo inferior del orden retributivo encontramos que, de las quince provincias en las que los trabajadores por cuenta propia ganan menos, cinco de ellas casi no llegan a la mitad de la retribución media en España: Orense, Pontevedra, Coruña, Lugo y Oviedo. En el extremo superior del abanico retributivo, siete de las ocho provincias en las que se gana más del doble que la media porcentual en el sur peninsular. Es decir, se repite, para la mano de obra por cuenta propia la misma orientación geográfica de las regiones que en el total de la mano de obra agraria.

Voy a estudiar la evolución provincial en los treinta años del estudio. En diecisiete provincias la renta por trabajador agrario por cuenta propia crece por debajo de la media española más de un punto, incluso en

Lugo y Orense la tasa es negativa, mientras que en once provincias lo hacen más de dos puntos por encima.

Hemos visto que existen un número similar de provincias en las que el crecimiento se sitúa por arriba y por abajo de la media española. Esto no significa, necesariamente, una equidistribución provincial de las rentas del trabajo agrario por cuenta propia. Estos resultados, no deben esconder la amplia diferencia que existe entre las tasas de crecimiento de las provincias donde el ritmo de crecimiento es mayor y donde es menor porque hay más de diez puntos de diferencia entre las provincias donde más y donde menos crecen (ver cuadro 4.10).

En el intervalo de tasa incluso se producen situaciones extremas en Málaga y Jaén, donde se supera una tasa de crecimiento del diez por ciento, y, Lugo y Orense donde las tasas son negativas.

La distribución provincial de las mayores y menores tasas de crecimiento coinciden, casi siempre, con la distribución regional, por lo que podemos decir que existe una estabilidad regional grande de las tasas provinciales de crecimiento.

**CUADRO 4.10**  
**RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA PROPIA**  
**(Tasa de variación anual media acumulativa) (Pts 1973)**

Provincias	1955-85	1955-89	1989-85
Málaga	10.83	5.03	16.17
Jaén	10.38	5.83	14.52
Almería	6.73	0.97	12.04
Cádiz	8.93	5.91	11.84
Córdoba	8.30	5.12	11.17
Sevilla	6.57	2.33	10.42
Murcia	8.58	9.82	7.88
Huelva	6.28	5.42	7.05
Guadalajara	5.34	3.80	6.71
Albacete	5.08	3.44	6.53
Valencia	6.73	7.01	6.49
Cáceres	4.68	3.53	5.89
Ciudad Real	4.24	3.05	5.30
Palencia	3.32	1.61	4.84
Cuenca	2.87	0.67	4.84
Granada	4.46	4.60	4.33
Valladolid	3.92	3.82	4.00
Badajoz	4.47	5.18	3.86
Huesca	4.44	5.56	3.47
Logroño	3.01	2.77	3.21
Zamora	2.38	1.63	3.04
Segovia	1.50	-0.13	2.95
ESPAÑA	3.12	4.11	2.26
S.C.Tenerife	2.50	2.99	2.07
Salamanca	1.88	1.69	2.04
Ávila	3.16	4.60	1.91
Zaragoza	3.81	6.08	1.87
Soria	2.65	3.62	1.82
Madrid	3.28	5.03	1.77
Burgos	2.48	3.32	1.74
Alicante	3.83	6.47	1.58
Toledo	3.09	5.30	1.20
Navarra	2.22	3.58	1.05
Palmas Las	1.93	3.18	0.86
Tarragona	2.57	4.74	0.71
Barcelona	1.95	3.95	0.23
Lérida	4.07	8.91	0.01
León	2.40	5.24	-0.01
Coruña	0.53	1.89	-0.48
Álava	1.59	4.59	-0.96
Gulpúzcoa	1.68	4.93	-1.08
Oviedo	0.26	2.19	-1.41
Pontevedra	0.86	3.88	-1.54
Santander	0.77	3.65	-1.66
Gerona	2.12	6.83	-1.84
Vizcaya	0.75	3.81	-1.85
Orense	-0.09	2.90	-2.63
Lugo	-0.18	2.82	-2.74
Baleares	0.90	5.62	-3.06
Castellón	1.74	9.39	-4.51
Teruel	1.26	9.04	-5.08

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro A.4.5

Todas las provincias septentrionales de la península -gallegas, vascas y astur-cántabras- pertenecen al grupo donde menos crecen las rentas del trabajo por unidad de trabajo por cuenta propia. Siete de las del Duero se sitúan en el entorno de la media. Y todas las andaluzas están en el grupo donde más se gana.

Los resultados de la distribución provincial de las tasas de crecimiento unidos a los del orden provincial de la renta indican que cuanto más nos acercamos al año 1985, la diferencia entre provincias aumenta. Además, como coinciden las provincias con menores rentas unitarias medias y menores tasas de crecimiento, se puede esperar que este sea un factor por el que las diferencias interregionales de las rentas del trabajo por cuenta propia están amortiguando las totales.

La variación por períodos de las provincias con mayores problemas es parecida a la soportada en el otro colectivo de la mano de obra agraria. En el período 1969-85, catorce provincias tienen una tasa negativa de crecimiento de la renta por trabajador por cuenta propia mientras que en el período anterior, sólo Segovia tenía tasa negativa (-0,13%). En cambio, en las provincias con una mayor tasa de variación es precisamente el período 1969-85 es más favorable para el incremento de la renta por trabajador por cuenta

propia. Evidentemente, esta dinámica está explicada por la evolución muy negativa del empleo agrario

Para terminar el estudio de la renta por trabajador por cuenta propia voy a comparar la evolución de sus dos componentes, ya estudiados en los apartados primero y segundo.

Tanto en España como en cada una de las regiones agrarias que he definido, la cantidad de mano de obra agraria empleada disminuye más que la variación de las rentas (ver cuadros 4.2 y 4.5). Por tanto, en el conjunto de España, la renta por trabajador por cuenta propia aumenta. De igual modo sucede en cada una de las regiones, pero el crecimiento es desigual.

En las regiones en las que menos decrece el empleo por cuenta propia es donde más disminuyen las rentas totales del trabajo agrario por cuenta propia. En las regiones agrarias Norte y Galicia la cantidad de mano de obra empleada disminuye más de tres puntos más despacio que en las dos Andalucías o Levante, mientras que las rentas totales también disminuyen en más de un punto por encima que el crecimiento medio, que es positivo.

Justo lo contrario al resultado anterior es lo que sucede en las regiones agrarias en las que mayor es el descenso de la cantidad de mano de

obra por cuenta propia es empleada en la producción agraria. Las tres regiones cuyo empleo agrario por cuenta propia disminuye a un ritmo medio anual de más del cinco por ciento, tienen un crecimiento positivo en sus rentas.

Es decir, se incrementan las diferencias regionales en la retribución del trabajo agrario por cuenta propia. Este resultado es similar al que obtuve al estudiar el conjunto de la mano de obra agraria.

Queda únicamente para terminar este capítulo, analizar si sucede lo mismo en el espacio provincial. Si compararemos la variación del total de rentas de trabajo por cuenta propia entre la provincia donde más crece y la provincia en que más disminuye, se aprecia que la diferencia es grande, más incluso que en espacio regional: casi ocho puntos de diferencia entre el crecimiento en una provincia y en la otra.

Además, al comparar las variaciones de las rentas totales del trabajo y del empleo, se obtiene un diferencial que incrementa la desigualdad provincial retributiva. En cinco de las seis provincias que menos mano de obra por cuenta propia pierden en el período, el crecimiento anual medio es negativo. En cambio, en cinco de las seis provincias en que es mayor el crecimiento anual medio de las rentas totales del trabajo es mayor, pierden mano de obra a un ritmo superior al cuatro y medio por ciento, un punto por

encima de la media de descenso en España. Es decir, igual que sucede para el conjunto de la mano de obra agraria, la desigualdad en la distribución provincial es todavía más amplia que la regional.

#### 4°.4°. Evolución de las disparidades regionales y provinciales.

Del análisis descriptivo realizado hasta el momento, se ha desprendido la posibilidad de que la distribución espacial de la renta por trabajador agrario por cuenta propia se haya hecho más desigual del año 1955 al año 1985. A continuación estudiaré, midiéndola, cómo ha evolucionado la desigualdad retributiva interregional. La desigualdad en las retribuciones del trabajo de la mano de obra por cuenta propia, tiene una evolución creciente (ver cuadros 4.11 4.12), tanto para el espacio regional como para el provincial<sup>47</sup>.

Al comparar la evolución de la desigualdad regional y provincial (ver figura 4.7), he resaltado tres resultados. Primero, la tendencia de los dos índices es relativamente paralela, identificándose dos claros períodos: uno de estabilidad y otro de crecimiento de las desigualdades. Segundo, la mayor parte de la desigualdad total está explicada por la desigualdad regional. Tercero, primero hay un proceso de convergencia y luego otro de signo contrario entre las desigualdades en los dos entornos espaciales medidos.

El crecimiento de la desigualdad regional de la renta por trabajador por cuenta propia es notable. En el año 1955 el coeficiente de

---

<sup>47</sup>Los tres índices son consistentes. Al igual que para el segmento de la mano de obra por cuenta ajena, he preferido no poner las representaciones gráficas de los índices tipificados en el texto.

**CUADRO 4.11**  
**RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA PROPIA**  
**(Disparidades regionales)**

AÑOS	GINI	CV	THEIL
1955	0,139	0,250	0,032
1957	0,139	0,251	0,032
1960	0,177	0,316	0,050
1962	0,190	0,336	0,059
1964	0,177	0,313	0,051
1967	0,159	0,287	0,042
1969	0,194	0,343	0,062
1971	0,246	0,457	0,108
1973	0,280	0,498	0,129
1975	0,266	0,497	0,122
1977	0,288	0,530	0,139
1979	0,280	0,503	0,125
1981	0,342	0,676	0,196
1983	0,345	0,637	0,193
1985	0,450	0,998	0,363

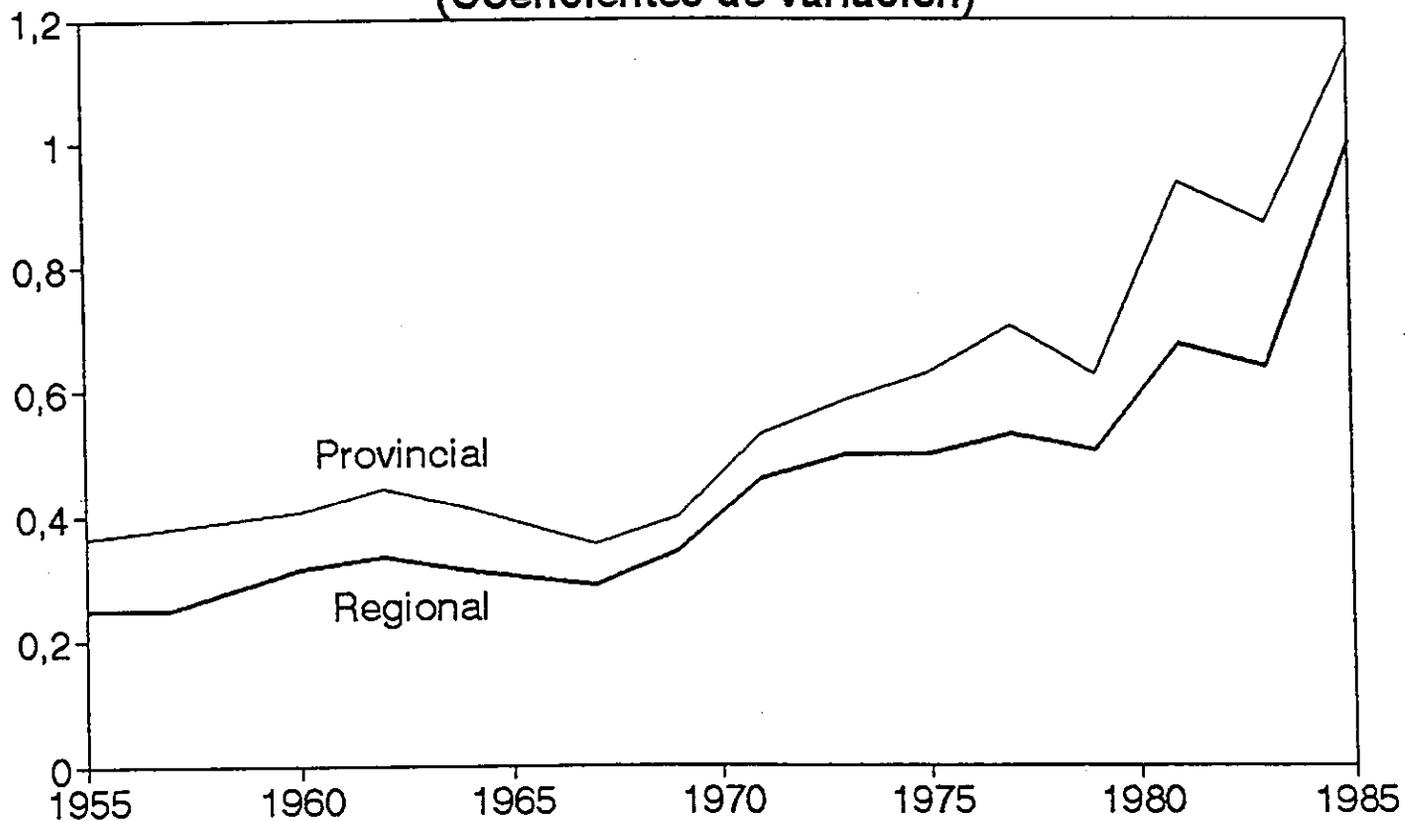
**FUENTE.** Elaboración propia a partir del cuadros 3.1 y 3.4

**CUADRO 4.12**  
**RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA PROPIA**  
**(Disparidades provinciales)**

AÑOS	GINI	CV	THEIL
1955	0,198	0,365	0,063
1957	0,207	0,382	0,070
1960	0,221	0,404	0,077
1962	0,242	0,443	0,093
1964	0,227	0,414	0,080
1967	0,199	0,354	0,063
1969	0,229	0,399	0,082
1971	0,294	0,530	0,139
1973	0,324	0,583	0,166
1975	0,331	0,628	0,176
1977	0,357	0,701	0,209
1979	0,339	0,624	0,183
1981	0,411	0,935	0,305
1983	0,413	0,868	0,290
1985	0,491	1,157	0,440

**FUENTE.** Elaboración propia a partir del cuadros A.4.1 y A.4.2

**FIGURA 4.7**  
**RENDA POR TRABAJADOR POR CUENTA PROPIA**  
**(Coeficientes de variación)**



FUENTE. Elaboración propia a partir de los cuadros 4.11 y 4.12

variación alcanzó el cuarto de punto mientras que en el año 1985 se quedó a dos centésimas del punto. Es decir, un crecimiento de más del setenta por ciento en treinta años.

No obstante la marcada tendencia señalada en el párrafo anterior, es fácil distinguir dos subperíodos distintos que, además, coinciden con los subperíodos marcados de las desigualdades en la mano de obra por cuenta ajena. Estos subperíodos son del año 1955 al 1967, y desde de 1967 hasta el año 1985. En el primero, las desigualdades crecen a un ritmo más lento que el segundo subperíodo.

Comparando los resultados de medir la desigualdad regional de la renta por trabajador por cuenta propia y los obtenidos en los dos capítulos anteriores, se puede que la evolución de la desigualdad distributiva de la renta por trabajador, ya sea en conjunto o por cuenta propia o ajena, sigue unas pautas similares. Aunque el segmento principal responsable de la evolución de la desigualdad regional de la renta por trabajador sea el segmento por cuenta propia. Los valores del coeficiente de variación son mucho más altos en el colectivo por cuenta propia que en el colectivo por cuenta ajena.

Por tanto, un resultado interesante es que, en el período de reinserción en el capitalismo mundial y el crecimiento de la economía

española, el grado de desigualdad retributiva interregional es muy elevado. Además, vuelve a surgir la hipótesis de que los ciclos económicos pueden tener algún efecto sobre la evolución de la desigualdad. Parece que la crisis económica tiene, sobre la desigualdad retributiva de la mano de obra por cuenta propia, unos efectos pro-cíclicos: los problemas económicos se ven acompañados por un incremento de la desigualdad regional.

En el segmento de la mano de obra por cuenta propia la desigualdad intrarregional tiene una evolución mucho más ambigua que en el segmento de la mano de obra por cuenta ajena (ver cuadro 3.13)

CUADRO 4.13

RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA PROPIA

Disparidades Intraregionales (Coeficientes de variación)

Regiones	1955	1957	1960	1961	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	198
ANDALUCIA OR.	0,122	0,147	0,185	0,216	0,127	0,204	0,266	0,352	0,386	0,436	0,393	0,358	0,465	0,596	0,60
AND.OOC.	0,292	0,354	0,278	0,293	0,318	0,227	0,148	0,162	0,194	0,384	0,605	0,347	0,384	0,221	0,15
DUERO	0,293	0,350	0,304	0,279	0,285	0,271	0,281	0,435	0,366	0,489	0,586	0,459	0,495	0,434	0,39
CENTRO	0,132	0,156	0,165	0,288	0,346	0,125	0,227	0,142	0,190	0,157	0,318	0,198	0,531	0,353	0,16
LEVANTE	0,255	0,333	0,185	0,276	0,148	0,113	0,108	0,087	0,232	0,186	0,184	0,155	0,768	0,495	0,50
EBRO	0,358	0,226	0,221	0,242	0,295	0,242	0,115	0,126	0,126	0,155	0,105	0,285	0,512	0,547	0,36
NORDESTE	0,225	0,148	0,328	0,347	0,246	0,130	0,127	0,210	0,324	0,352	0,323	0,379	0,355	0,401	0,25
EXTREMADURA	0,162	0,384	0,213	0,198	0,197	0,275	0,267	0,339	0,235	0,225	0,104	0,088	0,084	0,027	0,13
NORTE	0,146	0,120	0,137	0,316	0,270	0,197	0,241	0,254	0,321	0,421	0,493	0,538	0,345	0,394	0,27
CANARIAS	0,161	0,109	0,168	0,195	0,260	0,167	0,173	0,323	0,362	0,317	0,132	0,017	0,162	0,003	0,07
GALICIA	0,266	0,311	0,241	0,224	0,097	0,258	0,249	0,139	0,071	0,158	0,278	0,276	0,401	0,271	0,24

FUENTE: Elaboración propia a partir de los cuadros A.4.1 y A.4.2

## **CAPÍTULO 5º**

### **FACTORES EXPLICATIVOS DE LA DESIGUALDAD INTERREGIONAL EN LA DISTRIBUCIÓN DE LAS RENTAS POR TRABAJADOR AGRARIO.**

## **5°.1°.- Principales aportaciones teóricas al estudio de las diferencias en**

### **la renta del factor trabajo.**

En los capítulos anteriores he examinado la dinámica de los elementos que definen la distribución de la renta por trabajador en la agricultura española. A lo largo de los mismos he procurado, además, describir en que medida los cambios responden a la tendencia dispar de sus dos componentes, el empleo agrario y las rentas del trabajo agrario, tanto en España como en las distintas regiones y provincias.

No se debe caer en la ilusión de considerar que las causas de la desigualdad retributiva interregional quedan explicadas por la distinta evolución regional de esos elementos. En este capítulo trataré de ir más allá e indagar sobre los factores últimos que explican la evolución de las disparidades entre las rentas que perciben los trabajadores de las distintas regiones españolas entre los años 1955 y 1985

Las opciones que existen cuando se quiere enfocar el estudio de la distribución espacial de la renta son diversas: desde un enfoque micro o macroeconómico a un enfoque hedónico o uno funcional. En este trabajo utilizo una aproximación macroeconómica y funcional.

Para desarrollar el análisis económico aplicado, primero comentaré algunos problemas de definición de conceptos que marcan la investigación empírica sobre este tema. En segundo lugar, recogiendo de la literatura económica y analizando su significado en la producción agraria, plantearé una serie de variable explicativas (cíclicas, institucionales y tendenciales) que responden a relaciones funcionales alternativas. Por último, contrastaré las distintas relaciones funcionales

No pretendo aquí revisar críticamente toda la literatura sobre diferencias salariales, sino, tan sólo, comentar los rasgos básicos de su marco teórico. Durante el proceso de expansión de la economía mundial después de la Segunda Guerra Mundial, la denominada economía laboral se concentró en el desarrollo de un enfoque teórico que, volviendo a utilizar sustratos clásicos, difuminase, en la mayor medida posible, la distinción entre la fuerza de trabajo de la mano de obra y los otros factores productivos<sup>1</sup>.

Este renovado impulso neoclásico de la economía laboral utiliza el significativo *mercado laboral*. Y lo utiliza en un doble sentido: como *mercado de salarios* y como *mercado de puestos de trabajo*<sup>2</sup>.

El mercado de trabajo entendido como *mercado de puestos de trabajo* es "el área, definida ocupacional, industrial y geográficamente, dentro de la que los trabajadores están

---

<sup>1</sup> No es por casualidad que el término que se acuña para superar la diferencia sea él de "capital humano". Se puede consultar G.S.Becker: *Human Capital*. New York, National Bureau of Economic Research, 1964.

dispuestos a moverse de un puesto de trabajo a otro (...) El mercado es el que distribuye los puestos de trabajo"<sup>3</sup>. El mercado de puestos de trabajo es, la manera como ven los agentes económico-sociales del mundo empresarial el mercado de trabajo.

En cambio, los economistas entienden y estudian el mercado de trabajo como un *mercado de salarios*<sup>4</sup>. El mercado de trabajo entendido, como mercado de salarios es "el área dentro del que existiría un precio único si no existiesen las imperfecciones. El mercado de trabajo fija el precio"<sup>5</sup>.

La elaboración de una teoría de los salarios tiene dos objetivos complementarios. Uno, dibujar, idealizando, los rasgos básicos del mundo real mediante un esquema de interrelaciones de dependencia. Y dos, identificar los factores que permitan calcular, el salario en cuanto se valoren dichos factores. Al mismo tiempo, la teoría dirá también "en el caso de una diferencia de salarios entre dos períodos o dos países, a qué debe, finalmente, atribuirse la diferencia"<sup>6</sup>.

A finales de siglo XVIII, pero sobre todo el siglo XIX, se desarrollaron los gérmenes de las teorías salariales de la actualidad. Surgen teorías salariales tanto por el lado de la demanda de fuerza de trabajo como por el lado de la oferta de fuerza de trabajo. Las

---

<sup>2</sup> Esta clasificación la propone C.Kerr: *Mercados de trabajo y determinación de los salarios*. Madrid, Ministerio de Trabajo y SS col Economía, 1985 [el original se publicó como "Labor Markets: their Character and Consequences". *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, mayo, 1950.

<sup>3</sup> C.Kerr: op. cit., 1985, p.61

<sup>4</sup> J.Hicks: *Teoría de los salarios*. Barcelona, Ed.Labor Col. Biblioteca Universitaria, 1973.

<sup>5</sup> C.Kerr: op. cit., 1985, p.61

explicaciones teóricas que se ofrecen en el siglo pasado son rígidamente deterministas. La escuela clásica pone su énfasis en razones del lado de la oferta, mientras que los marginalistas se centran en el lado de la demanda de fuerza de trabajo.

El enfoque por excelencia del salario en la escuela clásica es la denominada "teoría de la subsistencia". En ésta, el salario de un obrero es "el precio necesario que permite a los trabajadores, uno con otro, subsistir y perpetuar su raza, sin incremento ni disminución"<sup>7</sup>.

La formulación más simplificada de esta teoría es corregida, tanto por Ricardo como por Marx, al introducir los factores culturales como determinantes de la definición de subsistencia. Hasta cierto punto, es el primer intento de dinamizar la teoría salarial, haciendo jugar un papel determinante a la dimensión temporal, a la variable tiempo histórico; aunque D.Ricardo y K.Marx sostenían la existencia de un precio de equilibrio a largo plazo, situado en el umbral de la subsistencia. El mecanismo que aseguraba el salario en su umbral de subsistencia es distinto en ambos autores; mientras D.Ricardo usó una teoría ad hoc, la "ley malthusiana de la población", K.Marx introdujo la idea de un excedente de capacidad productiva, el "ejército industrial de reserva".

En el propio análisis clásico se encuentra el germen de las teorías por el lado de la demanda de fuerza de trabajo. Según la teoría del valor trabajo de los clásicos, el empresario al invertir capital, lo que hacía era anticipar los salarios de los trabajadores. Por tanto, el capital

---

<sup>6</sup> M.Dobb: *Salarios*. México, Fondo de Cultura Económica, 1975, p.80.

<sup>7</sup> D.Ricardo: *Principios de Economía Política y Tributación*. México D.F., Fondo de Cultura Económica, 1959, p.71.

es el fondo de salarios que el empresario está dispuesto a invertir. De esta manera, el salario no era, sino el cociente entre el capital y el número de trabajadores.

Las limitaciones teóricas de la doctrina del Fondo de Salarios, se ampliaron al empezar los economistas a considerar el capital más como un flujo que como un stock "cualquier incremento de la productividad del trabajo (ya debido a un cambio en su eficiencia misma o a algún otro factor) apresuraría un flujo acelerado de capital, aumentando con ello la demanda de mano de obra"<sup>8</sup>. Nació la llamada teoría de la productividad marginal.

Esta nueva forma de analizar el mercado de trabajo se violentó al afirmar que los salarios, la retribución de la fuerza de trabajo se hacía igual a su aportación a la sociedad: la productividad marginal. La principal debilidad de esta teoría fue que necesitaba un doble requerimiento: acudir a una explicación exógena de cómo se determina la oferta de trabajo y suponer la no variabilidad de la oferta de los otros factores productivos.<sup>9</sup>

En esta línea crítica, merecen especial atención los planteamiento de A.Marshall. Este autor analiza de manera interrelacionada, los factores que determinan la oferta y la demanda de mano de obra. El salario será determinado por el juego interdependiente de los oferentes y demandantes de fuerza de trabajo. A pesar del esfuerzo sintetizador de A.Marshall,

---

<sup>8</sup> M.Dobb: op. cit., 1975, p.91

<sup>9</sup> Por ejemplo, si la Fuerza de trabajo es un factor relativamente escaso y los otros factores son abundantes, la productividad marginal del trabajo es alta. En resumidas cuentas, los tipos de interés, el estado de la técnica y la eficacia en la organización empresarial son también factores de los que depende la productividad del trabajo. Un trabajo magnifico que se puede consultar sobre las influencias e implicaciones teóricas de la productividad es J.B. Clark: *The Distribution of Wealth. A Theory of Wages, Interest and Profits*. New York, Sentry Press, 1965.

la teoría de los salarios no quedó establecida definitivamente, sino que se limitaba a fijar los confines entre los que puede variar la retribución del trabajo.

La debilidad teórica de las explicaciones de la formación de salarios, influye de forma determinante en el desarrollo de los enfoques no teóricos -empíricos- para el estudio de las diferencias salariales. El primer planteamiento completo del problema de la diferencia salarial, lo realiza A.Smith en 1776<sup>10</sup>. A.Smith señala cinco factores que pueden determinar la dispersión salarial: lo agradable-desagradable de un trabajo, el coste de aprendizaje, la eventualidad del trabajo, la confianza o responsabilidad que el trabajador recibe en la empresa y la variabilidad o incertidumbre de los rendimientos monetarios del trabajo.

A.Smith enfoca su análisis por el lado de la oferta de mano de obra y, además, sus cinco factores son coherentes con un modelo de competencia perfecta. Si existiera la posibilidad de ventajas netas no relacionadas con estos cinco factores, el supuesto de libre y perfecta movilidad de los factores productivos aseguraría el salario de equilibrio.

Al constatar los economistas del siglo diecinueve que la teoría no se ajustaba a la realidad, dado que existían diferencias salariales no explicadas por los cinco factores de A.Smith, introdujeron la idea de que posiblemente había restricciones endógenas a la libre

---

<sup>10</sup> A.Smith: *Investigación sobre la naturaleza y causas de la riqueza de las naciones*. México, Fondo de Cultura Económica, 1979.

competencia<sup>11</sup>. Pero hay que esperar hasta 1890 a que A.Marshall<sup>12</sup>, siguiendo las intuiciones de J.S.Mill, integrase las diferencias salariales en un contexto no competitivo.

A partir de A.Marshall existen dos claras tendencias en la economía laboral. La de aquellos que se empeñan en salvar, a cualquier precio, el modelo de competencia perfecta, y la de aquellos que intentan trabajar en un modelo no competitivo -llámese oligopolista, monopolista, segmental o de competencia imperfecta. A la primera tendencia, pertenecen los autores del llamado <capital humano>. Para éstos, las diferencias salariales son función de la inversión realizada en aprendizaje, en educación<sup>13</sup>. En la segunda tendencia se incluyen los llamados institucionalistas. Para dichos autores, las diferencias salariales ,tienen su origen en la segmentación del sistema económico. Esta segmentación genera mercados de trabajo con factores institucionales propios<sup>14</sup>.

---

<sup>11</sup> Fue J.S.Mill el primer autor importante que, con sus denominados <grupos no competitivos> puso una duda a la teoría de la competencia perfecta. Pero este autor se quedó en una fase meramente intuitiva, no explicó ni el origen ni el comportamiento de dichos grupos.

<sup>12</sup>A. Marshall: *Principios de Economía*.Madrid, Ed.Aguilar, 1963<sup>4</sup>

<sup>13</sup> Los dos economistas más relevantes, los padres, de esta corriente son T.H.Schultz y G.S.Becker.

<sup>14</sup> Los economistas más importantes de esta tendencia son H.Parnes, M.J.Piore y P.T.Doeringer.

## 5°.2°.- Un modelo de desigualdad interregional de la renta por trabajador.

En esta segunda parte del capítulo quinto voy a plantear el modelo de desigualdad salarial. Es decir, la identificación y formalización de las variables que influyen en la distribución espacial de las retribuciones medias del trabajo agrario en el estado español.

Las deficiencias en la definición estrictamente teórica, que acabamos de ver, lastran el análisis empírico. En el enfoque empírico de la dispersión retributiva, se pueden aportar distintas ópticas por su objeto. Es posible que el esfuerzo tipológico más amplio sea el realizado por Reynolds y Taft<sup>15</sup>.

En el trabajo al que se hace referencia, estos autores establecen cinco tipos de distribución de las rentas del trabajo: personal, ocupacional o profesional, sectorial, espacial y empresarial. A pesar de que en este trabajo el hilo conductor será la dispersión espacial, en realidad dicha dispersión salarial depende de una interconexión dinámica del conjunto de factores.

El estudio de las diferencias espaciales en la distribución de las rentas del trabajo se ha realizado tradicionalmente con un prisma hedónico<sup>16</sup>. Con el método hedónico se

---

<sup>15</sup> L.G.Reynolds y C.Taft: *The Evolution of Wage Structure*. New Haven, Yale U.P., 1956.

<sup>16</sup> Y la gran mayoría de los estudios económicos se refieren a los Estados Unidos de Norteamérica. Citaré sólo aquellos que tuvieron mayor resonancia:

construyen modelos cuyas variables son las características básicas de la población a estudiar - sexo, localización geográfica, raza, educación, tipo de actividad, edad, etcétera- "En su versión paramétrica la teoría del precio (del trabajo) hedónico afirma la existencia de una relación <razonablemente bien ajustada> entre los precios de los diferentes productos (el trabajo) y el conjunto de varias características"<sup>17</sup>

El resultado común a la mayor parte de dichos estudios es que existen, simultáneamente, diferencias compensatorias -por ejemplo diferencias en dotación de capital humano- y no compensatorias -grupos no competitivos: por ejemplo, blancos y negros-.

El problema que se plantea en un análisis empírico de este tipo es identificar las características que efectivamente son relevantes y qué forma funcional adoptan. En la resolución, aunque es fundamentalmente empírica, creo que se pueden usar ciertos criterios analíticos. Esto implica un cierto distanciamiento del enfoque ortodoxo de características o atributos básicos.

---

V.R.Fuchs y R.Pertman: "Recent trends in Southern Wage Differentials". *Review of Economics and Statistics*, agosto 1960.

V.R.Fuchs: "Differential in Hourly Earnings, by Region and City Size". *Occasional Paper n°101*, New York, N.B.E.R. 1967.

L.E.Galloway: "The North-South Wage Differential". *Review of Economics and Statistics*, agosto 1963.

G.W. Scully: "Interstate Wage Differentials. A cross Section Analysis". *American Economic Review*, diciembre 1969.

E.A. Hanushek: "Regional Differences in the Structure of Earnings". *Review of Economics Statistics*, mayo 1973; y "Alternative Models Earnings Determination and Labor Market Structure". *Journal of Human Resources*, primavera 1981.

M.W. Reder: "The Theory of Occupational Wage Differentials". *American Economic Review*, N°45, 1955.

<sup>17</sup> A.García Ferrer: "Análisis de las diferencias interprovinciales en España. Una aproximación hedónica". *Investigación Económica*, n°10, 1979. Sobre un aspecto más general se puede consultar J. Palacio Morena: "Distribución funcional y personal de la renta", en J.L. García Delgado (Dir): *Lecciones de economía española*. Madrid, Civitas, 1993 y J.Vicente Perdiz y L.Borge: *Cuantificación de la política regional*. Valladolid, Junta de Castilla y León, 1990

En este nuevo planteamiento, las preguntas relevantes no son sobre los atributos básicos, sino sobre que tipo factores influyen en la variación a lo largo del tiempo en la distribución de las rentas del trabajo<sup>18</sup>. Pueden ser factores micro o macroeconómicos. Al ser el ámbito del análisis temporal, he preferido escoger una óptica macroeconómica<sup>19</sup>.

A continuación paso a plantear el método de selección de las variables o factores que voy a estudiar como elementos del modelo explicativo. Como ya he señalado en capítulos anteriores, los años en los que se estudia el comportamiento de la variable es la etapa de la reinsertión de la economía española en los circuitos internacionales. Tanto para la economía española como para los países industriales, la mayoría de los años pertenecen a una época dorada de crecimiento -la producción y el comercio internacional crecen en los países industriales-.

Existen las suficientes razones empíricas para que se pueda aceptar como hipótesis de trabajo la propuesta por Reynolds y Taft en el año 1956<sup>20</sup>. La aplicación de la idea básica de dicha hipótesis a la agricultura, es que el crecimiento económico generará en la agricultura diferencias espaciales de mecanización e innovaciones de semillas y tratamientos fito

---

<sup>18</sup> Se ha afirmado que en el análisis de la distribución espacial se pueden utilizar los instrumentos analíticos habituales "The model outlined in Section I can be also applied to explain differences in the skill margins that exist among different regions of The United States and among different countries" en B.W.Reeder: "The Theory of Occupational Wage Differentials". *American Economic Review*, nº45, 1955. También otros reputados autores han sostenido planteamientos similares. Ver por ejemplo J.R. Hicks y M.Debe en sus ya citadas *Teoría de los salarios y Salarios* respectivamente.

<sup>19</sup> Es sabido que el enfoque microeconómico se ha utilizado en la mayoría de los análisis transversales. Una revisión interesante de los trabajos realizados con ambos enfoques se puede consultar en J.Lorences: *El comportamiento de las diferencias salariales en la industria española 1965-1981*. Universidad de Oviedo, Servicio de Publicaciones.

<sup>20</sup> L.G.Reynolds y C.H.Taft: op.cit. 1956.

y zoonosanitarios. Esta diferencia es la que posiblemente genere las diferencias de la productividad aparente de la mano de obra.

Dado el modelo de acumulación del capitalismo, es lógico suponer que una parte de ese incremento de productividad aparente de la mano de obra se transfiere a los trabajadores<sup>21</sup>.

En este razonamiento exclusivamente empírico subyace la proposición de la microeconomía de que existe una relación teórica entre la retribución del trabajo y la productividad. En efecto, si se supone que el mercado de trabajo funciona como cualquier otro mercado de mercancías, en el que la mercancía que se compra y se vende es la fuerza de trabajo. La remuneración del trabajo aparece como el precio de la compra-venta, es decir, un precio de mercado "La mano de obra, al igual que las demás cosas que se compran y se venden, y que pueden aumentar y disminuir en cantidad, tiene su precio natural y su precio de mercado. El precio natural de la mano de obra es el precio necesario que permite a los trabajadores, uno con otro subsistir y perpetuar su raza (...) El precio de mercado de la mano de obra es el precio que realmente se paga por ella, debido al juego natural de la proporción que existe entre la oferta y la demanda; la mano de obra es costosa cuando escasea, y barata cuando abunda. Por más que el precio de mercado de la mano de obra se desvíe de su precio natural, tiende, al igual que lo bienes, a conformarse con él" <sup>22</sup>.

---

<sup>21</sup> ver R. Boyer: *La flexibilidad del trabajo en Europa: un estudio comparativo de las transformaciones del trabajo asalariado en siete países entre 1973 y 1985*. Madrid, Ministerio de Trabajo y SS, 1986

<sup>22</sup> David Ricardo: *Principios de Economía política*. México, FCE, 1959, pp. 71 y 72.

Lo D. Ricardo nos está diciendo, formulado en términos marginalistas es que en condiciones de equilibrio de competencia perfecta, el salario vacía el mercado "Como sea que en equilibrio es necesario que la demanda total sea igual a la oferta total, el salario debe ser aquél que facilite el que se dé trabajo a todos los obreros (...) en forma tal que no quede abierta ninguna posibilidad a los empleados para que puedan beneficiarse cambiando de empresa."<sup>23</sup>.

Para que la demanda total de trabajo iguale en la forma descrita a la oferta total de trabajo es necesario que se cumplan dos condiciones: La primera es que cada trabajador reciba el mismo salario cuando realiza el mismo trabajo; y la segunda es que "el salario iguale el valor de la producción marginal de los trabajadores"<sup>24</sup>.

La relación teórica establecida por la microeconomía marginalista entre la retribución del trabajo y la productividad marginal permite establecer la hipótesis de trabajo de que también entre la renta del trabajo y la productividad media existe una cierta relación. Dicha relación podríamos verbalizarla como *la retribución del trabajo es una función de la productividad media*. Evidentemente, en el caso de competencia perfecta y desde el punto de

---

<sup>23</sup> J.R.Hicks: *La teoría de los salarios*. Barcelona, Ed. Labor S.A., 1973, pp. 22 y 23.

<sup>24</sup> J.R.Hicks op. cit p.21. También A. Marshall en sus *Principles* (Edición en español en Ed. Aguilar 1963) desarrolló una aproximación al concepto y medición del salario algo diferente. Marshall lo formuló en términos de producto neto del trabajo de tal forma que el salario debería igualar dicho producto neto.

vista teórico<sup>25</sup> debe existir una fuerte correlación entre las dos variables: renta por trabajador y productividad media.

Por tanto, creo que esta justificado, tanto teórica como empíricamente, suponer que la distribución de la productividad aparente de la mano de obra agraria es un factor explicativo de largo plazo, tendencial, en la distribución de las rentas del trabajo.

La reacción competitiva expuesta en los párrafos anteriores se enmarca en el largo plazo. Pero además, el análisis económico general permite pensar, y algunos de los datos de los capítulos dedicados al estudio descriptivo así lo parecen sugerir, que también existen factores cíclicos que afectan a las diferencias en las rentas del trabajo<sup>26</sup>.

En primer lugar, si se utiliza de una forma razonable el análisis teórico, no es descabellado pensar que en el corto plazo las diferencias salariales entre las regiones dependen de un desequilibrio entre la oferta y la demanda de trabajo. Wachter en el citado trabajo, ya clásico en la literatura sobre diferencias salariales, escoge la tasa de paro como variable que aproxima el desequilibrio del mercado de trabajo.

---

<sup>25</sup> Aunque no conviene olvidar las palabras del propio Hicks, que previenen sobre las diferencias entre la realidad y el deseo "Pero no podemos llegar a concluir que esta igualdad de salarios y productividades marginales deberá actualmente existir en la práctica, porque el mercado real de trabajo está difícilmente en equilibrio en el sentido que estamos exponiendolo" J.R.Hicks: op. cit p.21.

<sup>26</sup> Ver por ejemplo, M.L.Wachter: "Cyclical Variation in the Interindustry Wage Structure". *American Economic Review*, marzo, 1979.

En segundo lugar, comprobaré la hipótesis de F.Holzman y M.Bronfenbrenner<sup>27</sup>.

Aunque la justificación teórica que dan dichos autores es confusa, creo que es una idea intuitiva muy sugerente: la variación del nivel de precios tiene efectos anti-cíclicos en la distribución de las rentas del trabajo.

Además de los factores cíclicos y de la productividad, la existencia de un Estado beligerante en la distribución de la renta y la riqueza, y de Organizaciones de defensa de los intereses de los trabajadores -sindicatos<sup>28</sup> - nos permite pensar que pueden existir factores de tipo institucional<sup>29</sup>.

En definitiva, voy a estudiar la desigualdad espacial en la renta por trabajador agrario como una función en la que las variables explicativas iniciales son: la disparidad espacial de la productividad aparente del trabajo, la tasa de paro como variable que aproxima el desequilibrio del mercado de trabajo, los precios agrarios, la actividad redistribuidora del estado, y la influencia de los sindicatos.

---

<sup>27</sup> F.Holzman y M.Bronfenbrenner: "A Survey of Inflation Theory". *Surveys of Economic Theory*, voll, 1965.

<sup>28</sup> Sobre la influencia de los sindicatos en las diferencias salariales hay numerosos trabajos, tanto desde un enfoque micro como desde el macroeconómico. El estudio pionero en el enfoque moderno lo realizó H.G.Lewis en 1963 (H.G.Lewis: *Unionism and Relative Wages in The United States*. Chicago, University of Chicago, 1963. En España el trabajo pionero en este enfoque lo realizó J.L.Malo de Molina en su tesis doctoral J.L.Malo de Molina: *Mercado de trabajo y estructura salarial: el caso español 1963-1975*. Madrid, Servicio de Publicaciones de la Univ. Complutense de Madrid.

<sup>29</sup> La mayoría de los estudios pertenecen a la denominada escuela institucionalista americana.

### 5°.3°. El contraste del modelo. Estimación una a una.

En este tercer apartado del capítulo quinto, una vez justificadas doctrinalmente las tres hipótesis sobre los factores que determinan las diferencias retributivas espaciales en el tiempo, contrastaré dichas hipótesis para los datos del mercado de trabajo agrario español entre los años 1955 y 1985.

La hipótesis tendencial o de largo plazo, que ya fue justificada anteriormente, es que las diferencias espaciales en la renta del trabajo dependen de las diferencias espaciales de la productividad aparente del trabajo<sup>30</sup>.

Pero antes de relacionar ambos índices de desigualdad, se debe establecer una relación funcional entre la renta por trabajador y la productividad. El motivo de este paso previo es que un índice de desigualdad puede estar asociado a varias distribuciones distintas.

En las figuras 5.1 y 5.2, que representan los datos de los cuadros 5.1 y 2.11, se puede apreciar la similar evolución a largo plazo tanto de la productividad aparente -medida

---

<sup>30</sup> El debate surgido en torno al problema de la medición de la productividad es muy antiguo. Durante mucho tiempo en el análisis aplicado sólo se han utilizado instrumentos de origen neoclásico -incluso por autores que se identificaban con enfoques keynesianos, marxistas. Es en este sentido como se tienen que entender las puntualizaciones de algunos autores españoles como Segura en J. Segura :*Función de producción, macrodistribución y desarrollo*. Madrid, Ed. Tecnos, 1969.

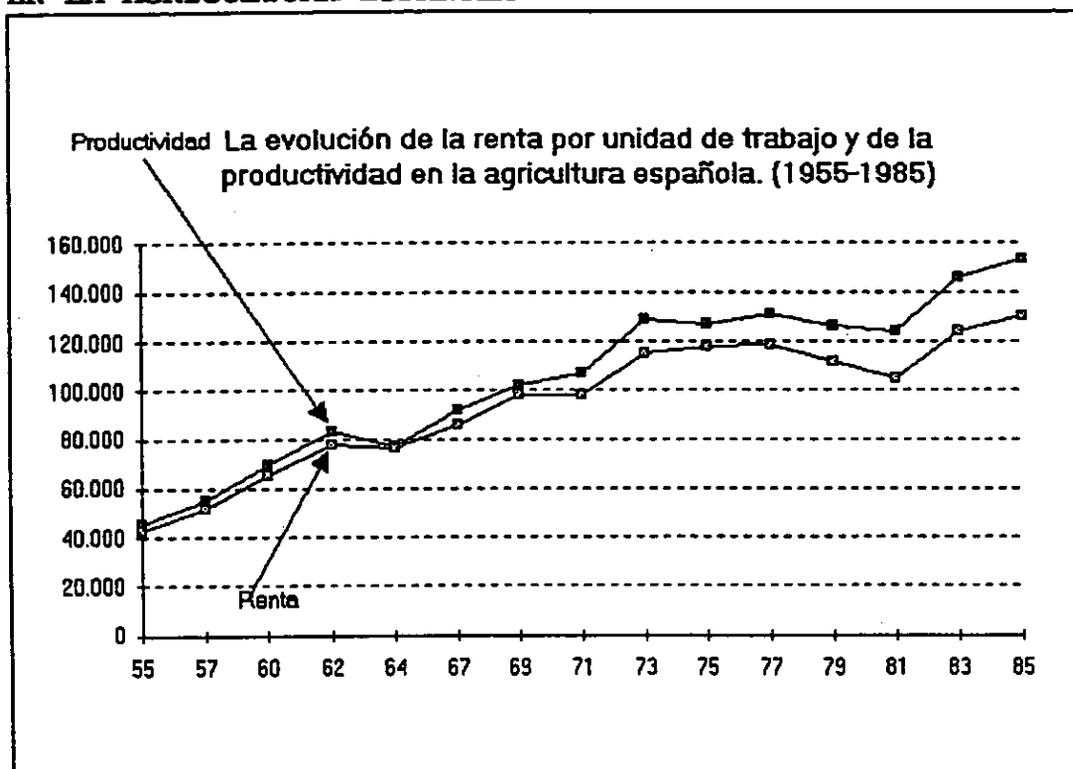
Voy a utilizar la productividad aparente del trabajo frente a la alternativa de productividad global porque el estudio se centra en la renta unitaria del trabajo; esta misma razón es la que mueve a J.Colino (dir) : op. cit. 1990. Sobre productividad global se pueden consultar los trabajos de C. San Juan Mesonada: *Eficacia y rentabilidad de la agricultura española*. Madrid, MAPA, cap. IV, 1986; y "El capital real en la agricultura española". *Revista de estudios Agro-Sociales*, nº137.

**CUADRO 5.1  
VARIABLES INDEPENDIENTES DEL MODELO**

AÑOS	Precios pagados/ percibidos RRI (1)	Tasa de paro (Inversa) INVU (2)	Subvenciones (netas de Imp.) (Millones pts 1973 IS (3)	Productividad del trabajo		
				España (pts 1973) PRD (4)	(Coeficientes de variación)	
					provincial (5)	regional PRDCV (6)
1955	75	69,44	1.769	53.707	0,297	0,200
1957	75	86,96	1.940	66.696	0,291	0,177
1960	77	74,07	2.117	70.620	0,288	0,216
1962	82	87,72	2.315	90.395	0,310	0,242
1964	80	68,49	2.769	86.848	0,329	0,269
1967	86	55,56	1.004	92.309	0,278	0,223
1969	93	70,92	2.730	102.489	0,337	0,281
1971	91	51,55	1.806	107.226	0,385	0,317
1973	100	37,04	3.853	108.652	0,419	0,340
1975	90	24,75	8.307	126.589	0,425	0,331
1977	101	17,67	9.824	130.692	0,479	0,359
1979	94	11,05	17.821	121.381	0,433	0,345
1981	78	6,84	40.745	123.951	0,419	0,327
1983	77	5,53	62.644	145.703	0,477	0,380
1985	74	4,50	67.900	153.436	0,516	0,451

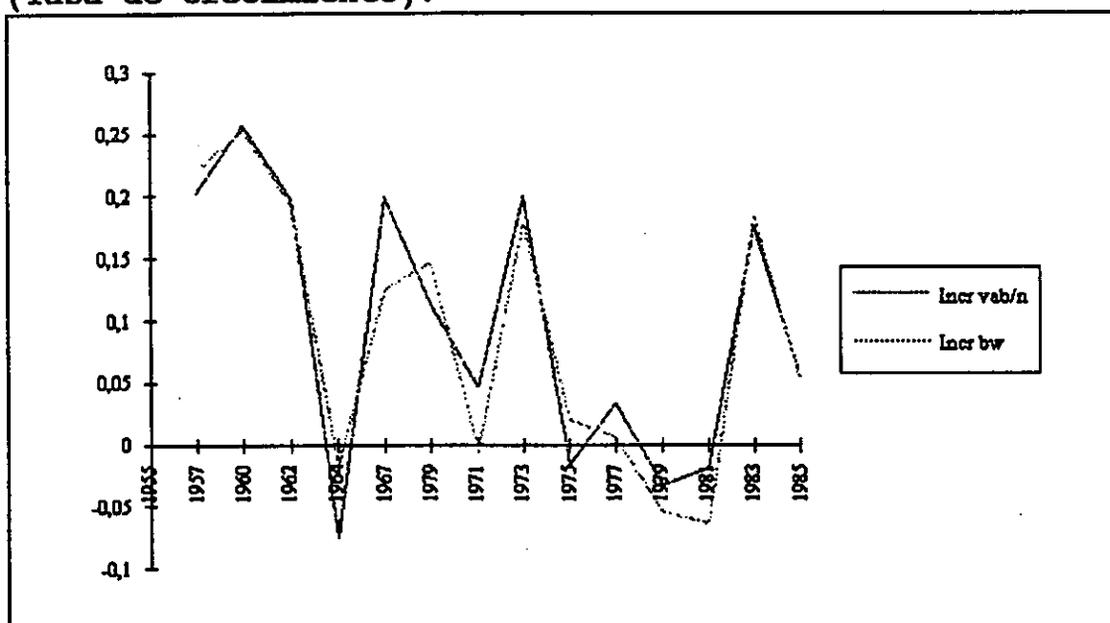
FUENTE. Elaboración propia a partir de: (1) Y (3); MAPA;(2) INE Y (4), (5) Y (6) cuadros A.5.1 y A.5.2.

**FIGURA 5.4**  
**RENDA POR TRABAJADOR Y PRODUCTIVIDAD APARENTE DEL TRABAJO**  
**EN LA AGRICULTURA ESPAÑOLA**



Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de los cuadros 5.1 y 2.7

**FIGURA 5.2**  
**RENDA POR TRABAJADOR Y PRODUCTIVIDAD APARENTE DEL TRABAJO**  
**EN LA AGRICULTURA ESPAÑOLA**  
**(Tasa de crecimiento)**



Fuente. Elaboración propia a partir de los datos del cuadro 5.1 y 2.7

como la relación entre el valor añadido bruto a coste de factores y el empleo- y la renta por trabajador agrario, así como de sus incrementos respectivos.

El análisis gráfico no rechaza la hipótesis de que existe alguna relación entre la productividad y las rentas del trabajo. Además, el coeficiente de correlación alcanza un valor superior al noventa y nueve por ciento. Por último, he realizado un ajuste con un pool de datos y los resultados son muy buenos: por ejemplo, el  $R^2$  de la regresión es superior al noventa y cinco por ciento con ciento sesenta y tres grados de libertad.

Los resultados obtenidos permiten aceptar la hipótesis de que, si existe alguna influencia de la productividad en las rentas del trabajo agrario, esta es del mismo signo: un incremento de la productividad influiría en un incremento de los salarios, y viceversa.

Una vez que hemos dejado claro que tanto la rentas por trabajador agrario como la productividad, y sus incrementos respectivos, se mueven en el mismo sentido, es posible analizar la hipótesis de trabajo adoptada: las distribución regional de la productividad influye en la disparidad de las rentas unitarias regionales del trabajo agrario.

El índice de desigualdad de la productividad, medido por el coeficiente de variación (prdcv), crece desde el 0,2968 en el año 1955 a 0,5161 en el año 1985 (ver cuadro 5.1). Este crecimiento no es completamente regular. Entre el año 1955 y el año 1969 el crecimiento es muy lento, de tal manera que los valores absolutos se mantiene en cifras similares. Pero desde ese año hasta el final el crecimiento es muy vivo.

Si se comparan gráficamente la evolución de los coeficientes de variación de las rentas (bwcv) y de la productividad (prdcv), se obtiene una idea de bastante paralelismo entre ambas.

Esta primera idea intuitiva, obtenida del estudio descriptivo, sobre la posible relación causal existente entre las dos variables, se ve reforzada al calcular el coeficiente de correlación. El valor de dicho coeficiente supera el noventa y cinco por ciento (0,9572). Ahora que se tienen los resultados descriptivos suficientes para plantear el análisis de regresión univariante.

Dado que después interesa estimar los efectos que sobre la desigualdad en la renta por trabajador tiene la dispersión de la estructura del empleo y la dispersión de la estructura productiva, voy a utilizar el cuadrado de los dos índices de disparidad, de la renta (bw2cv) y de la productividad(prd2cv), para contrastar la hipótesis. La ecuación estimada es:

$$bw2cv = -0,023 + 0,765prd2cv$$

(11,03)

El  $R^2$  de la estimación es 0,91<sup>31</sup> y los test reflejan buenos resultados. La variable independiente es significativa para el nivel de confianza prefijado [ para un  $\alpha=0,05 > \alpha_1=0,001$ ]; El estadístico F, que sirve para contrastar la hipótesis de si los coeficientes en la

---

<sup>31</sup>El coeficiente de determinación es la razón entre la varianza explicada por la regresión y la varianza total.

regresión son cero, es 121,54; el logaritmo de la función de verosimilitud (Log. likelihood), que sirve para evaluar la estimación de los coeficientes, es 41,77.

Para terminar el análisis sobre la calidad del ajuste de las variables, y su relación económica significativa, es necesario distinguir entre la correlación estadística y la causalidad económica. A todos se nos ocurren ejemplos en que se ponen en cuestión la validez de las técnicas econométricas porque entre los valores de dos variables observadas en el tiempo sin aparente relación, se observa un coeficiente de correlación muy alto.

En este trabajo voy a adoptar el enfoque de causalidad en sentido de Granger para determinar si las relaciones encontradas entre las variables del modelo son espurias o, si por el contrario, tienen sentido.

Sean  $X_t$  y  $Y_t$  dos series de tiempo. Para saber si están bien establecidas las relaciones entre la variable dependiente  $X_t$ , a explicar, y la independiente  $Y_t$ , la explicativa, el enfoque de Granger estudia si los retardos de una son estadísticamente significativos en la explicación de la otra. Es decir, si en la predicción de una, influye la otra. En el test la hipótesis nula es que  $X_t$  es no Granger-cause de  $Y_t$ . El test da los valores del estadístico F. Si el valor es bajo no se rechaza la hipótesis nula; si el valor es alto, se rechaza.

El valor del estadístico F en el test de causalidad en el sentido de Granger en el contraste de las diferentes hipótesis implica que podemos rechazar que la disparidad de la

productividad por trabajador no se causa la disparidad de la renta por trabajador; el valor de la F para rechazar la hipótesis de que  $bw_{2cv}$  no está causada por  $prd_{2cv}$  es de 13,5.

Estos buenos resultados no esconden el grado de agregación de la variable productividad, ni que el mismo índice de disparidad puede ir asociado a distintas distribuciones. Respecto a lo segundo, he mostrado ya gráficamente que la variación de la renta por trabajador y de la productividad tienen el mismo signo. Respecto a la primera pega, quizá más importante que la segunda, la desigualdad en la distribución regional de la productividad es la conjunción de otras dos desigualdades espaciales: el número de trabajadores y el capital.

La evolución de la productividad está determinada por el modelo tecnológico socialmente elegido, es decir, por la técnica utilizada y la cantidad, intensidad y calidad de la mano de obra<sup>32</sup>.

El sistema puede incorporar técnicas productivas que no afecten a la composición factorial, técnicas que ahorren trabajo, y técnicas que ahorren tierra o capital. La adopción de cualquiera de las alternativas dependerá del criterio o conjunto de criterios de elección social de técnicas<sup>33</sup>. Después de la revolución industrial, cuando menos, se considera al

---

<sup>32</sup> La calidad e intensidad, al menos, dependen de la retribución que se espera obtener. Es decir, se podría trabajar con la hipótesis de que tanto el salario como la productividad son, en el modelo dos variables endógenas. La experiencia práctica y diversos estudios empíricos justifican esta hipótesis de trabajo. Aunque si bien es verdad que, estos estudios lo han sido sobre actividades no agrarias, es razonable, por las características de la producción agraria española, pensar que se refuerza en el caso del mercado de trabajo agrario español. No obstante, dejo esta cuestión para un trabajo posterior.

<sup>33</sup> Una vez que se defina socialmente la dirección que tomará la innovación tecnológica, la elección de un determinado equipo productivo o la introducción de una mejora depende de, alternativa o combinadamente, los siguientes criterios privados de elección:

conocimiento tecnológico como un factor de progreso social<sup>34</sup>, tanto en la tradición cultural y científica burguesa como en la socialista<sup>35</sup>

En otros términos, se puede afirmar que en la innovación tecnológica, los dos factores que afectan de manera directa a la relación de trabajo aplicada son: la elección social de cuál va a ser la dirección del conocimiento tecnológico que se seguirá y la rapidez en la difusión de las nuevas tecnologías.

La innovación en la producción agraria se materializa a través de: 1) cambios en la forma de cultivar; 2) la mejora de semillas; 3) los tratamientos sanitarios de las plantas y el ganado; y 4) la máquinas utilizadas.

---

a) criterio del coste mínimo. La introducción de una mejora o la sustitución de una maquina puede ser consecuencia de que los costes se reduzcan a causa de que: 1) La oferta de trabajo se reduzca y, manteniéndose constante la demanda, se incrementen los salarios de tal manera que el incremento del coste retributivo sea mayor que el coste de los medios de producción; y 2) La demanda de productos se incremente de tal manera que no sea posible incrementar la producción con un incremento de fuerza de trabajo empleada.

b) criterio de reputación social. En este caso la adopción de una determinada técnica nueva -por ejemplo un tractor de último modelo- viene determinada por la influencia del marketing en esa sociedad dada.

c) criterio de la comodidad individual en la realización del trabajo o de la calidad de vida laboral.

Conviene explicar que utilizo los términos <social> o <socialmente> no en un sentido de elección democrática, sino como lo que interesa y realiza la clase social que es hegemónica en el modo de producción capitalista.

<sup>34</sup> No sería justo olvidar una corriente histórica, que aunque minoritaria, de inspiración anarquista que ve en las maquinas, al enemigo directo de la conservación de los puestos de trabajo. Ejemplos importantes de este tipo de planteamientos los tenemos, en los militantes anarcosindicalistas andaluces de antes de la guerra civil española y en la revolución francesa de 1848. Recientemente se ha reavivado la polémica sobre la posible <no bondad y no neutralidad> de la ciencia y la técnica, sobre todo en dos direcciones: 1) las máquinas como reguladoras de la organización disciplinaria del trabajo y 2) la ciencia como destructora del ecosistema.

<sup>35</sup> A partir de la definición marxista de capital constante como trabajo acumulado, se origina una corriente de análisis en la que, la dirección que toma la investigación y su materialización en la actividad productiva en general, y agraria en particular, depende del estadio concreto en que se encuentre el desarrollo del modo de producción capitalista. Y por tanto, la contradicción entre las diferentes alternativas de incrementos de productividad se hace patente: incrementos de la productividad si bien la tecnología no es en sí misma ni buena ni mala.

De la cuatro posibilidades, las tres últimas vienen reflejadas en las "Cuentas de Capital de la Agricultura Española" -Patrimonio y Formación Bruta de Capital Fijo-. En el análisis de esas Cuentas de Capital, se observa con claridad, que la inversión se ha concentrado en la partida contable <mecanización> (ver cuadro 5.2).

**CUADRO 5.2**  
**FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL<sup>36</sup> FIJO EN LA AGRICULTURA<sup>37</sup>**  
**(porcentajes del total)**

PARTIDAS 1977-1979	MEDIA 1974-1976	MEDIA
Maquinaria	29,9	44,9
Regadíos	3,9	12,6
Mejoras	17,7	21,3

**Fuente.** *Elaboración propia a partir de los datos de Formación Bruta de Capital Fijo de MAPA Las Cuentas Del Sector Agrario números 5 y 10.*

Es decir, en España se ha optado socialmente por un modelo de desarrollo agrario que incorpora una tecnología capaz de obtener rápidos incrementos de la productividad por unidad de trabajo, a la vez que se liberaba una gran cantidad de mano de obra para que pudiera pasar de la producción agraria al modo de producción capitalista.

<sup>36</sup> La medición del capital en la agricultura es un tema espinoso tanto desde el punto de vista teórico como del práctico. Un trabajo interesante de medición es C.San Juan Mesonada: "El capital real en la agricultura española". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 137, 1986.

<sup>37</sup> He escogido precisamente estos dos subperíodos por que, de los datos existentes, reflejan los años críticos de la evolución del esfuerzo tecnológico realizado por los campesinos para modernizar sus explotaciones.

Por tanto, el modelo tecnológico socialmente elegido es un modelo de incremento de los rendimientos por unidad de trabajo. Sus dos elementos esenciales<sup>38</sup> son: 1) la incorporación de la nueva técnica y 2) Los cambios en la estructura del empleo.

Para distinguir lo que aporta cada uno de estos dos elementos a la variación de la productividad, voy a utilizar el método que propone J.Lorences<sup>39</sup>. Los dos nuevos índices con los que vamos a trabajar, que son una descomposición del cuadrado del coeficiente de variación de la productividad, son: el índice de dispersión de la estructura del empleo (ES) y el índice de dispersión de la productividad media (EP).

Antes de calcular los índices propuestos, comprobaré si existen razones empíricas que justifiquen su cálculo. En cuadro 5.3 se puede apreciar que a partir de la consolidación de la crisis económica, los incrementos de productividad se sitúan siempre por debajo del 0,1 por uno -haciéndose negativos en los años 75, 79 y 81-, mientras que hasta esas fechas, éstos se habían situado en torno al 0,2 por uno.

---

<sup>38</sup> A pesar de que estos dos elementos son indisociables causalmente -¿quién fue antes el huevo o la gallina- tenemos que hacer un esfuerzo segmentador, que reflejaremos más adelante.

<sup>39</sup> J.Lorences op. cit. La idea básica de la propuesta es elegir un año de referencia -1973 en nuestro estudio- y descomponer el cuadrado del índice de dispersión de la productividad en dos: el índice de dispersión de la estructura del empleo (ES) -mano de obra por cuenta propia y ajena- y el índice de dispersión de la productividad media (EP). Además, en este trabajo se justifica, la relación entre variación de los salarios y variación de la productividad media. La formulación es sencilla e interesante:

$$CV_i = [CV(W)]^2 = [\sigma/W_i]^2 = [Var(w)]/W_i^2 \quad \text{donde,}$$

$$Var(W)_i = [\sum (W_{it} - W_i)^2 * n_{it}] / N_i$$

$$N_i = \sum n_{it}$$

$$W_i = \sum (n_{it}/N_i) * W_{it}$$

$$\text{Por tanto, } CV_i = \sum (n_{it}/N_i) (W_{it}/W_i - 1)^2$$

**CUADRO 5.3****PRODUCTIVIDAD Y EMPLEO AGRARIO EN ESPAÑA.  
(Crecimiento por períodos)**

PERÍODO	PRODUCTIV.	M.O.AJENA	M.O.PROPIA
1955-1957	20,33	-3,18	-3,37
1957-1960	25,78	-4,29	-2,57
1960-1962	19,84	-6,94	-4,63
1962-1964	-07,52	-6,31	-7,95
1964-1967	19,88	-8,96	-8,51
1967-1969	11,30	-3,81	-2,87
1969-1971	04,62	-5,27	-6,31
1971-1973	19,98	-8,20	-8,54
1973-1975	-01,60	-8,66	-8,33
1975-1977	03,24	-8,78	-7,10
1977-1979	-03,29	-6,42	-7,43
1979-1981	-01,88	-16,55	-21,66
1981-1983	17,47	-8,58	-4,46
1983-1985	05,33	-3,14	-3,47

*Fuente. Elaboración propia a partir de los cuadros 5.7, 3.4 y 4.4.*

Los incrementos del empleo se mantienen negativos y estables a lo largo del período, con una caída más apreciable en el empleo asalariado que en el familiar. Si complementamos los resultados del cuadro 5.3 con los del cuadro 5.4, que representa las diferencias en la renta del trabajo entre ambas categorías socio-laborales, es razonable pensar que la estructura del empleo en cada región puede afectar a las desigualdades retributivas.

Los resultados anteriores me permiten pensar que existe una doble influencia. Voy a reflejar la incidencia del cambio en la estructura del empleo agrario calculando un índice de dispersión de la estructura del empleo (ES), que mida la variación de la dispersión retributiva cuando varía la estructura del empleo, y el cambio en la productividad media, con un índice de dispersión (EP), que mida la variación de la dispersión retributiva cuando varía la estructura productiva. Calcularemos dichos índices (ver cuadro 5.5) con la fórmula propuesta por J.Lorences:

$$ES = \sum \left\{ \left( \frac{n_{it}}{N_t} \right) \left[ \left( \frac{BW_{i1973}}{BW_{1973}} \right) - 1 \right] \right\}$$

donde,

$BW_{1973}$  Renta del trabajo media en España en 1973.

$WB_{i1973}$  Renta del trabajo media en  $i$  en 1973.

$n_{it}$  Número de trabajadores por cuenta ajena en  $i$  y año  $t$ .

$N_t$  Número de trabajadores por cuenta propia en España en el año  $t$

$$EP = \sum \left\{ \left( \frac{n_{it}}{n} \right) * \left[ \left( \frac{P_{it}}{P_t} \right) - 1 \right] \right\}$$

donde:

$$P_{it} = Y_{it} / n_{it}$$

$$n_t = \sum n_{it}$$

**CUADRO 5. 4**

**RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO**  
**(por cuenta ajena/ por cuenta propia)**

<b>AÑO</b>	<b>INDICE (%)</b>
1955	101,94
1957	103,53
1960	58,61
1962	71,41
1964	49,39
1967	26,61
1969	30,60
1971	17,14
1973	32,03
1975	23,65
1977	31,19
1979	19,49
1981	33,83
1983	60,45
1985	71,47

*Fuente. Elaboración propia a partir de los cuadros 3.7 y 4.7*

**CUADRO 5.5****EMPLEO Y PRODUCTIVIDAD APARENTE EN LA AGRICULTURA**

AÑO	ES	EP
1955	0,177	0,028
1957	0,178	0,015
1962	0,184	0,023
1964	0,185	0,028
1967	0,191	0,019
1969	0,193	0,029
1971	0,184	0,032
1973	0,182	0,036
1975	0,176	0,053
1977	0,182	0,072
1979	0,183	0,052
1981	0,178	0,031
1983	0,191	0,056
1985	0,194	0,057

*Fuente. Elaboración propia a partir del cuadro 2.4.*

$$P_{it} = \Sigma(P_{it} * n_{it} / nt)$$

Siendo:

$Y_{it}$  Valor Añadido Bruto en i año t  
 $n_{it}$  Número de trabajadores en i año t

Los resultados del ajuste entre la desigualdad de la renta por trabajador y la dispersión de la estructura del empleo y la dispersión de la estructura productiva respectivamente, son divergentes. La variable EP es significativa en la explicación de la desigualdad espacial de la renta por trabajador mientras que la variable ES no. Las dos funciones estimadas son:

$$bw2cv = -0,007 + 2,29EP$$

(4,5)

$$R^2 = 0,61; F = 20; \text{Log likelihood} = 31$$

$$bw2cv = -0,00005 + 0,52ES$$

(1,34)

$$R^2 = 0,12; F = 1,8; \text{Log likelihood} = 25$$

Es decir, la bondad del ajuste alcanza el sesenta por ciento en la primera mientras que apenas pasa del diez por ciento en la segunda. El estimador del coeficiente de EP es significativo para un nivel de confianza del noventa y cinco por ciento mientras que el de ES sólo lo sería para un ochenta por ciento.

La estimación conjunta del EP y ES produce, como se puede ver a continuación, unos resultados similares a la estimación por separado. Sólo el estimador de EP es significativo

al nivel de confianza prefijado mientras que el de ES lo es sólo con una probabilidad del ochenta y cinco por ciento.

$$bw2cv = -0,05 + 2,18EP + 0,34ES$$

$$(4,35) \quad (1,33)$$

$$R^2 = 0,60; F = 11,6; \text{Log likelihood} = 32,33; DW = 1,27$$

Sobre los factores cíclicos que pueden jugar un papel influyente en la explicación de las diferencias salariales, primero, voy a estudiar la influencia de un desequilibrio entre la oferta y las necesidades de la demanda en el mercado de trabajo agrario en España<sup>40</sup> y segundo, la influencia de la variación de los precios.

He escogido la tasa de paro como variable que mejor representa el desequilibrio del mercado de trabajo. La labor es identificar qué tasa de paro es la variable que mejor representa la influencia de la evolución del mercado de trabajo en la función de desigualdad retributiva. Para esto adoptaré los siguientes supuestos.

Supuesto nº1: Las diferencias salariales fluctúan, a corto plazo, según el desequilibrio en el mercado de trabajo. De tal manera que un alto nivel de paro supone una disminución de las diferencias y un bajo nivel de paro un aumento; es decir, la tasa de paro es una variable con comportamiento anti-cíclico.

---

<sup>40</sup> Existen redacciones alternativas, pero análogas en su significado, en otros enfoques teóricos. Por ejemplo, planteando el tema en términos de la dinámica de lo que Marx llamó el ejército industrial de reserva.

Si este supuesto de la teoría neoclásica del mercado de trabajo se cumple, entonces, si la tasa de paro de la economía es alta, el paro en las provincias de más ricas será mayor que en las más pobres, dado que la política económica general, seguida en los planes de desarrollo españoles de los años 60 y 70, ha concentrado la población en aquellas provincias de mayor renta. Si la tasa de paro es alta y se quiere mantener en el corto plazo el mismo número de empleos, el salario de las provincias más ricas descenderá más rápido que el salario en las provincias menos ricas. Llegaríamos a un resultado similar si analizáramos la variación de la demanda agregada. Una disminución de la demanda agregada en España afectará más en las provincias más ricas. Este mayor ritmo de descenso en las provincias más ricas implica un mayor ritmo de descenso en la demanda de trabajo en esas provincias. Luego si se quiere mantener el empleo las provincias más ricas, los trabajadores de éstas tienen que aceptar una mayor disminución de su salario que los trabajadores de las menos desarrolladas.

Supuesto nº2: además de la evolución de las diferencias descrita en el supuesto número 2, pensamos que a medida que el nivel de paro se va haciendo muy grande, la disminución de los salarios en áreas más desarrolladas crecerá más despacio que en las áreas menos desarrolladas. Cuando la tasa de paro aumenta la caída de las diferencias salariales se hace menos violenta y por debajo de un cierto límite tiende a mantenerse constante. Es decir, nos encontramos con que las diferencias salariales son una función decreciente de la tasa de paro, pero su ritmo de decrecimiento disminuye con el incremento de la tasa de paro.

En formulación matemática esto significa que nos encontramos con una función cuya primera derivada respecto a la tasa de paro sería negativa y la derivada segunda positiva.

La especificación matemática de esta variable es:

$$y = F(X) \text{ tal que } X = 1 / U \text{ siendo } U \text{ la tasa de desempleo.}$$

Por tanto, la denominación de la variable que voy a utilizar en el modelo es  $INVU = 1 / U$ . Con esta formulación, el signo esperado en la estimación econométrica debe ser el negativo.

Por último, tenemos que decidir qué tasa de paro se debe emplear como variable. Pienso que debe ser la tasa global de paro frente a la posible alternativa de la tasa de paro agrario<sup>41</sup>.

Tres razones justifican el juicio anterior. La primera, es que la actividad económica agraria es un sector secundario y en regresión<sup>42</sup> en el conjunto de la economía nacional. Su mercado de trabajo está fuertemente inducido por el mercado de trabajo nacional. Las razones son tanto de tipo económico, el modelo de crecimiento del capitalismo monopolista,

---

<sup>41</sup> En el estudio del paro agrario sobresalen los trabajos de: E. Arnalte Alegre y J. Alvarez Coque: "Factores demográficos y económicos de la población activa agraria durante la crisis económica". *Agricultura y Sociedad* nº 54, 1985; C. San Juan Mesonada: "Empleo y cambio técnico". *Agricultura y Sociedad* nº 54, 1985; L. Garrido y J. Gonzalez: "La estimación de la ocupación y el paro agrario". *Agricultura y Sociedad* nº 54, 1985; X. Santamaría Conde: "El paro en Galicia". *Revista de Fomento Social*, 1982; I. Camacho: "El paro en Andalucía". *Revista de Fomento Social*, 1982; J. Vaca Nieto: "El paro en la región Castellano-Leonesa". *Revista de Fomento Social*, 1982.

<sup>42</sup> ver el artículo de A. Mollar: "La explotación del trabajo campesino". *Revista Agricultura y Sociedad* nº 20, 1981.

como de tipo institucional, la política de transferencias de mano de obra del mercado de trabajo agrario al industrial y de servicios<sup>43</sup>.

La segunda, es la dificultad teórica del cálculo correcto de la mano de obra desempleada en la agricultura. Es muy difícil separar desempleo y subempleo en la agricultura. Camilleri propone incluso que ambos conceptos se pueden equiparar en ciertos momentos y para ciertos casos " En las explotaciones familiares más pequeñas es muy difícil y resulta convencional diferenciar el paro del subempleo"<sup>44</sup>.

La tercera, refleja directamente los problemas de la calidad de las estadísticas agrarias españolas. Dadas las fuertes críticas a las diversas estimaciones de la población activa agraria, aunque podríamos calcular la tasa de paro en cada una de las regiones a partir de los datos del BBV, pensamos que es mejor reducir el sesgo calculando la tasa de paro para el conjunto de España, dado que cuanto menor es el conjunto mayor es el error que se comete.

Por las razones señaladas, pensamos que la variable que mejor aproxima el desequilibrio del mercado de trabajo agrario es la tasa de paro general de la economía española. Una vez identificada la variable que elegimos para representar la influencia de la evolución del mercado de trabajo sobre la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario, vamos a contrastar la dinámica entre las dos variables.

---

<sup>43</sup> En este mismo sentido la OCDE afirma en su trabajo "La movilidad geográfica y profesional de la mano de obra rural" cuando hace depender el empleo agrario de, entre otros factores, la demanda de mano de obra por el mercado de trabajo del resto de sectores citado en Camilleri y otros: op. cit., p. 109

<sup>44</sup> Camilleri y otros: op. cit., p.109

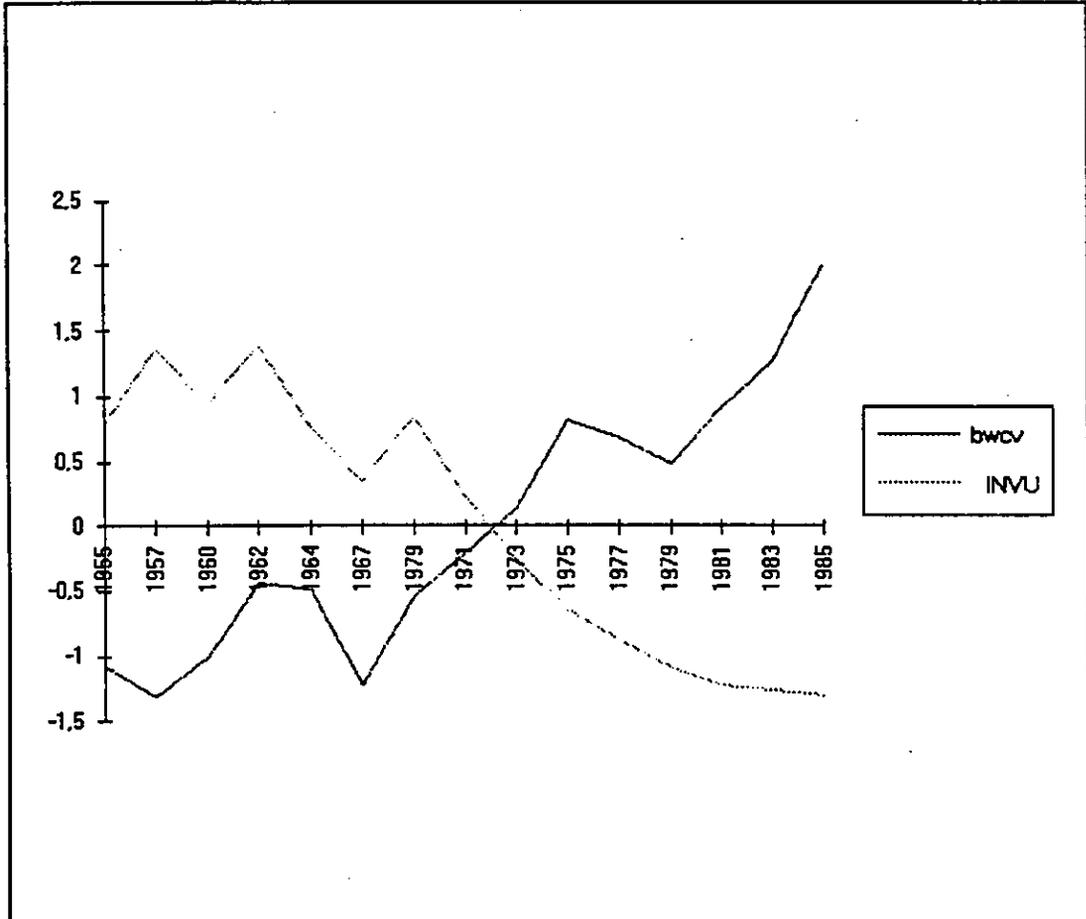
Si se compara la evolución de la inversa de la tasa de paro y la evolución de la disparidad regional de la renta por trabajador agrario, ver la figura 5.3, se pueden establecer tres grandes períodos en la evolución de las dos variables. El primero, va del inicio del período de estudio hasta los últimos años sesenta; en estos años, la desigualdad regional en la renta crece mientras que la inversa de la tasa de paro disminuye, aunque en ambos casos la dinámica es moderada. El segundo, que cubre entre 1967 y 1977, las dinámicas de ambas variables se aceleran; la desigualdad regional en la renta crece y la inversa de la tasa de paro disminuye y en las dos el ritmo es rápido. Y, por último, a partir de 1977 mientras que la desigualdad regional en la renta sigue creciendo a un fuerte ritmo, la tasa de paro disminuye mucho más lentamente. Por tanto, parece que puede existir una cierta relación entre la dinámica de la desigualdad regional retributiva y el desequilibrio en el mercado de trabajo, aunque no como predice la teoría neoclásica..

Una vez que hemos visto que no se puede rechazar de principio que exista relación entre las dos variables, voy a calcular un índice descriptivo de la posible relación existente entre las dos variables: el coeficiente de correlación. El valor del coeficiente de correlación entre el coeficiente de variación (bwcv) y la inversa de la tasa de paro (invu) en España es bastante alto  $|0,877|$ , y su signo, que es negativo indica una relación inversa, que es contrario a lo que se puede esperar de acuerdo con los supuestos adoptados.

En estos momentos se tienen ya dos argumentos que juegan a favor de la hipótesis de que este factor cíclico ejerce alguna influencia en la distribución interregional de las

FIGURA 5.3

DISPARIDAD REGIONAL EN LA RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO Y  
LA INVERSA DE LA TASA DE PARO.  
(Valores tipificados)



Fuente. Elaboración propia a partir de los datos del cuadro 5.1.

rentas unitarias del trabajo agrario. Como último argumento para terminar el estudio sobre si debemos incluir la inversa de la tasa de paro en el modelo de desigualdad retributiva, vamos a realizar la regresión con la "inversa de la tasa de paro" como única variable independiente.

La ecuación una vez estimada es:

$$bw2cv = 0,15 - 0,13invu$$

(-5,9)

$$R^2 = 0,73; F=35$$

El regresor (la variable explicativa) es significativo para el nivel de confianza prefijado (con  $\alpha=0,01$ ;  $1-\alpha=99\%$ ), es decir, rechazamos la hipótesis de que el valor del coeficiente estimado de la variable explicativa es cero cuando el  $\alpha$  obtenido es menor o igual que el valor prefijado. Todo esto unido a que la regresión explica más del setenta por ciento de la varianza y a que el valor de la F en el test de causalidad de Granger es de 3,68, permite suponer que la variable puede jugar un papel importante como factor explicativo de las diferencias retributivas interregionales.

El signo de la dependencia funcional es contrario a lo que predice la teoría neoclásica del mercado de trabajo. Hemos adoptado la hipótesis de trabajo siguiendo los planteamientos usuales en lo que la evolución del mercado de trabajo es un factor anti-cíclico; los resultados estadísticos indican que la evolución de la tasa de paro es un factor pro-cíclico de tal forma que el incremento del desequilibrio en el mercado de trabajo genera mayor la desigualdad regional en la renta por trabajador.

La no validación de la teoría neoclásica que realizan los resultados se puede explicar por la coexistencia de mano de obra por cuenta propia y por cuenta ajena del mercado de trabajo agrario; en este mercado existen fuertes trabas a la movilidad real de mano de obra entre las regiones, aunque la producción agraria se encuentre incluida dentro del sector competitivo en una hipotética discriminación segmental de la sociedad<sup>45</sup>. La movilidad se ve restringida tanto por que un porcentaje importante de mano de obra tiene relaciones que le atan a la tierra como por la aversión comprobada al desplazamiento de larga distancia "La política de empleo debe tener en cuenta la existencia , a corto plazo, de fuertes trabas a la movilidad geográfica de la mano de obra."<sup>46</sup>.

El análisis de la variación de los precios -la inflación- como segundo factor cíclico que influye en la distribución regional de las rentas del trabajo es una hipótesis de trabajo habitual en los estudios de diferencias salariales.

En este trabajo sin embargo, no la utilizaremos en su versión ortodoxa por la confusión con que esta se puede plantear. Lo anterior no es óbice, sin embargo, para que introduzcamos una variable cíclica de precios que sí puede ser importante. Existen dos precios que intervienen al calcular los resultados económicos en la agricultura: los precios percibidos y

---

<sup>45</sup>Sobre este concepto de pueden consultar las obras de los denominados Institucionalistas Americanos. Estos autores dividen la economía en dos grandes sectores: el oligopolista y el competitivo. Las obras más sugerentes que sobre este tema se pueden consultar son: P.Doeringer y M.Piore: *Mercado internos de trabajo y análisis laboral*. Madrid, Ministerio de Trabajo y SS col Economía, 1985;L.Toharia (com.): *El mercado de trabajo: teorías y aplicaciones*. Madrid, Alianza Ed., 1983; D.Gordon, R.Edwards y M.Reich: *Segmented Work, Divided Workers*. London, Cambridge University Press 1982 (versión castellana en Ministerio de Trabajo y SS Col Historia Social 1986)

los precios pagados por los agricultores. A la relación entre ambos precios se le suele denominar <relación real de intercambio> (RRI)<sup>47</sup>. Dado que las rentas del trabajo son una parte del excedente y este se ve afectado por la relación real de intercambio, es obvio que ésta puede afectar a la variable que pretendemos explicar.

Además, está generalmente aceptado que la mejor manera de aprehender la influencia de la evolución de los precios agrarios sobre las retribuciones del trabajo agrario, es estudiar las relaciones de intercambio entre los diferentes actores sociales definidos.

Para medir las relaciones de intercambio entre la agricultura y la industria en particular se pueden utilizar varios indicadores<sup>48</sup>. De todos éstos, el que refleja de una forma más ajustada la relación que buscamos es la relación entre precios percibidos y precios pagados "... la relación de intercambio entre la agricultura y la industria vendría dada, en su sentido más estricto, por la relación entre los precios percibidos y los precios pagados por los agricultores, en vez de por los precios agrarios y los industriales que se refieren a toda clase de productos, sean o no objeto de un intercambio efectivo entre sectores"<sup>49</sup>.

---

<sup>46</sup> Camilleri y otros: "La generación de empleo en el campo y la ordenación de las producciones agrarias". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 107, 1979, p. 109

<sup>47</sup> Para comprobar si existían posibles problemas por correlación entre la tasa de inflación y la relación real de intercambio, hemos calculado el coeficiente de correlación. El valor de dicho coeficiente (0,0883) sugiere que se puede suponer que ambas variables tienen un amplio grado de independencia.

<sup>48</sup>(Precios Pagados / Precios Percibidos),  
(Precios Industriales / Precios Percibidos),  
(Precios Alimentos/Precios percibidos),  
(Precios Alimentos No Elaborados/Precios percibidos), (Precios Alimentos Elaborados/Precios Percibidos),  
(Precios PIB No Agrario/ Precios PIB Agrario).

<sup>49</sup> Leal y otros: op. cit., 1977, p.80; y gráfico nº 6, p. 81.

Al estudiar los índices de precios, ver cuadro 5.1, es posible apreciar que en tan sólo dos años (1973 y 1977) de los treinta que compone el total del período, los índices de precios pagados han sido inferiores a los percibidos. Este primer resultado, refleja una pérdida neta de excedente<sup>50</sup>, o, lo que es lo mismo, de renta a lo largo del período<sup>51</sup>.

El análisis gráfico, ver figura 5.4, sugiere que no existe relación aparente entre la evolución de la desigualdad retributiva, medida por el coeficiente de variación, y la evolución de la relación real de intercambio. Sólo en los diez primeros años pareció existir una misma dinámica. La misma idea evoca el cálculo del coeficiente de correlación entre ambas. El valor que toma dicho coeficiente es de tan sólo el 0,0893.

No obstante he realizado el análisis de regresión. Dado que el valor del  $R^2$  es tan pequeño (0,007) y la posibilidad, reflejada por un valor del estadístico F de 0,09, de que el coeficiente de la variable sea cero, creo que no merece la pena comentar otros resultados. De acuerdo con los resultados anteriores, se debe aceptar la idea de que, en los treinta años sobre los que hacemos el análisis, esta variable no influye en la distribución interregional de las rentas del trabajo agrario. Este resultado coincide con los estudios realizados sobre la incidencia de la evolución de los precios agrarios en la retribución de los tres factores productivos que intervienen en la producción agraria: tierra, trabajo y capital<sup>52</sup>

---

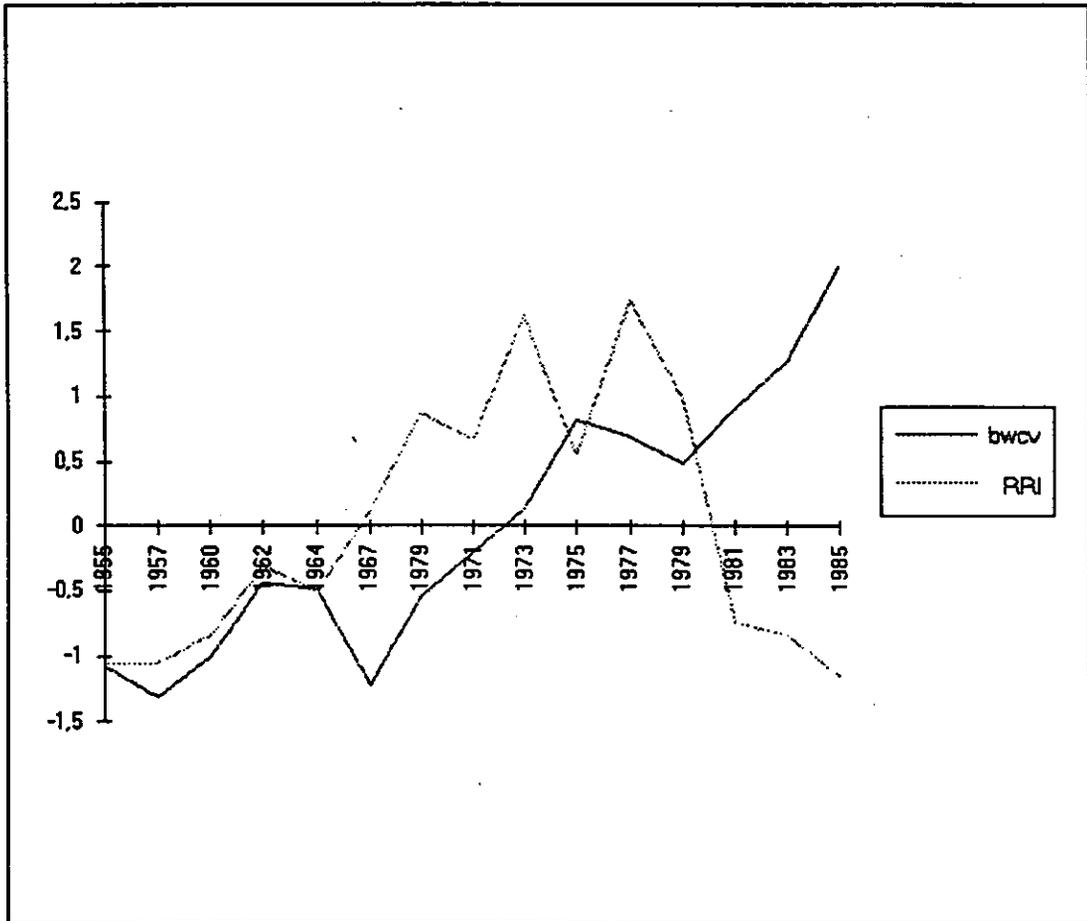
<sup>50</sup> Ya sea ésta considerada como retribución del trabajo y/o como beneficios de una actividad empresarial agraria

<sup>51</sup> " Todos los indicadores económicos (...) que permiten situar los precios agrarios en el contexto económico muestran inequívocamente la incapacidad del sector" en J.M. Blanco: op. cit 1982, p.14. Esta idea se refuerza por los resultados del análisis realizado en la obra de J.Colino (dir.): *Precios, productividad y renta en la agricultura española*. Madrid, Ed. Mundi Prensa, 1990, (capítulos 3 y 4). También se puede consultar C.San Juan Mesonada: "Dinámica de los precios en la alimentación". Rev. *Economistas* 1984 nº11.

<sup>52</sup> Ver León A.Benelbás Tapiero: *Notas de política agraria*. Barcelona, Vicens-Vives, 1983.

FIGURA 5.4

DISPARIDAD REGIONAL EN LA RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO Y  
DE LA RELACIÓN PRECIOS PERCIBIDOS PRECIOS PAGADOS.  
(Valores tipificados)



Fuente. Elaboración propia a partir de los datos del cuadro 5.2.

Una vez que he analizado los que se denominan factores cíclicos, estudiaré la influencia de los factores institucionales: primero del Estado y después la sindical.

Las influencias externas no controladas, por ejemplo las inclemencias del tiempo, y/o las necesidades de la política macroeconómica, el control de los precios por ejemplo, hacen necesario la actuación del Estado para garantizar la reproducción de la mano de obra agraria según las normas de vida sociales<sup>53</sup>. Y, es precisamente, a través de la actuación de esta doble garantía, por donde se establecen los lazos de generalización en España del sistema de relaciones laborales a todo el sistema económico dominado por el modo de producción capitalista.

La actividad reguladora, no sólo la del estado, se puede clasificar, según sea el interés perseguido, de diferentes formas. En el caso que estoy estudiando, de los dos criterios más importantes: el primero, qué se regula<sup>54</sup>, y el segundo, quién regula, me interesa más analizar el segundo.

---

<sup>53</sup> Bien es verdad, que la intensidad de la actuación pública es menor que en el modo de producción capitalista y, que ha sido diferente según los grupos sociales, los años y el espacio geográfico

<sup>54</sup> Según el criterio de qué se regula, la intervención reguladora se puede agrupar en cuatro grandes clases:

1) Regulación de tipo jurídico-reglamentario: Protección del medio ambiente, defensa del consumidor y del productor, normas de calidad, regulación de la competencia, etc.

2) Regulación a través del sistema operativo del mercado: Discriminación de precios, subsidios, apoyo a canales comerciales, etc.

3) Regulación a través de las actividades fiscales de la Admón. Pública: Subvenciones e impuestos.

4) Regulación vía el control social.

Según el criterio de quién regula, la clasificación se realiza en dos tipos dominantes: regulación por el sector privado<sup>55</sup>, y regulación por el sector público<sup>56</sup>.

El sector público regula la actividad económica en la agricultura con una acción directa, vía precios, para intentar corregir los efectos nocivos de la mecánica del mercado. Y con una acción indirecta, vía la reforma de estructuras, que elimine los desequilibrios<sup>57</sup>; Es decir, intentar corregir las causas del mal funcionamiento del mercado en cuanto a asignación y distribución de recursos productivos<sup>58</sup>.

La amplia intervención del Estado en la regulación de los mercados agrarios se adapta a las condiciones estructurales de la fijación del precio. Es decir, la gran mayoría de la actividad reguladora del estado, se puede caracterizar como dirigida fundamentalmente a paliar los efectos del funcionamiento del mercado como institución reguladora.

---

<sup>55</sup> La regulación por el sector privado si se dirige a los efectos su función es el control de precios y salarios; mientras que si se dirige a las causas su función se centra en la influencia sobre las condiciones estructurales. Los agentes privados que se encargan de estas funciones son las empresas suministradoras de inputs y servicios -empresas tractores, bancos o de abonos- y las transformadoras -industria agroalimentaria.

<sup>56</sup> Que es el que en esta investigación nos interesa. En este caso no sólo sería el Estado en sentido estricto, sino los diferentes organismos y empresas públicas.

<sup>57</sup> Para una discusión sobre la regulación por el sector público de la agricultura se pueden consultar: G.Escudero Zamora: "El inicio de las nuevas políticas agrarias". *Economistas*, 1990, nº 147; J.Sumpsi: "Reflexiones en torno a la crisis del proteccionismo y la agricultura española". *Información Comercial Española*, 1989; J.Bacaria: "Las transformaciones en la agricultura: comportamiento político y alternativas de política agraria". *Revista Económica-Banca Catalana*, 1982, nº 6; J.Alvarez Coque: *Análisis institucional de las políticas agrarias. Conflicto de intereses y política agraria*. Madrid, MAPA, 1991; J.Alvarez Coque y B. Höhlendick: "Factores determinantes del gasto público agrícola de las Comunidades Autónomas". *Agricultura y Sociedad*, nº62, 1992.

<sup>58</sup> La distribución de gastos del MAPA entre política de mercado y política de estructuras es, como sucede en las Comunidades Europeas, muy favorable a política de mercado-regulación directa-. Los comentarios sobre la intervención reguladora indirecta -mejora de estructuras- los realizaré más adelante.

La Administración Pública interviene de manera deliberada los mecanismos de regulación privada del mercado, intentando alcanzar una nivelación de las diferencias retributivas, tanto dentro del propio sector agrario como entre éste y el resto de sectores de la actividad económica nacional. No es desconocido que la política de precios, ha incluido entre sus objetivos el de aumentar y equilibrar la renta de los agricultores<sup>59</sup>. Incluso se ha llegado a afirmar que las negociaciones sobre precios agrarios de "garantía"<sup>60</sup> eran unas negociaciones cuasi-salariales.

En este contexto sociopolítico, el factor clave que refleja la dinámica de la regulación pública, es el poder de negociación de las organizaciones agrarias en las negociaciones sobre los precios agrarios<sup>61</sup>. Es decir, la capacidad que tengan las organizaciones sindicales agrarias para defender sus ingresos-salarios, al negociar los llamados "precios de garantía o sostenimiento". Se han utilizado variables como el grado de sindicación, pero si tenemos en cuenta que el modelo de relaciones laborales en España durante la etapa franquista mantiene muy débiles las organizaciones de este tipo, no tiene demasiado sentido complicar el análisis. En el caso español la posibilidad más sencilla<sup>62</sup> es la de construir una variable binaria.

---

<sup>59</sup> "...la evolución constatada de..." M. López Blanco y C. Tió Saralegui: "Gasto público en agricultura: eficiencia y equidad", *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 130, 1985, p. 191. En este mismo sentido, merece la pena resaltar las siguientes publicaciones:

- L. Benelbás: "Los efectos de la política económica de la estabilización de mercado". *Información Comercial Española*, abril 1982, pp. 101 a 110; y *Notas de Política Agraria*. Barcelona, Ed. Vicens-Vives, 1983.

- J. Briz: "La administración estatal y la estabilidad de los mercados agrarios". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 96, 1976, pp. 115 a 157.

<sup>60</sup> No en todos los sectores agrarios se les denomina "de garantía".

<sup>61</sup> Para el estudio de este tema se puede consultar: J. Arribas y J. González: "El sindicalismo de clase de la agricultura familiar". *Agricultura y Sociedad*, nº 31, 1984; E. Moyano Estrada "El sindicalismo democrático en la agricultura española". *Revista de Estudios Agro-sociales* nº 137, 1986.

<sup>62</sup> En este caso la sencillez viene aconsejada por el propio modelo de relaciones laborales y el sector en que se está analizando. Sobre el marco en España se puede consultar Juan I. Palacio: "Relaciones laborales y tendencias organizativas de los trabajadores y de los empresarios", J.L. García Delgado (Dir): *España. Economía*. Madrid, Espasa Calpe, 1988.

En el caso de estudio tomaría valor cero antes de 1978, año en el que se comienza a dejar participar en las negociaciones de precios agrarios a los distintos sindicatos agrarios.

Si el objetivo ministerial se cumple y por tanto, este factor resulta una variable significativa, su coeficiente debe tener signo negativo en la regresión de la función de desigualdad salarial.

El análisis gráfico no sugiere que el cambio institucional implicase un salto cualitativo en la evolución de las diferencias interregionales. Sin embargo, la regresión no da malos resultados.

La ecuación que resulta es:

$$bw2cv = 0,07 + 0,08Dumi$$

(3,75)

$$R^2 = 0,49; F = 14; \text{Log likelihood} = 29.$$

La variable independiente es significativa (el nivel de confianza obtenido es del 99% mientras que el prefijado es del 95%), pero la bondad del ajuste es limitado, sólo el cincuenta por ciento.

Por tanto, existen las suficientes referencias técnicas para pensar que el cambio de modelo de relaciones laborales ha tenido influencia débil en la distribución, dado el

porcentaje de la variación de la variable independiente explicado por el ajuste es más bien escaso. Además, el signo no es el esperado. Este resultado estadístico sugiere que el modelo institucional de negociación favorece el incremento de la desigualdad entre las regiones.

Por lo que respecta al segundo factor institucional, el objetivo genérico de la acción estructural del MAPA es el de incrementar la eficiencia de las explotaciones. El factor clave de la intervención pública en este caso es la rúbrica de las subvenciones netas de impuestos "Tres son los instrumentos de la política agraria a través de los cuales tienen lugar los procesos redistributivos: a) las subvenciones, b) los impuestos y c) la política de protección"<sup>63</sup>. En la función de desigualdad la supuesta negatividad del coeficiente de esta variable -si resulta significativa- depende de la voluntad política del MAPA en el reparto del dinero y de la capacidad de los agricultores y sus Administraciones Locales, para elaborar planes de viabilidad y mejora de las explotaciones.

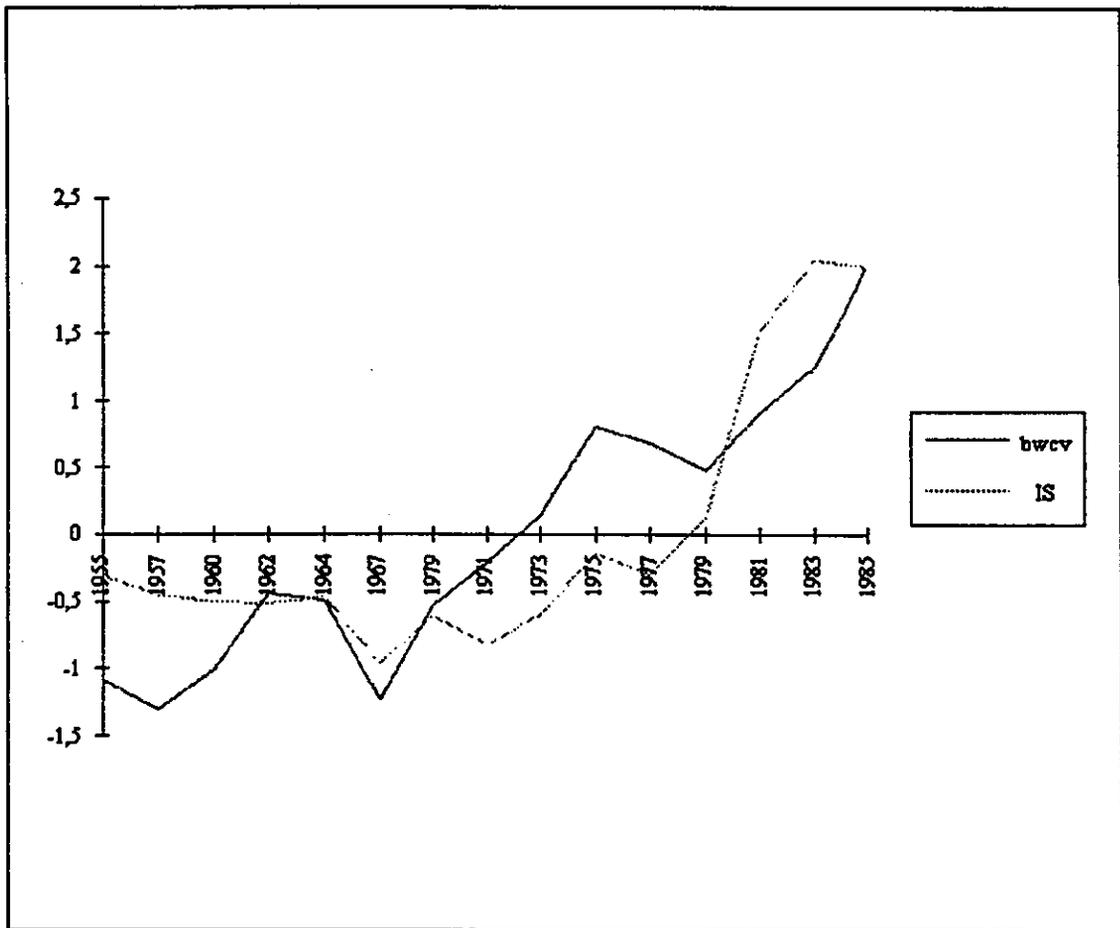
El análisis gráfico de los datos de las subvenciones netas de impuestos del cuadro 5.1 (ver figura 5.5), muestra que aunque a largo plazo los valores ambas variables han crecido, no han seguido los mismos ritmos. Si existe una relación, está es negativa para la disminución de las disparidades. El coeficiente de correlación entre ambas es positivo y bastante alto: 0,8. Por último, el valor estimado del coeficiente es también positivo; aunque es muy pequeño:

---

<sup>63</sup> L.V. Barceló Vila: "La descentralización autonómica y los efectos redistributivos de la política agraria española". Agricultura y Sociedad nº 28, 1983. También es verdad que, en los términos doctrinales planteados, habría que admitir que en cierto modo la regulación se subestimaría al no incluir créditos, ni privados ni públicos. Dos buenos trabajos que se pueden consultar son: S.Larrea Ereño: "La evolución del crédito a la agricultura en España durante los últimos 25 años".

FIGURA 5.5

DESIGUALDAD REGIONAL DE LA RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO Y  
SUBVENCIONES NETAS DE IMPUESTOS.  
(Valores tipificados)



Fuente. Elaboración propia a partir de los datos del cuadro 5.1.

$$bw2cv = 0,06 + 1,8E-12IS$$

(4,5)

$$R^2 = 0,61; F=20; \text{Log likelihood}=31.$$

La bondad del ajuste es relativamente aceptable y el regresor es significativo al nivel de confianza prefijado [  $\alpha=0,05$ ] con un valor de F bueno. La idea que obtenemos es que esta variable sí parece, al menos su análisis estadístico descriptivo así lo sugiere, que puede haber influido en la distribución regional de las renta del trabajo unitario, el valor del estadístico F en el test de causalidad de Granger es 1,84. Pero la actuación del Estado, en el mejor de los casos ya que el signo es positivo, tampoco parece que consigue reducir la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario en España entre el año 1955 y el año 1985.

---

*Situación*, Banco de Bilbao, nº4 ,1986. L.Avella Reus: "El crédito agrario en España: una estimación provincial". *Agricultura y Sociedad*, nº33, 1984.

#### **5°.4°. - El contraste del modelo: Estimación multivariante.**

En el apartado anterior se comprueba que una a una, todas las variables seleccionadas -excepto la relación real de intercambio entre la agricultura y la industria- son significativas en la explicación de las diferencias interregionales en las rentas del trabajo agrario en España entre el año 1955 y el año 1985.

En esta última parte del trabajo, estimaré el modelo de forma multivariante, pero de dos maneras distintas. Primero utilizaré el análisis clásico de la econometría. Después plantearé la estimación del modelo siguiendo las técnicas de Series de Tiempo.

En el enfoque econométrico clásico vamos a trabajar con cuatro agrupaciones multivariantes. En el GRUPO UNO consideramos que se cumplen de forma simultánea las tres hipótesis establecidas anteriormente. En el GRUPO DOS estimamos la función suponiendo que se cumplen las cíclicas e institucionales. Mientras que en los GRUPOS TRES y CUATRO combinamos la hipótesis tendencial con la cíclica y con la institucional. Como hemos separado los efectos de la disparidad de la productividad en dispersión de la estructura del empleo y de la estructura productiva, realizaremos dos regresiones: una con el coeficiente de variación de la productividad y otra con las dos variables seleccionadas.

En el diagrama adjunto se agrupan, a efectos expositivos, las funciones sobre las que vamos a realizar el ajuste.

## FUNCIONES DE DESIGUALDAD RETRIBUTIVA INTERREGIONAL

### GRUPO UNO

$$BW2CV = C + c_1 INVU + c_2 IS + c_3 DUMI + c_4 PRD2CV + e^{64}$$

$$BW2CV = C + c_1 INVU + c_2 IS + c_3 DUMI + c_4 ES + c_5 EP + e$$

### GRUPO DOS

$$BW2CV = C + c_1 INVU + c_2 IS + c_3 DUMI + e$$

### GRUPO TRES

$$BW2CV = C + c_1 INVU + c_2 PRDCV + e$$

$$BW2CV = C + c_1 INVU + c_2 ES + c_3 EP + e$$

### GRUPO CUATRO

$$BW2CV = C + c_1 IS + c_2 DUMI + c_3 PRDCV + e$$

$$BW2CV = C + c_1 IS + c_2 DUMI + c_3 ES + c_4 EP + e$$

GRUPO UNO. La función de desigualdad que incluye todas las hipótesis de trabajo es la siguiente:

$$CV = C + c_1 INVU + c_2 IS + c_3 DUMI + c_4 PRDCV + e. \quad [1]$$

En la estimación del modelo completo no hemos obtenido los mejores resultados<sup>65</sup>:

$$BW2CV = -0,05 + 0,011 INVU + 1,10E-13 IS + 0,011 DUMI + 1,0078 PRD2CV$$

(0,9)                      (0,5)                      (0,8)                      (10)

$$R^2_{ajustado} = 0,97; F = 138; LOG \text{ LIKEHOD} = 54; DW = 2,5$$

<sup>64</sup> El término "e" representa el error.

<sup>65</sup> Tampoco mejoran los resultados al incluir estructuras de retardos en las variables, ya sea la variable dependiente o las independientes.

Los valores de los estadísticos coeficiente de determinación (97%), el log de la función de máximoverosimilitud (54) y el F (138) sugieren el modelo explicativo propuesto representa bastante bien a los factores determinantes de la evolución de la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario, ya que conjuntamente todas las variables explicativas resultan significativas. Aunque, sólo el regresor PRD2CV es significativo al nivel de confianza prefijado [para un nivel de significación  $\alpha=0,05$ ]. Esto un indicio de que existe multicolinealidad en el modelo. Para comprobar la posible existencia de multicolinealidad he calculado los coeficientes de correlación. El valor del coeficiente de correlación entre la variable cíclica (invu) y el coeficiente de variación de la productividad (prdcv) es muy alto (-0,90). Esto implica que dichas variables no son independientes. Además, el modelo adolece de presencia de autocorrelación dado que el valor de estadístico Durbin-Watson es un poco elevado. Estos problemas de violación de los supuestos básicos de la estimación por MCO originan que el signo de la dependencia funcional de la desigualdad regional de la renta respecto a la evolución del mercado de trabajo se altere.

En definitiva, los problemas de multicolinealidad y correlación serial asociados a la estimación del modelo explicativo implican que, aunque existe influencia importante en la evolución de la desigualdad regional de la renta por trabajador de los factores tendencial, cíclico e institucional, sólo hemos podido identificar como significativo valor del estimador del factor tendencial.

Si se reconvierte la ecuación a estimar discriminando los efectos dispersión de la estructura productiva y de la población, la función queda de la siguiente forma:

$$BW2CV = C + c_1 INVU + c_2 IS + c_3 DUMI + c_4 ES + c_5 EP + e \quad [2]$$

El resultado de estimar esta función, que se refleja a continuación, es muy parecido al anterior, es decir, tampoco es bueno:

$$BW2CV = -0,652 - 0,00041 INVU + 1,15E-12 IS - 0,012 DUMI + 0,92 EP + 0,34 ES$$

(-0,01)      (-0,8)      (2,05)      (1,352)      (1,85)

R<sup>2</sup>ajustado=0,80; F=12; LOGLIKEHOD=40; DW=2,14

Los problemas de multicolinealidad se repiten, agravados. En esta función que también es conjuntamente significativa, sólo los regresores de la dispersión de la estructura del empleo (ES) y de la intervención del Estado (IS) son significativos con un nivel de confianza (1- $\alpha$ = 90%) menor que el normal. El que sea significativo el estimador de la dispersión de la estructura del empleo (ES) y no el de la estructura de la dispersión de la productividad media (EP) nos parece un resultado bastante coherente con la multicolinealidad encontrada en la estimación del primer modelo debida a la no independencia del factor tendencial y el cíclico; además, pensamos que es un resultado que señala que la forma de la distribución regional de la renta por trabajador está más en función de un factor interno como es la evolución del mercado de trabajo, al ser significativas las variables estructura del empleo y tasa de paro, y

menos de factores ad-hoc, como es la disparidad regional en la productividad o la intervención de los poderes públicos.

GRUPO DOS. En este grupo realizamos la estimación del modelo con la hipótesis de que las disparidades regionales en la renta unitaria del trabajo agrario dependen de las variables cíclicas y de las institucionales. Por tanto, la función a estimar será:

$$BW2CV = C + c_1 INVU + c_2 IS + c_3 DUMI + e \quad [3]$$

En la estimación con esta forma funcional se obtiene un valor del estadístico Durbin-Watson que sugiere la existencia de autocorrelación, hemos estimado el modelo incluyendo entre las variables explicativas un AR(1). Los resultados son aceptables, aunque la variable que refleja el poder sindical tampoco es significativa con una probabilidad del noventa y cinco por ciento.

La ecuación estimada es:

$$BW2CV = 0,124 - 0,1 INVU + 1,05E-13 IS - 0,02 DUMI - 0,05 AR(1)$$

(-3,1)      (1,97)      (-1,1)

$$R^2_{ajustado} = 0,74; F = 10; LOGLIKEHOD = 35; DW = 2,02$$

El ajuste explica el setenta y cinco por ciento de la varianza de la variable dependiente ( $R^2_{ajustado} = 0,75$ ). Si eliminamos del ajuste la variable dumí, el  $R^2$  no mejora pero las dos variables que incluimos si son significativas al nivel de significación prefijado.

El mayor poder explicativo en esta función lo tiene la variable que representa el desequilibrio del mercado de trabajo; el valor que toma el estadístico  $\beta$  para la variable INVU (0,57) es mayor que el que se obtiene para IS (0,42). Este resultado es coherente con el obtenido en el grupo UNO.

GRUPO TRES. En este grupo estimaremos el modelo con la hipótesis de que la desigualdad regional en la renta unitaria del trabajo agrario depende de los factores cíclico, tasa de paro, y tendencial, disparidad regional en la productividad.

$$CV = C + c_1 INVU + c_2 PRDCV + e \quad [4]$$

La función estimada adopta la forma:

$$BW2CV = -0,004 - 0,003 invu + 1,03 prdev$$

(-0,2)                      (10)

$R^2_{ajustado} = 0,96$ ;  $F = 217$ ;  $LOGLIKEHHOD = 51$ ;  $DW = 1,6$

Al realizar la regresión en el GRUPO UNO obtuvimos que existía multicolinealidad causada por la interdependencia entre la variable cíclica (invu) y la dispersión de la productividad. Evidentemente, al hacer la regresión con esta forma funcional también constatamos la presencia de multicolinealidad.

GRUPO CUATRO. En este grupo vamos a realizar la estimación del modelo con la hipótesis de que las disparidades regionales en la renta unitaria del trabajo agrario dependen de las variables institucionales y de la desigualdad en la productividad.

La forma funcional a estimar es:

$$CV = C + c_1 IS + c_2 DUMI1 + c_3 PRDCV + e \quad [5]$$

El resultado de estimar la ecuación con estas variables es:

$$BW2CV = -0,002 + 1,45E-13is + 0,0076dumi + 0,95pr2dvcv$$

$$(0,7) \quad (0,8) \quad (14)$$

$$R^2_{ajustado} = 0,97; F = 191; LOGLIKEHHOD = 54; DW = 2,3$$

La variable que representa la actividad sindical tampoco en este caso sale significativa. Por tanto, la podemos eliminar de la regresión y comprobamos que la calidad del ajuste del nuevo modelo mejora

$$BW2CV = -0,002 + 2,71E-13is + 0,96pr2dvcv$$

$$(2) \quad (14)$$

$$R^2_{ajustado} = 0,97; F = 293; LOGLIKEHHOD = 53; DW = 2,2$$

Los dos regresores son significativos, lo que indica una dependencia funcional cierta de la desigualdad regional en la renta por trabajador de estas dos variables. Para calcular el impacto de cada una de ellas, calculamos también el estadístico  $\beta$ , cuyo valor es mayor en el caso de PRDCV (0,68) que para IS (0,50). Obtenemos como resultado interesante que el factor tendencial, representado por el índice de desviación de la productividad, aporta mayor potencia explicativa a la función de desigualdad de la renta por trabajador agrario que la intervención del Estado, representada por las subvenciones netas de impuestos.

Si modificamos la función con los índices propuestos J.Lorences, queda:

$$CV = C + c_1IS + c_2DUMI + c_3ES + c_4EP + e \quad [6]$$

La función estimada es:

$$BW2CV = -0,041 + 1,12E-12IS + 0,003DUMI + 1,37EP + 0,36ES$$

(2,04)            (0,1)            (1,9)    (3,4)

$$R^2_{ajustado} = 0,81; F = 16; LOGLIKEHHOD = 39; DW = 2,15$$

El regresor Estructura del Empleo (ES) y de la intervención del Estado (IS) son significativos para el nivel de confianza superior al prefijado [ $\alpha = 0,1$  frente a  $\alpha = 0,05$ ] y la variable EP lo es con una probabilidad del 90%, por lo que también cumple las exigencias para ser calificadas como variables explicativas. Conjuntamente son significativas, aunque el porcentaje de la varianza de la variable dependiente explicado por la regresión no alcanza el noventa por ciento.

Si se elimina, como en los casos anteriores la variable DUMI, que tiene poco poder explicativo, las tres variables de la función se hacen significativas al nivel de confianza prefijado:

$$\text{BW2CV} = -0,041 + 1,12\text{E-12IS} + 1,37\text{EP} + 0,36\text{ES}$$

$$(4,1) \quad (3,5) \quad (2,2)$$

$$R^2_{\text{ajustado}} = 0,83; F = 23; \text{LOGLIKEHOD} = 39; \text{DW} = 2,17$$

El valor del estadístico  $\beta$  es mayor en el caso de la variable EP (0,57) que en IS (0,43). Este resultado es perfectamente coherente con todos lo obtenidos en las regresiones efectuadas y en los test con el estadístico  $\beta$

## **5°.5°.- Aplicación del análisis de series de tiempo en la función de desigualdad espacial retributiva en la agricultura española.**

Una vez obtenidos los resultados del análisis econométrico voy a plantear la función de desigualdad de la renta por trabajador como un modelo de series de tiempo.

En el enfoque del problema de la explicación de los factores que influyen en la desigualdad de la renta por trabajador el planteamiento es distinto al anterior. Los economistas se esfuerzan en identificar variables económicas que tengan la tendencia de mantener similar sus trayectorias "Ejemplo de ello pueden ser (la relación entre) los tipos de interés a corto y a largo plazo, la apropiación de capital y el gasto, la renta familiar y el gasto..."<sup>66</sup>. Desde los trabajos publicados por Box y Jenkins en 1970<sup>67</sup> y Granger en 1981<sup>68</sup> se sabe que unos buenos resultados en la estimación econométrica de variables temporales que no cumplen la condición de estacionaridad, pueden generar resultados espúreos, y por tanto, requieren un análisis especial. En este enfoque especial, lo que interesa conocer es si las variables económicas que se han puesto en relación crecen de manera parecida, o cada una lo hace a ritmos distintos.

En este último apartado del capítulo quinto voy a utilizar el enfoque de cointegración de series de tiempo para estimar los coeficientes de los regresores. La explicación económica básica de este método de estimación es, estudiar si el sistema construido es estable a

---

<sup>66</sup> R.F. Engle y C.W.J. Granger: "Cointegración y corrección de error: representación, estimación y contraste". *Cuadernos Económicos de I.C.E.* n° 44, 1990/1.

<sup>67</sup> G.E.P. Box y G.M. Jenkins: *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. Holden-Day, 1970

largo plazo "Este hecho tiene una importante interpretación económica: el proceso estacionario define una situación de equilibrio entre las variables a largo plazo"<sup>69</sup>. Es decir, si el mercado es eficiente y, por tanto, los cambios en las variables a lo largo del tiempo son exclusivamente aleatorios, no predecibles<sup>70</sup>.

En términos generales, en los modelos estocásticos una variable temporal ( $X_t$ ) puede ser un proceso estacionario o evolutivo. La mayor parte de las variables económicas no se ajustan a las condiciones de estacionaridad. Una serie temporal se dice que es estacionaria cuando su media, su varianza y sus covarianzas son finitas, y todas ellas son independientes del tiempo.

Para estudiar si las variables, tanto la que quiero explicar como las explicativas, son estacionarias, voy a comprobar si tienen raíces unitarias "una serie temporal estacionaria con componentes no determinísticos tiene una representación de medias móviles de orden infinito, la cual generalmente se aproxima por un proceso autorregresivo de medias móviles de orden finito. Véase, por ejemplo, Box y Jenkins(1970) o Granger y Newbold (1977). Sin embargo, comúnmente las series económicas deben diferenciarse antes de que pueda sostenerse el supuesto de estacionaridad. Esto motiva la siguiente definición de integración de datos conocida: DEFINICIÓN: Una serie sin componentes determinísticos que tiene una

---

<sup>68</sup> C.W.J. Granger: "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification". *Journal of Economics*, 1981.

<sup>69</sup> D. Peña: "Cointegración y reducción de dimensionalidad en series temporales multivariantes". *Cuadernos Económicos I.C.E.* n° 44, 1990/1, p.54.

<sup>70</sup> A. Escribano: "Introducción al tema de la cointegración y tendencias". *Cuadernos Económicos de I.C.E.*, n° 44, 1990/1, pp.8-9.

representación ARMA estacionaria e invertible tras diferencias  $d$  veces, se dice que es integrada de orden  $d$ , y se denota como  $x_t \rightarrow I(d)$ <sup>71</sup>.

Para que la estimación no genere resultados estadísticamente buenos pero sin sentido económico, las variables que se quieren poner estadísticamente en relación deben ser cointegradas o ser estacionarias en niveles.

Dos o más series de variables temporales se dice que están cointegradas si, dado que cada una de ellas tiene una o varias raíces unitarias, es decir no son estacionarias, existe una combinación lineal de ellas que es estacionaria<sup>72</sup>. Sea  $X_t$  y  $Y_t$  dos series  $I(1)$ , tal que existe una combinación lineal de las  $Z_t$  que es  $I(0)$

En este trabajo, para contrastar la hipótesis de existencia de raíces unitarias utilizaré el test Augmented Dickey-Fuller<sup>73</sup>, a partir de ahora ADF. El test ADF consiste en obtener el estadístico  $t$  de la regresión de las primeras diferencias de la serie sobre: la serie retardada un período, las primeras diferencias retardadas varios períodos dependiendo del esquema de autocorrelación y, opcionalmente, de la constante de la regresión y la tendencia.

En una explicación intuitiva de los fundamentos del test ADF, se puede considerar un proceso autorregresivo de orden uno, a partir de ahora  $AR(1)$ :

---

<sup>71</sup> R.F. Engle y C.W.J. Granger: op. cit., 1990/1, p.110.

<sup>72</sup> C.W.J. Granger: "Recientes generalizaciones de la cointegración y el análisis de las relaciones a largo plazo". *Cuadernos Económicos de I.C.E.*, nº 44, 1990/1, p.45.

$$Y = m + \rho Y_{t-1} + e \quad \text{con } e \rightarrow N(0,1)$$

El proceso AR(1) es estacionario si  $-1 < \rho < 1$ . En cambio, si  $\rho = 1$ , la ecuación define un camino aleatorio, y por tanto, se puede concluir que la serie Y es no estacionaria. La hipótesis nula que se contrasta en el test ADF es que existe raíz unitaria<sup>74</sup>:  $H_0: \rho = 1$ . Para rechazar la hipótesis nula, rechazar la no estacionaridad, el estadístico t de Dickey-Fuller, tomado siempre en valor absoluto, debe ser mayor que el valor crítico de Mackinnon para los distintos niveles de confianza  $\alpha$  (1%, 5%, 10%).

En primer lugar, se realizan los test ADF de raíces unitarias, en las variables consideradas en el modelo del apartado anterior, para determinar el orden de integrabilidad de cada una, y los análisis univariantes entre la variable a explicar y cada una de las variables explicativas. Después, se analiza la regresión de cointegración de las distintas hipótesis: tendenciales, cíclicas e institucionales.

El estudio sobre la estacionaridad lo comenzaremos estudiando la diferenciabilidad en la variable dependiente: la desigualdad regional de la renta por trabajador agrario en España, entre el año 1955 y el año 1985. El perfil de la evolución del índice de

---

<sup>73</sup> Los resultados estadísticos en la cointegración son asintóticos. Dado que en este trabajo se estudia la disparidad entre el año 1955 y 1985 los resultados estadísticos obtenidos se deben tomar con la debida precaución.

<sup>74</sup> W.A Fuller: *Introduction to Statistics Time Series*. New York, Wiley, 1976. D.A Dickey: *Estimation and Hypothesis Testing in Nonstationary Time Series*. Ph.D. dissertation, Iowa State University, 1976. Los valores críticos para el contraste, que se escogen en función del número de observaciones, se encuentran en W. Mackinnon: *Critical Values for Cointegration Test*. Working Paper University of California, San Diego, January 24, 1990)

desigualdad regional , que se muestra en la figura 2.7, indica que la variable puede tener un comportamiento tendencial, por lo menos a partir del año 1969. El objetivo de este análisis es comprobar si esa componente tendencial es lo suficientemente fuerte para dar lugar a la existencia de raíces unitarias o podemos considerar la serie como estacionaria al ser  $\rho < 1$ . El dibujo de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial también sugieren que, efectivamente, la variable puede tener raíz unitaria.

Por motivos operativos, para la estimación simple del modelo en el apartado anterior hemos elevado al cuadrado el coeficiente de variación de la renta por trabajador agrario. Como resultado añadido que se obtiene de dicha operación, la tendencia observada en la serie se alisa. Además, como ya he señalado antes, en el análisis de la cointegración lo que se persigue es comparar si las variables se mueven a tasas similares; por eso, realizaremos los test de estacionaridad con las tres posibles representaciones de la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario. Contrastaremos el coeficiente de variación y dos transformaciones monotónicas suyas: su cuadrado y el logaritmo natural del cuadrado coeficiente de variación.

Para contrastar la existencia de raíz unitaria se emplean tres ajustes alternativos:

$$(X_t)^2 = \rho(X_{t-1})^2 + e_t$$

$$\Delta(X_t)^2 = \alpha + a_1(X_{t-1})^2 + e_t$$

$$\Delta(X_t)^2 = \alpha + \beta t + a_1(X_{t-1})^2 + e_t$$

De los tres modelos, el más utilizado es el último, el denominado Phillips-Perron. En estas regresiones se obtiene que si la variable dependiente es el coeficiente variación

de la renta por trabajador el valor del estadístico t de Dickey-Fuller no permite rechazar la hipótesis de raíz unitaria para un nivel de confianza del 10%, excepto cuando el test se hace con la primera fórmula. En cambio, cuando la variable es el cuadrado del coeficiente de variación, el test permite rechazar la hipótesis con un nivel de significación de 1% en los dos primeros modelos. Por último, cuando se analiza la estacionaridad del logaritmo del cuadrado, se obtiene que se rechaza la hipótesis con el modelo Phillips-Perron para un nivel de significación del 5%; valor del estadístico t es -4,5618 mientras que el valor crítico de Mackinnon para esta muestra al 5% es -3,8870<sup>75</sup>.

Por tanto, en la estimación el modelo explicativo utilizaremos una de las transformaciones del índice de desigualdad regional -su cuadrado ó el logaritmo del cuadrado del coeficiente de variación- ya que ambas son series temporales estacionarias  $I(0)$ . Los resultados estadísticos sugieren, utilizando el test de Phillips-Perron, considerado el más potente, utilizar la forma logarítmica para estimar el modelo. En la regresión para hacer el contraste de hipótesis todos los estimadores de los coeficientes son significativos al 95%; la calidad del ajuste es buena y el estadístico Durbin-Watson indica la inexistencia de autocorrelación.

La segunda variable que comprobaremos su orden de diferenciabilidad es la que representa el factor tendencial, la disparidad espacial de la productividad por trabajador. Para

---

<sup>75</sup> En el Apéndice están todos los test, en salidas de ordenador. He reflejado los resultados de los test de diferenciabilidad ADF y el de Engle-Granger de cointegración.

conservar la homogeneidad en la especificación de las variables he utilizado la forma logarítmica del cuadrado del coeficiente de variación.

En este caso, el test ADF de raíz unitaria sugiere que se puede rechazar la hipótesis nula, existencia de raíz unitaria; en el modelo Phillips-Perron el estadístico t de Dickey-Fuller toma un valor de -10,4007 y el valor crítico de Mackinnon es -5,2735 con una probabilidad del 99%; aunque en este caso, ha sido necesario retardar cuatro periodos la primera diferencia de la variable, al identificar existencia de autocorrelación en los residuos. En definitiva, la variable  $lprd2cv$  es también podemos considerar que es una variable estacionaria  $I(0)$ .

La tercera variable, que representa el desequilibrio del mercado de trabajo, y la cuarta, la influencia de la actuación del sector público, también son variables estacionarias de orden cero; el valor del estadísticos t de  $linvu$  y  $lis$  en el test ADF, con constante y sin tendencia, es de +0,9004 y +0,4718 respectivamente.

Como todas las variables del modelo son estacionarias de orden cero, no es necesario especificar las variables del modelo explicativo en diferencias ni, por tanto, plantear la estimación de un modelo de regresión de cointegración con corrección de error<sup>76</sup>, sino que el ajuste por MCO se puede plantear directamente en niveles, siendo el modelo resultante un

---

<sup>76</sup> Se puede consultar las distintas formas de estimación de un modelo de cointegración con corrección de error en J.Surifach y otros. *Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de la cointegración*. A.Bosch Editor, Barideno, 1995.

modelo explicativo en el que estarían recogidos todos los efectos que inciden en el la explicación de la desigualdad regional de la renta por trabajador agrario.

Los resultados de las regresiones individuales son coherentes con los que obtuvimos en el apartado anterior:

$$\text{LBW2CV} = -0,03 + 1,26\text{LPRD2CV}$$

(10,8)

$R^2$ ajustado=0,89; F=116; LOGLIKEHHOD=5;

$$\text{LBW2CV} = -1 - 0,44\text{LINVU} + [0,57\text{MA}(1)]$$

(-6,6) (1,9)

$R^2$ ajustado=0,76; F=24; LOGLIKEHHOD=0,08

$$\text{LBW2CV} = -8,6 + 0,28\text{LIS} + [0,55\text{AR}(1)]$$

(3,57) (3,1)

$R^2$ ajustado=0,85; F=33; LOGLIKEHHOD=3

En definitiva, la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario tiene una dependencia funcional directa con la disparidad regional en la productividad agraria, la evolución de la tasa de paro de la economía española y la intervención de las organizaciones agrarias en la negociación de precios e indirecta con la intervención del MAPA vía subvenciones de explotación

La función estimada, si reunimos las tres hipótesis; es decir, el GRUPO UNO de la estimación del apartado anterior de este capítulo, es:

$$\text{LBW2CV} = 2,05 + 2,5\text{LPRD2CV} - 0,09\text{LIS} - 0,02\text{LINVU} + 0,25\text{DUMI}$$

(4)            (-1,12)            (-0,11)            (0,79)

$$R^2_{\text{ajustado}}=0,88; F=27; \text{LOGLIKEHHOD}=6; \text{DW}=2,1$$

La regresión conjunta de las tres hipótesis contempladas al formular el modelo de desigualdad genera unos resultados similares a los obtenidos en el análisis econométrico clásico tanto en valores como en signos. Todas las variables son conjuntamente explicativas de la disparidad regional de la renta por trabajador agrario, explicando el noventa por ciento de la varianza; el valor del estadístico Durbin-Watson indica la no existencia de autocorrelación y el del estadístico F es razonablemente elevado (27,77), lo que no da un probabilidad de que la estimación sea buena superior al 99%.

Ahora bien, aunque las cuatro variables estudiadas son significativas conjuntamente, no ocurre lo mismo con todas las variables de forma individual en esta estimación. Los valores estimados para LIS, LINVU y DUMI no son significativos con una probabilidad mayor del 90%; además, el signo de la intervención del MAPA vía subvenciones de explotación se cambia. Este resultado es indicativo de un problema endémico de la estimación con datos temporales, la multicolinealidad entre variables explicativas.

El problema de la multicolinealidad no es necesariamente grave ya que la teoría de la regresión asume las variables independientes no tienen que ser necesariamente independientes entre sí, realizándose en el proceso de estimación la mejor separación posible de estos efectos. No existe un test específico para estudiar esto sino que se calculan los errores estándar en la estimación del valor de la variable.

El error estándar en la estimación del coeficiente de la disparidad regional en la productividad es de 0,64 cuando el modelo incluye las tres hipótesis, el valor baja a 0,47 si excluimos la hipótesis institucional y a 0,34 si excluimos la hipótesis cíclica y a mientras que es de 0,23 cuando la incluimos sola. por lo que concluimos que la presencia de multicolinealidad no afecta gravemente a la calidad de la estimación.

Sucede lo mismo si estudiamos la variación de los errores estándar dejando fijas cada una de las otras variables. El error estándar en la estimación de la variable cíclica pasa de 0,22 en el modelo conjunto de las tres hipótesis a 0,07. El error en la intervención pública vía subvenciones pasa de 0,08 a 0,07 y el impacto de la incorporación de las organizaciones agrarias a la mesa de negociación sobre precios agrarios pasa de 0,32 a 0,25.

Por tanto, en si estimamos el modelo incorporando conjuntamente las tres hipótesis, se puede afirmar que en ninguna de las variables existe un incremento espectacular del error estándar al realizar el test de variables redundantes; por lo que la presencia de multicolinealidad no parece excesivamente importante.

El caso donde los errores estándar varían de manera un poco más acusada, es al aplicar el test de variables redundantes a la disparidad regional en la productividad respecto a la inversa de la tasa de paro; en realidad es en esta relación donde el valor del coeficiente de correlación de la disparidad regional de la productividad es más alto respecto a las variables consideradas (0,86).

Dado que los resultados de la estimación del modelo anterior sugieren que la mayor presencia multicolinealidad se produce entre las variables que representan los factores tendencial y cíclico, realizaremos el ajuste de la función de desigualdad de la renta por trabajador incluyendo sólo los factores tendenciales y cíclicos, que se corresponde con la estimación econométrica del apartado anterior del GRUPO DOS. El resultado es:

$$LBW2CV = -0,09 + 1,12LPRD2CV - 0,06LINVU$$

(4,7)                      (-0,6)

$$R^2_{ajustado}=0,88; F=55; LOGLIKEHHOD=5,4; DW=1,4$$

Las dos variables son conjuntamente explicativas de la disparidad regional de la renta por trabajador agrario, explicando el noventa por ciento de la varianza; y tanto el valor del estadístico F (55) como el del LogL (5,4) son razonablemente elevados; pero al igual que sucedía en la estimación anterior, el valor del estadístico Durbin-Watson señala la posible existencia de autocorrelación.

Si se intenta corregir esa autocorrelación se obtiene una nueva regresión de con resultados bastante mejores:

$$\text{LBW2CV} = -0,36 + 0,9\text{LPRD2CV} - 0,1\text{LINVU} + [\text{AR}(2)=-0,32]$$

(7,8)                      (-2,27)                      (-2,18)

$$R^2_{\text{ajustado}}=0,96; F=99,9; \text{LOGLIKEHOD}=15; \text{DW}=1,7$$

En esta última regresión las dos variables son conjuntamente e individualmente significativas.

Si construimos la función de desigualdad con la hipótesis cíclica y la institucional, la regresión es:

$$\text{LBW2CV} = 2,3 - 0,76\text{LINVU} - 0,09\text{LIS} - 0,55\text{DUMI}$$

(-3,85)                      (-0,75)                      (-1,41)

$$R^2_{\text{ajustado}}=0,72; F=13; \text{DW}=1,79$$

Las tres variables son conjuntamente explicativas de la disparidad regional de la renta por trabajador agrario, explicando el setenta por ciento de la varianza; el valor del estadístico F es razonablemente elevado (13). En cambio, al igual que sucedía en la estimación econométrica, se reproducen los problemas de multicolinealidad; incluso el valor del estadístico Durbin-Watson señala la posible existencia de autocorrelación.

Por último, estimando conjuntamente la variable tendencial y las institucionales se obtiene también los mismos resultados que en el análisis econométrico clásico. El resultado de la regresión en este caso es:

$$\text{LBW2CV} = 1,94 + 1,27\text{LPRD2CV} - 0,08\text{LIS} + 0,2\text{DUMI}$$

$$(7,5) \qquad \qquad (-1,24) \qquad \qquad (1,5)$$

$$R^2_{\text{ajustado}}=0,89; F=40; \text{LOGLIKEHHOD}=6,6; \text{DW}=2,1$$

Las tres variables son conjuntamente explicativas de la desigualdad regional de la renta por trabajador agrario, explicando el noventa por ciento de la varianza; y tanto el valor del estadístico F (40) como el del LogL (6) son razonablemente elevados. Pero al igual que sucedía en la estimación econométrica clásica de estas hipótesis, en el modelo conjunto existen problemas de multicolinealidad.

La aplicación de las técnicas econométricas clásicas y de las técnicas de series de tiempo nos muestran una importante concordancia. Los resultados generales sobre la significación de las variables explicativas coinciden en ambos enfoques de estimación estadística. Evidentemente, esto refuerza el carácter explicativo del modelo, aunque subsisten todos los condicionantes que los supuestos, algunas veces seriamente restrictivos, introducen en cualquier modelo, tanto teórico como aplicado.

## **EPÍLOGO**

Como afirmación general ha de reconocerse que los trabajadores del campo en España se han beneficiado del progreso que ha experimentado la economía española durante las tres últimas décadas. En términos de poder adquisitivo el trabajador medio de la agricultura española obtiene en 1985 una remuneración que supone algo más de dos veces y media la que percibía en 1955.

Ahora bien, la evolución regional no es homogénea; por ejemplo, mientras que la renta real por trabajador agrario en Andalucía Occidental se ha multiplicado por cinco, en Galicia apenas se ha incrementado un diez por ciento durante dicho período.

El bienestar de un colectivo depende no sólo de la mejora de su situación global, sino también de la de cada uno de sus miembros. La utilidad o bienestar que proporciona una unidad adicional de renta no es la misma si ésta la percibe un ciudadano que la necesita para cubrir sus necesidades básicas que si la recibe otro cuyo consumo está próximo a la saturación.

Lamentablemente no se dispone de unidades de medida para comparar con objetividad tales diferencias de utilidad. No obstante, se pueden utilizar diversos índices que, con todas sus limitaciones, intentan valorar el problema

de la desigualdad. Cualquier índice de desigualdad, de entre los de uso más generalizado, refleja que las diferencias entre las rentas percibidas por los trabajadores agrarios de las distintas regiones españolas se han ampliado de modo sustancial durante el período considerado en este trabajo.

Por mucho que no sea posible establecer relaciones cardinales entre los índices de desigualdad, es difícil desatender un aumento del coeficiente de variación de las rentas por trabajador agrario entre las distintas regiones españolas, que se ha multiplicado dos veces y media en un período de treinta años. Como bien dice Amartya Sen existe un camino entre quienes siempre tienen un juicio claro sobre cualquier diferencia y aquellos que opinan que nada puede decirse al respecto.

En nuestro país han sido bastantes los autores que se han adentrado en dicho camino, tratando de estudiar las diferencias de renta en el sector agrario y las diferencias de salarios en otros sectores. Con este trabajo he tratado de colaborar en la tarea al estudiar un tema olvidado, cual es el del aumento de las disparidades espaciales de la renta por trabajador agrario en España.

Para realizar dicha tarea he abordado en una primera parte, con cierta exhaustividad ante la escasez de trabajos previos, la descripción del fenómeno,

mientras que en una segunda parte, más breve, he tratado sobre algunas de sus posibles causas.

En cuanto a la parte descriptiva las principales conclusiones obtenidas para el conjunto de la agricultura española son las siguientes:

1.- El crecimiento de la renta real por trabajador en la agricultura española a lo largo de las tres últimas décadas se debe fundamentalmente a la reducción del empleo, única salida ante el estancamiento de la renta real que el sector es capaz de generar (figuras 2.5, 2.1 y 2.3).

2.- A principios de los años setenta agotada la fase expansiva de la economía española la renta global del sector agrario tiende a la baja ante una demanda más débil y el encarecimiento de los costes. La caída del empleo, aún cuando se acelera, no resulta ya suficiente y el resultado es un menor crecimiento de la renta por trabajador agrario en relación con el experimentado durante los años de auge y transformación durante la década de los sesenta (figuras 2.1, 2.3 y 2.5).

3.- Las peculiaridades del mercado de trabajo agrario exigen distinguir entre el trabajo que se lleva a cabo por cuenta propia y aquél que se realiza por cuenta ajena. Para el conjunto del período no se aprecian grandes

diferencias en la evolución de las rentas y el empleo de ambos colectivos. Las rentas del trabajo se reducen algo más y el empleo algo menos en el colectivo de trabajadores por cuenta propia, sin que ello se traduzca en una diferencia notable entre las tasas reales de crecimiento anual de las rentas por trabajador por cuenta propia (3,12%) y por cuenta ajena (3,61%) (cuadros 3.9 y 4.9).

4.- La evolución similar de ambos colectivos a lo largo de los treinta años del total del período encubre, sin embargo, respuestas diferentes en las fases de crecimiento y estancamiento. Durante la primera, hasta finales de los setenta, la renta real de un trabajador por cuenta ajena ha crecido a una tasa del siete y medio por ciento, muy superior a la de los trabajadores por cuenta propia que apenas superó el cuatro por ciento. Mientras que durante la segunda fase la renta real de un trabajador por cuenta ajena prácticamente se estanca (con un crecimiento anual de sólo el 0,4 % ciento), y el crecimiento de la renta de un trabajador por cuenta propia sufre una desaceleración mucho menor (al mantenerse la tasa de crecimiento anual en el 2,3%).

5.- La diferente inflexión que muestran las rentas de los trabajadores por cuenta ajena y por cuenta propia son la consecuencia de la distinta evolución del empleo y la renta global de cada colectivo durante cada período.

En el período de crecimiento de la economía española la disminución del empleo por cuenta ajena ha sido mucho más acusada que la del empleo por cuenta propia (-3,0% frente a -2,2%), mientras que las rentas globales de estos últimos han crecido más lentamente (1,8% frente a 4,2%). Todo hace pensar que las familias propietarias han sido más reticentes ante las oportunidades que brindaban otros sectores de la economía española durante los años sesenta. Así mientras que los trabajadores por cuenta ajena abandonaban el campo más rápido aun cuando se beneficiaron de una subida mayor de sus rentas. Los trabajadores por cuenta propia lo abandonaban más despacio a pesar de experimentar un crecimiento menor de sus rentas.

En el período de crisis de la economía española la situación cambia notablemente. El empleo por cuenta ajena disminuye más despacio que el empleo por cuenta propia (3,9% frente a 4,4%), a pesar de que la renta global percibida por los primeros sufre una reducción mayor (3,5% frente a 2,2%). Muy probablemente el cambio generacional ha facilitado el abandono de la actividad agraria por los miembros más jóvenes de las familias propietarias que no estaban dispuestos a continuar las actividades de quienes, por razones biológicas, están obligados a abandonarlas. Mientras que la falta de oportunidades fuera del sector agrario limita las posibilidades de negociación por parte de unos empleados por cuenta ajena que deben soportar con mayor intensidad los efectos de la crisis de rentas sufrida por el sector.

A grandes rasgos puede decirse que la remuneración del trabajo por cuenta ajena se ve más afectada, tanto favorable como desfavorablemente, por la evolución del conjunto de la actividad económica, en tanto que en la remuneración del trabajo por cuenta propia se ve afectada con menos intensidad por los ciclos de la economía en su conjunto.

Las conclusiones anteriores, validas para el conjunto de la economía española encubren diferencias notables entre las distintas regiones españolas. Tales diferencias pueden resumirse del siguiente modo:

1.- A medida que nos movemos desde el sur hacia el norte de la península se observa una desaceleración en el ritmo de expulsión de mano de obra agraria. La agricultura de la cornisa cantábrica (desde el País Vasco hasta Galicia) pasa de emplear en 1955 menos del diecinueve por ciento de la población agraria a más del treinta por ciento en 1985. Mientras que Andalucía y Extremadura, por una parte, y las dos Castillas, junto con Levante y Ebro, por otra, pierden a partes iguales el diez por ciento de su peso conjunto en el empleo agrario nacional (cuadro 2.8).

2.- Se está produciendo un proceso de concentración de las rentas agrarias en las regiones del Mediterráneo meridional, incluido el valle del Guadalquivir, que en conjunto pasan de percibir casi el treinta por ciento de las rentas del

trabajo agrario en España en 1955 a concentrar el cuarenta y tres por ciento en 1985.

3.- De nuevo la combinación entre la capacidad de adaptación de cada agricultura y la respuesta del empleo determinan el resultado final de las renta percibida por cada trabajador en las distintas regiones. Mientras las dos Andalucías combinan una caída del empleo más acusada con un mayor crecimiento de las rentas (cuadros 2.5 y 2.2) lo que se traduce en un crecimiento notable de la renta relativa percibida por los agricultores de dichas regiones (cuadro 2.8). Por el contrario, las regiones del norte combinan un menor crecimiento de sus rentas con una menor reducción del empleo que se traduce una notable pérdida de bienestar relativo de sus agricultores. Mientras que en el resto de las regiones las situaciones son menos nítidas dependiendo el resultado de las intensidades, como por ejemplo en las dos Castillas, donde el predominio de una caída del empleo durante el período 1955-69 en la Mancha, y de la renta en el período 1969-85 en el Duero, se traducen en un cambio en las posiciones relativas de ambas regiones en cuanto a la renta que perciben sus trabajadores agrarios (cuadro 2.8).

4.- El resultado global de esta dispar evolución de las rentas y del empleo en cada una de las distintas agriculturas regionales se resume en el cuadro 2.11. Este cuadro muestra un crecimiento de las disparidades espaciales de la renta

por trabajador, básicamente a partir de finales de los años sesenta. Es decir, la diversidad se ha acentuado durante el período de estancamiento y no de auge de la agricultura española. Dicho crecimiento de las disparidades se explica preferentemente por el comportamiento de las diferencias *interregionales* frente a las *intraregionales* (figura 2.7). En tanto que la utilización de índices de desigualdad alternativos no reflejan diferencias dignas de mención (figura 2.8).

5.- A la largo plazo la tendencia de las disparidades espaciales en la remuneración del trabajo agrario en España viene marcada por la evolución del colectivo de trabajadores por cuenta propia. El aumento y posterior disminución de las disparidades espaciales en la remuneración del trabajo por cuenta ajena (figura 3.7) en la primera mitad de los sesenta y en la segunda de los setenta se refleja en la evolución de las disparidades para el conjunto de los trabajadores agrarios (figura 2.7). Sin embargo, es el crecimiento de las disparidades en la remuneración del trabajo por cuenta propia (figura 4.7) a partir de los años setenta el que marca el perfil a largo plazo de las disparidades espaciales en la renta de los trabajadores del campo español sin distinción de categorías.

6.- Los resultados anteriores apuntan hacia un comportamiento distinto de los mercados de trabajo por cuenta propia y ajena.

Por una parte, tenemos que la estabilidad a largo plazo de las disparidades de renta entre los trabajadores por cuenta ajena de las distintas regiones agrarias españolas, en un valor que además resulta relativamente bajo (figura 3.7). Una vez más, esta situación refleja una respuesta adecuada del empleo ante la evolución de las rentas percibidas por dicho colectivo en cada región. De hecho sólo en el caso de Valle del Ebro se puede observar una evolución de signo contrario entre sus pesos en términos de empleo y renta a lo largo del conjunto del período (cuadro 3.8), en tanto que para las demás regiones su peso en términos de empleo discurre en la misma dirección que su participación en el total de las rentas percibidas por los trabajadores por cuenta ajena.

Por otra parte, la creciente disparidad entre las rentas percibidas por los trabajadores por cuenta propia refleja una evolución inadecuada del empleo ante la distinta evolución de las rentas en cada región. Son precisamente las regiones septentrionales, las más afectadas por la crisis de rentas a partir de la década de los setenta (cuadro 2.2), las que, al mismo tiempo, pierden empleos por cuenta propia con menor intensidad. Mientras que, por el contrario, en las regiones que mejor resisten la crisis de rentas agrarias, en especial las dos Andalucías, se observa una reducción del empleo por cuenta propia a un ritmo superior al del conjunto de la agricultura española.

Los resultados anteriores están influidos en cierta medida por las diferencias bien conocidas entre el *trabajo por cuenta propia* en el norte y en el sur. Mientras que las rentas de dicho colectivo en Andalucía, Extremadura y Castilla, pueden estar sobrevaluadas debido a la mayor intensidad del capital por explotación, y cuya remuneración no siempre es posible de separar de la del trabajo. Al mismo tiempo, cabe pensar en una sobrevaluación del empleo en el norte ante la mayor intensidad de las ayudas familiares y la agricultura a tiempo parcial. En cualquier caso podría concluirse que, ya sea por la incapacidad de racionalización de las explotaciones, o por la atadura de los vínculos familiares, el mercado de trabajo por cuenta propia refleja una menor flexibilidad, que se traduce en crecimiento aparentemente notable de la desigualdad espacial de las rentas obtenidas por dicho colectivo.

Podría pensarse que esta diferencia observada entre los comportamientos de trabajo *por cuenta propia* y *por cuenta ajena* es un tema que pierde interés al ceñirse aparentemente a un sector, como el agrario, cuyo peso en las economías modernas se reduce paulatinamente. Sin embargo, el reciente desarrollo de las actividades de servicios y la previsible aumento de los empleos por cuenta propia, quizá estén detrás del freno observado en los últimos años en el proceso de reducción de la desigualdad en la distribución de la renta en la economía española.

De los resultados anteriores se desprende que el análisis de las disparidades en la remuneración del trabajo requiere distinguir entre distintos mercados de trabajo según éste se realice por cuenta propia o ajena. La literatura económica, sin embargo, no ha prestado suficiente interés a esta distinción. Aún cuando existen algunos planteamientos teóricos al respecto, referidos en su mayor parte al sector industrial (salarios de eficiencia, rentas compartidas,...), su falta de solidez a la hora de aplicarlos a la actividad agraria me ha llevado a presentar en esta memoria exclusivamente el modelo explicativo de las causas que determinan las disparidades espaciales de la renta del trabajo agrario en su conjunto.

A pesar de dicha limitación la tarea de determinar el modelo apropiado no ha estado exenta de dificultades. Los trabajos, tanto teóricos como aplicados, utilizan el concepto de *mercado laboral* con dos acepciones distintas: entendido como un mercado de salarios o como un mercado de puestos de trabajo. No cabe duda que como ha expuesto A. Smith existen diferencias compensatorias en las diferencias salariales, tales como su carácter más o menos agradable, su eventualidad, etc. Algunos autores aprovechan la existencia de estas diferencias compensatorias para justificar cualquier diferencia salarial como voluntaria. Recientes estudios empíricos, sin embargo, se han encargado de demostrar que las compensaciones no monetarias explican sólo una parte de las diferencias salariales, en tanto que el resto debe achacarse

a imperfecciones de un mercado que no necesariamente conduce siempre a situaciones de equilibrio.

En este trabajo no se considera la influencia de los factores compensatorios, de ahí que la explicación realizada sobre las causas que influyen en la diferente remuneración del trabajo agrario debe entenderse sólo como una aproximación al estudio de la "verdadera" desigualdad en la que se encuentran los agricultores de las diferentes regiones.

Entre las variables explicativas seleccionadas he incluido, siguiendo otros trabajos previos en el ámbito de la economía laboral, factores tendenciales (productividad), cíclicos (desempleo y precios) e institucionales (subvenciones y actividad sindical). Los principales resultados obtenidos en la contrastación del modelo pueden resumirse del siguiente modo:

1.- Los análisis univariantes realizados, para medir la influencia parcial de cada variable sobre las diferencias espaciales en la remuneración del trabajo agrario, muestran una influencia significativa de todos los factores mencionados con la excepción de la relación entre los precios percibidos y pagados por los agricultores, lo que pudiera indicar que los efectos positivos o negativos de la evolución de esta última variable estaría afectando por igual a las distintas regiones.

2.- Los signos de algunas relaciones confirman además las hipótesis teóricas establecidas al respecto: los altos niveles de paro sufridos por la economía española durante los últimos años impiden la corrección de las disparidades espaciales también en la remuneración del trabajo agrario, en tanto que el aumento de los niveles de productividad en la agricultura y su desigual comportamiento regional ayuda a explicar el crecimiento de las disparidades en la renta por trabajador agrario.

3.- Por el contrario, en el caso de las subvenciones que se utilizan como una aproximación a la política agraria el resultado es contrario al esperado, en la medida en que aparece un relación positiva entre el aumento de las disparidades de la renta por trabajador y el crecimiento de las subvenciones, cuando cabe pensar que uno de sus objetivos debiera ser precisamente el de reducirlas. Finalmente por lo que respecta a la creciente actividad sindical a partir de la segunda mitad de los setenta tampoco parece que haya contribuido a frenar el crecimiento de las disparidades entre la renta que perciben los agricultores de las distintas regiones.

4.- Los resultados del análisis multivariante, tanto en su versión econométrica clásica como en la versión de estadística de Series de Tiempo, con el que se ha pretendido estimar la influencia conjunta de todas las factores mencionados permite inferir que estos explican una parte sustancial de las disparidades

espaciales de las rentas por trabajador agrario. Dicho análisis multivariante me ha permitido detectar asimismo la existencia de multicolinealidad entre las variables, en algunas especificaciones, y en algunos casos, existencia de procesos autorregresivos.

5.- La estimación del modelo con las tres hipótesis (tendencial, cíclica e institucional), tanto en el análisis econométrico como en el de series de tiempo, produce un resultado en el que todas las variables son conjuntamente explicativas de las diferencias regionales de la renta por trabajador agrario. Además, todas las variables del modelo están cointegradas; es decir, el modelo con las tres hipótesis define una situación de equilibrio en las variables a largo plazo.

6.- La estimación del modelo con las hipótesis cíclica e institucional genera unos resultados en los que el desequilibrio del mercado de trabajo, representado por la inversa de la tasa de paro española, la actuación del estado, representada por las subvenciones netas de impuestos, y el cambio institucional en los procesos de negociación, representado por una variable *dumi*, están cointegradas y son conjuntamente explicativas de la desigualdad regional de la renta por trabajador agrario en España entre los años 1955 y 1985.

7.- La estimación del modelo incluyendo las hipótesis tendencial y cíclica nos a pensar que tanto las diferencias regionales de productividad aparente del trabajo como el desequilibrio del mercado de trabajo están cointegradas y son conjuntamente explicativas.

8.- La estimación del modelo de desigualdad regional de la renta por trabajador con las hipótesis tendencial e institucional indica que, también en este último caso, los fundamentos del modelo están bien especificados. En efecto, tanto la desigualdad regional de la productividad aparente del trabajo como la intervención del estado y el cambio institucional en los procesos de negociación son variables en situación de equilibrio a largo plazo, por estar cointegradas, y conjuntamente explicativas de la desigualdad regional de la renta por trabajador agrario.

## **SECCIÓN SEGUNDA**

## **CAPÍTULO 6º**

**LA EVOLUCIÓN DE LAS DESIGUALDADES REGIONALES DE LAS RENTAS POR TRABAJADOR AGRARIO DESPUÉS DE LA ADHESIÓN DE ESPAÑA A LAS COMUNIDADES EUROPEAS.**

En este último capítulo vamos a estudiar si se produjo un impacto importante sobre la desigualdad regional de la rentas del trabajo agrario y sus factores determinantes con la integración del sector agrario en los mecanismos de la Política Agraria Común (PAC) al incorporarse España a las Comunidades Europeas.

El desarrollo de este sexto capítulo lo hemos organizado de la siguiente manera. En primer lugar, analizaremos la compatibilidad de la fuente de datos para la mediación y el análisis de la desigualdad en la renta por trabajador agrario durante el período 1964-1985, que utilizamos en los capítulos primero al quinto, y los datos de la RCAN y la Contabilidad Regional que utilizamos para después de la adhesión de España a las Comunidades Europeas. El segundo apartado lo dedicamos a medir la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario, primero en el conjunto de la mano de obra agraria y después en los dos colectivos que la componen, cuenta ajena y cuenta propia. Y por último, tratamos de plantear un modelo explicativo de los factores determinantes de la evolución de la desigualdad regional en la renta.

Pensamos que el tiempo transcurrido desde la adhesión empieza a ser suficiente para analizar cambios de largo plazo. El problema con que nos encontramos para realizar dicho análisis y entroncarlo con el estudio de la evolución de largo plazo de dichas desigualdades es de la falta de homogeneidad de los datos.

## **6.1.- Compatibilidad de las bases de datos en el cálculo del coeficiente de variación de la renta regional en los periodos 1955-1985 y 1985-1994.**

Los datos de la Red Contable Agraria Nacional (RCAN) del Ministerio de Agricultura y Alimentación (MAPA) y la Contabilidad Regional del INE nos permiten plantear la medición de la desigualdad de la renta por trabajador agrario y el análisis de sus causas utilizando datos *oficiales* homogéneos después de 1985.

Para una investigación que pretende analizar el cambio estructural ocurrido en la agricultura española durante el periodo de inserción de la economía española en la economía mundial, lo ideal sería contar con una base homogénea de datos. En los capítulos anteriores hemos elegido la base de datos del BBV para la mayoría de las variables estudiadas, por ser la única que nos permitía obtener datos homogéneos desde el inicio de los sesenta. No obstante a la hora de analizar el posible impacto de la aplicación de la PAC en España, nos encontramos con el problema de que los últimos datos publicados hasta el momento por el BBV son de 1991. Esto tiene como consecuencia un acortamiento de las series con posibles efectos distorsionantes en el análisis de dicho impacto, especialmente porque las subvenciones de explotación, así como su desigual distribución regional, se incrementan notablemente, como veremos más adelante, en los años noventa.

En este apartado estudiaremos si los resultados que obtenemos con los datos sobre desigualdad calculados a partir de la RCAN y la Contabilidad Regional son

compatibles con los resultados de la otra base de datos. Para ello, compararemos la evolución las variables entre 1985 y 1991, que son los años para los que hay datos en ambas bases de datos.

Los datos de RCAN, que podemos utilizar para estudiar el impacto de la PAC en la distribución regional de las rentas del trabajo agrario, comienzan en 1985, dado que los años anteriores no son homogéneos por la reforma realizada para adaptarse a la normativa contable europea (RICA). En la RCAN se proporciona, a partir de información individual de explotaciones agrarias, datos sobre salarios y disponibilidades empresariales así como de número de trabajadores empleados asalariados y no asalariados, medidos en Unidades Técnicas por Año (UTA)<sup>1</sup>.

Hemos tenido que reterritorializar la información de la RCAN dado que están agrupados por las actuales Comunidades Autónomas mientras que nuestro análisis utiliza una agrupación de grandes regiones agrarias. Hemos agrupado Asturias, Cantabria y País Vasco en la región Norte; Cataluña y Baleares en la Nordeste; Comunidad Valencia y Murcia en Levante, Castilla La Mancha y Madrid en Centro. En Andalucía, en cambio, no hemos podido desagregar los datos para comparar la evolución regional de la Andalucía Oriental y la evolución de la Andalucía Occidental.

---

<sup>1</sup> En algunos años la información proporcionada por la Red es inutilizable. Por ejemplo, los datos de UTA por asalariado en Galicia, Asturias, Cantabria y País Vasco se ofrecen con un sólo decimal en los años 1992, 1993 y 1994 lo que genera un valor CERO al ser la cifra resultante de dos decimales.

La Contabilidad Regional de España elaborada por el INE es una de las fuentes más recientes con que se cuenta en España para el análisis económico combinado sectorial-territorial. Con esta fuente de datos podemos cubrir una de las lagunas más importantes con que se contaba en España antes de su publicación. La Contabilidad Regional calcula el Valor Añadido Bruto a Precios de Mercado (VABpm)<sup>2</sup> y ofrece los datos de las subvenciones por sectores de actividad.

Con la primera serie, el VABpm, podemos calcular de manera más ajustada la productividad aparente del trabajo. En el estudio del período 1964-1985 hemos utilizado el VABcf, que es una aproximación que incluye las subvenciones y, por tanto, refleja de manera simultánea un factor de producción y uno de renta. Con la segunda serie, las Subvenciones, podemos estudiar el impacto que la distribución territorial de la intervención y regulación de la Administración Pública tiene sobre nuestra variable a explicar. Es decir, podemos estudiar de forma territorializada el impacto sobre la distribución regional de la renta por trabajador de un factor productivo y de un factor institucional.

Si utilizamos, como base de referencia para estudiar el impacto de la PAC sobre la distribución regional de las rentas del trabajo agrario, los datos de las dos fuentes señaladas, MAPA e INE, el período de referencia sería ahora 1985-1994. Este período de diez años, aunque parece suficiente para un estudio de impacto, está en el límite cuando queremos poner en perspectiva dicho impacto. En este sentido pensamos

---

<sup>2</sup> Los datos para el periodo a partir 1980 los tenemos en la Serie Homogénea (base 1986) y en la

que la amplitud del período nos permite tener los suficientes grados de libertad para la estimación econométrica, aunque los resultados deben ser tomados con la necesaria precaución.

Existe a mi entender otro aspecto relacionado con la amplitud del período que nos recalca la necesidad de tomar con precaución los resultados que obtengamos. La homogeneidad de los datos nos obliga tomar un período de diez años en los que existe una fase completa de expansión económica, 1985-1990, y sólo una parte de la fase recesiva, ya que los datos de que se dispone terminan en 1994 y la fase recesiva parece haberse extendido hasta 1995. Esta restricción podría ser importante ya que, por lo que hemos visto en los capítulos anteriores, la desigualdad en las rentas por trabajador agrario entre las distintas regiones españolas tiene un comportamiento cíclico.

La utilización de los datos de la RCAN y Contabilidad Regional completa alguna de las lagunas estadísticas que hemos tenido que sufrir en el estudio entre 1964 a 1985. No obstante, en algunas de las variables explicativas utilizadas siguen persistiendo los problemas anteriores, como en los precios agrarios -percibidos y pagados-, al no contar todavía con datos territorializados<sup>3</sup>. Algo similar sucede al utilizar los datos oficiales de la Encuesta de Población Activa (EPA) para analizar la evolución del mercado de trabajo como factor explicativo de las desigualdades regionales de la

---

Contabilidad Regional 1986-1994 (base 1986).

<sup>3</sup> Existen algunos estudios parciales en los que se hace un esfuerzo territorializador de los precios. Por ejemplo, el financiado por la Unión de Pequeños Agricultores *Precios, productividad y rentas en las agriculturas españolas*.

renta por trabajador agrario, dado que no existen datos homogéneos cruzados por sectores y territorios.

Como hemos señalado antes, para que tenga sentido el conjunto del trabajo como un todo, nuestra intención es probar que las conclusiones obtenidas en el estudio del período 1964-1985 sean compatibles con las obtenidas en el período 1985-1994. Hemos comparado la evolución de los índices de desigualdad en la renta por trabajador agrario entre 1985 y 1991 con los datos de la RCAN, la base nueva, y con los del BBV, la base utilizada en los capítulos anteriores.

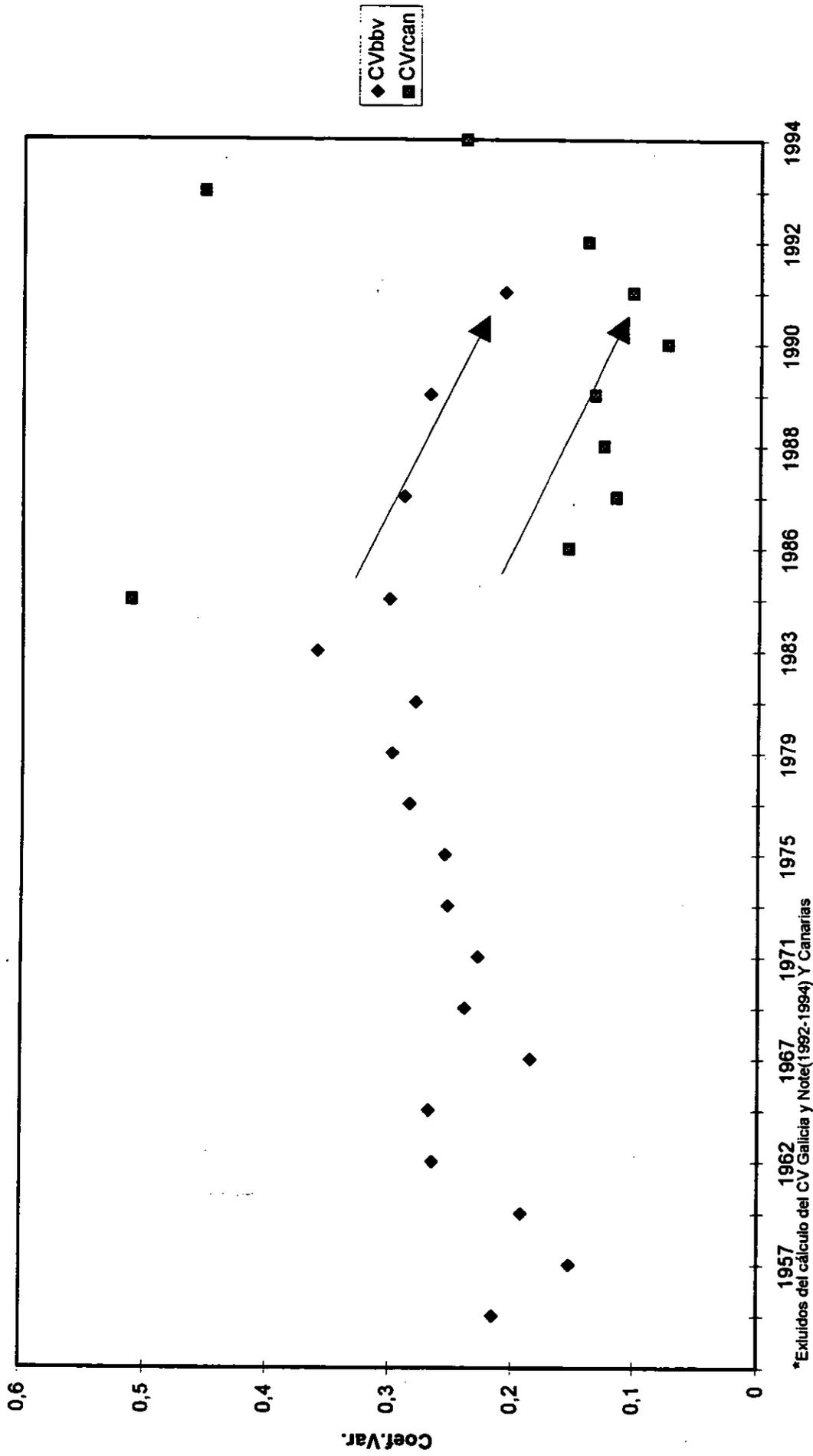
En el gráfico nº 6.1 podemos observar que la evolución de la disparidad en estos años es parecida. En efecto, el indicador construido a partir de las dos bases disminuye en esos seis años en los que están disponibles las observaciones para ambas fuentes estadísticas.

Otra característica interesante que parece desprenderse de la comparación de ambas sendas de evolución es que la desigualdad regional en las rentas por trabajador agrario tiene un importante comportamiento cíclico.

Vamos a tomar en primer lugar el índice de disparidad construido 1964-1955. Este nos indica que en los períodos de crecimiento de la economía española, 1964-1975 y 1985-1991, la desigualdad regional tiende a disminuir mientras que en los períodos de crisis económica, 1975-1985, la desigualdad entre las rentas por trabajador

GRAFICO Nº 6.1

DISPARIDAD REGIONAL COMPARADA BBV-RCAN\*



\*Excluidos del cálculo del CV Galicia y Norte (1992-1994) y Canarias

agrario en las distintas regiones consideradas tiende a acentuarse. En segundo lugar, tomando como referencia el indicador de disparidad construido con los datos de la RCAN, observamos que en el período de expansión económica general en España, 1985-1990, la desigualdad tiende a reducirse mientras que a partir de ese año, en el que se entra en un período de recesión económica, el índice nos señala un incremento de la disparidad entre las regiones.

Por tanto, en lo relativo a líneas evolutivas, los resultados del análisis de la desigualdad regional en las rentas por trabajador agrario con la primera base de datos y con con la segunda parecen ser comunes. En el gráfico anterior, sin embargo, podemos observar que los valores absolutos de los indicadores de disparidad son distintos, aunque sus tendencias coincidan. La distancia en ese valor absoluto entre ambos pensamos que puede ser consecuencia del método de construcción de las series originales de las fuentes utilizadas.

Para calcular la renta por trabajador agrario con los datos del BBV hemos dividido el coste total del personal por el número de trabajadores asalariados para la renta por trabajador agrario asalariado y las “rentas mixtas”, equivalente al excedente bruto de explotación a coste de factores, por la mano de obra agraria no asalariada para el otro colectivo.

El Servicio de Estudios del BBV estima los costes del personal a partir dos factores. El primero, la estructura de empleo por categorías profesionales -capataz,

obrero fijo, obrero eventual, etc- que obtiene de datos EPA y, el segundo, de los salarios por trabajador por categorías profesionales recogidos provincialmente por los servicios del MAPA.

Por lo que respecta a las llamadas “rentas mixtas” de la agricultura, el BBV utiliza, y depura como ya señalamos en la introducción de esta memoria, los datos obtenidos por el MAPA.

En cambio, el método para obtener el valor de esta variable por la RCAN es muy distinto. En la RCAN, al ser una fuente derivada directamente de la contabilidad de la explotación agraria, se utiliza por un lado, el dato del monto de salarios y cargas sociales que se paga con cargo a la explotación y, por otro, el de las llamadas “disponibilidades empresariales”. Estos datos se dividen por el empleo, asalariado y no asalariado igual que cuando utilizamos los datos BBV pero en este caso, el empleo esta en unidades técnicas de trabajo al año y no en número de trabajadores como es el caso de una fuente que utiliza los datos EPA para su elaboración.

Dado que nuestro objetivo es explicar y avanzar algunos de los factores determinantes de la evolución de la desigualdad regional en las rentas por trabajador agrario y, dado también, que las tendencias del indicador construido a partir de los datos RCAN y BBV son similares, pensamos que la divergencia encontrada en los valores

absolutos de los indicadores de desigualdad regional es un peso asumible en este trabajo<sup>4</sup>.

## **6.2.- La evolución de la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario desde la adhesión de España a las Comunidades Europeas.**

La similitud encontrada al comparar la dinámica de la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario con las dos bases de datos, como hemos señalado anteriormente, nos permite realizar una cierta equiparación entre las conclusiones obtenidas para el período, 1964-1985 y las que obtengamos para el período 1985-1994.

Estudiaremos la evolución de la desigualdad regional para el conjunto de la mano de obra y para los dos segmentos que la componen. En este caso, el análisis lo realizaremos estudiando la evolución individual en cada unidad de estudio y describiendo las relaciones que identifiquemos entre el conjunto y la mano de obra por cuenta propia y ajena.

---

<sup>4</sup> La renta por trabajador es una variable compuesta por dos elementos: el monto total de rentas generadas en el sector y el empleo. En el estudio de la evolución de la desigualdad entre 1964 y 1985 hemos analizado la dinámica de sus dos elementos antes de estudiar los posibles factores determinantes de la evolución de la disparidad regional. En este capítulo por como hemos construido las variables de renta por trabajador por cuenta propia y por cuenta ajena no podemos realizar el mismo esquema de análisis. En el período 1964-1985 utilizamos los datos del BBV sobre número de empleos en ambas categorías de trabajadores y de costes laborales y rentas mixtas totales; en cambio, ahora construimos las variables de renta a partir de los datos de salarios por UTAsalariado y Disponibilidades Empresariales por UTFamiliar en la muestra de la RCAN.

### **6.2.1.- La evolución de la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario (asalariado y no asalariado).**

Tanto en el apartado anterior de este capítulo como en el estudio del período 1964-1985, se puede identificar un comportamiento cíclico en la desigualdad regional de la renta por trabajador agrario. Vamos a estudiar ahora el período 1985-1994.

En el cuadro 6.1 hemos calculado la renta por trabajador, en pesetas constantes (1973), en cada una de las regiones en los diez años del período; también hemos calculado la tasa de crecimiento y el coeficiente de variación como indicador de desigualdad. En este cuadro vemos que la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario, asalariado y no asalariado (bwcv), disminuye en el conjunto del período. El valor del coeficiente de variación en el año 1985 es de 0,24 mientras que en el año 1994 es de 0,16.

La disminución de la desigualdad encontrada no es lineal. En el gráfico nº 6.2 se aprecia visualmente que en su evolución podemos identificar dos períodos: 1985-1990 y 1990-1994. En el primero, la desigualdad regional disminuye de forma notable; si miramos el cuadro nº 6.1 vemos que el valor del indicador de desigualdad se reduce del 0,24 a 0,15. En el segundo, la desigualdad se incrementa; aunque los valores inicial y final son parecidos pero a la baja respecto a la tendencia del período 1985-1990, 0,15 frente a 0,16.

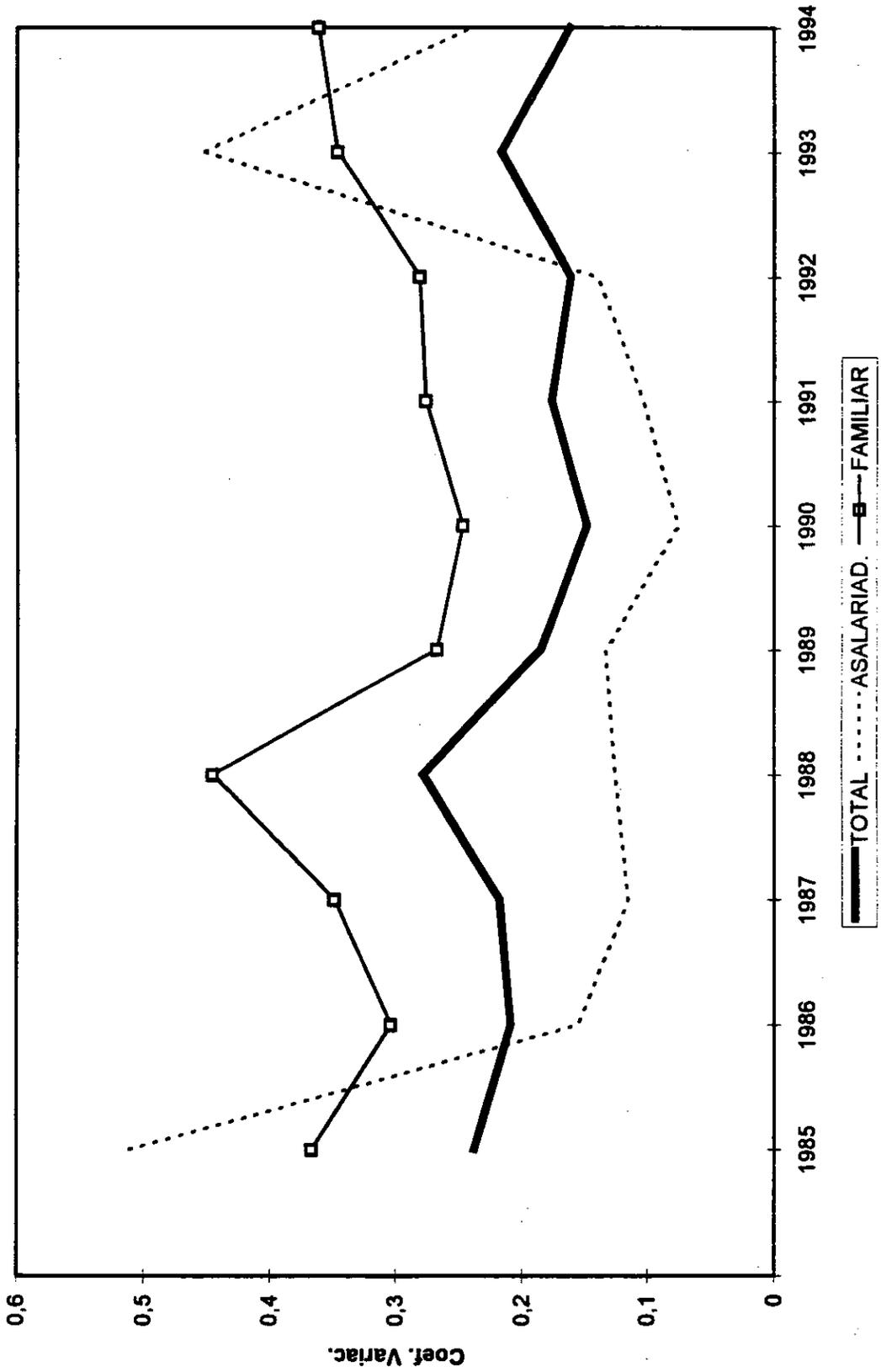
CUADRO Nº 6.1

RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO (ASALARIADO Y NO ASALARIADO)  
Miles de pts de 1973

Comunidad/Año	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	Tasa 85-94
GALICIA	102	94	101	76	84	109	122	nd	nd	nd	
NORTE	186	119	128	111	138	130	126	nd	nd	nd	
EBRO	191	185	208	196	157	132	142	140	144	181	-0,57
NORDESTE	210	180	199	153	123	135	154	161	226	182	-1,62
CENTRO	167	158	156	165	160	171	182	177	196	265	5,25
LEVANTE	198	124	159	121	151	177	184	145	166	167	-1,85
DUERO	200	156	143	172	163	158	118	121	174	218	0,95
EXTREMADURA	120	134	144	108	125	154	177	151	128	189	5,22
ANDALUCIA	232	167	140	176	163	158	175	198	232	205	-1,35
Coef. Variac.	0,24	0,21	0,22	0,28	0,19	0,15	0,18	0,16	0,22	0,16	

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de la Red Contable Agraria del MAPA

GRAFICO Nº 6.2  
 DISPARIDAD REGIONAL EN LA RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO  
 ESPAÑA 1985-1994



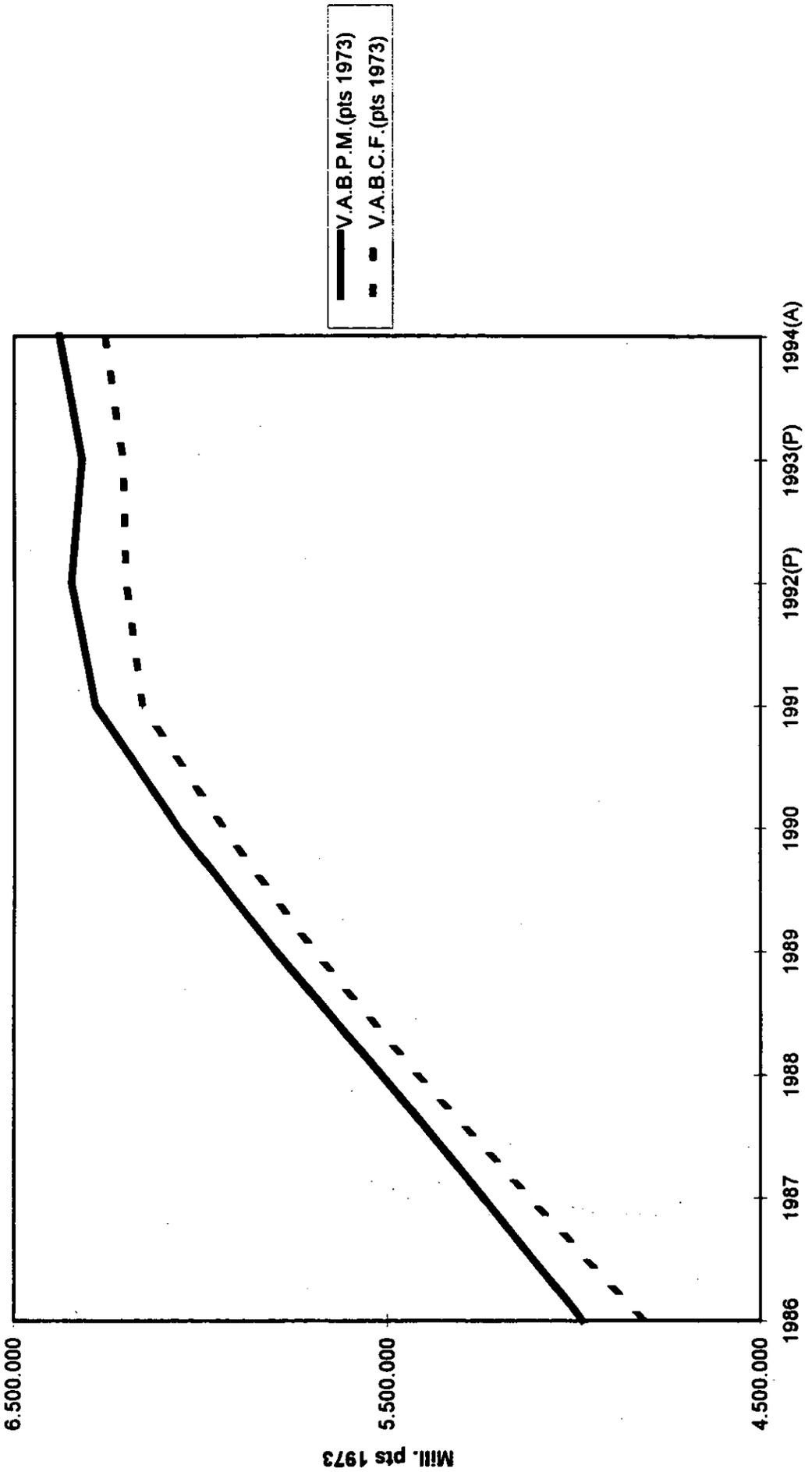
Como la evolución observada en la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario parece seguir las pautas cíclicas de la economía española, hemos dibujado en el gráfico nº 6.3 la evolución del VAB en pesetas de 1973, tanto a coste de factores como a precios de mercado. Al comparar la línea evolutiva de la desigualdad regional en el gráfico nº 6.2 y las del VAB en el gráfico nº 6.3, observamos que con la recuperación de la actividad económica que se produce en España a partir de 1985, la desigualdad regional en la renta disminuye, y aumenta con la recesión económica española en los noventa.

De la comparación de ambos gráficos parece desprenderse que para el conjunto de la mano de obra agraria la desigualdad regional en la renta por trabajador sigue pautas anti-cíclicas: se reduce en crecimiento económico y se incrementa en recesión.

Si suponemos que el ciclo es completo, podemos calcular el índice  $\text{Cov}(\text{vab}, \text{bw}) / \text{Var}(\text{vab}) * \text{Var}(\text{bw})$ . para comparar la dinámica del ciclo; cuanto mayor sea el valor del coeficiente mayor será la concordancia. El signo nos indica si la relación es pro-cíclica o anti-cíclica. Hemos calculado el índice en varios años (1985-1994, 1986-1994, 1985-1993 y 1986-1993) y escogiéndose el de mayor valor absoluto. Los valores obtenidos del cálculo efectuado indican que el mayor valor se produce en el período 1985-1994,  $|0,609|$ , y el signo, en todos los casos, es negativo. Este resultado nos está indicando que la variable desigualdad regional de la renta por trabajador agrario es una

GRAFICO Nº 6.3

EVOLUCION DEL VAB EN ESPAÑA



variable anti-cíclica respecto a la evolución del VABcf en un grado relativamente aceptable (61%).

Los resultados obtenidos tanto a partir del análisis gráfico como del indicador coinciden. Por tanto, podemos aceptar que la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario (asalariado y no asalariado) tiene un comportamiento anti-cíclico. Esta conclusión debemos considerarla con cierta precaución y tomarla como una hipótesis de trabajo a contrastar en un estudio futuro cuando se disponga de una serie más larga.

Hasta ahora hemos estudiado la evolución de la desigualdad regional, encontrando que tiende a disminuir entre 1985 y 1994. Dado que un mismo índice de desigualdad puede ir asociado a distintas distribuciones, estudiaremos a continuación como ha sido la evolución de la distribución regional que tiene como resultado una disminución de la desigualdad entre las regiones.

Con la intención de analizar la evolución de la distribución regional a lo largo del período, en el cuadro nº 6.4 hemos ordenado de mayor a menor la renta de las regiones en los años que abre y cierran el período de estudio, 1985 y 1994, y en el año que parece ser cima del ciclo, 1990.

Entre el año 1985 y el año 1990 existe un movimiento general en el orden de las posiciones, salvo Galicia que permanece en el último puesto en los dos años de

referencia tomados. En primer lugar, las regiones Centro y Extremadura se encuentran por debajo de la media en 1985, con puestos 7º y 8º, pasan a situarse por encima de la media en 1990, con puestos 2º y 5º; por tanto, este es un elemento de reducción de la desigualdad. En segundo lugar, Andalucía y Nordeste, regiones por encima de la media, que ocuparon los dos primeros lugares en 1985 pasan en 1990 a los puestos 4º y 6º respectivamente, incluso la región Nordeste se sitúa por debajo de la media de España. Por último, Levante que ocupaba el puesto 4º en 1985 pasa al primer puesto en 1990. Es decir, todos los movimientos analizados parecen jugar a favor de la reducción de las desigualdades regionales.

Podemos concluir que, entre 1985 y 1990, la disminución de la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario es consecuencia de una redistribución a favor de dos tipos de regiones. Por un lado, las que se encontraban por debajo de la media y por otro, las regiones menos ricas de las que tienen una renta mayor que la media.

Los resultados de comparar la distribución regional entre 1985 y 1994 son muy similares a los que acabamos de exponer para 1985 y 1990. Por tanto, la conclusión de que hay una mayor equidistribución regional de la renta por trabajador agrario es válida para el período 1985-1994.

### **6.2.2.- La evolución de la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario en los dos colectivos: asalariado y no asalariado.**

Estudiaremos a continuación la dinámica distributiva en los dos segmentos que componen la mano de obra agraria, cuenta ajena y propia. En los cuadros nº 6.2 y 6.3 hemos reflejado la evolución anual de la renta regional, de la desigualdad y las tasas de variación anual media acumulativa en cada colectivo. La desigualdad regional en la renta de ambos colectivos disminuye entre 1985 y 1994 como se puede observar en el gráfico nº 6.2. Es decir, el comportamiento en ambos segmentos de la mano de obra es similar a la del conjunto. En los tres existe una clara tendencia a la disminución de la desigualdad. En la mano de obra por cuenta ajena el valor del indicador de la desigualdad regional (wcv) pasa de 0,51 en 1985 a 0,24 en 1994 y el de la mano de obra por cuenta propia (bcv) pasa de 0,3668 a 0,36148.

Al estudiar el comportamiento evolutivo de corto plazo en ambas series, y calculando el indicador anteriormente propuesto, observamos que el efecto cíclico en cada colectivo no es tan fuerte como el encontrado para el conjunto de la mano de obra agraria. Los valores de los coeficientes calculados son bastante reducidos: 0,31 en la mano de obra por cuenta propia y 0,15 en la de por cuenta ajena. El signo sigue siendo negativo y por lo tanto, el comportamiento anti-cíclico.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup> Pensamos que el valor del indicador en la mano de obra por cuenta ajena nos permitiría incluso paltear la hipótesis de comportamiento acíclico.

CUADRO Nº 6.2

RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO ASALARIADO

Miles de pts de 1973

Comunidad/Año	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	Tasa 85-94
GALICIA	53	87	109	93	92	129	146	nd	nd	nd	
NORTE	271	117	135	132	126	134	134	nd	nd	nd	
EBRO	113	116	133	137	131	124	134	113	90	119	0,55
NORDESTE	161	123	110	130	131	151	150	98	226	118	-3,42
CENTRO	101	106	112	122	126	148	152	129	122	166	5,63
LEVANTE	86	108	121	117	143	147	153	117	114	104	2,14
DUERO	164	147	135	147	156	143	107	83	65	82	-7,41
EXTREMADURA	90	95	99	126	125	130	138	102	94	90	-0,06
ANDALUCIA	98	103	107	112	122	152	148	116	96	118	2,03
Coef. Variac.	0,51	0,16	0,12	0,13	0,13	0,08	0,10	0,14	0,45	0,24	

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de la Red Contable Agraria del MAPA

CUADRO Nº 6.3

RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO NO ASALARIADO

Miles de pts de 1973

Comunidad/Año	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	Tasa 85-94
GALICIA	150	100	93	58	77	90	97	117	131	119	-2,58
NORTE	101	120	120	91	150	125	118	123	136	107	0,68
EBRO	269	254	283	255	183	141	149	168	198	244	-1,07
NORDESTE	260	238	288	177	116	120	159	223	226	246	-0,62
CENTRO	233	210	200	207	193	193	211	225	270	363	5,09
LEVANTE	311	139	197	124	158	208	216	174	217	231	-3,22
DUERO	237	165	151	197	170	172	129	159	282	354	4,58
EXTREMADURA	149	173	188	90	125	177	215	200	163	288	7,63
ANDALUCIA	366	231	172	241	204	164	202	279	368	293	-2,44
Coef. Variac.	0,36682	0,30414	0,34891	0,44601	0,26804	0,24725	0,27633	0,28131	0,34633	0,36148	

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de la Red Contable Agraria del MAPA

El resultado anterior sobre comportamiento cíclico no es tan claro si el análisis es visual o geométrico. En el gráfico n° 6.2 podemos observar que los índices de desigualdad regional disminuyen claramente en ambos colectivos desde 1985 hasta 1990 mientras que entre 1990 y 1994 se incrementan. Es decir, la desigualdad disminuye con la fase de auge y aumenta con la fase recesiva.

Ahora estudiaremos si existe, y cual es su signo, relación cíclica entre el conjunto y los dos colectivos. Para ello, calcularemos el mismo coeficiente que con respecto al PIBcf. En la mano de obra por cuenta propia, la comparación gráfica es tan evidente en el sentido de que existe una relación pro-cíclica que no haremos más comentarios. El valor del índice (+0,82) no deja dudas sobre el tema. Nos centraremos, por tanto, en el otro colectivo.

El valor del coeficiente no es muy elevado (0,34) y tiene signo positivo, por lo que pensamos que la desigualdad regional en la mano de obra por cuenta ajena es débilmente pro-cíclica respecto a la desigualdad en el total de la mano de obra agraria.

El análisis geométrico del gráfico n° 6.2 nos señala también que la intensidad o variabilidad del ciclo, es decir, la diferencia entre el valor cumbre y el sima, es mucho más fuerte en el colectivo de mano de obra por cuenta ajena que en el conjunto. Para confirmar esto analíticamente, hemos calculado la relación entre los

coeficientes de variación<sup>6</sup> de la desigualdad regional en la renta en el conjunto y en el segmento por cuenta ajena. El reducido valor obtenido, de 0,16, nos confirma los resultados del análisis gráfico en el sentido de que en el colectivo de mano de obra por cuenta ajena las fases del ciclo se manifiestan más intensamente que en el conjunto.

Una vez que hemos identificado un cierto comportamiento frente al ciclo, aunque menor que para el conjunto, a continuación analizaremos la variación de la distribución regional en los dos segmentos de mano de obra, dado que, como hemos señalado antes, un mismo índice de disparidad puede ir asociado a distintas distribuciones. En nuestro caso, tenemos que estudiar si la disminución de la desigualdad regional en la renta de la mano de obra por cuenta propia y ajena ha sido consecuencia de una distribución más igualitaria o de un retroceso o avance específico de alguna región.

En el cuadro nº 6.5 hemos ordenado la renta por trabajador asalariado de las regiones en los mismo tres años que para el conjunto de la mano de obra agraria. En el cuadro lo primero que resalta es que el número de regiones que tenían en 1990 una renta superior a la media es de cinco mientras que en 1985 era de tres.

El movimiento en el orden regional entre 1985 y 1990 es importante. Las regiones Norte y Duero, que estaban en los primeros puestos, pasan a zona intermedia de renta y las regiones Levante y Andalucía, que se encontraban 1985 en zona intermedia o baja de renta, pasan a los primeros lugares del ordenamiento.

---

<sup>6</sup> Hemos preferido utilizar los coeficientes de variación en vez de las desviaciones típicas por que el valor

CUADRO N° 6.4

RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO  
Orden descendente

1985	1990	1994	1985-1990	1990-1994
ANDALUCIA	LEVANTE	CENTRO	EBRO	CENTRO
NORDESTE	CENTRO	DUERO	ANDALUCIA	ANDALUCIA
DUERO	DUERO	ANDALUCIA	NORDESTE	NORDESTE
LEVANTE	ANDALUCIA	EXTREMADURA	DUERO	LEVANTE
EBRO	EXTREMADURA	NORDESTE	CENTRO	EXTREMADURA
NORTE	NORDESTE	EBRO	LEVANTE	DUERO
CENTRO	EBRO	LEVANTE	NORTE	EBRO
EXTREMADURA	NORTE	GALICIA	EXTREMADURA	NORTE
GALICIA	GALICIA	NORTE	GALICIA	GALICIA

Fuente. Elaboracion propia a partir de RCAN. Varios años.

CUADRO N° 6.5

RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO ASALARIADO

1985	1990	1994	1985-1990	1990-1994
NORTE	ANDALUCIA	CENTRO	NORTE	NORDESTE
DUERO	NORDESTE	EBRO	DUERO	CENTRO
NORDESTE	CENTRO	NORDESTE	NORDESTE	LEVANTE
EBRO	LEVANTE	LEVANTE	EBRO	ANDALUCIA
CENTRO	DUERO	EXTREMADURA	LEVANTE	EBRO
ANDALUCIA	NORTE	DUERO	CENTRO	EXTREMADURA
EXTREMADURA	EXTREMADURA	ANDALUCIA	ANDALUCIA	DUERO
LEVANTE	GALICIA	GALICIA	EXTREMADURA	GALICIA
GALICIA	EBRO	NORTE	GALICIA	NORTE

Fuente. Elaboracion propia a partir de RCAN. Varios años.

CUADRO N° 6.6

RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO NO ASALARIADO

1985	1990	1994	1985-1990	1990-1994
ANDALUCIA	LEVANTE	CENTRO	EBRO	ANDALUCIA
LEVANTE	CENTRO	DUERO	ANDALUCIA	CENTRO
EBRO	EXTREMADURA	ANDALUCIA	CENTRO	DUERO
NORDESTE	DUERO	EXTREMADURA	NORDESTE	LEVANTE
DUERO	ANDALUCIA	NORDESTE	LEVANTE	EXTREMADURA
CENTRO	EBRO	EBRO	DUERO	NORDESTE
GALICIA	NORTE	LEVANTE	EXTREMADURA	EBRO
EXTREMADURA	NORDESTE	GALICIA	NORTE	NORTE
NORTE	GALICIA	NORTE	GALICIA	GALICIA

Fuente. Elaboracion propia a partir de RCAN. Varios años.

Esta reordenación regional tiene un significado relevante si la complementamos con los datos del cuadro nº 6.2. En él observaremos que las diferencias de los valores regionales respecto a la media en el año 1985 son mucho mayores que las registradas en el año 1990. En el año 1990 todas las regiones se encuentran en un entorno razonablemente cercano a la media mientras que en 1985 regiones como Galicia o Levante tenían renta de 53.000 y 86.000 pts (del año 1973) frente a regiones como Duero o Nordeste que obtenían 164.000 y 161.000 pts (del año 1973) respectivamente.

Por tanto, podemos extraer la conclusión de que entre 1985 y 1990 se ha producido un proceso de redistribución general excepto en las regiones de Galicia y Extremadura que permanecen en los últimos lugares en el orden de renta por trabajador por cuenta ajena.

En cambio, entre 1990 y 1994 se produce un empeoramiento de la distribución, concentrándose la renta en 1994, en las regiones de mayor renta en 1990<sup>7</sup>. En 1994 nos encontramos que dos de las tres regiones cuya renta es mayor que la media, Centro y Nordeste, ocupaban los primeros puestos en 1990. Mientras tanto, Andalucía, Duero y Levante vuelven a estar por debajo de la media como sucedía en 1985.

---

que se obtiene es independiente de la dimensión de la variable.

<sup>7</sup> En este comentario comparativo no entran Galicia y Norte dado que no hemos podido obtener de la publicación de la RCAN los datos de 1992, 1993 y 1994.

La doble dirección señalada entre 1985 y 1994 hacen que algunas regiones se encuentren mucho mejor al final que al principio mientras que los movimientos restantes se realizan entre puestos intermedios, excepto para la región Duero que es perdedora neta. Las regiones que tienen una ganancia importante son Centro, Ebro y Levante que en 1985 se encontraban por debajo de la media, en los puestos 4º, 5º y 8º, y pasan a ocupar los puestos 1º, 2º y 4º en 1994.

En definitiva, al comparar la evolución de la desigualdad regional de la renta por trabajador entre el conjunto de la mano de obra agraria y la que trabaja por cuenta ajena existen importantes regularidades comunes al conjunto de la mano de obra y su colectivo por cuenta ajena, como son que disminuya la desigualdad y que existan dos fases del ciclo; entre 1985 y 1990 la desigualdad disminuye mientras que entre 1990 y 1994 la desigualdad aumenta; también existen algunas diferencias en la intensidad del ciclo, mayor en la mano de obra por cuenta ajena que en el conjunto, y en el sentido de la variación de la distribución regional, donde, de las tres regiones más favorecidas sólo coinciden ambos conjuntos en la región Centro.

Una vez obtenidas las conclusiones más importantes del análisis de la evolución de la desigualdad regional en la renta por trabajo por cuenta ajena, estudiaremos esa evolución en el otro colectivo, la mano de obra agraria por cuenta propia.

El primer resultado que obtenemos del cálculo del coeficiente de variación es que la desigualdad regional en este colectivo disminuye entre 1985 y 1994, es decir, sigue la misma tendencia que el conjunto y que el otro colectivo, aunque en este caso es más débil esa disminución. En efecto, el valor del índice de desigualdad regional pasa de 0,3668 a 0,3614 mientras que en los otros dos casos la tendencia reductora es más marcada, valores de 0,24 y de 0,51 pasa a 0,16 y 0,24 (ver cuadros nº 6.2 y nº 6.3).

En el trabajo por cuenta propia, la evolución anual de la desigualdad regional es más parecida a la evolución tendencial que en los otros colectivos estudiados; incluso, las líneas evolutivas en el colectivo de mano de obra por cuenta ajena y en el conjunto son prácticamente paralelas como se puede apreciar el gráfico 6.2. Esta observación visual se confirma tanto por el valor de 1,02 de la relación entre indicadores de variabilidad entre el conjunto y este colectivo como por el valor de 0,157 de la relación respecto al otro colectivo, que como vemos es prácticamente idéntico al que obteníamos al relacionar la variabilidad de desigualdad regional de la renta en la mano por cuenta ajena respecto al conjunto.

Respecto a la evolución de la distribución regional de las rentas en cada año, cuyo orden hemos recogido en el cuadro nº 6.6, podemos afirmar que ésta es muy parecida a la evolución en el orden regional en el conjunto de la mano de obra agraria. Al comparar los cuadros nº 6.4 y nº 6.6 vemos que las regiones que tienen una renta superior a la media en 1985 y en 1994 son las mismas en ambos cuadros; incluso, en el año 1994 el orden regional es el idéntico que en el conjunto de la mano de obra agraria.

Por tanto, las conclusiones obtenidas para el conjunto de la mano de obra agraria coinciden con las obtenidas para el colectivo de mano de obra por cuenta propia. Es decir, hay una mayor equidistribución regional de la renta por trabajador agrario en el período 1985-1994. Además, la disminución de la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario es consecuencia de una redistribución a favor de dos tipos de regiones; por un lado, las que se encontraban por debajo de la media, como Extremadura, y por otro, las regiones menos ricas de las que tienen una renta mayor que la media, como Centro y Duero.

### **6.3.- Los determinantes de la desigualdad regional. Un modelo empírico explicativo.**

En el apartado anterior hemos obtenido que la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario disminuye tanto en el conjunto de la mano de obra como en sus dos colectivos y que el sentido de esa menor desigualdad es parecido en los tres subconjuntos de datos estudiados. En este apartado intentaremos identificar los factores determinantes de la evolución regional descrita, tanto en el conjunto de la mano de obra agraria como en sus dos colectivos.

El modelo empírico que vamos a contrastar es el mismo utilizado en el capítulo quinto. La desigualdad regional en las rentas por trabajador agrario suponemos que depende de factores de tipo tendencial o de largo plazo, de tipo cíclico y de tipo institucional. El factor tendencial es la disparidad regional en la productividad del trabajo agrario, el factor cíclico es la evolución del mercado de trabajo en España y el factor tendencial es la política de subvenciones de explotación realizada en el marco de la PAC.

Comprobaremos la verosimilitud de estas tres hipótesis de trabajo, como hicimos para el período 1964-1985, estudiando la evolución de cada variable y comparándola con la evolución de la desigualdad regional en las rentas por trabajador, como variable cuyo comportamiento queremos explicar.

### **6.3.1.-La influencia de la disparidad regional de la productividad**

En el capítulo quinto, al comenzar el estudio de los posibles factores que pueden influir en la determinación del precio del trabajo señalamos, a partir de la hipótesis de Hicks, que debe existir una relación relativamente estrecha entre la fijación del salario de un trabajador y su productividad. En este apartado vamos a medir y estudiar la influencia que ha podido tener la evolución regional de la productividad aparente del trabajo en la evolución regional de la renta del trabajador a partir de la adhesión de España a las Comunidades Europeas.

En este apartado nos interesa únicamente el impacto que la productividad aparente del trabajo ha tenido sobre la evolución del precio del factor trabajo. Sabemos que la productividad del trabajo es sólo una medida parcial de la eficiencia productiva; en un estudio que tratara específicamente sobre las causas y factores determinantes de la productividad en la agricultura tendríamos que calcular también la productividad del capital y el efecto del cambio tecnológico, bien a través de, por ejemplo, un índice

translogarítmico para calcular la llamada Productividad Total de Factores<sup>8</sup> o bien estimando una función de producción a partir de la propuesta de R.Solow<sup>9</sup>

En este apartado vamos a adoptar el mismo supuesto sobre la productividad en la mano de obra agraria que en el capítulo quinto. Dada la imposibilidad de distinguir entre la productividad de los trabajadores por cuenta propia y la productividad de aquellos que trabajan por cuenta ajena, suponemos que la productividad aparente del trabajo es la misma en ambos segmentos del mercado de trabajo en cada unidad geoeconómica.

Los datos para calcular la productividad que hemos utilizado son el Valor Añadido Bruto a Precios de Mercado (VABpm) y el empleo que publica el INE en la Contabilidad Regional de España (base 1986). El hecho de contar con datos sobre VABpm para el período 1985-1994<sup>10</sup> nos permite obtener una variable que aproxima mejor la productividad que la que hemos empleado para el período 1964-1985<sup>11</sup>, el VABcf; aunque en términos contables no inclusión de las subvenciones para calcular la productividad es más riguroso, la comparación gráfica de la evolución de ambas

---

<sup>8</sup> Sobre la construcción de este tipo de índices de productividad se pueden consultar, entre otros, los siguientes trabajos: J.A.Millán Gomez. "La medida de la productividad agraria" *Revista de Estudios Agrosociales*, nº142, octubre-diciembre 1987, pp.31-45; W.E.Diewert. "Superlative Index Numbers And Consistency in Aggregation". *Econometrica*, vol46, nº4, julio 1978, pp.883-900; M.Denny y M.Fuss. "A General Approach to Intertemporal and Interspatial Productivity Comparisons". *Journal of Econometrics*, vto 23, 1983, pp.315-330.; M.Denny y M.Fuss. "The Use of Discrete Variables in Superlative Index Number Comparisons". *International Economic Review*, vol 24, nº2, junio 1983, pp. 419-421.

<sup>9</sup> R.Solow. "Technical Change and the Aggregate Production Function". *Review of Economics and Statistics*, agosto de 1957.

<sup>10</sup> Contamos con estos datos de forma homogénea a partir de 1980.

<sup>11</sup> Dado el incremento tan importante que se ha producido en las subvenciones con la aplicación en España de la PAC, pensamos que la utilización del VABcf a partir de la adhesión de España a las Comunidades Europeas para estudiar el impacto de la productividad sobre el precio del trabajo podría introducir algún tipo de confusión. En cambio, dada la escasa importancia de las subvenciones en los años sesenta y

variables después de la adhesión señala un paralelismo muy elevado entre ellas, creciendo rápidamente hasta 1991 y reduciéndose notablemente ese crecimiento a partir de ahí (ver gráfico nº 6.3).

En el cuadro nº 6.7 recogemos la evolución, entre 1985 y 1994, del valor, en pesetas de 1973, de la productividad regional del trabajo y su disparidad, medida por el coeficiente de variación por año entre las regiones y por período en cada una de ellas. De este cuadro podemos sacar una serie de conclusiones importantes.

En primer lugar, puede observarse que la disparidad regional de la productividad aparente del trabajo es elevada y bastante más alta que la desigualdad en la renta por trabajador agrario; valores entorno al 0,5 en la productividad mientras que en la renta se sitúa por debajo de la mitad (0,2).

En segundo lugar, vemos que la disparidad regional en la productividad tiende a disminuir a partir de la adhesión<sup>12</sup>. Esta tendencia es similar a la del índice de desigualdad en la renta. Es decir, tanto la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario como la disparidad regional en la productividad del trabajo disminuyen desde 1985 a 1994. Esta evolución relativa de ambas variables la podemos ver geométricamente en el gráfico nº 6.4.

---

setenta, a falta de una valoración del VAB a precios de mercado, la utilización del VABcf es la única posibilidad de construir una variable proxy.

<sup>12</sup> La evolución de la desigualdad desde 1985 abre una posible vía de investigación futura sobre el impacto que la PAC ha tenido en la productividad y en sus diferencias regionales. Dado el objetivo necesariamente limitado de un trabajo de investigación unipersonal, este no es el mejor lugar para desarrollarlo.

CUADRO Nº 6.7

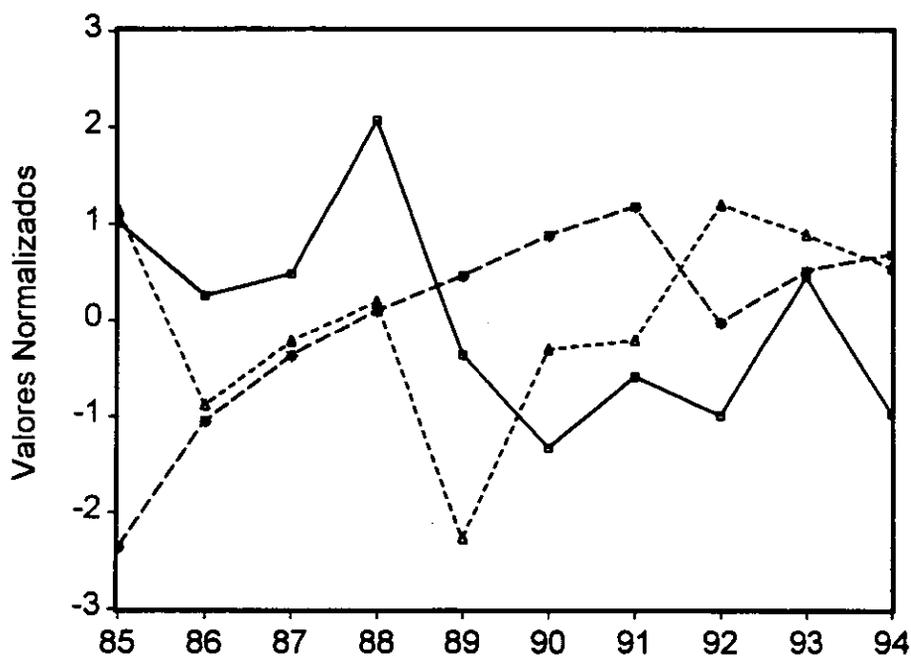
PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO  
(Pts de 1973)

Comunidad/Año	1.985	1.986	1.987	1.988	1.989	1.990	1.991	1.992	1.993	1.994	CV
ANDALUCIA	247.321	262.682	258.076	272.294	263.431	289.857	309.949	271.205	291.642	289.385	0,07
EBRO	71.492	83.004	84.417	90.627	95.632	85.853	94.059	78.051	77.867	76.925	0,09
NORTE	39.180	48.022	51.205	56.916	65.459	64.457	65.281	59.126	60.686	62.073	0,15
NORDESTE	91.456	102.792	115.776	112.708	140.858	138.360	119.896	126.363	125.567	125.362	0,12
CANARIAS	159.284	187.781	240.833	238.798	271.681	286.595	262.807	287.890	241.562	231.100	0,17
DUERO	170.850	168.151	207.534	212.986	177.446	166.359	162.073	128.548	223.779	235.785	0,18
CENTRO	94.212	96.853	102.302	99.943	117.594	122.010	126.292	122.835	108.838	107.608	0,1
LEVANTE	90.244	111.657	113.688	109.754	115.334	122.062	129.606	117.369	108.074	106.616	0,09
EXTREMADURA	151.168	173.308	168.835	213.161	176.437	190.533	192.711	158.258	145.438	154.168	0,11
GALICIA	73.778	90.473	90.688	94.618	103.116	107.975	102.757	102.852	103.469	107.226	0,12
Media	118.899	132.472	143.335	150.180	152.699	157.406	156.543	145.250	148.692	149.625	
Coefic.Variac.	0,522	0,483	0,496	0,504	0,456	0,494	0,496	0,523	0,517	0,511	

Fuente. Elaboración propia a partir de INE. Contabilidad Regional de España (base 1986)

GRAFICO N° 6.4

EVOLUCION REGIONAL DE LA RENTA POR TRABAJADOR Y LA PRODUCTIVIDAD



—●— cvRENDA POR TRABAJADOR    - - - ■ - - - cvPRODUCTIVIDAD    - - - ▲ - - - PRODUCTIVIDAD

En tercer lugar, la similar evolución general de ambas variables descrita en el párrafo anterior no se repite si miramos la evolución anual. Entre 1985 y 1988, la desigualdad regional en la renta crece mientras que la disparidad regional en la productividad disminuye; entre 1989 y 1992, la primera disminuye mientras que la segunda aumenta; por último entre 1992 y 1994, la desigualdad se mantiene constante en la primera mientras que la segunda disminuye.

El dispar comportamiento en la evolución anual de ambas variables y el similar en la evolución tendencial es similar, concuerda con las formulaciones de modelos empíricos de explicación de diferencias salariales<sup>13</sup>, en los que se considera que la productividad es una variable con impacto tendencial y no cíclico.

Compararemos a continuación, la evolución de la desigualdad regional en la renta por trabajador en cada uno de los segmentos con la evolución de la disparidad regional de la productividad, que es una de nuestras hipótesis de trabajo sobre la explicación de las primeras.

Al comparar la evolución de los índices por colectivos de mano de obra con el índice de la productividad vemos en primer lugar que, los valores de la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario por cuenta propia se encuentran

---

<sup>13</sup> Ver capítulo quinto de esta memoria.

mucho más cercanos a los valores de la disparidad regional de la productividad que los respectivos de la mano de obra por cuenta ajena.

En segundo lugar, vemos que al segmentar la mano de obra, la evolución de la desigualdad regional en la renta es distinta de la evolución de la disparidad regional en la productividad. En efecto, en la mano de obra por cuenta propia la desigualdad es la misma en 1985 que en 1994 y en la mano de obra por cuenta ajena la desigualdad entre esos mismo años disminuye notablemente. Por tanto, parece que la adaptación de las rentas a la productividad puede ser distinta aunque el impacto tendencial, en términos de predicción de la teoría microeconómica, sea el mismo.

En tercer lugar observamos que el comportamiento comparado por subperíodos es distinto en ambos colectivos al de su evolución general: entre 1985 y 1989 la desigualdad regional en la renta de los dos segmentos de mano de obra agraria disminuye lo mismo que la disparidad regional de la productividad, y entre 1989 y 1994 los índices de desigualdad crecen en las tres variables.

Como hemos señalado antes, un mismo índice de desigualdad puede ir asociado a distribuciones distintas. Vamos a tratar de identificar el sentido de la evolución de la desigualdad en este caso que estamos estudiando. Para ello, hemos construido los cuadros nº 6.8, nº 6.9 y nº 6.10. En ellos ordenamos, con criterio descendente, la productividad de las regiones y su desigualdad en tres años y tres períodos diferentes. Los años son 1985, 1991 y 1994 y los períodos son 1985-1994,

1985-1991 y 1991-1994. Hemos señalado en cursiva aquellas regiones en las que la productividad está por encima de la media.

En estos cuadros se aprecia que tanto en los años elegidos (ver cuadro nº 6.9) como en los subperiodos (cuadro nº 6.10) el orden regional es muy estable. Andalucía, Duero, Canarias y Extremadura se mantienen siempre por encima de la media. Y, al mismo tiempo, Ebro, Norte y Galicia se sitúan siempre con las más bajas productividades medias.

Por tanto, con estos resultados podemos llegar a dos conclusiones muy importantes. Por un lado, la pequeña variación entre 1985 y 1994 de la disparidad regional en la productividad se debe a la gran estabilidad existente en el orden regional de la productividad. Por otro, la estabilidad en el orden regional nos induce a pensar que la influencia de la variación de la disparidad regional de la productividad en la evolución de la desigualdad regional en la renta por trabajador es relativamente reducida.

Existe un doble argumento adicional que reincide en la última relación señalada. Por un lado, en el gráfico nº 6.5 hemos dibujado la evolución de la productividad media en España y la de sus dos componentes, el VABpm y el empleo. De las líneas evolutivas que se observan en este gráfico, parece desprenderse que la tendencia creciente de la productividad es consecuencia, sobre todo, de la pérdida de empleo, dado que el valor del VABpm disminuye.

CUADRO N° 6.8

PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO\*

1985	1991	1994
ANDALUCIA	ANDALUCIA	ANDALUCIA
DUERO	CANARIAS	DUERO
CANARIAS	EXTREMADURA	CANARIAS
EXTREMADURA	DUERO	EXTREMADURA
CENTRO	LEVANTE	NORDESTE
NORDESTE	CENTRO	CENTRO
LEVANTE	NORDESTE	GALICIA
GALICIA	GALICIA	LEVANTE
EBRO	EBRO	EBRO
NORTE	NORTE	NORTE

Fuente. Elaboracion propia a partir de INE. Contab.Region.

\*Orden regional descendente

CUADRO N° 6.9

PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO\*

1985-1994	1985-1991	1991-1994
ANDALUCIA	ANDALUCIA	ANDALUCIA
CANARIAS	CANARIAS	CANARIAS
DUERO	EXTREMADURA	DUERO
EXTREMADURA	DUERO	EXTREMADURA
NORDESTE	NORDESTE	NORDESTE
LEVANTE	LEVANTE	CENTRO
CENTRO	CENTRO	LEVANTE
GALICIA	GALICIA	GALICIA
EBRO	EBRO	EBRO
NORTE	NORTE	NORTE

Fuente. Elaboracion propia a partir de INE. Contab.Region.

\*Orden regional descendente

CUADRO N° 6.10

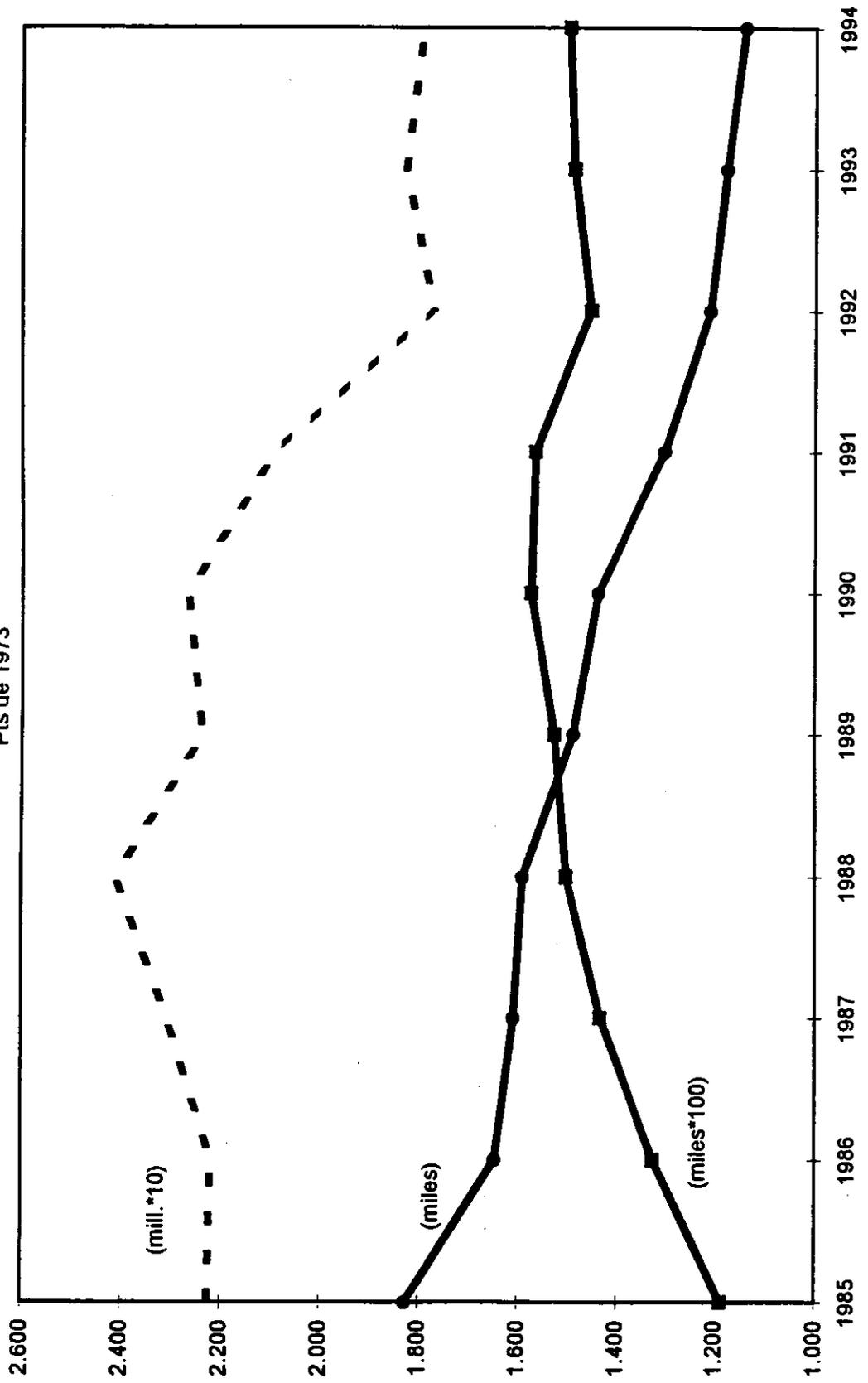
DESIGUALDAD REGIONAL DE LA PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO\*

1985-1994	1985-1991	1991-1994
DUERO	CANARIAS	DUERO
CANARIAS	NORTE	EXTREMADURA
NORTE	NORDESTE	EBRO
NORDESTE	CENTRO	CANARIAS
EXTREMADURA	GALICIA	LEVANTE
GALICIA	DUERO	CENTRO
CENTRO	EXTREMADURA	ANDALUCIA
EBRO	LEVANTE	NORTE
LEVANTE	EBRO	NORDESTE
ANDALUCIA	ANDALUCIA	GALICIA

Fuente. Elaboracion propia a partir de INE. Contab.Region.

\*Orden regional descendente

GRAFICO N° 6.5  
 EVOLUCION DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA  
 PIs de 1973



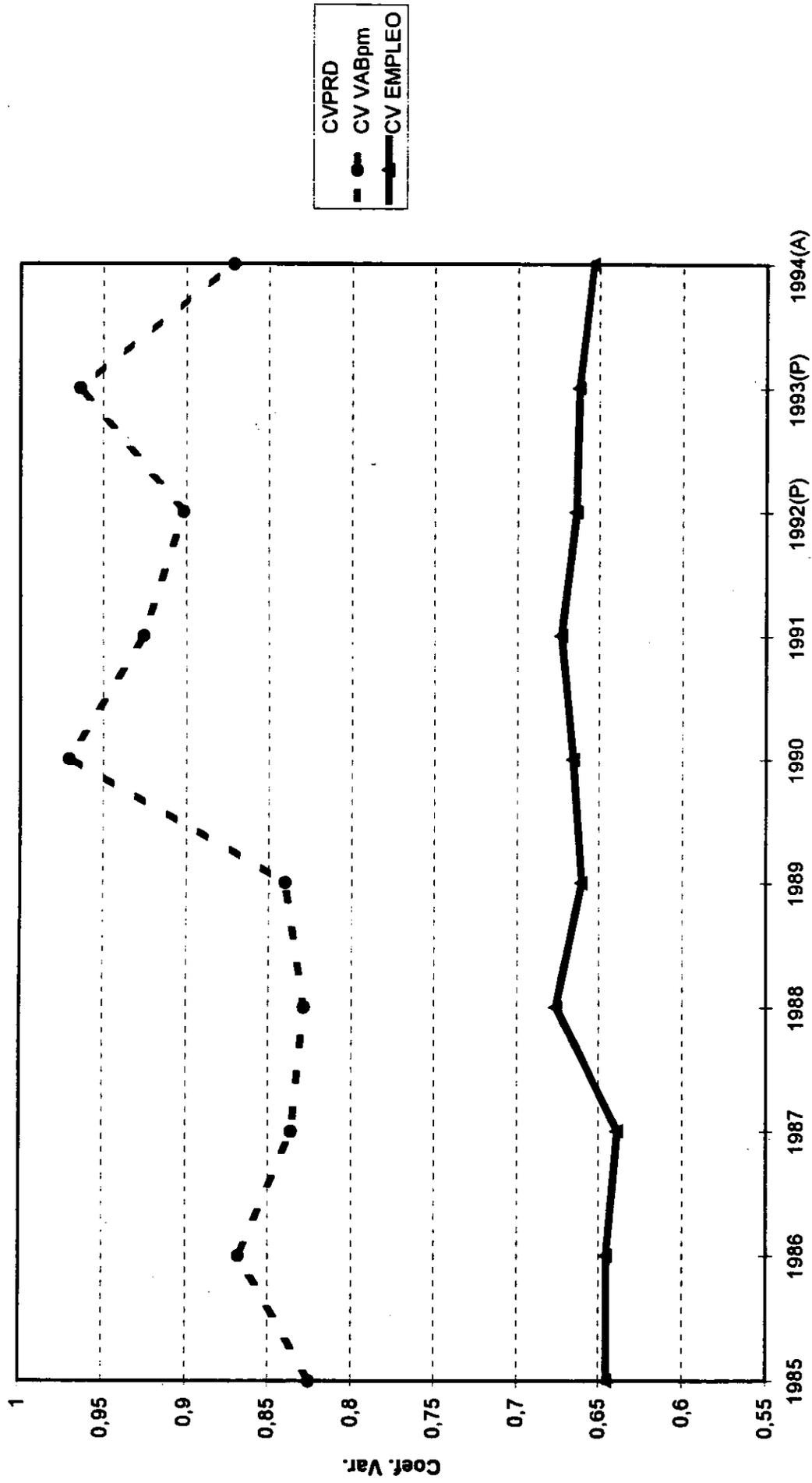
Por otro lado, hemos dibujado en el gráfico nº 6.6 la evolución de las desigualdades regionales en el empleo y en el VABpm. En este gráfico vemos que la disparidad regional en el VABpm es mucho más elevada que en el empleo agrario. Por tanto, la disparidad regional en el empleo juega un papel amortiguador respecto a la disparidad en el VABpm sobre la de la productividad. Al cruzar los dos hechos que acabamos de señalar, parece corroborarse que la dependencia función de la desigualdad en la renta por trabajador de la disparidad regional de la productividad del trabajo es reducida.

Para reforzar analíticamente la conclusión de los argumentos anteriores, hemos calculado el coeficiente de correlación entre los índices de disparidad de la renta por trabajador, para el conjunto y para los dos segmentos de mano de obra, y de la productividad. El valor de los coeficientes de correlación no son muy altos para cada uno de los segmentos de la mano de obra agraria, 0,41 por cuenta propia y 0,54 por cuenta ajena, y realmente muy reducido (0,12) para el conjunto de la mano de obra.

Hemos calculado también el coeficiente de correlación entre la evolución de la desigualdad en la renta y la evolución del valor de la productividad. El valor de los coeficientes es similar, aunque en el conjunto de la mano de obra se incrementa hasta el 0,5; lo relevante del resultado no es valor sino el signo, que es negativo.

GRAFICO N° 6.6

EVOLUCION DE LA DESIGUALDAD REGIONAL EN LA AGRICULTURA ESPAÑOLA



La relación inversa nos indicaría que, entre 1985 y 1994, los incrementos de productividad se han asociado a una mejor distribución de la renta regional por trabajador. Para corroborar esa indicación hemos calculado el coeficiente de variación de la productividad y la tasa de crecimiento anual medio acumulativo de la renta por trabajador de cada una de las regiones entre 1985 y 1994 (ver cuadro nº 6.7).

El resultado que se obtiene al cruzar los datos de los cuadros nº 6.1 y nº 6.7, asocia a regiones con variaciones de productividad alta a regiones con tasas de crecimiento por encima de la media, como la región Centro ( $cv=0,18$  y  $t=4,5\%$ ), y regiones con variaciones de productividad reducida con tasas de crecimiento menores que la media, como Andalucía ( $cv=0,07$  y  $t=-1,35$ ) y Ebro ( $cv=0,09$  y  $t=-0,57$ ).

Para finalizar, hemos contrastado econométricamente la relación entre la evolución de la desigualdad regional en la renta y la productividad y su disparidad regional. Los resultados parecen corroborar la idea de que la desigualdad regional de la renta por trabajador agrario mantiene una dependencia funcional inversa y débil con la productividad mientras que no se han podido encontrar evidencias estadísticas de relación con su disparidad regional en el análisis econométrico univariante.

Los resultados de los ajustes econométricos los hemos reunido en el cuadro nº 6.11. En este cuadro se ve que el valor del estimador de la productividad es reducido y de signo negativo; la variación de la variable explicativa explica un 26% de la varianza de la variable dependiente y no parecen existir signos de autocorrelación en los

CUADRO N° 4.11

DESIGUALDAD REGIONAL EN LA RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO

C	0,073	0,08	0,28	0,31	0,25	-0,49	0,64	0,56	0,63
PRDCV	0,25								
PRD									
INVU		(8,3)**							
INVUA		(7,3)*							
CVSUBV			-0,13						
CVSVAB				0,3		(4,07)***			
CVSUBVEM					-0,12				
SUBV						(-4,63E-05)**			
SUBVAB						(-10,6)**			
SUBVEM						(7,22E-05)**			
PPP							-0,5		
PPER								(-0,00079)**	
PPAG									(0,0008)*
R <sup>2</sup>	0,016	0,37	0,15	0,25	0,02	0,76	0,16	0,39	0,31
D-W		2,8				2,6			
PROB F	0,72	0,08	0,27	0,14	0,68	0,03	0,24	0,05	0,09

Fuente. Elaboración propia. PRDCV es la disparidad regional de la productividad. PRD es la productividad.

INVU es la inversa de la tasa de paro total de España. INVUA es la inversa en la agricultura.

CVSUBV es la disparidad regional de las subvenciones. CVSUBVAB es en % del VAB y CVSUBVEM es respecto al empleo

PPP es el índice de precios percibidos/pagado. PPer es percibidos y PPag es pagados.

CUADRO Nº 6.11 (Cont.)

DESIGUALDAD REGIONAL EN LA RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO POR CUENTA PROPIA

C	-0,28	0,41	0,6	0,37	0,37	0,16	-0,033	0,88	0,58	0,5
PRDCV	1,21									
PRD										
INVU		(-10,58)*	(-5,45)**							
INVUA		6,14								
CVSUBV				-0,07						
CVSVAB						0,34	(2,87)*			
CVSUBVEM										
SUBV										
SUBVAB							(-7,25)**			
SUBVEM							(1,63E-06)*	-0,63		
PPP										
PPER									-0,0009	
PPAG										-0,0004
R <sup>2</sup>	0,16	0,53	0,41	0,02	0,02	0,07	0,52	0,11	0,08	0,02
D-W		2,5					1,54			
PROB F	0,23	0,07	0,04	0,68	0,67	0,44	0,2	0,33	0,4	0,6

Fuente. Elaboracion propia

CUADRO Nº 6.11 (Cont.)

DESIGUALDAD REGIONAL EN LA RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO POR CUENTA AJENA

C	-1,82	-1,64	0,9	0,43	0,27	0,07	2,07	0,81	0,039
PRDCV	(4,04)*								
PRDCV(-1)	(3,62)**								
PRD									
INVU		(-13,8)**							
INVUA									
CVSUBV				-0,34					
CVSVAB					-0,19				
CVSEM						0,28			
SUBV									
SVAB									
SEM									
PPP							-2,12		
PPER								-0,001	
PPAG									-0,0004
R <sup>2</sup>	0,29	0,45	0,41	0,07	0,06	0,07	0,2	0,07	0,004
D-W									
PROB F	0,1	0,04	0,04	0,45	0,81	0,81	0,19	0,43	0,85

Fuente: Elaboracion propia

residuos (durbin-watson = 1.9). Este resultado es compatible con el obtenido para el período 1964-1985, aunque el impacto explicativo en el período 1985-1994 es menor (ver capítulo 5º). Por lo que respecta a la disparidad regional en la productividad los resultados son malos tanto en la significación del estimador (valor del estadístico t de Student = 0,36) como la significación de la regresión (Probabilidad del valor del estadístico F = 0,73)<sup>14</sup>.

Dados estos malos resultados estadísticos, hemos comprobado si se podían deber a la existencia de autocorrelación o la heterocedasticidad. Para contrastar estas posibles violaciones del modelo hemos calculado los test LM de correlación serial y para la heterocedasticidad los de ARCH y WHITE. Los valores obtenidos en los test no delatan la presencia de ninguna de las dos posibilidades.

Como no hemos encontrado pruebas de autocorrelación ni de heterocedasticidad en el ajuste econométrico, es muy posible que en el modelo falten variables explicativas, y por tanto, sea un problema de subespecificación. Las conclusiones que hemos obtenido deben tomarse con precaución y como no definitivas hasta que crucemos las hipótesis de trabajo propuestas como factores determinantes de la desigualdad regional en la renta por trabajador.

Pensamos que la menor capacidad explicativa individual de la evolución regional de la productividad y su disparidad regional entre 1985 y 1994 frente al período

---

<sup>14</sup> Hemos especificado la función a estimar en logaritmos para contemplar la posibilidad de función no

1964-1985, es debida a que el período de tiempo considerado es bastante reducido para que recoja perfectamente la influencia de un factor explicativo tendencia, y, por tanto, que es de largo plazo. Esta "intuición" se ve reforzada cuando comparamos la evolución real y la predicha, y observamos que la predicción con una función que depende de la disparidad regional es una línea sin variaciones anuales (ver gráfico nº 6.9).

Analizaremos a continuación la influencia de las disparidades de la productividad sobre la desigualdad regional en la renta de la mano de obra por cuenta propia y por cuenta ajena. Este análisis estará influenciado por el supuesto previo que hemos realizado sobre la igualdad de productividad en ambos colectivos, por lo que en sus conclusiones se tiene que tener en cuenta esta restricción.

Realizaremos en primer lugar un análisis comparativo gráfico entre la evolución de la desigualdad regional en la renta y la evolución de la disparidad regional en la productividad y, terminaremos con la estimación de las relaciones entre ambas variables.

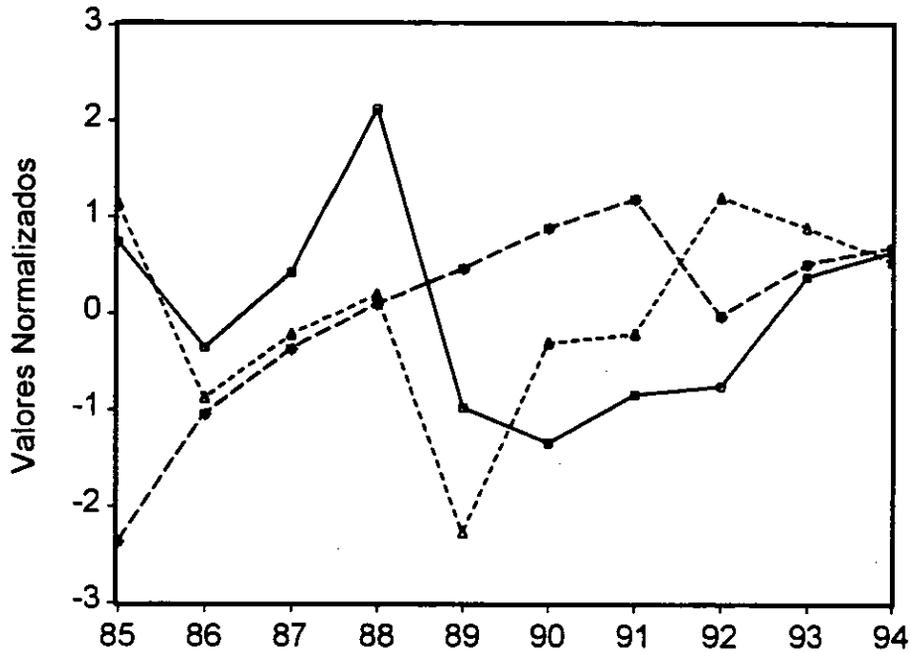
En el gráfico nº 6.7 hemos reflejado la evolución de ambas variables para la mano de obra por cuenta propia. En el gráfico podemos identificar dos períodos en las dos variables, la explicativa y la dependiente. En el primero, los valores de ambas disminuyen y en el segundo, aumentan; aunque existe un desfase de un año entre ellas, la

---

lineal y los resultados tampoco son estadísticamente significativos.

GRAFICO N° 6.7

EVOLUCION REGIONAL DE LA RENTA POR TRABAJADOR Y LA PRODUCTIVIDAD



—●— cvRENDA POR NO ASALAR    -♦- PRODUCTIVIDAD    -■- cvPRODUCTIVIDAD

GRAFICO N° 6.8

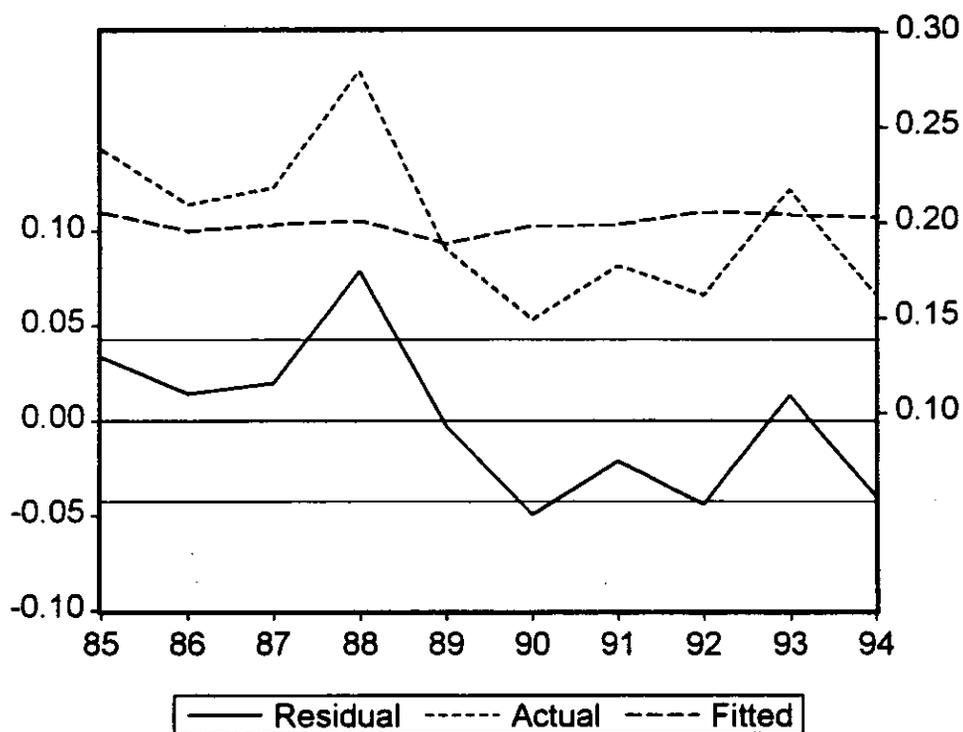
EVOLUCION DE LA RENTA POR TRABAJADOR Y LA PRODUCTIVIDAD



—●— cvRENDA POR ASALARIADO    -♦- cvPRODUCTIVIDAD    -■- PRODUCTIVIDAD

**GRAFICO N° 6.9**

**PREDICCIÓN Y RESIDUOS DE LA DESIGUALDAD REGIONAL EN LA RENTA  
COMO FUNCION DE LA DISPARIDAD REGIONAL EN LA PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO**



disparidad regional en la productividad comienza a crecer en 1989 mientras que en la desigualdad regional de la renta lo hace en 1990.

El análisis geométrico del gráfico revela también, que, en el primer período, el ritmo de descenso, medido por la hipotética pendiente de una recta que ajustase los puntos, es bastante más rápido en disparidad de la productividad que en la desigualdad de la renta. En cambio, en el segundo período los ritmos de crecimiento parecen similares.

Si comparamos esta evolución con la que revela el gráfico nº 6.4 para el conjunto de la mano de obra, vemos que en el primer período las tendencias son similares mientras que en el segundo la disparidad de la productividad crece más de prisa y la desigualdad de la renta más despacio en el conjunto que en el segmento por cuenta propia.

La hipótesis de trabajo que hemos adoptado antes, implica que existe una dependencia funcional de la desigualdad regional de la renta por trabajador y la evolución regional de la productividad. Los valores de los coeficientes de correlación de la desigualdad regional en la renta, obtenidos para comprobar la hipótesis, son en este colectivo bastante más altos que para el conjunto de la mano de obra agraria con la productividad y su disparidad regional, -0,33 y 0,44 respectivamente. Los signos coinciden con los obtenidos para el conjunto; es decir, existe una relación inversa con la evolución de la productividad y directa con la de su disparidad regional. El contraste

econométrico, lo mismo que para el conjunto de la mano de obra, no produce buenos resultados, aunque señala la misma dirección que la obtenida con los coeficientes de correlación. (ver cuadro n° 6.11)

A continuación analizaremos la función explicativa para la mano de obra por cuenta ajena. La evolución de la desigualdad regional en la renta y la de la disparidad regional de la productividad en la mano de obra por cuenta ajena, gráfico n° 6.8, es distinta a la encontrada en la mano de obra por cuenta propia. En el primer período, el ritmo de descenso de la desigualdad en la renta es mayor que el de la disparidad en la productividad mientras que en el segundo es al revés, la disparidad de la productividad crece más de prisa.

Los resultados del análisis estadístico nos permiten afirmar que, también en este colectivo, el sentido de la influencia de la evolución regional de la productividad sobre la desigualdad en su renta es el mismo que en el otro colectivo y en el conjunto, aunque los valores del coeficiente de correlación, -0,52 y 0,54, señalan que su influencia posiblemente es mayor. El contraste econométrico refuerza este resultado. El valor del estimador de la disparidad regional de la productividad (3.62) es significativo (Prob>95%), con una capacidad explicativa de la función que se acerca al 50% (0,45)<sup>15</sup>.

Podemos concluir que la evolución regional de la productividad es un factor determinante de la evolución de la desigualdad regional en la renta por trabajador

agrario por cuenta ajena mientras que en los dos otros dos casos esa influencia parece individualmente muy débil.

### **6.3.2.- La influencia del mercado de trabajo.**

En este apartado vamos a estudiar si existe empíricamente una relación definida y, en su caso de qué signo, entre la evolución de la desigualdad regional en la renta por trabajador, nuestra variable a explicar, y la evolución del mercado de trabajo. La hipótesis de trabajo de Watcher<sup>16</sup> de la que partimos para establecer una posible relación a priori entre estas dos variables es la misma que en el estudio del período 1964-1985.

Como se recordará, Watcher parte de la idea de que las fases del ciclo económico pueden afectar de manera significativa a la desigualdad en la retribución del trabajo y escoge la tasa de paro como la variable que mejor aproxima ese factor cíclico. La disyuntiva que se nos plantea en esta memoria es, qué tasa de paro aproxima mejor la evolución del mercado de trabajo agrario para el estudio de los determinantes de la evolución de la desigualdad retributiva en la agricultura.

Las tres razones señaladas en el estudio del período 1964-1985 siguen siendo válidas en el período 1985-1994. Como se recordará, la primera hace referencia a

---

<sup>15</sup> El test LM de autocorrelación serial y los de Arch y White para detectar la heterocedasticidad permiten rechazar la presencia de ambas.

<sup>16</sup> M.L. Watcher. op. cit. 1979.

que el sector agrario es un sector secundario en el conjunto de la economía. Evidentemente, esta subsidiaridad se hace cada vez más importante con el paso del tiempo, dada la progresiva mayor distancia de la capacidad de producción del sector agrario respecto a la industria y a los servicios.

La segunda argumentación se relaciona con las dificultades del cálculo correcto del empleo, subempleo y desempleo en la agricultura. En un estudio sobre los requerimientos de trabajo de las agriculturas regionales en la perspectiva de integración en la Comunidad Europea,<sup>17</sup> se vuelve a insistir sobre lo señalado por autores como Camilleri<sup>18</sup> para las décadas del sesenta y setenta. G.Escudero obtiene en su trabajo que existe un enorme excedente real de mano de obra en la agricultura, en algunos casos como Galicia y la Cornisa Cantábrica este excedente llega al 60% del total empleado<sup>19</sup>.

Y la tercera, está relacionada con los problemas de calidad de las estadísticas laborales agrarias, a pesar de que ha mejorado notablemente en los últimos años ya que a partir de los noventa contamos con datos anuales territorializados, todavía existen, como afirman L.Garrido y JJ.Gonzalez, importantes lagunas “En consecuencia, la EPA tiende a infraestimar el peso de los jóvenes en la actividad y, especialmente, en la agricultura (...), la EPA ha contado con abundantes limitaciones a la hora de dar cuenta de la dinámica del mercado de trabajo rural (...), de ahí que la EPA ni tan del tipo de

---

<sup>17</sup> G. Escudero Zamora. “Requerimientos de empleo agrario. Perspectivas de la actividad y ocupación agraria por efecto de la incorporación a la CEE”. *Agricultura y Sociedad* nº 54, enero-marzo 1990 pp.45-64.

<sup>18</sup> A.Camilleri. op. cit. 1979.

<sup>19</sup> G.Escudero Zamora. op. cit. p.49

relación contractual, por más que la temporalidad y la eventualidad fuesen pauta habitual”<sup>20</sup>.

Por tanto, empleamos la tasa de paro de la economía y no la de la agricultura como variable explicativa de la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario. No obstante, hemos dibujado los perfiles de la evolución de la tasa de paro del conjunto y de la agricultura y estos coinciden (ver gráficos nº 6.10 nº 6.11 y nº 6.12).

La discusión se nos plantea a la hora de escoger la tasa de paro del conjunto de la economía española o estudiar el impacto de la tasa de paro de cada una de las regiones. En este trabajo, dadas las características no oligopolísticas del sector agrario y la movilidad estudiada de la población activa rural<sup>21</sup>, hemos adoptado el supuesto de que las restricciones subjetivas a la libre movilidad del trabajo entre regiones son lo suficientemente reducidas en comparación con otros sectores económicos, como la minería, por lo elevado de sus rentas, o la producción industrial, por la especificidad de su formación profesional, como para considerarlas, en términos relativos, nulas. Por tanto, utilizaremos la evolución de la tasa de paro de la economía española como posible variable explicativa.

---

<sup>20</sup> L.Garrido y J.J.Gonzalez. “La estimación de la ocupación y el paro agrario”. *Agricultura y Sociedad* nº 54, enero-marzo 1990, pp.81 y 82.

<sup>21</sup> Ver por ejemplo J.L fernandez-Cavada Labat y S.Ortuño Perez. “ Mercado de trababjo y desarrollo rural”. *Revista de Estudios Agrosociales* nº 169, julio-septiembre 1994, pp.89-117. Tambie se puede consultar el artículo de L.Garrido y J.J.Gonzalez citado en la nota 21.

DESIGUALDAD REGIONAL EN LA RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO Y TASA DE PARO

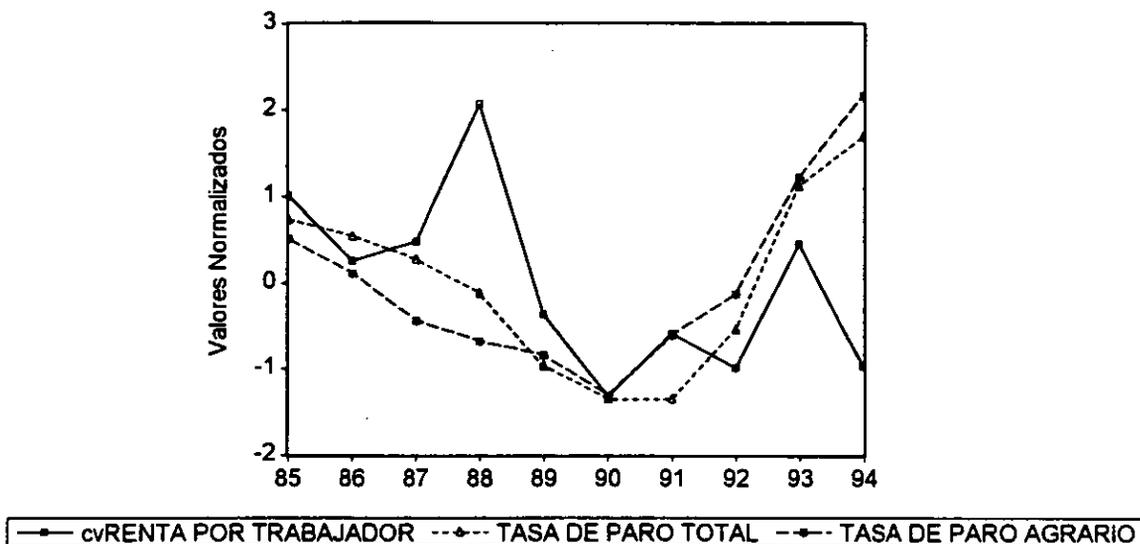


GRAFICO N° 6.11

DESIGUALDAD REGIONAL EN LA RENTA POR TRABAJADOR NO ASALARIADO Y TASA DE PARO

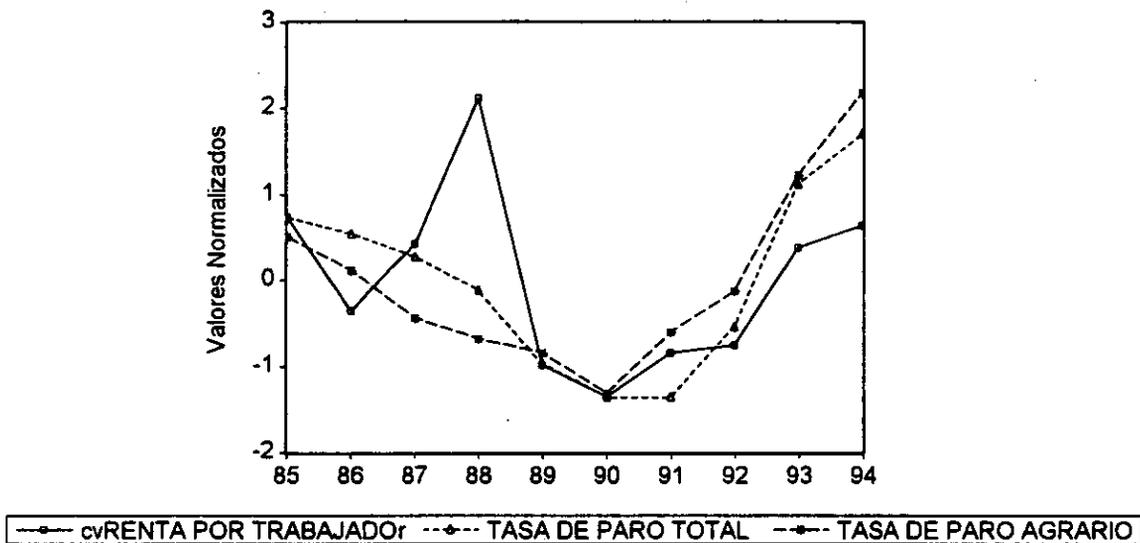
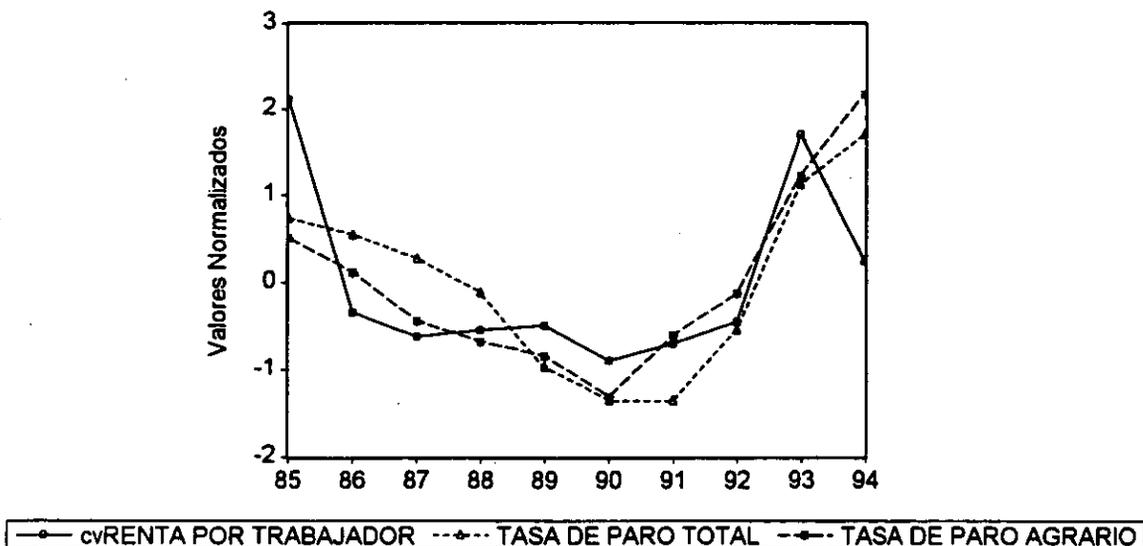


GRAFICO N° 6.12

DESIGUALDAD REGIONAL EN LA RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO ASALARIADO Y TASA DE PARO



Hemos dibujado los gráficos nº 6.10, nº 6.11 y nº 6.12 con las líneas evolutivas, en valores normalizados, de la desigualdad regional de la renta por trabajador en el conjunto de la mano de obra agraria y en sus dos segmentos, como las variables a explicar, y de la tasa de paro, como factor determinante. En los tres casos podemos resaltar la gran similitud en la evolución de las variables. Disminuyen hasta 1990 y después crecen. Esta evidencia la hemos reforzado calculando los coeficientes de correlación y obtenemos que estos sobrepasan el valor de 0,6; el signo del coeficiente de correlación es el esperado, negativo en la inversa de la tasa de paro y positivo si consideramos el valor de esa tasa.

Antes de pasar al análisis estadístico sobre la dependencia funcional, estudiaremos la influencia que ha tenido la evolución del mercado de trabajo sobre la desigualdad regional de la renta, y dado que con este factor intentamos recoger los efectos del ciclo, estudiaremos a continuación la caracterización de sus posibles efectos cíclicos.

El análisis geométrico derivado del gráfico nº 6.10 puede sugerir que existe un paralelismo importante en la evolución de la desigualdad regional en la renta y la tasa de paro<sup>22</sup> y, por tanto, que la evolución de la tasa de paro puede tener algún tipo de efecto cíclico sobre nuestra variable a explicar. Para medir ese efecto, hemos calculado el mismo coeficiente que en apartados anteriores y el resultado es que la evolución del mercado de trabajo, medida a través de la inversa de la tasa de paro, tiene

---

<sup>22</sup> Este paralelismo es inverso si la especificación del mercado de trabajo es la inversa de la tasa de paro.

un efecto pro-cíclico sobre la desigualdad regional de la renta por trabajador agrario, aunque éste no es muy elevado (valor del coeficiente = -0,38). Hemos calculado el mismo coeficiente para cada colectivo; los valores obtenidos (-0,643 y -0,644 respectivamente) indican que el efecto es el mismo, aunque la fuerza en este caso es mayor.

Para terminar este punto, hemos contrastado econométricamente la relación funcional. Hemos incluido en la primera variante del modelo estimado tanto la tasa de paro total como la agraria y encontramos, que ambos estimadores son significativos pero dado el elevado valor del estadístico de Durbin-Watson, podemos estar en presencia de autocorrelación (ver cuadro nº 6.11). Para comprobarlo hemos dibujado las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial y realizado el test de Breusch-Godfrey de correlación serial. El resultado es que no podemos rechazar la hipótesis de autocorrelación. En realidad, este resultado era de esperar pues el coeficiente de correlación cruzado entre las dos variables explicativas es muy alto (0,87).

Eliminando la tasa de paro agrario, obtenemos un valor del estimador (-2,17) que no es significativo ( $t = -1,1$ ) y, aunque tiene el mismo signo que en el período 1955-1985, la capacidad explicativa de la regresión es muy reducida, sólo el 14%.

En definitiva, de los resultados que hemos obtenido, sabemos que la evolución del mercado de trabajo tiene un efecto no despreciable sobre la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario. Además este efecto parece estar combinado

con otros factores, como hemos visto que parece suceder también con el impacto de la evolución regional de la productividad.

Por último, en el ajuste econométrico en los dos colectivos de mano de obra, obtenemos estimadores significativos tanto para la mano de obra por cuenta propia (-5,45) como para la mano de obra por cuenta ajena (-13,8). Dado el carácter pro-cíclico que hemos encontrado en la evolución del mercado de trabajo, los signos negativos de los estimadores se corresponde con lo esperado. Por último, la función estimada explica el 41% de la varianza (ver cuadro nº 6.11).

Como conclusión de este apartado, podemos afirmar que la evolución del mercado de trabajo es un factor determinante de la evolución de la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario entre 1985 y 1994. Este resultado coincide básicamente con lo obtenido para el período 1964-1985.

La coincidencia de resultados para ambos períodos valida la utilización de la fuente de datos utilizada en el período 1964-1985, la hipótesis de trabajo empleada y la conclusión obtenida sobre la dependencia funcional de la desigualdad de la renta del trabajo agrario y la evolución del mercado de trabajo.

### 6.3.3.- La influencia del factor institucional en la disparidad regional.

La importancia que tiene en general, y ha tenido en particular en los años de este estudio, la regulación institucional pública sobre la renta del sector agrario ya los señalamos en el capítulo anterior, por lo que no vamos a repetir ahora esos mismos argumentos señalados en el capítulo 5º y mantenidos por distintos autores. Nos vamos a centrar en este capítulo en el impacto cuantitativo de la intervención reguladora a partir de 1985 en renta de las distintas regiones agrarias españolas.

En los años 1995 y 1996, con diez años de integración en la PAC, han aparecido diversos estudios que analizan el impacto que ha podido tener el enorme crecimiento de la financiación pública de la actividad agraria sobre las rentas agrarias de las Comunidades Autónomas de España. La mayoría de la información utilizada por estos autores para los años 1992,1993 y 1994 está contenida en documentos internos de la Oficina Presupuestaria o de la Secretaría General Técnica del MAPA, por lo que no es estrictamente oficial. Las conclusiones generales coinciden en que la financiación pública ha crecido enormemente respecto a lo que sucedía antes de la adhesión de España y que esa financiación ha estado muy desigualmente repartida por Comunidades Autónomas<sup>23</sup>.

---

<sup>23</sup> Ver por ejemplo V.Calcedo. "Disparidades regionales en la agricultura española". *Papeles de Economía Española*, nº67, 1996, pp.110-133; G.García Fernández. "Territorialización de las rentas y subvenciones agrarias". *Rev El Boletín MAPA*, nº 28, noviembre, 1995, pp.25-31; J.Arango Fernández. "Los desequilibrios de la Política Agraria Común: un análisis de las diferencias entre regiones españolas". *Revista Española de Economía Agraria*, nº 171 1/1995, pp.225-252.

Dada la importancia de la intervención pública sobre las rentas agrarias regionales señalada en los trabajos citados anteriormente, analizaremos a continuación la evolución, y el posible impacto de las subvenciones de explotación sobre la desigualdad de las rentas por trabajador agrario,

Vamos a centrarnos en estudiar las subvenciones de explotación, que es sólo uno de los componentes de la intervención pública en la agricultura, porque es la partida de gasto que se utiliza en el esquema contable para obtener en primer lugar, el Valor Añadido Bruto a precios de mercado y, después, las Disponibilidades Empresariales en las explotaciones agrarias de la muestra de la RCAN<sup>24</sup>. Los datos que utilizaremos sobre subvenciones de explotación son los que elabora y publica el INE en su Contabilidad Regional de España.

Las cifras que nos presenta directamente el INE en la Contabilidad Regional sobre la evolución del monto de las subvenciones de explotación por Comunidades Autónomas<sup>25</sup> son bastante diferentes en una regiones y en otras. Para calcular la disparidad entre ellas, hemos calculado, como en el resto del trabajo, el coeficiente de variación<sup>26</sup>.

En el gráfico nº 6.13 dibujamos la evolución de dicho indicador de desigualdad. En él, podemos ver en primer lugar, que la dispersión regional en las

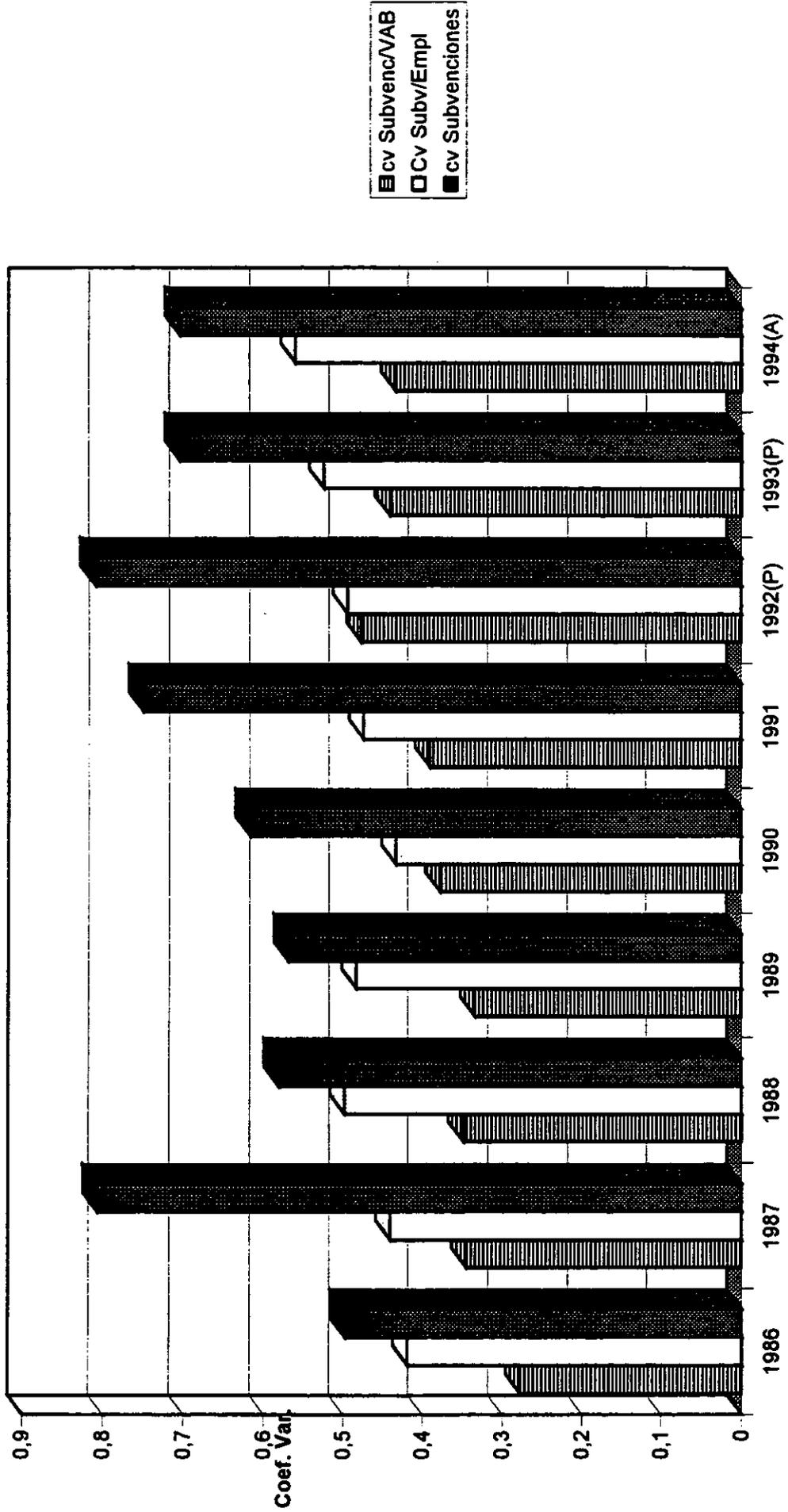
---

<sup>24</sup> MAPA. Red Contable Agraria Nacional. Metodología y análisis de resultados. Tomo 1. Secretaría General Técnica del MAPA, 1985 p.21.

<sup>25</sup> INE. Contabilidad Regional de España (base 1986).

GRAFICO N° 6.13

DESIGUALDAD REGIONAL EN LAS SUBVENCIONES



subvenciones ha crecido de forma acusada desde el año de adhesión hasta el último año considerado, pasando de un índice de 0,5 a 0,7. En segundo lugar, a partir de la reforma de 1992 la dispersión regional de las subvenciones de explotación se estabiliza y se reduce en un punto, pasa del 0,8 al 0,7; este resultado parece indicar que existe una tendencia a la disminución de la desigual distribución de las ayudas públicas.

El coeficiente de variación nos indica que las subvenciones se reparten desigualmente entre las regiones en cada año pero no sabemos si en unos años las que más reciben son unas regiones y en otros años son otras. La interpretación de los resultados conjuntos en un estudio a lo largo del tiempo son distintos según sea el sentido de esa dispersión.

En consecuencia, una vez que hemos constatado que la disparidad regional es elevada y que se incrementa respecto al año de la adhesión, debemos estudiar la evolución del orden regional en la recepción de subvenciones. Esta evolución está recogida en el cuadro nº 6.12. Hemos pensado que sería interesante comparar la evolución con tres años de referencia: el año inicial, 1985, un año intermedio, 1990, y el año final, 1994. Utilizando un criterio descendente, hemos ordenado las regiones de tres formas. Primera, lugar que ocupan en cada año de los tres considerados; segunda, el lugar que ocupan por el monto acumulado en cada período; por último, lugar en función de su tasa de crecimiento anual acumulativa. En el cuadro hemos utilizado la letra cursiva para resaltar aquellas regiones que reciben más que la media española.

---

<sup>26</sup> J.Arango utiliza un índice de dispersión distinto, ver J.Arango (1995) p. 240.

CUADRO Nº 6.12

EVOLUCION DE LAS SUBVENCIONES\*

		Orden Regional					Crecimiento
		1990	1994	1985-1994	1985-1990	1991-1994	1986-1994
1985	ANDALUCIA	ANDALUCIA	ANDALUCIA	ANDALUCIA	ANDALUCIA	ANDALUCIA	CENTRO
	EBRO	CENTRO	CENTRO	CENTRO	CENTRO	CENTRO	DUERO
	GALICIA	DUERO	DUERO	DUERO	DUERO	DUERO	ANDALUCIA
	DUERO	GALICIA	EBRO	GALICIA	EBRO	GALICIA	EXTREMADURA
	CENTRO	EBRO	GALICIA	EBRO	GALICIA	EBRO	GALICIA
	NORDESTE	NORDESTE	EXTREMADURA	EXTREMADURA	NORDESTE	EXTREMADURA	EBRO
	NORTE	LEVANTE	LEVANTE	NORDESTE	LEVANTE	NORDESTE	CANARIAS
	LEVANTE	EXTREMADURA	NORDESTE	LEVANTE	EXTREMADURA	NORTE	LEVANTE
	EXTREMADURA	NORTE	NORTE	NORTE	NORTE	LEVANTE	NORTE
	CANARIAS	CANARIAS	CANARIAS	CANARIAS	CANARIAS	CANARIAS	NORDESTE

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de INE. Contabilidad Regional (base 1986).

\*En cursiva las regiones que se encuentran por encima de la media

En el cuadro podemos ver que la posición regional en función de las subvenciones recibidas se mantiene estable, especialmente en las regiones más favorecidas por la intervención subsidiadora. En efecto, Andalucía, Centro y Duero son las regiones que se encuentran siempre por encima de la media, tanto en valor acumulado como en tasa de crecimiento. Existe una relativamente alta cohesión en las características socio-productivas de estas tres regiones. En primer lugar, en las tres el VABcf agrario representa un porcentaje por encima de la media española respecto a su VABcf total; en segundo lugar, la producción de cereales es muy importante en el conjunto de su producción agraria; y en tercer lugar, tienen una estructura de explotaciones similar a la media española<sup>27</sup>.

Dado que establecemos como una de nuestras hipótesis de trabajo que existe una relación explicativa entre la intervención institucional y la renta por trabajador, vamos a estudiar en términos comparados, la evolución de la desigualdad regional en ambas variables.

Lo primero que nos llama la atención, es que la disparidad entre las regiones en las subvenciones es mucho más elevada, más del doble, que la desigualdad regional de la renta por trabajador. En el año 1992, máximo de dispersión en las subvenciones, el valor del coeficiente de variación es de 0,7 mientras que el valor en la renta por trabajador se sitúa muy poco por encima del 0,1.

---

<sup>27</sup> ver V.Calcedo Ordeñez. Op. cit 1996.

Hemos señalado que la dispersión se incrementa desde el año de la adhesión. Si cruzamos este resultado con el hecho de que son siempre las mismas regiones las que más subvenciones reciben podemos aceptar que la desigualdad regional se incrementa siempre en el mismo sentido. Si la intervención pública, medida por el valor de las subvenciones de explotación, resultase un factor significativo en la explicación de la desigualdad regional en la renta por trabajador, el que sean siempre las mismas regiones las que más reciban, puede tener una influencia importante.

Dos de las regiones, Centro y Extremadura, como hemos visto en el cuadro nº 6.12, en las que las subvenciones crecen más que la media, son las dos únicas regiones en las que la renta por trabajador a crecido más que la media (ver cuadro nº 6.4). Tanto la región Centro como la Extremeña se encontraban en 1985 por debajo de la media en renta por trabajador mientras que al final del período, a pesar de crecimiento, una se encuentra por encima, Centro, y otra por debajo, Extremadura.

Al mismo tiempo que sucede lo anterior, dos regiones, Duero y Andalucía, que en 1985 obtienen rentas por trabajador por encima de la media (ver cuadro nº 6.4) y reciben más subvenciones que la media, tanto en valor acumulado como en tasa de crecimiento, en 1994 son dos de las tres regiones que tienen una renta per cápita superior a la media.

De estos resultados no parece que se pueda deducir la existencia de una relación fuerte entre ambas variables, ni del signo de esa relación; es decir, no parece evidente que la intervención pública, vía subvenciones de explotación, reduzca o amplie la desigualdad en la renta por trabajador.

La difícil valoración de la influencia de las dispersión regional en las subvenciones recibidas sobre la desigualdad regional en la renta por trabajador se confirma al comparar los perfiles de la evolución de ambas variables. En efecto, observamos que mientras que la disparidad de la subvenciones se incrementa entre 1985 y 1991, la desigualdad en la renta por trabajador disminuye y al revés a partir de 1991, en las subvenciones disminuye y en la renta aumenta (ver gráfico nº 14).

Por tanto, parece que la intervención pública no sólo no disminuye la disparidad sino que puede ser un factor de incremento. El signo del valor del coeficiente de correlación entre ambas variables es negativo (-0,36) lo que sugiere también que la relación es inversa. Pensamos que el valor relativamente bajo del coeficiente de correlación (0,36) es un resultado que pone en cuestión la importancia que se le ha concedido a las subvenciones en su impacto sobre las rentas del trabajo agrario<sup>28</sup>.

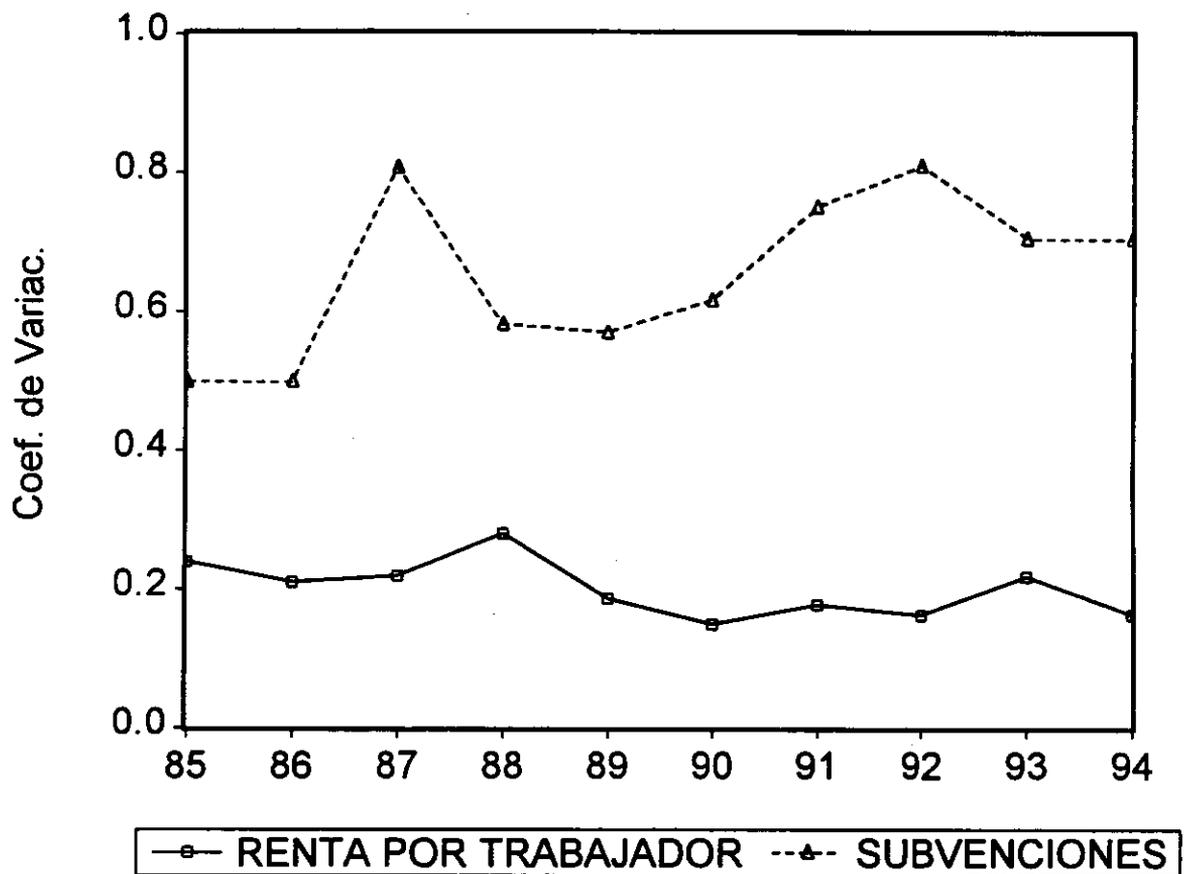
El resultado de nuestro análisis sobre la evolución en valor absoluto de la intervención pública vía subvenciones de explotación, es contrario a la voluntad

---

<sup>28</sup> Ver los trabajos citados en la nota 23.

GRAFICO N° 6.14

EVOLUCION DE LA DESIGUALDAD REGIONAL  
RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO Y SUBVENCIONES



expresada por los poderes públicos de nivelar las rentas y relativiza la importancia concedida al impacto de las subvenciones sobre las rentas.

El resultado anterior podría resultar modificado si tenemos en cuenta que las regiones no son homogéneas en cantidad de VAB ni en número de empleados. Hemos realizado los mismos cálculos anteriores, pero corrigiendo el valor de las subvenciones por el VAB y por el empleo (ver cuadros nº 6.13 y nº 14) y la ordenación regional (cuadros nº 15 y nº 16). En el gráfico nº 6.14, construido a partir de los dos cuadros anteriores, vemos que la evolución es creciente en las dos variables, lo que coincide con la evolución anteriormente descrita, y que la mayor disparidad se produce cuando corregimos las subvenciones por el VABcf<sup>29</sup>. También se confirma que la relación parece ser inversa, aunque lo más importante a nuestro entender es que no parece existir relación entre la desigualdad regional en la renta por trabajador y la disparidad regional en las subvenciones por empleo, dado que el valor del coeficiente de correlación es de 0,08.

Para terminar el análisis de las posibles relaciones explicativas de la evolución de la desigualdad regional de la renta por trabajador agrario en función de la evolución de la desigualdad en las subvenciones, hemos contrastado econométricamente el impacto de cada variable de subvención de forma individual. El resultado de la estimación, que hemos recogido en el cuadro nº 6.11, nos permite afirmar que

---

<sup>29</sup> Los resultados que obtenemos son distintos de los obtenidos por J.Arango ; quizá se deba a que utilizamos indicadores de disparidad distintos.

CUADRO Nº 6.13

PORCENTAJE DE SUBVENCIONES DE EXPLOTACION EN EL VABcf  
mill. pts 1973

Comunidad/año	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992(P)	1993(P)	1994(A)
ANDALUCIA	3,23	4,75	5,83	6,85	6,56	10,62	13,99	15,28	16,37
EBRO	5,91	5,98	10,74	9,47	11,00	13,93	15,96	23,00	24,52
NORTE	4,76	3,33	6,59	5,92	5,33	8,81	10,15	13,16	14,13
NORDESTE	3,67	2,23	5,50	4,95	5,81	7,92	7,46	9,90	10,66
CANARIAS	3,06	2,53	4,51	4,22	3,51	5,66	5,58	10,60	11,49
DUERO	3,89	4,63	6,37	7,04	9,00	13,35	20,27	22,59	24,08
CENTRO	4,26	3,36	9,23	8,95	11,52	16,03	17,94	30,99	32,81
LEVANTE	2,10	1,94	3,03	4,36	4,21	3,63	4,53	8,24	8,90
EXTREMADURA	5,15	4,26	9,10	11,01	8,58	15,61	21,95	25,74	27,37
GALICIA	3,64	3,55	6,16	5,80	6,63	11,43	10,51	14,43	15,56
ESPAÑA	3,72	3,80	6,43	6,68	7,11	10,58	12,65	17,05	18,26
Dispersion	0,278	0,346	0,349	0,335	0,378	0,391	0,478	0,441	0,434

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de INE. Contabilidad Regional 1986-1996 (base 1986) y Serie Homogénea (base 1986).

CUADRO Nº 6.14

SUBVENCIONES POR EMPLEO (ASALARIADO Y NO ASALARIADO)  
pts de 1973

Comunidad/Año	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992(P)	1993(P)	1994(A)
ANDALUCIA	9.520	8.616	12.153	18.924	19.203	21.537	39.154	46.047	53.022
EBRO	16.957	17.000	16.832	33.635	31.834	33.128	46.334	44.016	69.944
NORTE	7.815	7.345	5.634	12.890	12.804	12.324	19.994	19.649	28.673
NORDESTE	9.482	9.243	6.337	15.946	17.583	20.020	23.988	23.004	30.949
CANARIAS	6.428	6.894	6.415	11.939	12.786	11.594	15.822	17.037	28.109
DUERO	7.378	6.530	10.317	15.401	13.710	18.565	27.422	34.244	69.854
CENTRO	9.340	9.049	7.357	21.643	24.425	36.304	51.168	54.434	98.079
LEVANTE	5.201	4.841	4.664	6.985	10.745	11.821	10.675	10.843	19.485
EXTREMADURA	10.212	8.644	7.640	22.351	21.618	21.358	38.565	46.586	54.290
GALICIA	3.713	3.632	3.285	6.640	6.601	8.492	14.311	12.075	18.468
ESPAÑA	7.610	7.172	7.626	14.569	15.061	17.747	27.131	28.856	43.305
Dispersion	0,4188	0,4408	0,4984	0,4838	0,4329	0,4743	0,4947	0,5248	0,5605

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de INE. Contabilidad Regional 1986-1996 (base 1986) y Serie Homogénea (base 1986).

CUADRO Nº 6.15

EVOLUCION RELATIVA DE LAS SUBVENCIONES EN % DEL VABcf\*

Orden Regional		Crecimiento			
1986	1990	1994	1986-1994	1986-1990	1991-1994
EBRO	CENTRO	CENTRO	CENTRO	CENTRO	LEVANTE
EXTREMADURA	EBRO	EXTREMADURA	DUERO	DUERO	CENTRO
NORTE	DUERO	EBRO	EXTREMADURA	ANDALUCIA	CANARIAS
CENTRO	EXTREMADURA	DUERO	ANDALUCIA	LEVANTE	DUERO
DUERO	GALICIA	ANDALUCIA	GALICIA	EBRO	EBRO
NORDESTE	ANDALUCIA	GALICIA	LEVANTE	GALICIA	EXTREMADURA
GALICIA	NORDESTE	NORTE	EBRO	EXTREMADURA	NORTE
ANDALUCIA	NORTE	CANARIAS	CANARIAS	NORDESTE	ANDALUCIA
CANARIAS	LEVANTE	NORDESTE	NORTE	CANARIAS	GALICIA
LEVANTE	CANARIAS	LEVANTE	NORDESTE	NORTE	NORDESTE

Fuente. Elaboracion propia a partir de los datos de INE. Contabilidad Regional (base 1986).

\*En cursiva las regiones que se encuentran por encima de la media

CUADRO Nº 6.16

EVOLUCION RELATIVA DE LAS SUBVENCIONES POR EMPLEO\*

Orden Regional		Crecimiento			
1986	1990	1994(A)	1986-1994	1986-1990	1991-1994
EBRO	EBRO	CENTRO	CENTRO	EBRO	CENTRO
EXTREMADURA	CENTRO	EBRO	EBRO	CENTRO	EBRO
ANDALUCIA	EXTREMADURA	DUERO	EXTREMADURA	EXTREMADURA	EXTREMADURA
NORDESTE	ANDALUCIA	EXTREMADURA	ANDALUCIA	ANDALUCIA	ANDALUCIA
CENTRO	NORDESTE	ANDALUCIA	DUERO	NORDESTE	DUERO
NORTE	DUERO	NORDESTE	NORDESTE	DUERO	NORDESTE
DUERO	NORTE	NORTE	NORTE	NORTE	NORTE
CANARIAS	CANARIAS	CANARIAS	CANARIAS	CANARIAS	CANARIAS
LEVANTE	LEVANTE	LEVANTE	LEVANTE	LEVANTE	LEVANTE
GALICIA	GALICIA	GALICIA	GALICIA	GALICIA	LEVANTE

Fuente. Elaboracion propia a partir de los datos de INE. Contabilidad Regional (base 1986).

\*En cursiva las regiones que se encuentran por encima de la media

individualmente ninguna de las tres variables son significativas a la hora de explicar la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario.

Sólo obtenemos un ajuste econométrico bueno con una función en la que se combinan las siguientes variables: el porcentaje de subvenciones sobre el VAB y su coeficiente de variación, las subvenciones por empleo y las subvenciones sin corregir. Con este ajuste, todos los valores estimados son significativos (ver cuadro nº 6.11) y la capacidad explicativa llega al 75%.

Los resultados obtenidos por este procedimiento son muy interesantes, y confirman las conclusiones obtenidas en el análisis anterior. En efecto, las subvenciones y las subvenciones por empleo tienen un impacto muy pequeño sobre la desigualdad regional en la renta mientras que existe una relación inversa entre la evolución de las subvenciones como porcentaje del valor añadido y directa con su coeficiente de variación. Es decir, a medida que se incrementan las subvenciones, la desigualdad regional en la renta disminuye, y si se incrementa la dispersión regional en la percepción de subvenciones en relación a su VAB, la desigualdad regional en la renta aumenta.

Por tanto, el incremento de la dispersión regional en las subvenciones, como porcentaje del VAB, ocurrida entre 1985 y 1991 favoreció el incremento de la desigualdad regional en la renta por trabajador mientras que su disminución, aunque pequeña, entre 1991 y 1994 limitó el incremento de dicha desigualdad regional.

Al analizar los dos segmentos de la mano de obra agraria, por cuenta propia y por cuenta ajena, los resultados son similares a los obtenidos para el conjunto de la mano de obra agraria, aunque sus valores son menores.

A continuación, y dentro de los factores institucionales que influyen sobre la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario, vamos a estudiar, y medir en su caso, la influencia que han tenido evolución de los precios agrarios sobre la desigualdad regional en la renta por trabajador. La justificación del estudio de este factor como parte de la intervención institucional esta descrita en la parte correspondiente del capítulo quinto de esta memoria cuando estudiamos este factor en el período 1964-1985. A grandes rasgos, se puede afirmar que la razón de incluirlo de este modo, se encuentra en la enorme regulación de los precios agrarios realizada a través de la política de mercado de la PAC en el período que ahora estudiamos, 1985-1994 y en la política de fijación de precios del Ministerio de Agricultura antes de la adhesión.

Al estudiar el período 1964-1985 no encontramos razones analíticas ni estadísticas para establecer una relación de dependencia funcional de la desigualdad en la renta por trabajador y la evolución de los precios agrarios. Este resultado es contrario a la idea común sobre este tema. No obstante, la importancia cuantitativa en términos financieros de la Sección Garantía de FEOGA, no contemplado en nuestro trabajo, podría modificar el impacto sobre nuestra variable a explicar, aunque pensamos que dicha influencia queda recogida en la evolución de los precios agrarios percibidos.

Para llevar a cabo el estudio de impacto, en primer lugar, hemos dibujado en los gráficos nº 6.15, nº 6.16 y nº 6.17 las líneas evolutivas de la desigualdad de la renta, tanto en el conjunto de la mano de obra como en sus dos segmentos, y las de los precios agrarios, tanto de precios percibidos y pagados como de su relación.

En los tres gráficos podemos observar que la desigualdad regional en la renta por trabajador, tanto en el conjunto de la mano de obra como por cuenta propia y ajena, disminuye mientras que los precios se incrementan, tanto los percibidos y pagados como su relación.

La comparación de las líneas evolutivas que acabamos de exponer parece ser un indicativo de que, lo mismo que para el período 1964-1985, la desigualdad regional en la renta por trabajador no tiene una dependencia funcional importante de la evolución de los precios agrarios. Y si esta existiese, aunque sea de pequeña magnitud, la relación será inversa. El signo, negativo, de los coeficientes de correlación señalan que efectivamente la relación es negativa.

Para comprobar la importancia del impacto de la evolución de los precios agrarios sobre la desigualdad en la renta por trabajador, hemos realizado la estimación econométrica pertinente. La primera relación que hemos probado ha sido con la relación precios percibidos-pagados. El signo del estimador concuerda con la conclusión obtenida del análisis de las respectivas líneas evolutivas, es decir, la relación es inversa; también

GRAFICO N° 6.15

EVOLUCION DE LA DESIGUALDAD REGIONAL EN LA RENTA POR TRABAJADOR Y LOS PRECIOS AGRARIOS

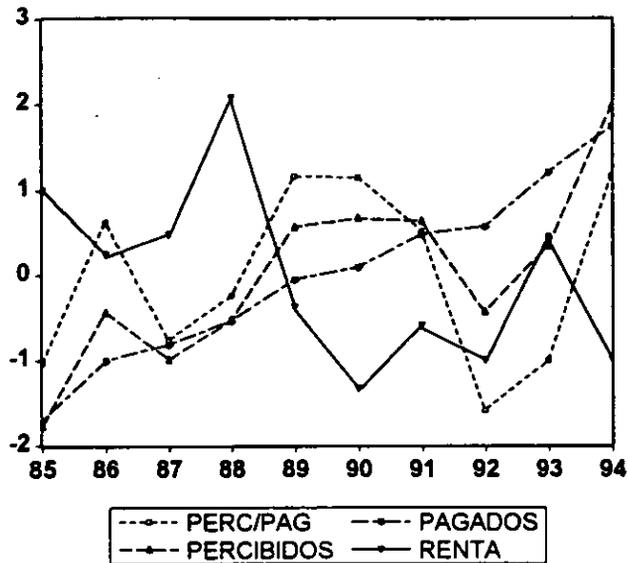


GRAFICO N° 6.16

EVOLUCION DE LA DESIGUALDAD REGIONAL EN LA RENTA POR CUENTA PROPIA Y LOS PRECIOS AGRARIOS

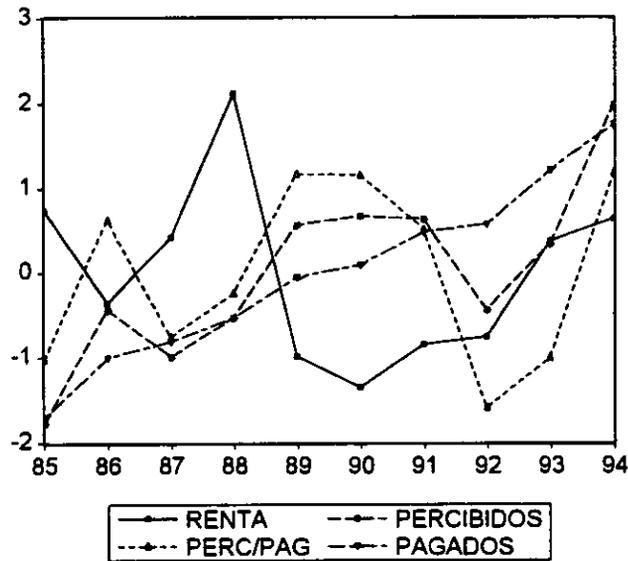
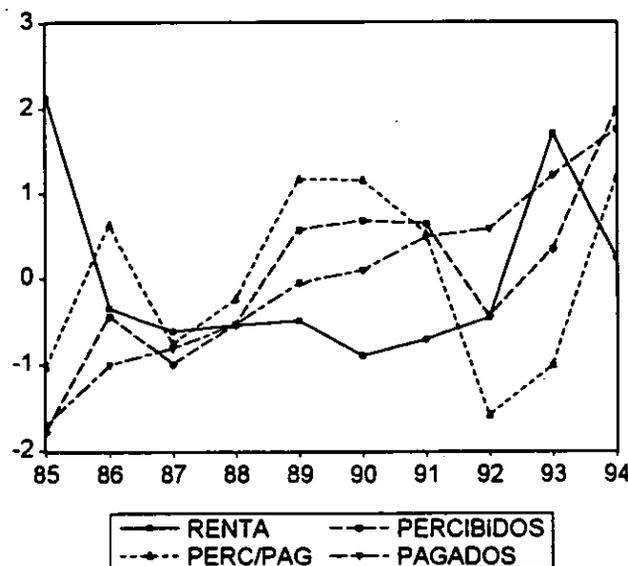


GRAFICO N° 6.17

EVOLUCION DE LA DESIGUALDAD REGIONAL EN LA RENTA POR CUENTA AJENA Y LOS PRECIOS AGRARIOS



parece confirmarse la idea que señalamos sobre la escasa dependencia funcional respecto a los precios, dado que el valor del estimador está muy próximo a cero (-0,0007 con una Prob >90%).

También hemos comprobado la influencia que pudieran tener los precios percibidos y los precios pagados en la agricultura sobre la variable de renta. Los estimadores en el modelo conjunto no han resultado buenos, por lo que hemos realizado un ajuste con cada uno de ellos por separado. En este último caso, sí obtenemos estimadores significativos aunque vuelven a ser valores muy próximos a cero.

Aunque no es el objeto de esta memoria buscar factores determinantes de los precios ni explicar su evolución, parece que los resultados econométricos obtenidos podrían indicar que los precios percibidos y los pagados no fueran independientes entre sí. Hemos calculado el coeficiente de correlación cruzado, y el valor de éste es muy elevado (0,85). Una vez que sabemos que existe relación entre ellos, hemos hecho el Test de Causalidad de Granger para ver cual de los dos era el que influía en el otro. El resultado, susceptible de una investigación posterior específica, es que ambos se influyen mutuamente en su determinación; es decir, la fijación de precios percibidos se hace en función, entre otros, de los precios que se pagan a la industria abastecedora de inputs agrarios y viceversa, que la industria de fuera del sector fija sus precios en función, entre otros factores, de los que reciben los agricultores<sup>30</sup>.

---

<sup>30</sup> Para valorar los resultados del test de causalidad debemos tener en cuenta que este es un test desarrollado para el análisis de series de tiempo, y el número de observaciones que nosotros tenemos es pequeño, sólo 10. Por tanto, aunque los resultados no sean incoherentes, cualquier afirmación más

Es probable que esta doble dirección en la fijación de los precios agrarios, percibidos y pagados, esterilice la influencia sobre la desigualdad en la renta por trabajador; no obstante, la influencia parece no ser importante dado que los valores de los estimadores son próximos a cero.

En la última parte de este capítulo, igual que hicimos en el capítulo nº 5, hemos cruzado las tres hipótesis de trabajo adoptadas. Estimaremos por tanto, un modelo empírico en el que la desigualdad regional de la renta por trabajador, en conjunto y en sus dos colectivos, dependerá de la evolución de la disparidad regional en la productividad, como variable tendencial; de la inversa de la tasa de paro, como variable cíclica; y de la evolución de las subvenciones de explotación como variable institucional.

En el cuadro nº 6.17 hemos reflejado los resultados de la estimación tanto para el conjunto de la mano de obra agraria como para sus dos colectivos. Como se puede ver en este cuadro, obtenemos un modelo explicativo de los determinantes de la desigualdad regional con una alta capacidad explicativa.

En el conjunto de la mano de obra agraria, los resultados de la estimación confirman que las tres hipótesis que hemos adoptado, es decir, que la evolución regional de la productividad -medida por su disparidad-, la evolución del mercado de trabajo -  

---

explicita sobre las relaciones de dependencia mutua de estos dos índices de precios requeriría un estudio

medido por la inversa de la tasa de paro- y la intervención del Sector Público -medida por la evolución regional de las subvenciones de explotación- son factores determinantes en la desigualdad regional de la renta por trabajador agrario. En efecto, el modelo estimado tiene una bondad del 93%, es significativo al 99% y no parece tener problemas de autocorrelación ni de heterocedasticidad.

La desigualdad regional en la renta tiene una dependencia funcional directa significativa con la disparidad regional de la productividad, por lo que incrementos en la disparidad de la productividad tienden a incrementar la desigualdad regional en la renta y viceversa. Además, se confirma, como sugerimos, que en la estimación individual no obtuvimos buenos resultados econométricos por que en el modelo faltaban variables explicativas.

También en la influencia del mercado de trabajo en este modelo conjunto la inclusión de más variables explicativas mejora la calidad del resultado estadístico y, por tanto, se confirman por un lado, que la evolución de la tasa de paro tiene un impacto directo (inverso al considerar su inversa) sobre la desigualdad regional en la renta y por otro, que los problemas de significación de la variable explicativa y la presencia de autocorrelación se debía a una mala especificación del modelo consecuencia de la no inclusión de otras variables explicativas.

---

específico.

Respecto al impacto de las subvenciones de explotación sobre la desigualdad también se confirman los resultados de la estimación por separado de este factor. En efecto, el factor determinante de la desigualdad regional en la renta es el porcentaje de subvenciones sobre el valor añadido. El efecto es inverso respecto al su valor absoluto e inverso respecto a su coeficiente de variación. De la misma manera que ocurre con los otros dos factores, la estimación conjunta de la intervención pública junto con las otras dos hipótesis de trabajo mejora la calidad de los resultados estadísticos; eleva la bondad del ajuste y elimina los problemas de violación de los supuestos básicos como la autocorrelación.

Por lo que respecta a la mano de obra por cuenta propia y por cuenta ajena, los resultados de la estimación conjunta de las tres hipótesis en el modelo explicativo son parecidos a los obtenidos para el conjunto de la mano de obra agraria (ver cuadro nº 6.17). La única diferencia en los dos colectivos de la mano de obra respecto al conjunto es que varía un poco la fuerza del impacto de los factores; se incrementa en el caso de la productividad y la tasa de paro y se reduce en las subvenciones.

El análisis comparado de los dos colectivos, por cuenta propia y por cuenta ajena, indica, dentro de las mismas características generales, que existen algunos rasgos diferenciales entre ambos colectivos que podrían dar lugar a una investigación futura. En concreto, al observar los valores estimados de los factores determinantes de la desigualdad regional en la renta en un colectivo y otro. El impacto que tiene la

CUADRO Nº 6.17

ESTIMACIONES MULTIVARIANTES DEL MODELO  
DESIGUALDAD REGIONAL EN LA RENTA POR TRABAJADOR AGRARIO

	CONJUNTO	CUENTA PRO	CUENTA AJENA
C	-0,296	-0,83	-0,62
CVPRD	0,63 (2,6)**	1,45 (3,2)**	4,33 (3,4)**
INVU	-2,67 (-3,5)**	-3,71 (-2,6)*	-7,4 (-2,2)
CVSUBV			-0,93 (-4,8)***
CVSUBVAB	1,35 (5,1)***	2,52 (5,2)***	
SUBV	7,79E-06 (6,8)***	1,19E-05 (5,6)***	
SUBVAB	-0,37 (-7,3)***	-6,12 (-6,5)***	
AR(2)			0,91 (2,9)*
R*2	0,934	0,9	0,63
D-W	2,2	2,2	2,2
PROB F	0,01	0,02	0,1

Fuente. Elaboracion propia

productividad y el mercado de trabajo parece casi el doble en la mano de obra por cuenta ajena que en la de por cuenta propia, valores de 4,3 y -7,4 frente a 1,4 y -3,7, mientras que sucede lo contrario respecto al impacto de las subvenciones, que parece más fuerte en la mano por cuenta propia.

En realidad, nos parece que este resultado es perfectamente compatible con lo que percibimos de la realidad. Los trabajadores por cuenta ajena, en su renta, están más sujetos a la evolución del mercado de trabajo y la productividad, por su no dependencia del factor tierra, que los trabajadores por cuenta propia, en los que podrían existir comportamientos no monetarios de satisfacción<sup>31</sup> y por tanto, minusvaloración de las imputaciones de retribución del trabajo. Mientras que respecto al impacto de las subvenciones sobre la renta, la percepción del agricultor propietario es más fuerte que la del no propietario.

---

<sup>31</sup> Medidos por el indicador  $h (>1)$  que sugiere P.Campos Palacín y que recogería valores recreativos de opción y legad en los trabajadores no asalariados.

## EPÍLOGO

La conclusión general más importante que podemos extraer del análisis realizado en este sexto capítulo es que la adhesión de España a las Comunidades Europeas y la aplicación del Acervo Comunitario de la PAC en las agriculturas regionales del estado, no parece haber significado una ruptura con las líneas evolutivas básicas de la desigualdad en la renta por trabajador agrario ni en el impacto de los factores determinantes estudiados.

A partir de esta idea general, expondremos a continuación las principales conclusiones del estudio de la desigualdad y sus determinantes entre 1985 y 1994.

Primero, la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario, en el conjunto de la mano de obra y en sus dos colectivos, disminuye en el conjunto de este período.

Segundo, tanto el nivel como la variabilidad en la desigualdad regional es más elevada en el colectivo por cuenta ajena que en el colectivo por cuenta propia.

Tercero, las regiones más beneficiadas en la evolución de la renta por trabajador han sido Centro, Andalucía y Duero tanto en el conjunto de la mano de obra como en el colectivo por cuenta propia mientras que en el colectivo por cuenta ajena lo han sido Centro, Ebro y Nordeste.

Cuarto, en los determinantes de la desigualdad regional en la renta por trabajador podemos afirmar que las tres hipótesis de trabajo adoptadas son bastante realistas. En la evolución de la desigualdad ejercen influencia factores de tipo tendencial, cíclico e institucional.

Quinto, la desigualdad regional en la renta por trabajador agrario tiene una dependencia funcional directa respecto a la disparidad regional en la productividad, la evolución del mercado de trabajo y en el porcentaje que representan las subvenciones respecto al valor añadido.

## BIBLIOGRAFIA

- Aglietta M. y otros: *Rupturas de un sistema económico*. Madrid. Ed. Blume. 1981.
- Aleví H.: *Las clases campesinas y las lealtades promeridiales*. Barcelona. Anagrama Cuardenos. 1976.
- Alonso Gil J.: "España 1940-1960: crecimiento económico". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº121, pp.81-126. 1982.
- Alonso Sebastián y otros: "El mercado español del azúcar en el espacio: determinación de las áreas óptimas de mercado". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 134, pp.83-117. 1985.
- Alvarez Coque J.: *Análisis institucional de las políticas agrarias. Conflicto de intereses y política agraria*. Madrid. MAPA. 1991.
- Alvarez Coque J. y Höhlendick G.: "factores determinantes del gasto público agrícola en las Comunidades Autónomas". *Agricultura y Sociedad*, nº62, pp.33-72. 1992.
- Andrés J. y García J.: "Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores". *Investigaciones Económicas* (segunda época), vol XV, nº1, pp.143-167. 1991.
- Aparicio Perez A.: "El concepto de explotación agrícola y su trascendencia tributaria". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 139, pp 69-91. 1987.
- Arango Fernandez J. : "Los desequilibrios de la Política Agraria Común: un análisis de las diferencias entre regiones españolas". *Revista Española de Economía Agraria*, nº 171, 1/1995, pp. 225-252.
- Arévalo Arias J.: "El ajuste económico y financiero del FORPPA". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 128, pp.7-22. 1984.
- Arévalo Arias J.: "El modelo de regulación tradicional". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 131, pp.211-217. 1985.
- Arnalte Alegre E.: *Agricultura a tiempo parcial en el País Valenciano. Naturaleza y efectos del fenómeno en el regadío litoral*. Madrid. MAPA Serie Estudios. 1980.
- Arnalte Alegre E.: "Modos de producción en la agricultura española". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 137, pp.419-446. 1986.
- Arnalte Alegre E. y J.Mª. García Álvarez-Coque: " Factores demográficos y económicos en la evolución de la población activa agraria durante el periodo de crisis económica". *Agricultura y Sociedad*, nº54, pp155-192, 1990.
- Arnalte Alegre E. y otros: "El mercado de trabajo asalariado en la agricultura del litoral valenciano". *Agricultura y Sociedad*, nº 54, pp.193-228. 1990.
- Arribas J.M. y Ganzalez: "El sindicalismo de clase de la agricultura familiar". *Agricultura y Sociedad*, nº31, pp.121-152. 1984.
- Artona M. y otros: *El latifundio. Propiedad y explotación ss. XVI-XX*. Madrid. MAPA Serie Estudios. 1978.
- Atkinson A.: "On the measurement of Inequality". *Journal of Economic Theory*, vol 2, pp.244-263, 1970. Versión española en Hacienda Pública Española nº61, pp.217-233. 1979.
- Avellá Reus L.: "El crédito agrario en España. una estimación provincial". *Agricultura y Sociedad*, nº33, 1984.
- Bacaría Colomé J. "Los cambios en los procesos de producción agrarios". *Agricultura y Sociedad*, nº 28, 1983.

- Banco de Bilbao: *La renta nacional de España. su distribución provincial*. Banco de Bilbao, varios años.
- Banco de Bilbao: *Informe económico*. Banco de Bilbao, varios años.
- Banco de Bilbao: *El Campo*. Banco de Bilbao, revista.
- Bandrés E.: *Economía y Redistribución*. Madrid. Ministerio de Trabajo. 1993
- Barceló Vila L.: "Marco institucional y política comercial del sector exportador de frutos cítricos". *Información Comercial Española*, febrero, pp.88-98, 1982
- Barceló Vila L.: "Derechos reguladores versus Deficiency Payments en el sector agrario". *Información Comercial Española*, marzo, pp.141-144, 1982.
- Barceló Vila L.: "Política de precios agrarios y equidad". *Agricultura y Sociedad*, nº23, pp. 277-288, 1982.
- Barceló Vila L.: "Coste social y efectos redistributivos de la protección económica en la agricultura". *Papeles de Economía Española*, nº 16, pp.57-83, 1983.
- Barceló Vila L.: " Las ganancias del bienestar derivadas de las políticas de estabilización". *Revisata de Estudios Agro-Sociales*, nº125, pp.105-138, 1983
- Barceló Vila L.: "La descentralización autonómica y los efectos redistributivos de la política agraria española" *Agricultura y Sociedad*, nº 28, pp. 125-137, 1983.
- Barceló Vila L.: "El papel de la política agraria en la actual crisis económica mundial", en San Juan Mesonada (comp.) *La modernización de la agricultura española (1956-1986)*. Madrid, MAPA, 1989.
- Barceló Vila L.: "La modernización de la agricultura española y el bienestar social", en C. San Juan Mesonada (comp.) *La modernización de la agricultura española (1956-1986)*. Madrid, MAPA, 1989. Publicado también en *Información Comercial Española* pp. 13-27, diciembre, 1987.
- Barciela Lopez C.: *La financiación del Servicio Nacional del Trigo, 1937-1971*. Banco de España, 1981
- Barciela C. y García A. "Un análisis crítico de las series estadísticas de los precios del trigo entre 1937 y 1980" *Agricultura y Sociedad* nº29, 1983.
- Barthez A.: *Famille, travail et agriculture*. Paris, Economica, 1982.
- Bartoli H. (coord.): *Population, travail et chômage*. Le plein emploi en question. Paris, Economica, 1982.
- Bastos Noreña E.: *Agricultura socializada. Experiencias actuales en Israel, Yugoslavia, Argelia, Italia y España*. Madrid, Tecnos. Col Ciencias Sociales serie Economía, 1974.
- Becker G.S., Madrid, Alianza Universidad, 1983.
- Bel F.: "Capital, población y estructuración del espacio nacional" *Agricultura y Sociedad*, nº20, pp.123-142, 1981.
- Benelbas Tapiero L.: "Economía de la intensificación agraria: localización y tamaño de la explotación como condicionante". *Información Comercial Española*, enero, pp.27-30, 1982.
- Benelbas Tapiero L.: *Notas de política agraria*. Barcelona, Vicens-Vives, 1983.
- Benelbas Tapiero L.: "Dotación de recursos humanos y desequilibrio de mercados agrarios". *Papeles de Economía Española*, nº 21, pp.355-365

- Bergillos Madrid J.M.: "Medidas de política agraria tendentes a la mecanización del sector. *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº95, pp.225-240, 1976.
- Boserup E.: *Población y cambio tecnológico*. Barcelona, Grijalbo, 1983.
- Box G.E.P. y Jenkins G.M.: *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. Holden-Day, 1970.
- Boyer R.: "Las transformaciones de la relación salarial en la crisis. Una interpretación de sus aspectos sociales y económicas", en *Critiques de l'Economie Politique nouvelle série* nº15/16 Avril-Juin 1981 (número especial)
- Briz Escribano J.: "La administración estatal y la estabilidad de los mercados". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 95, pp.115-157, 1976.
- Briz Escribano J.: "Anotaciones sobre el sector de industrias cárnicas en España. *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº114, pp.81-112, 1981.
- Briz Escribano J.: "Anotaciones sobre las regulaciones de mercados agrarios en España". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 119, pp.35-61, 1982.
- Briz Escribano J.: "Eficiencia y competitividad en el sector agroalimentario". *Información Comercial Española*, nov., pp.123-129, 1984
- Briz Escribano J.: "Metodología para un análisis del sector agroalimentario". *Información Comercial Española*, jun., pp.153-161, 1980.
- Briz Escribano J.: "Anotaciones al funcionamiento del mercado español del trigo". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 130, pp.89-113, 1985.
- Buesa M.: "Industrialización y Agricultura: una nota sobre la construcción de maquinaria agrícola y la producción de fertilizantes en la política industrial española (1939-1963). *Agricultura y Sociedad*, nº28, pp.223-249, 1983.
- Burgaz J.: "Un marco jurídico para el futuro, la ley por la que se regula la producción y el comercio del trigo y sus derivados". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 130, pp.35-51, 1985.
- Bye P.: "Crisis y estrategias industriales en la industria de medios de producción para la agricultura: análisis del caso francés". *Agricultura y Sociedad*, nº20, pp.195-224, 1981.
- Bye P. Mounier A.: "La internacionalización del complejo agro-industrial. *Agricultura y Sociedad*, nº20, pp.19-28, 1981.
- Caballer Mellado V. y Segura B.: "La explotación y la empresa agraria". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº131, pp.219-247, 1985.
- Calatrava J.: "El paro encubierto y otras formas de subempleo: análisis de teorías y esquemas para la carectización de situaciones de infrautilización del factor trabajo". *Agricultura y Sociedad*, nº23, pp.119-166, 1982.
- Calatrava J. y Navarro L.: "Productividad y subempleo en agricultura: un intento de cuantificación". *Agricultura y Sociedad*, nº33, pp.9-44, 1984
- Calcedo V.: "Disparidades Regionales en la agricultura española". *Papeles de Economía Española*, nº 67, 1996, pp. 110-133.
- Caldentey Albert P.: "La evolución de los precios agrarios en los últimos veinticinco años". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 117, pp.71-96, 1981

- Caldentey Albert P.: "La integración de la agricultura en el sistema socioeconómico. Una confrontación Italia (Mezzogiorno)-España (Andalucía)". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 121, pp.157-159, 1982.
- Caldentey Albert P.: " El sistema agroalimentario en los países occidentales". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 131, pp.167-185, 1985.
- Camilleri Lapeyre A. y otros: " La generación de empleo en el campo y la ordenación de las producciones agrarias". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº107, pp.107-132, 1979.
- Campos Palacín P.: "Economía de las explotaciones ganaderas en Asturias". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 132, pp.43-74, 1985.
- Carballo R.: "El desarrollo capitalista y el sector agrario en los años sesenta", en Carballo R. y Albuquerque F. (Comps). *Crecimiento económico y crisis estructural en España(1955-1980)*. Madrid, Akal, 1981.
- Carballo R.: "Salarios", en Carballo R. y Albuquerque F. (Comps). *Crecimiento económico y crisis estructural en España(1955-1980)*. Madrid, Akal, 1981.
- Cazorla Perez J.: "Emigración y subdesarrollo: el contexto político de un fenómeno actual". *Agricultura y Sociedad*, nº 11, pp.111-128, 1979.
- Cela Conde C.: *Capitalismo y campesinado en la isla de Mallorca*. Madrid, sigloXXI, 1979.
- Chavagne Y.: *L'agriculture industrielle en crise*. Paris, Syros. Série alternatives économiques, 1984.
- Chevalier J.: *La economía industrila en cuestión*. Madrid, H.Blume, 1979.
- Centro de Proyecciones Económicas de la CEPAL: "La obsorción productiva de la fuerza de trabajo: una polémica abierta". *Revista de la CEPAL*, nº24, pp.7-16, 1984.
- Clement M. y Mizon, G.: "Empirical analisis of macroeconomic time series. VAR and structural models". *European Economic Review*, nº35, pp.887-932, 1991.
- Colino J. (Dir.): *Precios, Productividad y renta en las agriculturas españolas*. Madrid, Ed. Mundi Prensa, 1990
- Coriat B.: *El taller y el cronómetro. Ensayo sobre el taylorismo, el fordismo y la producción en masa*. Madrid, Siglo XXI, 1982.
- Coriat B.: *Ciencia, técnica y capital*. Madrid, Blume, 1976.
- Costa J.: "Dictámenes y discursos de joaquin Costa en los Congresos de agricultores y ganaderos de 1880 y 1881 (origenes de la política hidráulica: la polémica del cereal español en la crisis de los años 1880)". *Agricultura y Sociedad*, nº35, documento, 1985.
- Cotornuelo Sendagorta A.: "Intervención del Estado en las producciones y precios agrarios". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 95, pp.15-29, 1976.
- Cowell F.A. y Kuga K.: "Inequality measurement: an axiomatic approach" *European Economic Review*, vol.15, nº3, pp.287-305, 1981.
- Cox Edwards A.: "Las diferencias salariales no compensadas". *Trimestre Económico*, nº 219, pp.345-365, 1988.
- Cuadrado Roura J.: "Política de rentas". en *Política Económica de España*. Tomo I, cap. IX, Madrid, Alianza Universidad, 1980.

- Cuadrado Roura J.: "Política de rentas y concertación social". en *Política Económica de España*. Tomo I, cap. VIII, Madrid. Alianza Universidad, 1980.
- Cuadrado Roura J.: "Evolución de las disparidades regionales en España. Una revisión. *Investigaciones Económicas*. mayo-agosto, pp.5-26, 1982
- Cuco I Giner J. y Juan I Fenollar R.: "La proletarización del campesinado y su relación con el desarrollo capitalista: el caso del País Valenciano". *Agricultura y Sociedad*, nº12, pp.145-168, 1979.
- Cruz Roche P.: "El asociacionismo y cooperativismo agrario". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº132, pp.145-168, 1985.
- Dal-Ré Tenreiro R.: "La agricultura a tiempo parcial. La actividad compartida y el empleo". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 107, pp.39-54, 1979.
- Denny M. y Fuss M. "The Use of Discrete Variables in Superlative Index Number Comparisons". *International Economic Review*, vol 24, nº 2, junio 1983, pp. 419-421.
- Denny M. y Fuss M. "A General Approach to International and Interspatial Productivity Comparisons". *Journal of Econometrics*, vol 23 1983, pp. 315-330.
- Dickey D.A.: *Estimation and Hypotesis Testing in Nonstationary Time Series*. Iowa State University, 1976.
- Diewert W.E.: "Superlative Index Numbers And Consistency in Aggregation". *Econometrica*, vol. 46, nº 4, julio 1978.
- Dobb M.: *Salarios*. México. FCE, 1966.
- Dorner P.: *Reforma agraria y desarrollo económico*. Madrid. Alianza Universidad. 1977.
- Durand C.: *El trabajo encadenado. Organización del trabajo y dominación social*. Madrid. Blume, 1979.
- Engle. RF y Granger.CWJ.: "Cointegración y corrección de error: representación, estimación y contraste". *Cuadernos de Economicos de ICE*, nº44, pp.53-82, 1990/1.
- Escribano.A.: "Introducción al tema de la cointegración y tendencias". *Cuadernos Económicos de ICE*, nº 44, pp.7-42, 1990/1.
- Escudero Zamora G.: "El empleo comunitario. ¿Una alternativa frente al paro agrícola?". *Información Comercial Española*, febrero, pp.63-81, 1980.
- Escudero Zamora G.: "Actividad, ocupación y productividad agraria en España: un análisis de la población y del empleo". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 137, pp.379-418, 1986.
- Escudero Zamora G.: "Requerimientos de empleo agrario. Perspectivas de la actividad y ocupación agraria por efecto de la incorporación a la CEE". *Agricultura y Sociedad*, nº 59, pp.45-66, 1991.
- Escudero Zamora G.: "El inicio de las nuevas políticas agrarias". *Economistas* nº47, pp.188-191, diciembre 90/enero91.
- Etxezarreta M.: *La agricultura insuficiente. Una aproximación a la agricultura a tiempo parcial en España*. Madrid. MAPA, 1985.
- Fabre R.: *Paysans sans terres*. Madrid. Dunod, 1978.
- Fahy Bryceson D. and Vuorela U.: "Outside the Domestic Labor Debate: Towards a Theory of Models of Human Reproduction". *Review of Radical Political Economics*, vol 15, pp.137-166, 1994.

- Fanjul E. y Romero C.: "La crisis económica y las nuevas políticas de empleo. El caso español", en *El mercado de trabajo en España*. Ministerio de Economía y Comercio Serie Economía Española, 1982.
- Fernandez-Cavada Labat: "Remuneraciones y prestaciones sociales de los asalariados agrarios". *Agricultura y Sociedad*, nº 59, pp.155-192, 1991.
- Fernandez-Cavada Labat y Ortuño Perez S. "Mercado de trabajo y desarrollo rural". *Revista de Estudios Agrosociales*, nº 169, julio-septiembre 1994. pp. 89-117.
- Filippo A.di: "Uso social del excedente, acumulación, distribución y empleo". *Rev CEPAL*, nº24. pp.117-136, 1984.
- Fontana J.: "Transformaciones agrarias y crecimiento económico en la España contemporánea". en Josep Fontana *Cambio económico y actitudes políticas en la España del siglo XIX*. Barcelona. Ariel, 1975.
- Fuchs V.R. y Perlman R. : "Recent trends in Souther Wage Differentials". *Review of Economics and Statistics*, august, 1960.
- Fuentes Quintana y otros: " Los problemas de empleo en la economía española y su incidencia en el medio rural". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 107, pp.9-37, 1979.
- Fuller W.A.: *Introduction to Statistics Time Series*. New York. Wiley, 1976.
- Galeski B.: *Sociología del campesinado*. Barcelona. Península. 1977.
- Gallaway L.E.: "The North-South Wage Differential" *Review of Economics and Statistics*, august, 1963.
- Gámiz A.: "Agricultura familiar y dependencia en la producción bajo contrato". *Agricultura y Sociedad*, nº1, pp.73-93, 1976.
- Gámir L.: "Política agraria", en *Política Económica de España*, Tomo II, cap. XVI, Madrid, Alianza Universidad, 1980.
- García Barbancho A.: "Las pérdidas de empleo agrícola en las regiones españolas". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 107, pp.55-72, 1979.
- García de Blas A.: "Empleo y rentas en el sector agrario". *Papeles de Economía Española*, nº 16, pp.95-104, 1983.
- García Delgado J. y Roldán S.: "Contribución al análisis de la crisis de la agricultura tradicional en España. Los cambios decisivos", en *La España de los setenta*, vol 2, Madrid, Moneda y Crédito, 1973.
- García Delgado J. y Muñoz Ciudad C.: " Cambios estructurales en la agricultura española en los últimos decenios". *Hacienda Pública Española*, nº 108-109, pp.423-439, 1987.
- García Delgado J. y Muñoz Ciudad C.: "La agricultura: cambios estructurales en los últimos decnios", en *España. Economía*, Tomo II, Madrid, Espasa Calpe, 1988.
- García Delgado J.: "Agricultura y desarrollo capitalista en la España de los decenios centrales del siglo XX", en San Juan Mesonada C. (comp.): *La modernización de la agricultura española (1956-1986)*. Madrid, MAPA, 1989.
- García Delgado J.: "La transformación de la agricultura española en la segunda mitad del siglo XX". *Estudios de Economía Aplicada*, nº0, pp.63-80, 1993.
- García Fernandez G. "Territorialización de las rentas y subvenciones agrarias". *Rev El Boletín MAPA*, nº 28, noviembre 1995, pp. 25-31.

- García Fernández, R.: *Nivel de rentas y política agraria en Castilla y León*. Junta de Castilla y León. 1990.
- García Ferrando M. y Briz Escribano J.: "Cambios en la estructura agraria española durante el periodo censal 1962-1982". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº138, pp.13-43, 1986.
- García Ferrer A.: "Algunos problemas empíricos en las estimaciones de la distribución de rentas". *Estadística española*, nº89, pp.57-74, 1980.
- García García L.: "Política agraria y crisis". *Papeles de Economía Española*, nº 1, pp.228-241, 1980.
- Garrido L. y González J.J.: "La estimación de la ocupación y el paro agrarios". *Agricultura y Sociedad*, nº 54, pp.67-116, 1990.
- Gaviria M.: "La población activa agraria real en España". *Agricultura y Sociedad*, nº 1, pp.127-177, 1976.
- Gaviria M.: "Por una clarificación de la población activa agraria española". *Agricultura y Sociedad*, nº 3, pp.369-380, 1977.
- García de Blas A. y Ruesga Benito S.: "Empleo agrario y crisis económica". *Agricultura y Sociedad*, nº 19, pp.165-183, 1981.
- García de Blas A. y Ruesga Benito S.: "La economía irregular en el mercado de trabajo (algunas líneas de investigación)". *Información Comercial Española*, julio, 1992.
- García Álvarez-Coque J.M.: *Análisis de las políticas agrarias. Conflictos de intereses y política agraria*. Madrid, MAPA, Serie Estudios, 1991.
- García Álvarez-Coque J.M. y Arnalte Alegre E.: "Factores demográficos y económicos en la evolución de la población activa agraria durante el periodo de crisis económica". *Agricultura y Sociedad*, nº54, pp.155-192, 1991.
- Garrabou R.: "Salarios y proletarización en la agricultura catalana de mediados del siglo XIX". *Hacienda Pública Española*, nº 108-109, pp.343-360, 1987.
- Garrido L. y González J.: "La estimación de la ocupación y el paro agrario". *Agricultura y Sociedad*, nº 54, pp.67-116, 1985.
- Garrido Egido L.: "La tenencia de la tierra en la región del Duero y la ley de arrendamientos rústicos de 31 del 12 de 1980". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº129, pp.79-105, 1984.
- Gaudemar J-P: *L'ordre et la production. Naissance et formes de la discipline d'usine*. Paris, Dunod, 1982.
- Gaviria M.: "La población activa agraria real en España". *Agricultura y Sociedad*, nº1, pp.127-162, 1976.
- Giner S. y Salcedo J.: "Un vacío teórico: la explicación causal de la emigración". *Agricultura y Sociedad*, nº20, pp.113-125, 1981.
- González Temprano A.: "Penetración del capital en la agricultura española y modificaciones en la distribución de la propiedad (1959-1975)", en *Crecimiento económico y crisis estructural en España (1959-1980)*. Madrid, Akal, 1981.
- González J.J.: "El desempleo rural en Andalucía y Extremadura". *Agricultura y Sociedad*, nº 54, pp.229-266, 1985.
- González Regidor J.: "Agricultura y crecimiento económico: un artículo de síntesis". *Agricultura y Sociedad*, nº 34, pp.61-67, 1985.

- Gonzalez Regidor J.: "Agricultura y acumulación de capital en los demás sectores económicos". *Agricultura y Sociedad*, nº44, pp. 63-92, 1987.
- Gorz A. (sel): *Critica de la división del trabajo*. Barcelona. Laia. 1977.
- Granger. C.W.J.: "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification". *Journal of Economics*, 1981.
- Granger. C.W.J.: "Recientes generalizaciones de la cointegración y el análisis de las relaciones a largo plazo". *Cuadernos Económicos de ICE*, nº44, pp.43-52, 1990/1.
- Gutelman M.: *Estructura y Reforma Agraria*. Barcelona. Fontamara. 1981.
- Hamermesh D.S. y A. Rees: *Economía del trabajo y los salarios*. Madrid. Alianza Universidad. 1984.
- Hanushek E.A.: "Alternative Models Earning Determination and Labor Market Structure". *Journal Of Human Resources*, vto.XVI, nº2 pp. 238-259, 1981.
- Harvey Ph.: "The Value-Creating Capacity of Skilled Labor in Marxian Economics". *Review of Radical Political Economics*, vol 17, pp.83-102, 1985.
- Hawkins K.: *Unemployment*. London, Pinguin Books. 1982.
- Hicks J.R.: *La teoría de los salarios*. Barcelona. Labor, 1973.
- Hicks J.R.: *Clásicos y modernos. Ensayos sobre teoría económica*. México. Fondo de Cultura Económica. 1989.
- Hosbsbawn E.J.: *Los campesinos y la política*. Barcelona, Anagrama. 1976.
- Hyman R.: *Relaciones industriales. Una introducción marxista*. Madrid. Blume. 1981.
- Instituto Nacional de Estadística. *Contabilidad Regional de España. Serie Homogénea 1980 -1994 (base 1986)*.
- Instituto Nacional de Estadística. *Contabilidad Regional de España 1986-1994(base 1986)*.
- Instituto Nacional de Estadística. *Encuesta de Población activa*. varios años y serie homogénea.
- Jimeno J.F.: "La flexibilidad de los costes laborales nominales en la industria española (1978-1982)". *Investigaciones Económicas (2ª época)*, vol.XI, nº3, pp.483-496, 1987.
- Johnston B.F.: *Agricultura y transformación estructural. Políticas económicas para los países en desarrollo tardío*. México Fondo de Cultura Económica. 1980.
- Jones E.: "Industrial Structure and Labor Force Segmentation". *Review of Radical political Economics*, Vol 15, pp.24-44, 1983.
- Juan i Fenollar R.: *La formación de l agroindustria en España 1960-1970*. Madrid. MAPA Serie Estudios, 1978
- Kahn G.A.: "International Differences in Wages Behavior: Real, Nominal or Exaggerated?". *American Economic Review Papers and Proceeding*, vol.74, nº2, pp.155-159, may 1984.
- Killingsworth M.: *Labor Supply*. Cambridge. Cambridge University Press. 1983.
- King J.E.: *Economía del trabajo*. Barcelona. Vicens-Vives. 1974.

- Kolm S.Ch.: "Uniquial inequalities (I y II)". *Journal of Economic Theory*. nº 12, pp.416-442. y nº13. pp.82-111. 1976. Versión española en *Hacienda Pública Española*. nº 95. pp.318-350. 1985.
- Larrea Ereño S.: "La evolución del crédito a la agricultura española durante los últimos 25 años". *Situación*. nº4. pp. 5-29. 1986.
- Lasibille G.: "Educación y agricultura a tiempo parcial". *Cuadernos de Economía*. vol. 14. pp.467-490. 1986.
- Lasibille G.: "El papel del capital humano en la agricultura española". *Agricultura y Sociedad*. nº40. pp.37-65. 1986.
- Layard P. and Walters A.: *Microeconomic Theory*. New York. Mcgraw-Hill Book(UK). 1978.
- Lázaro Araujo L. y Gomez A.: " El régimen especial agrario de la Seguridad Social, su financiación." *Revista de Estudios Agro-Sociales*. nº138. pp.75-120. 1986
- Leal J. y otros: "Valoración de la fuerza de trabajo exportada por el sector agrario durante el período 1941-1970". en San Juan Mesonada C. (comp.) *La modernización de la agricultura española (1956-1986)*. Madrid, MAPA. 1989.
- Leal J. y otros: *La agricultura en el desarrollo capitalista español*. Madrid. Siglo XXI. 1975.
- Leigh D.: "Do Union Members Recieve Compensating Wage Differentials? note". *American Economic Review*. december. pp.1049-1055. 1981.
- López Blanco M. y Tió C.: "Gasto público en agricultura: eficiencia y equidad". *Revista de Estudios Agro-Sociales*. nº131. pp.187-210. 1985.
- López Zumiell J.: "Una medición de los desequilibrios en la infraestructura económica y social de las regiones españolas". *Información Comercial Española*. mayo. pp.79-89. 1980.
- Lostao J.: "El grado de intervención deseable del Estado en la investigación y el desarrollo tecnológico". *Revista de Estudios Agro-Sociales*. nº 95. pp.73-97. 1976.
- Mackinnon.W.: *Critical Values for Cointegration Test*. Working Paper University of California. San Diego, January 24. 1990.
- Malassis L.: "El papel de la agricultura en periodo de recesión económica e inflación". *Agricultura y Sociedad*. nº20. pp.95-111. 1981.
- Malo de Molina J.: "El deslizamiento de salarios y la política de rentas". *Información Comercial Española*. octubre. pp.117-122. 1983.
- Malo de Molina J.: *¿Rigidez o flexibilidad del mercado de trabajo?*. Madrid. Banco de España Serie Estudios nº 27. 1983.
- Malo de Molina J.: *Las series desagregadas de salarios*. Madrid. Banco de España Serie Estudios nº31. 1983.
- Malo de Molina J.: "El mercado de trabajo y los salarios en España". *Investigaciones Económicas*. nº 120. pp.5-32. 1983.
- Mangas Hernandez M. y Pampillón R.: "El sector agrario español y el comportamiento de los intermediarios financieros bancarios durante la década de los años setenta". *Agricultura y Sociedad*. nº34. pp.45-80. 1985.
- MAPA: *Anuario de Estadística Agraria*. Madrid. MAPA. varios años.
- MAPA: *Las Cuentas del Sector Agrario*. Madrid. MAPA. varios años.

- MAPA: *Red Contable Agraria Nacional. Resultados económicos*. Madrid, MAPA, varios años.
- McDonal I. and Solow R.: "Wage Bargaining and Employment". *American Economic Review*, december, pp.896-908. 1981.
- Meixide A.: "Factores explicativos de la estructura salarial industrial: una aproximación al caso español". *Investigaciones Económicas*, nº 22, pp.23-47. 1983.
- Mendras H.: *Sociétés paysannes*. Paris, Armand Colin Col.U. 1976.
- Mendras H.: *Sociétés paysannes. Elements pour une theorie de la paysannerie*. Paris, Armand Colin. 1976.
- Metcalf D.: *La economía de la agricultura*. Madrid, Alianza Univesidad. 1973.
- Mignon Ch.: *Campos y campesinos de la Andalucía Mediterránea*. Madrid, MAPA Serie Estudios. 1982.
- Millán Gómez J. "la medida de la productividad agraria". *Revista de Estudios Agro-sociales*, nº 142, octubre-diciembre 1987, pp.31-45.
- Molinero F.: *La tierra de Roa: la crisis de una comarca vitícola tradicional*. Valladolid, Universidad de Valladolid Dep. Geografía. 1978.
- Mollard A.: "La explotación del trabajo campesino". *Agricultura y Sociedad*, nº20, pp.51-64. 1981.
- Mollard A.: "Agricultura en crisis, agricultura y crisis". *Agricultura y Sociedad*, nº20, pp.143-194. 1981.
- Mollard A. y Mounier A.: "El estado : de la industrialización a la regresión de la agricultura. La política agrícola francesa 1945-1972.". *Agricultura y Sociedad*, nº20, pp.29-50. 1981.
- Mounier A.: "Crisis e industrias agrícolas y alimentarias. Hacia nuevas leyes de evolución de la agricultura". *Agricultura y Sociedad*, nº20, pp.225-264. 1981.
- Moyano E.: "Estado y agricultura en el capitalismo avanzado: la necesidad de interlocutores.". *Agricultura y Sociedad*, nº29, pp.9-37. 1983.
- Moyano E.: "Ideologías y sindicalismo agrario en la transición democrática española". *Agricultura y Sociedad*, nº31, pp.33-58. 1984.
- ◊ Moyano E.: "El sindicalismo democrático en la agricultura española". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 137, pp.505-535. 1986.
- Muller P.: "La ideología de la modernidad y las luchas campesinas". *Agricultura y Sociedad*, nº20, pp.299-315. 1981.
- Naranjo Olmedo A.: "Salario, productividad y precio en la agricultura española". *Revista de Estudios Sindicales*, nº 41, 1977.
- Naredo J.: "La agricultura española en el desarrollo económico". en Carballo R. y Alburquerque F. (Comps). *Crecimiento económico y crisis estructural en España (1959-1980)*. Madrid, Akal. 1981.
- Naredo J.: "Reflexiones con vistas a una mejora de las estadísticas agrarias". *Agricultura y Sociedad*, nº29, pp.239-254. 1983.
- Naredo J. y Sumpsi J.: "Evolución y características de los modelos disciplinarios del trabajo agrario en las zonas de gran propiedad". *Agricultura y Sociedad*, nº33, pp.45-86. 1984.
- Naredo J.: "Diez años de agricultura española". *Agricultura y Sociedad*, nº 46, pp.9-36. 1988.

Ortega Cantero N.: "El proceso de mecanización y adaptación tecnológica del espacio agrario español". *Agricultura y Sociedad*, nº 27, pp.81-152. 1989.

Orti A.: "Infortunio de Costa y ambigüedad del costismo: una reedición acritica de <Política Hidráulica>". *Agricultura y Sociedad*, nº1, pp.179-185. 1985.

Quantitative Micro Software. *MicroTSP User's Manual*. QMS. California. 1990.

Palacio Morena J.I.: "Relaciones laborales y tendencias organizativas de los trabajadores y empresarios". en J.L.García Delgado: *España Economía*. Madrid. Espasa Calpe. 1988.

Palacio Morena J.I.: "Distribución funcional y personal de la renta" en J.L.García Delgado: *Lecciones de economía española*. Madrid, Espasa Calpe. 1988.

Pancière y otros: *La división capitalista del trabajo*. Buenos Aires. Cuadernos de Pasado y Presente. 1974.

Paniagua Mazorra A. y López Jiménez J.: "El envejecimiento del empresario agrícola en España". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 150, pp.129-158. 1989.

Paricio J.: "Características de la dinámica de los salarios industriales". *Cuadernos de Economía*. vol.9, nº 25, 429-443. 1981.

Paricio J.: *La dinámica salarial en el periodo 1963-1976. Un análisis desagregado*. Madrid. Banco de España Serie Estudios nº 35. 1984.

Pena Trapero B.: "Sobre la población activa agraria". *Agricultura y Sociedad*. nº 3, pp. 355-367. 1977.

Peña M.: *Crisis rural y transformaciones recientes en Tierra de Campos*. Valladolid. Universidad de Valladolid. 1975.

Peña.D.: "Cointegración y reducción de dimensionalidad en series temporales multivariantes". *Cuadernos Económicos de ICE*. nº44. pp.109-126. 1990/1.

Pernet F.: "Devolver la cooperación a los agricultores". *Agricultura y Sociedad*. nº20, pp. 65-82. 1981.

Pernet F.: "Algunas cuestiones ejemplares a propósito del pastoralismo corso". *Agricultura y Sociedad*. nº20, pp.83-96. 1981.

Perez Blanco J.: "El retroceso de la población agraria. un proceso pendiente". *Papeles de Economía*, nº 8, pp.201-204. 1980.

Perez Díaz V.: *Pueblos y clases sociales en el campo español*. Madrid. Siglo XXI. 1974.

Perez Touriño E.: *Agricultura y capitalismo. Análisis de la pequeña producción campesina*. Madrid, MAPA Serie estudios. 1983.

Reder M.W.: " The Theory of Occupational Wage Differentials". *American Economic Review*. nº45, pp.833-853. 1955.

Rivera Pereira R.: "La equidad de la inversión pública. Aplicación a las grandes zonas regables". *Revista de Estudios Agro-Sociales*. nº 134, pp.39-81. 1986.

Rodríguez Alcaide J.: "Grado deseable de intervención del Estado en la agricultura y planificación regional". *Revista de Estudios Agro-Sociales*. nº 95, pp.41-59. 1976.

- Rodríguez Alcaide J.: "Industrialización y empleo en el medio rural". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº107, pp.130-150, 1979.
- Ruesga Benito S.: "La situación de la agricultura familiar", *Papeles de Economía Española*, nº16, pp.105-115, 1983.
- Ruiz Maya L.: "Evolución de las estructuras agrarias a través de los censos de 1962 y 1982". *Agricultura y Sociedad* nº 44, pp. 45-73, 1987.
- Ruiz Maya L.: "Evolución de la concentración de la tierra (1962-1982)". *Agricultura y Sociedad*, nº44, pp.93-135, 1987.
- Salter W.E.: *Productividad y cambio técnico*. Madrid, Ministerio de Trabajo y S.S. col Economía del Trabajo, 1986. Primera edición en inglés 1960.
- San Juan Mesonada C.: "Empleo y cambio técnico". *Agricultura y Sociedad*, nº 54, pp.15-44, 1985.
- San Juan Mesonada C.: " El capital real en la agricultura española". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 137, pp.447-464, 1986.
- San Juan Mesonada C.: "Dinámica de los precios en los alimentos". *Economistas*, nº 11, pp.66-68, diciembre 1984.
- San Juan Mesonada C.: *Eficacia y rentabilidad en la agricultura española*. Madrid, MAPA Serie Estudios, 1986.
- San Juan Mesonada C. (Comp.): *La modernización de la agricultura española (1956-1986)*. Madrid, MAPA Serie Estudios, 1989.
- San Juan Mesonada: "Capitalización y precio de los factores". en San Juan Mesonada C. (comp.): *La modernización de la agricultura española (1956-1986)*. Madrid, MAPA Serie Estudios, 1989.
- San Juan Mesonada C.: "Evolución intercensal de las explotaciones agrarias". *Agricultura y Sociedad*, nº 44, pp.137-169, 1987.
- Sanchez López A.: "La eventualidad, riesgo básico del trabajo en una economía subordinada: el caso del campo andaluz". *Sociología del Trabajo*, nº3/4, pp.97-128, 1980.
- Sanchez Molinero J.: *Competencia desigual y mercados de trabajo*. Madrid, Pirámide, 1980.
- Sanchez Molinero, J.: "Efectos económicos de los sindicatos". *Información Comercial Española*, septiembre, pp.105-114, 1979.
- Sanchez Trujillo A.: *Relaciones econométricas sobre precios y salarios en la economía española*. Madrid, Banco de España Servicio de Estudios Económicos Serie A, nº8, 1977.
- Sanchez Méndez L.: *Procesos de industrialización en zonas rurales*. Crónicas del SIAR-83.
- Sanz, R.: *Métodos de desagregación temporal de series económicas*. Madrid, Banco de España Servicio de Estudios Estudios Económicos Serie A, nº 22, 1981.
- Servolin C.: "Algunas reflexiones teóricas sobre el estudio de las organizaciones profesionales agrarias". *Agricultura y Sociedad*, nº31, pp.17-32, 1984.
- Scully G.W.: "Interstate Wage Differentials. A Cross Section Analysis". *American Economic Review*, diciembre, pp.757-773, 1969.

- Segura J.: "Cambio técnico en España, 1962-1970: un análisis provisional", en *Crecimiento económico y crisis estructural en España (1959-1980)*. Madrid. Akal. 1981.
- Segura J.: *Función de producción, macrodistribución y desarrollo*. Madrid. Tecnos. 1969.
- Sequeiros Tizón J.: "La ruptura de la homogeneidad campesina y la emergencia de nuevas identidades en Galicia". *Agricultura y Sociedad*, nº51, pp.135-150. 1989.
- Sevilla Guaman E.: *La evolución del campesinado en España*. Barcelona. Ed. Península. 1979.
- Sevilla Guaman E.: " El campesinado: elementos para su reconstrucción teórica en el pensamiento social". *Agricultura y Sociedad*, nº27. pp. 33-80. 1983.
- Schmitt G.: "El papel de las instituciones en la formulación de la política agraria: repercusiones sobre el sector agrario en una economía mundial en crisis". *Agricultura y Sociedad*, nº38-39, pp.69-90. 1986.
- Schultz Th.: *La crisis económica de la agricultura*. Madrid. Alianza Editorial. 1969.
- Shapiro C. and Stiglitz J.: "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device". *American Economic Review*, june. pp.433-444, 1984.
- Shanin Th.: "Definiendo al campesinado: conceptualizaciones y desconceptualizaciones". *Agricultura y Sociedad*, nº 11. pp. 9-52. 1979.
- Shanin Th.: *La clase incómoda. Sociología del campesinado en una sociedad en desarrollo (Rusia 1910-1925)*. Madrid. Alianza, 1983.
- Sims Ch.: "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*, vol. 48, nº 1. pp.1-33. 1980.
- Sims Ch.: "Policy Analysis with Econometric Models". *Bookings Papers on Economic Activity*, nº1. pp.107-164. 1982.
- Singer P.: *Economía política del trabajo*. México. Sigli XXI. 1980.
- Solow R. "Technical Change and the Aggregate Production Function". *Review of Economics and Statistics*, agosto de 1957
- Sumpsi Viñas J. y Varela Ortega C.: " La rentabilidad de la tierra: una nota". *Papeles de Economía Española*, nº 16, pp.183-188, 1980.
- Sumpsi Viñas J. y otros: "El mercado y los precios de la tierra". *Papeles de Economía Española*, nº 16, pp.169-182. 1980.
- Sumpsi Viñas J. y otros: " Nuevas perspectivas de la política agraria en España", en San Juan Mesonada C. (comp.): *La modernización de la agricultura española (1956-1986)*. Madrid. MAPA. 1989.
- Sumpsi Viñas J.: "La política agraria 1968-1982". en San Juan Mesonada C. (comp.): *La modernización de la agricultura española (1956-1986)*. Madrid. MAPA. 1989.
- Ramos J.: "Urbanización y mercado de trabajo. *Revista de la CEPAL*, nº24. pp.63-82. 1984.
- Stavenhagen R.: *Las clases sociales en las sociedades agrarias*. México. Siglo XXI. 1976.
- Tarrafeta Puyal L.: "Financiación de la agricultura española". en San Juan Mesonada C. (comp.): *La modernización de la agricultura española (1956-1986)*. Madrid, MAPA. 1989.
- Tepicht J.: *Marxisme et agriculture: le paysan polonais*. Paris. A.Colin. 1973.

- Toharia L.(comp.): *El mercado de trabajo: teorías y aplicaciones*. Madrid. Alianza Universidad, 1983.
- Tokman V.: "Estrategias de desarrollo y empleo en los años ochenta". *Rev de la CEPAL*, diciembre, pp.139-148. 1981.
- Tracy J.: "An Investigation into the Determinants of US Strike Activity". *America Economic Review*, june, pp.423-436. 1986.
- VVAA.: *La explotación agraria familiar*. Madrid. MAPA Serie Estudios. 1977.
- VVAA.: "Los problemas agrarios de los países capitalistas desarrollados. La renta absoluta y la renta diferencial", en *Economía Política del capitalismo monopolista contemporáneo*. Moscú. Ed. Progreso Tomo nº1. 1980.
- VVAA.: "La inversión extranjera en el sector de la alimentación". *Información Comercial Española*, julio, pp.71-74. 1980.
- Vicente Perdiz J. y Borge L.: *Cuantificación de la política regional*. Junta de Castilla y León. 1990.
- Vicente Perdiz J. y Borge L.: "Sector público y redistribución espacial de la renta en España". *Hacienda Pública Española*, nº 116, pp.37-52. 1990.
- Watcher M.L.: "Cyclical Variation in the Interindustry Wage Structure". *American Economic Review*, march, pp.75-84. 1979.
- Weitzman M.: "A Theory of Wage Dispersion and Job Market Segmentation". *The Quarterly Journal of Economics*, february, 121-137. 1989
- Wolf E.: *Las luchas campesinas del siglo XX*. México. Siglo XXI. 1979.
- Yellen J.: "Efficiency Wage Models of Unemployment". *EAC Papers and Proceedings Information and Macroeconomics*, Vol 7 nº2, pp.200-205.
- Zabalza Martí A.: "Concepto de estimación de la oferta de trabajo. Una recopilación analítica", en *El mercado de trabajo en España*. Madrid. Ministerio de Economía y Comercio. 1982.
- Zapatero Molinero S.: "El papel del Estado en el acondicionamiento del espacio rural". *Revista de Estudios Agro-Sociales*, nº 95, pp.175-190, 1976.
- Zubiaurre J.: "últimas contribuciones a la medición de desequilibrio salarial: su papel en la explicación del desempleo". *Cuadernos Aragoneses de Economía*, nº 11, pp.205-212. 1987.

# ANEXOS

# **ANEXO A**

CUADRO A.2.1  
RENTAS DEL TRABAJO AGRARIO  
(millones de pts. de 1973) (\*)

	65	67	69	71	73	75	77	79	81	83	85				
Alava	1647	1385	1476	2238	2133	1684	2200	1912	1965	2682	2084	2485	1838	2038	1100
Albacete	4487	8227	6408	7132	6482	5673	5619	6179	6166	8064	4708	4940	3229	3719	4482
Alicante	5734	5928	7620	9104	7475	6759	7463	8209	10311	8548	7920	6631	5511	5438	6599
Almería	2785	3572	3211	4022	3998	3216	3500	5595	8551	8884	11459	9321	9613	7778	9232
Ávila	3270	4085	3931	4276	4290	3659	4587	4030	3869	3921	3115	2489	2626	2659	2300
Badajoz	9917	15472	13677	13722	11953	12308	12543	13063	12427	11389	9109	7597	6758	3883	7299
Baleares	4152	4870	4791	5799	5553	5308	6765	6329	5856	4046	3581	3116	2168	2137	2067
Barcelona	6789	7388	10770	13599	11345	8339	8834	8568	9242	7270	6903	6988	4913	3895	4278
Burgos	8083	7012	4877	7241	8152	7637	8148	6942	6936	7589	7231	5265	1268	4294	3568
Cáceres	5896	7313	7107	7285	7203	7422	7764	7074	7324	6733	6055	5116	4787	3914	5745
Cádiz	4308	4442	5012	6993	5540	6299	7688	7769	7303	5806	8319	6038	7092	5825	8210
Castellón	4149	5873	7663	7358	7629	7121	9330	7024	7228	5669	6804	5144	3511	5025	2888
Ciudad Real	6740	7906	7857	8773	7847	7061	8541	8205	10642	9263	6315	8002	6398	6615	5197
Córdoba	8855	9292	9976	9331	10343	10798	10732	12949	12068	9657	9150	8421	6851	8089	9971
Coruña	8014	10552	9095	10945	10752	9489	9840	7710	8141	10849	10410	7897	5802	5983	5485
Cuenca	5374	7053	5078	7543	5430	5738	5073	5343	7215	5811	8638	6452	2590	2866	4258
Gerona	3149	3333	3708	5530	4784	4685	5442	4894	4790	4336	4635	4212	1909	2074	2181
Granada	5772	6372	7492	8724	8884	8505	9325	9209	10914	8580	7335	6190	6298	6014	5244
Guadalajara	2827	4127	2684	3682	3068	2636	3039	2754	2992	2818	2392	2067	893	1173	1928
Guipúzcoa	1443	1652	1713	2680	2483	1970	2395	1827	2142	2528	2576	1893	2029	1592	1031
Huelva	3488	3761	3513	4269	3684	3393	3453	3364	3693	3740	2935	2959	2232	2244	3140
Huesca	2948	3486	4598	5903	4958	4248	5718	5560	5428	5475	6072	5959	1605	2328	4484
Jaén	8387	9752	10527	11651	9292	9091	10200	11524	13302	12319	8185	7879	10233	12141	12509
León	6277	6870	5481	6042	8558	8633	9996	10233	9809	9619	7447	5565	5197	6846	5588
Lérida	4173	5876	8511	9428	9188	7848	11012	11587	13400	10103	9058	8368	6289	8484	6440
Logroño	4779	5159	4933	6660	7095	5495	5878	5222	5812	5203	4957	5148	3929	5212	3836
Lugo	7028	9233	8504	9377	7686	9409	9659	6463	6548	7274	6624	7190	6073	6650	5171
Madrid	4336	5748	6033	10618	9748	4999	6457	5122	5960	6010	4654	5221	2303	2681	2553
Málaga	4885	5044	5219	6837	5879	6225	6673	7064	7030	5330	6433	6358	6559	7332	7835
Murcia	4720	6873	8848	9563	9070	8790	9448	10001	10713	10259	10791	9891	8232	9621	11593
Navarra	6463	7283	7548	9488	9400	7243	8699	7089	8151	8298	7475	6488	4962	5968	4363
Orense	4152	4227	4584	5097	6387	4897	4910	4363	5584	5220	4107	3698	2711	3136	2431
Oviedo	7886	8805	7610	8715	9117	8033	9040	7680	8382	9497	8182	6775	5637	5655	4603
Palencia	4087	3522	2688	3841	4169	3621	3786	3391	3314	4565	5374	3386	822	3554	2484
Palmas La	4495	5903	5558	6168	6263	5101	5217	5572	5540	4007	3658	4094	2988	2365	2035
Pontevedra	4938	7392	7278	7539	8884	9024	8011	5630	7094	6802	6637	6009	5124	4798	4325
Salamanca	5197	5681	4356	6704	6049	5579	6023	5043	4708	4841	3957	3175	2378	4168	3432
S. C. Tenerife	4249	6336	5420	5815	5788	4905	5297	5950	5583	4937	4628	5107	4030	3362	3018
Santander	4121	5195	4713	5448	5521	5506	6108	5307	5456	5633	5422	4049	3935	3746	3145
Segovia	4131	5065	3169	4302	3307	3084	3302	3443	3708	4640	3345	2746	1954	2978	2608
Sevilla	10675	12313	14570	16283	16133	15138	15434	15019	15558	14084	11635	12482	8579	6940	13811
Soria	3356	3828	2040	3029	2920	2754	3228	2649	2923	3076	2832	1652	496	1048	1913
Tarragona	4854	6593	7648	7838	7607	6573	7137	6542	8086	8727	5700	5048	5483	4949	3983
Teruel	2588	3687	3164	3830	3975	2953	4884	3588	3974	4241	4578	2921	1144	882	1089
Toledo	7083	8301	8209	9477	8706	7839	10171	9553	11824	9188	7378	7327	6347	6194	5297
Valencia	13491	21947	25553	25870	25288	20616	21108	18878	21470	18480	16968	15256	15751	14828	12518
Valladolid	4875	5136	4865	6201	6348	6961	6050	7100	5967	7092	5977	4111	551	3515	3872
Vizcaya	2993	3254	3420	3792	4275	3484	3800	2893	3225	3894	2891	2502	1590	2014	1204
Zamora	4747	4475	4720	5598	5881	6271	5120	4059	4366	5106	4518	3803	2822	3293	3527
Zaragoza	5301	6788	7603	9556	8298	7533	9428	7707	9143	8472	8178	6129	4628	5852	5409
ESPAÑA	261543	320950	321703	381704	384973	330227	363985	343203	371541	348458	318204	281357	220644	237871	241051

(\*) Serie de precios tomada de Banco de Bilbao. Informe Anual.

FUENTE: Elaboración propia a partir de Banco de Bilbao. Renta Nacional de España y su distribución provincial. Varios años.

CUADRO A.2.2  
EMPLEO AGRARIO

	55	57	60	62	64	67	69	71	73	75	77	79	81	83	85
Alewa	19899	19296	18782	18828	18537	14795	14357	14495	13958	11428	7988	9995	11178	8684	8103
Albacete	92863	87957	79073	73270	66531	60394	57708	55095	49994	45015	43023	29100	25630	24008	27622
Alicante	120454	115824	102085	84684	81079	75114	73963	68274	63774	61047	55188	58037	45812	52521	46218
Almería	68413	64519	62778	62058	60228	56797	52704	56788	53620	55617	53643	53095	47101	41839	36834
Avila	75294	74459	73129	65690	60975	52075	49613	44336	36167	33840	28300	22675	19336	19147	20012
Badajoz	194655	180679	175520	154567	142591	123995	116641	113888	104254	98334	89895	72998	65290	52566	47141
Baleares	73016	73207	72729	68061	59103	52498	51138	47843	47207	40047	35972	38003	26903	26705	22838
Barcelona	80878	81802	77561	71234	65297	60003	58428	60797	66762	47995	36427	34041	31339	27331	26353
Burgos	86790	87953	89301	87352	78512	73386	70873	65045	54756	51860	44649	37618	28852	25982	24422
Cáceres	150991	148294	138327	115988	105942	98769	94583	87013	77937	71349	65902	49400	45662	38610	42163
Cádiz	90844	86220	81492	78240	77870	72857	73394	65942	53977	43524	36699	42219	42931	33816	29980
Castellón	98874	97233	93400	79432	73862	69567	68311	62250	58365	45119	38135	40365	35628	34007	32628
Ciudad Re	128994	123138	116320	102916	95690	88384	85339	72048	64398	56416	55806	47813	37121	32165	32546
Córdoba	185485	177223	164663	153529	145955	118551	112886	104619	94734	81219	80789	78300	69332	48780	45813
Coruña	211218	211019	211016	210652	203370	191392	186516	184005	178745	173670	148298	111017	70613	93412	111330
Cuenca	85302	75638	72355	69520	62246	57307	55454	50802	46159	41523	37254	33196	29205	24533	26334
Gerona	59960	52082	47433	46910	41929	38316	38950	38339	30415	35044	30578	28175	23780	21682	19842
Granada	175175	167163	156263	139797	129392	114690	110006	108167	101930	94177	89169	74644	64101	53336	46469
Guadalaja	51017	48969	47133	44838	38417	32696	30709	22837	19061	16228	13757	13199	8815	8526	8013
Guipúzcoa	21512	22208	22657	22637	20312	18336	17897	17076	15115	18035	19826	16880	12625	11045	8809
Huelva	58716	51670	48746	44558	41481	33134	32937	32730	32515	30695	27416	23645	20001	17566	14168
Huesca	54883	50828	50734	48375	45880	45333	46052	43485	40744	32915	29002	24393	23628	20775	21943
Jasñ	180120	178819	172611	152222	144232	116242	113007	104396	95323	81266	87240	61440	54218	54157	51720
León	146228	134613	135510	131302	118182	110255	109815	107383	102303	98601	98820	91752	82113	66809	61234
Lérida	81122	78890	78090	75077	68716	65113	66954	62702	52912	45766	38610	44791	40886	38126	38552
Logroño	52610	53290	53051	48150	43547	41338	39986	39492	36225	31343	22508	24700	20662	17886	16370
Lugo	144339	141215	143036	143444	134057	128242	130869	139535	143966	141480	129664	126683	102185	106331	105562
Madrid	71044	69903	67536	64475	59731	54431	50949	40463	32995	32325	34021	23800	24266	16993	16894
Málaga	140275	138733	128998	117335	108901	96588	91858	79755	72144	68953	57748	55628	45370	37258	33538
Murcia	149435	146590	133391	118311	110738	104715	93219	86788	83528	73707	76803	73668	58667	56820	54216
Navarra	86253	82042	73891	68219	62008	58488	55168	54287	48061	39528	34216	32095	26880	24332	23576
Orense	166369	159312	146532	141252	138403	134798	129964	136320	125432	127850	129820	118571	105332	96103	96739
Oviedo	150031	153791	138246	149751	149797	128021	122936	131757	128714	129276	115468	111400	89814	76551	77043
Palencia	50702	47900	46092	42199	40374	36003	35118	31430	25031	17995	16578	16798	12663	12456	11776
Palmas La	85111	78633	77764	72189	64236	59931	54869	43040	37038	30187	32178	36345	27455	29520	22538
Pontevedra	161130	162351	170819	157298	146552	150542	152309	141432	132293	136847	132112	125692	116061	110485	103904
Salamanca	84731	85715	84240	80083	75369	69567	64793	55945	48977	40423	36016	36461	33648	30762	27984
S.C.Teneri	103935	104843	102817	92329	91878	79125	71840	68407	60824	54771	46531	46813	44129	42567	34313
Santander	68216	69015	68263	67782	66624	59672	56666	58524	61317	58497	54840	53300	41583	35113	37330
Segovia	41433	39852	40903	38134	33975	31514	30584	28836	23174	18938	22307	22100	16880	15430	15283
Sevilla	180510	176648	161575	153694	151272	144602	138108	121865	121669	92962	88829	87894	73412	58882	61290
Soria	35601	33672	30117	30012	29213	21520	20679	20310	20208	14780	13101	11016	9538	8915	9676
Taragona	86277	82700	77376	74619	67979	61804	61890	61102	59532	49247	39628	42823	37591	32421	31369
Teruel	65373	61608	58474	53753	48798	41718	38403	35024	30478	26502	22305	21496	18624	17241	17184
Toledo	133080	130338	117198	102916	94492	83687	80903	77846	69657	58245	50160	50184	37140	36362	36281
Valencia	280995	264781	251594	223615	214803	195450	177771	162159	127910	114449	99688	108978	76483	76569	75127
Valladolid	64348	58642	54622	52423	48226	44850	40440	35822	31574	28152	20584	18509	15910	15101	16148
Vizcaya	41928	42697	44346	45311	41255	32962	30508	25644	19550	22410	18396	15649	14830	12626	12674
Zamora	85578	82304	78083	74823	70819	67725	67281	66418	61216	57626	51989	40983	33510	31798	29810
Zaragoza	111582	114683	113173	100724	86938	79665	77398	73934	60961	54818	48600	46068	41334	36850	34136
ESPAÑA	5231064	5064739	4847465	4510776	4226102	3847157	3700222	3505180	3217819	2938856	2680906	2508444	2093189	1913523	1853285

FUENTE: Elaboración propia a partir de Banco de Bilbao. Renta Nacional de España y su distribución provincial. Varios años.

**CUADRO A.2.3**  
**RENTAS POR TRABAJADOR AGRARIO**  
(millones de pts. de 1973) (\*)

	55	57	60	62	64	67	69	71	73	75	77	79	81	83	85
Alava	77728	72309	78538	133033	128968	112450	153255	131896	140779	234703	280989	248577	184435	235245	135681
Albacete	48104	70798	68389	97345	97129	93928	97386	112147	123335	134701	109439	169757	125997	154912	182247
Alicante	47600	51188	74843	107249	92199	89977	100898	120235	181680	139994	143511	118324	120299	103548	142783
Almería	41942	55388	51155	84812	68385	57843	68409	100298	159474	155788	213618	175582	204085	185900	250848
Ávila	43428	54592	63759	65093	70353	70289	92458	90901	106978	115868	110072	109784	135798	154521	114945
Badajoz	50948	85832	77923	88778	83825	99293	107534	114899	119199	115917	101335	104077	103504	73884	154842
Baleares	56868	68527	65874	87784	93655	101111	132293	132276	126168	101027	99559	82054	80588	80039	90498
Barcelona	84148	90296	138853	160771	173787	138981	151189	140972	138391	151489	189508	205281	158758	142510	182260
Burgos	70089	79722	52373	82890	103825	104087	114983	106727	126708	148337	181954	139970	43894	165258	146003
Cáceres	39128	49988	52131	62808	67987	75132	82102	81294	93973	94370	91888	103558	104400	101373	138258
Cádiz	47421	51525	61501	78802	71141	88481	103524	117821	135298	133408	209720	143021	165191	172270	304312
Castellón	41980	60409	80974	92828	103284	102399	138563	112838	123807	132294	152202	127432	98534	147773	88500
Ciudad Real	52254	64201	87551	85241	82000	79887	100088	113887	185254	155903	113584	187357	172344	205858	159873
Córdoba	47735	52431	60586	60778	70863	91083	95070	123778	127705	118901	113256	107548	98818	165826	217841
Coruña	37941	50003	43101	51967	52889	49578	52758	41902	45545	62508	70198	69330	82287	63837	49269
Cuenca	62966	93248	70187	108502	87239	100124	91485	105173	156308	139941	229179	184385	88885	118831	181877
Gerona	52515	64002	78170	117881	114326	121756	139717	127643	157488	123738	151570	148477	80289	94780	109907
Granada	32948	38117	47943	62405	66883	74158	84784	85138	107073	91107	82228	82932	98213	112747	112853
Guadalajara	55413	84275	56947	82121	79885	80608	98951	120577	156970	181319	171713	158829	101310	137582	240668
Gulpuzco	67074	74391	75588	118388	122241	107459	135335	107010	141714	140158	129940	112165	160724	144116	117058
Huelva	59403	72790	72069	95815	88805	102390	104838	102768	113578	121839	107051	125122	111597	127759	221855
Huesca	53716	68192	90594	122023	109031	93681	124189	127889	133222	168322	209353	244288	67923	112080	204326
J León	48451	54598	60989	76541	64422	77947	90282	110389	139547	141275	100684	90312	166560	223931	230974
León	42925	51037	40298	61248	72420	78297	91191	95295	95882	97558	78918	80652	63293	99471	91254
Lérida	51441	73813	83374	125581	133702	117425	164478	184794	253251	220784	234590	186775	153824	222518	187042
Logroño	90830	96815	92995	138319	182920	132924	147013	132235	154921	165988	220238	208354	190132	291380	234312
Lugo	48689	65383	59451	65374	57331	73368	73805	48315	45499	51415	51087	58758	59430	62543	48984
Madrid	81028	82204	89334	184686	183200	91832	128738	128584	180633	185935	139794	219353	94895	157794	151105
Málaga	33400	38891	40454	58268	53983	64451	72843	88571	97444	77304	111396	114269	144568	198799	233605
Murcia	31584	45519	66331	80829	81908	83939	101348	115237	128256	139192	140864	134285	140323	169925	213822
Navarra	74818	88774	102128	139079	151587	121796	157880	130591	169597	209924	218473	202165	184600	245179	185067
Oronse	24958	28534	31285	36085	48008	36257	37781	32151	44518	40831	31638	31187	25735	31970	25134
Oviedo	52561	57255	55050	58198	60885	82744	73535	58289	84966	73488	70858	60817	62787	73887	59742
Palencia	80599	73531	58285	91023	103249	100588	107805	107900	132396	253663	324156	201543	84900	285361	210973
Palmas La	52811	75088	71475	85439	97504	85110	95426	129472	149578	132818	113700	112651	108839	80105	90279
Pontevedra	30644	45533	42656	47926	59407	59941	52597	39810	53623	49705	50239	47808	44147	43433	41824
Salamanca	61338	66283	51713	83718	80282	80200	92965	90151	96127	119781	109857	87082	70658	135488	122642
S. C. Teneri	40883	60436	52822	62977	62995	61993	73733	86988	91789	90142	99484	109088	91329	78990	87962
Santander	60413	75269	69016	80377	82868	91999	107406	90677	88980	96302	99237	75989	94633	106694	84244
Segovia	99715	127093	77487	112824	97331	97217	107981	119408	180007	245013	149958	124268	115747	193009	170497
Sevilla	59137	69702	90175	105941	106648	104686	111751	123248	127872	151506	130984	142016	116862	117859	222078
Soria	94278	113624	67748	100916	111412	127977	158854	130408	144648	208128	216204	149862	52033	117341	197749
Taragona	53942	79721	98848	102360	114842	106358	115313	107071	135828	136803	143845	117890	145862	152840	126348
Teruel	39592	59851	54108	71252	81466	70775	134184	102483	130389	180024	205255	135867	81445	51174	63397
Toledo	53224	63687	70044	92083	92139	93685	125722	123035	168875	157743	147097	146008	170901	170356	138385
Valencia	48013	82893	101566	115689	117836	105481	118736	118417	167852	181468	170193	139993	205947	193650	166625
Valladolid	75767	87577	89060	118288	131640	132920	149598	198209	188985	271199	290668	222129	34815	232752	239792
Vizcaya	71386	78204	77130	83699	103615	106082	124548	112795	164982	173775	157127	157842	107200	159507	94967
Zamora	55476	54371	60445	74790	83038	92597	78101	61116	71321	88813	86898	92787	84225	103550	118307
Zaragoza	47508	59188	67183	94878	93187	94593	121814	104376	149981	154539	169232	133032	111968	158808	158444
ESPAÑA	49998	63369	68365	84821	86382	85837	98368	97914	115471	117888	118693	112164	105411	124311	130067

FUENTE: Elaboración propia a partir de los cuadros A.2.1 y A.2.2.

CUADRO A.3.1  
 RENTAS DEL TRABAJO POR CUENTA AJENA  
 (millones de pts. de 1973) (\*)

	55	57	60	62	64	67	69	71	73	75	77	79	81	83	85
Alava	104	121	133	166	184	190	138	123	108	117	128	89	71	55	75
Albacete	1346	1531	1780	1726	1758	1988	2311	2405	2340	2578	2050	1877	1458	1171	1197
Alicante	1782	2684	3582	3609	3693	3648	3888	3901	4092	3248	3785	3112	2944	2612	3165
Almería	480	728	971	974	1335	1204	1427	1827	1954	2327	1629	1483	1701	1798	1598
Avila	618	755	962	1121	1197	1004	1065	1128	988	993	812	811	658	572	623
Badajoz	2879	3726	4675	4788	4888	4809	5023	4889	4960	4837	3001	3017	3374	1881	1829
Baleares	810	850	1100	1124	1284	1367	1715	1864	1859	1817	1620	1455	791	510	470
Barcelona	606	702	1126	1294	2040	1856	1848	1998	2282	2183	1474	1133	954	835	972
Burgos	329	372	470	563	629	631	605	562	499	475	462	378	178	222	315
Cáceres	1647	2484	2259	2260	3140	3327	3272	2995	2684	2871	2010	2094	2049	1707	1641
Cádiz	1779	2108	2185	2430	2659	3119	3336	3432	2911	2943	3442	3170	3077	2324	1515
Castellón	948	1009	1178	1285	1621	1914	1977	2037	2087	2027	2092	1672	1304	1227	1684
Ciudad Real	2087	2519	3124	3208	3299	2968	3000	3135	2771	3010	2108	2505	1965	1657	1389
Córdoba	4138	4578	4481	4322	5068	5885	6087	6199	5869	4684	4782	6013	4838	4073	3171
Coruña	325	422	537	618	634	539	428	411	381	380	427	219	192	190	218
Cuenca	945	1139	1223	1243	1197	1407	1428	1391	1414	1599	1139	1205	921	765	779
Gerona	183	313	506	603	655	536	526	572	645	965	492	475	379	318	378
Granada	1851	2342	3164	3369	4392	4640	5320	5704	5755	4757	4208	3810	3235	2530	1950
Guadalajara	308	333	295	417	453	398	352	342	290	313	274	210	161	156	194
Gipúzcoa	17	24	52	85	85	71	61	75	60	67	122	67	57	59	97
Huelva	1242	1298	1330	1408	1547	1667	1802	2062	1965	1918	1592	2044	1358	1077	768
Huesca	256	398	532	547	566	585	573	528	544	568	681	559	319	303	362
Jaén	3509	4401	4549	4918	5295	5483	5890	6326	6391	6243	3716	4534	3670	3930	3462
León	381	440	439	583	513	436	395	373	416	330	405	183	149	143	161
Lérida	415	598	696	934	922	791	920	1010	1046	1064	1045	727	478	432	485
Logroño	280	416	493	501	473	483	507	459	410	457	425	293	223	208	216
Lugo	339	348	306	313	313	264	249	260	339	242	261	150	125	122	258
Madrid	1111	1009	1428	1656	1498	1258	1238	1191	1309	1316	1182	856	630	605	652
Málaga	2131	2351	2777	2687	3148	3559	3837	4320	4355	3298	3442	3204	3230	2915	2248
Murcia	1851	2658	3572	3519	3691	4081	4283	5010	5435	5188	4042	4567	3754	3202	3095
Navarra	48	858	1280	1385	1417	1490	1427	1292	1194	1263	1100	987	783	740	644
Orense	232	292	268	289	280	241	246	271	287	256	249	118	95	94	125
Oviedo	201	481	449	484	447	400	407	408	421	485	666	397	269	262	319
Palencia	574	602	549	592	568	470	475	454	392	397	352	288	168	181	233
Palmas La	1574	1663	1401	1386	1498	1634	1753	1783	1563	1620	1356	1254	1140	961	981
Pontevedra	550	549	542	578	621	616	593	611	634	538	482	246	220	212	319
Salamanca	865	973	898	1124	1104	911	1041	949	824	903	794	807	548	471	484
S.C. Teneri	1242	1277	1147	1278	1341	1290	1496	1763	1849	1820	1418	1284	1189	1159	1084
Santander	183	236	287	327	350	319	344	316	295	338	373	241	189	162	257
Segovia	211	233	297	360	341	327	354	326	297	306	289	239	153	140	155
Sevilla	3958	4404	6264	6788	7000	7266	7369	7239	7281	7351	5829	6865	5278	4284	3811
Soria	159	186	185	212	242	221	225	234	216	239	242	193	93	119	197
Taragona	758	885	1340	1371	1687	1582	1957	2122	2272	2502	2173	1725	1494	946	1362
Taruel	215	292	283	305	271	244	235	233	206	234	279	179	148	139	129
Toledo	2394	2728	2881	3203	3697	3323	3475	3621	3571	3548	2636	2759	2115	1962	1546
Valencia	3412	4507	5738	5883	6557	6881	7355	8022	8268	9132	8199	7755	6352	5736	5857
Valladolid	972	953	1335	1360	1235	1156	1127	1099	1129	1105	932	775	242	539	587
Vizcaya	38	62	131	159	161	144	140	149	124	190	291	167	128	112	152
Zamora	487	481	477	642	640	533	551	508	443	428	494	333	195	187	201
Zaragoza	1190	1372	1378	1408	1811	2089	2239	2312	2246	2170	1720	1524	1140	978	824
ESPAÑA	53920	65758	76983	81353	90216	91154	98109	100335	100687	97636	82816	79945	66373	56782	54170

(\*) Serie de precios tomada de Banco de Bilbao. Informe Anual.

FUENTE: Elaboración propia a partir de Banco de Bilbao, Renta Nacional de España y su distribución provincial. Varios años.

CUADRO A.3.2  
EMPLEO POR CUENTA AJENA

	55	57	60	62	64	67	69	71	73	75	77	79	81	83	85
Alava	2791	2713	2828	2549	2433	2013	1313	1027	1038	838	814	609	680	528	539
Albacete	45309	29907	36508	30018	29294	27966	26315	28880	26136	23315	21005	18524	17046	13985	16295
Alicante	63868	62909	63240	57302	56631	52470	51513	41105	35759	33461	29955	28428	31113	32887	30320
Almería	22581	22018	21460	20570	20080	19108	18546	21452	21605	21538	18182	17863	18195	17512	16428
Avila	22076	20444	20009	13284	13125	12148	11970	11800	10749	9165	8719	6378	6724	5996	6770
Badajoz	99920	99279	93110	79269	79266	68829	66715	63583	58490	53468	40399	40481	41959	32815	27315
Baleares	21485	21087	19615	15783	15458	15200	14929	16683	15744	13540	12009	12096	7543	4965	3999
Barcelona	15635	16784	17331	17180	17059	16960	15713	16501	16927	14881	10968	8132	8530	7826	6874
Burgos	9259	8640	7891	7284	7220	7015	6563	5908	5338	4338	3547	2585	2800	2781	3404
Cáceres	71415	71084	67889	52779	51680	45818	42960	38192	32023	29552	25488	23780	23482	20015	22728
Cádiz	55121	53620	49982	48760	48030	45115	48455	44812	36608	34313	34043	32582	35822	25883	19715
Castellón	28394	27022	25380	23940	23100	22285	22199	22235	20345	17215	15980	14944	14253	12880	16562
Ciudad Real	70223	69780	61963	48815	43406	41500	39375	37101	31152	29482	26286	24717	23560	18881	18715
Córdoba	119182	121247	114842	105870	105201	84239	80415	77301	70540	65028	62731	63518	59902	38815	37076
Coruña	24710	23168	18578	10484	9871	8813	6031	5705	4312	3560	2688	2147	2433	2453	2214
Cuenca	34997	31815	29923	25500	19897	18120	17758	12999	13878	14815	11950	10953	10893	9021	9444
Girona	8190	7902	6315	6005	5620	5215	4932	5005	4889	6580	4384	3978	3521	3021	3035
Granada	87011	86653	81413	76330	75870	63818	62030	65218	63215	56315	49180	43781	42301	31920	26436
Guadaleja	9427	8688	7633	6280	6195	5001	4398	4104	3138	2715	2204	1690	1859	1840	2005
Guipuzcoa	1003	908	852	854	780	749	599	568	542	530	608	476	533	592	662
Huelva	38177	35270	30946	30486	30245	25030	25024	25709	23621	20670	22098	19112	16841	13528	10342
Huesca	10214	9036	7950	7031	6580	6293	6031	5674	5471	4980	4402	4737	3408	3306	3375
Jasón	94949	93261	94400	98304	97887	80163	78833	75813	68884	62133	54936	64715	49889	44627	45967
León	13913	12534	9110	6210	5889	5011	4216	4070	4513	3042	1870	1326	1460	1431	1535
Lérida	9406	9015	8766	8690	8556	7813	8639	9078	8582	7638	6328	6662	4660	4516	4225
Logroño	9580	9480	8038	6018	5419	5415	4934	4312	3801	3523	2712	2444	2263	2015	2125
Lugo	11293	10900	10216	8031	8048	5300	4100	3915	3790	2271	1860	1620	1616	1616	2407
Madrid	27015	26885	24031	20384	19289	16562	15090	14255	13883	11415	9151	7808	7159	7033	7033
Málaga	80198	79515	78959	67343	67018	62312	58315	47515	43780	42738	42963	41302	38742	30515	27529
Murcia	66398	65290	60518	59015	60072	58775	51917	53710	52297	50584	45718	44188	40810	35581	33424
Navarra	26038	22065	20030	18331	17401	17168	13368	12537	10881	10315	8884	7114	7443	7210	5478
Orense	8339	8300	8013	5818	5273	5080	3951	3513	3339	2472	1528	1144	1251	1268	1270
Oviedo	6218	5590	5028	4758	4729	4813	3821	3972	4005	4066	3711	2876	2730	2715	2787
Palencia	11071	10087	9625	7178	6896	5580	5237	5287	4388	3872	2812	1985	2250	2179	2243
Palmas La	41300	34020	32474	27831	27339	24615	21139	20651	18338	15241	15180	12571	13985	12060	13641
Pontevedra	18400	17031	15280	10331	9260	8315	6838	7031	6965	6028	3904	2378	2760	2738	3238
Salamanca	26418	25975	24025	21883	17505	15883	11787	11311	9378	8441	7321	6312	6420	5823	5129
S.C.Teneri	41515	40115	37212	29800	33300	27413	19821	20704	19331	17143	15642	13716	15413	15331	15188
Santander	7915	7800	7300	6982	6405	5701	3443	3224	2778	2701	2294	1742	1834	1612	2239
Segovia	6813	6437	5818	5294	4480	4130	4075	3628	3213	2815	2290	2110	1833	1532	1455
Sevilla	132087	130427	116480	107882	106062	100671	96012	94115	97084	80554	71862	73889	63078	48429	50818
Soria	4141	3441	2733	2730	2779	2768	2614	2591	2416	2223	1819	1301	1555	1541	1981
Tarragona	23877	19017	18866	18083	17584	16292	18500	19074	18126	17584	16492	14860	13509	8751	11900
Teruel	7805	7716	7448	5812	5167	4139	2836	2724	2215	1988	1578	1148	1350	1296	1197
Toledo	78263	76228	64180	51416	50420	43801	42930	42546	38849	33662	26913	24827	24058	22815	20699
Valencia	105325	106800	90273	87400	86213	85200	84928	86258	79336	75430	64943	68103	63308	58444	58675
Valladolid	28515	25421	23411	18704	17823	15630	12226	12006	12108	9855	7349	5991	6380	6030	6035
Vizcaya	1820	1577	1531	1590	1538	1481	943	1114	1140	1518	1670	1158	1184	1062	1227
Zamora	13843	13184	12253	8412	7986	6410	6181	6091	4973	4010	3259	2778	2081	2030	2246
Zaragoza	40367	39031	38362	29883	25861	23279	22899	22431	20318	17850	13250	10468	10551	9330	8289
ESPAÑA	1799620	1738992	1614156	1430246	1390816	1253234	1180968	1145094	1059129	960289	845603	807028	760392	640270	624217

FUENTE: Elaboración propia a partir de Banco de Bilbao, Renta Nacional de España y su distribución provincial, varios años.

CUADRO A.3.3  
 RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA AJENA  
 (millones de pts. de 1973) (\*)

	65	67	69	62	64	67	69	71	73	75	77	79	81	83	85
Alava	37193	44579	50615	64952	75508	79483	105195	119950	102119	124496	156817	145852	107065	104362	139606
Albacete	29708	61191	48211	57508	59998	71018	87812	83261	89532	110508	97593	101345	85537	83709	73451
Alicante	27888	42342	56841	62987	85215	69488	71561	94902	114433	97056	128342	108487	94629	79483	104375
Almería	20368	32958	45270	47327	68495	63034	76933	65181	90442	108061	89702	83004	105023	102674	97246
Avila	27900	36638	48078	84418	91198	82684	88966	95595	91729	108304	93108	127263	87525	95440	92005
Badajoz	28812	37527	50205	60403	61845	69667	75298	76914	84844	90459	74327	74523	80404	50605	68858
Baleares	37668	40288	50067	71192	83080	89961	114809	117852	118077	134228	126545	120261	104907	102648	117490
Barcelona	38730	41829	64964	76297	119572	109451	117614	121058	134814	146717	136174	139355	111818	109453	141355
Burgos	35503	43019	59601	77281	87000	89668	91899	95057	93481	109553	130154	145332	81528	80374	92428
Cáceres	23063	34941	33274	42829	60761	72622	78131	82758	83815	97139	78844	88039	87221	85303	72222
Cádiz	32266	39280	43721	49845	55245	69124	71804	76938	79518	85772	101107	97282	86371	89804	76857
Castellón	33391	37334	48420	52836	65937	85668	89036	91632	102580	117723	130609	105161	91516	95450	100479
Ciudad Real	29713	36102	50393	65707	78009	71468	76190	84506	88951	102083	80136	101329	83396	87780	74227
Córdoba	34723	37759	38911	40826	58728	69629	75695	80197	83201	72037	76231	94673	80766	105475	85518
Coruña	13163	18207	28895	50069	64276	61189	70996	71977	88358	106713	147798	101902	79107	77355	98523
Cuenca	26992	36016	45948	48738	60158	77671	80424	107032	101888	109436	95293	109978	84583	84851	82471
García	22392	39570	80117	100358	116602	102837	108700	114378	131829	146584	112325	140718	107763	105394	123792
Granada	21276	27029	38862	44133	57889	72707	85772	87462	91039	84488	85565	87032	78465	79254	73787
Guadalajara	32668	37096	38587	66436	73067	73171	80068	83282	92418	115425	124304	124073	86819	84631	96895
Guipúzcoa	17249	26047	61334	100811	109268	94941	106808	132295	110701	126902	201483	141484	107814	105297	148832
Huelva	34337	36800	42983	46198	51160	66587	72030	80190	83189	91900	72058	106970	81489	79642	74232
Huesca	25069	44072	66927	77894	86062	92990	95043	93017	99433	114130	164732	117993	93668	91574	107124
Jaca	36963	47192	48185	50032	54208	68398	74709	83443	91478	100481	67641	70062	77889	88066	75313
León	27357	35067	48238	63848	87155	88920	89897	91692	92178	108605	216366	138366	102260	99787	104733
Lérida	44145	66096	79213	107454	107801	101256	106481	111221	121883	139246	165204	109123	97987	95667	114865
Logroño	29256	43967	57624	83267	87375	89190	102737	106433	107866	129652	156832	120054	98414	103320	101483
Lugo	30027	31934	29993	39032	51670	49755	60639	68325	90160	106748	140512	106780	77224	75361	107395
Madrid	41115	37415	59405	81222	77568	75852	82013	83537	94288	115316	129181	112540	87951	86001	92668
Málaga	26578	29587	36081	39893	46970	57108	65798	90920	99475	77165	80115	77580	83383	95518	81648
Murcia	27881	43780	59031	59625	81448	69442	82500	93272	103926	102597	88420	103354	91999	90036	92606
Navarra	1860	38904	63918	76108	81413	86811	106732	103077	109935	122455	123664	136675	105134	102684	117486
Orense	27801	35185	33497	51474	53158	47536	62226	77009	85954	103450	163000	103100	76046	74400	98565
Oviedo	32276	68015	89288	97431	94517	86711	112527	102773	105119	119245	179601	138095	98499	96348	114351
Palencia	51883	59658	57007	82420	82118	84163	90727	85891	89335	108087	125059	144330	74787	83048	104038
Palmas La	38121	45956	43155	49812	54797	66385	82916	85085	95667	108299	89308	99761	81493	79648	71907
Pontevedra	26901	32216	35443	55984	67086	74119	86654	86917	91027	107013	123421	103485	79587	77604	98424
Salamanca	32745	37476	37372	51394	63077	57364	88505	83925	87884	106999	108475	127804	85398	83697	80443
S.C. Tenerife	26922	31841	30831	42817	40268	46693	76238	86166	95849	106148	90670	93616	77171	75590	71450
Santander	23170	30255	39371	46793	54704	55671	99890	98147	108192	125053	162535	138132	102845	100687	114899
Segovia	30981	36203	52850	67998	76096	79275	88771	89930	92437	108699	129245	113178	83815	91389	106476
Sevilla	29969	33787	53784	62737	65999	72197	76749	76918	74997	91256	81120	92904	83637	88452	75002
Soria	38437	54008	67791	77827	87234	79747	86128	90428	89404	107723	132862	148300	80118	77499	96565
Tarragona	31737	48535	71010	75809	94891	97117	106794	111250	125345	142280	131734	116069	110599	108098	114475
Teruel	27487	37848	37961	52415	52416	59059	82795	85570	93002	117482	178493	156331	109370	106873	107386
Toledo	30595	35758	44893	62298	73323	75865	80949	85103	91920	105413	97935	111144	87932	85979	74700
Valencia	32393	41504	63544	67311	76054	80769	86602	90890	116820	121060	126246	113872	100330	98148	99817
Valladolid	36671	37481	57021	72702	70070	73932	92166	91540	93244	112121	126805	129426	38044	89355	93881
Vizcaya	23495	39281	85331	99993	104672	98360	147935	127928	108772	125296	185105	144293	107751	105387	124241
Zamora	33745	38470	36965	76365	80159	83203	89181	83476	89081	106349	151564	119903	93941	91889	89315
Zaragoza	29487	35143	35912	47130	70013	89733	97775	103054	110542	121566	129810	145606	108042	104860	99431
ESPAÑA	29962	37814	47693	66881	64865	72735	81362	87621	95047	101674	97701	96061	87287	88653	86780

FUENTE: Elaboración propia a partir de los cuadros A.3.1 y A.3.2.

**CUADRO A.3.5**  
**RETRIBUCION DEL CAPATAZ**  
(Pesetas por día)

Regiones	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	Regiones
Andal. Oc.	791	927	1104	1303	1342	1433	1625	1794	1737	Andal. Oc.
Andal. Or.	642	794	932	1025	1126	1217	1432	1689	1816	Andal. Or.
León	895	1105	1246	1456	1599	1716	2004	2213	2318	Duero
Levante	786	1040	1263	1466	1610	1681	1925	2033	2382	Levante
C.N. y Alb.	836	1050	1260	1274	1511	1566	1630	1796	1938	Centro
Logr.-Navar.	919	1185	1490	1659	1774	1832	1839	1873	2266	Ebro
Catal-Balea.	1065	1106	1301	1714	2011	2190	2384	2587	2468	Nordeste
Extremadura	726	853	968	1182	1295	1453	1562	1736	1904	Extremadura
Galicia	778	926	1084	1352	1817	2136	2368	2541	2717	Galicia
Astur.-Sant.	1087	1491	1579	1882	2017	1850	2100	n.d.	3059	Norte
Canarias	749	821	883	1035	1313	1467	1881	2504	2399	Canarias
España	787	932	1090	1270	1404	1507	1724	1963	1997	España

FUENTE. Elaboración propia a partir del Archivo de la Sección de Análisis Sectorial del MAPA.

CUADRO A.3.6  
RETRIBUCION DEL PEON FIJO  
(Pesetas por día)

Regiones	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	Regiones
Andal. Oo.	74	77	92	108	116	132	116	172	193	220	286	328	462	631	769	910	1022	1100	1209	1291	1443	1451	Andal. Oo.
Andal. Or.	89	91	102	114	125	137	157	179	206	238	321	378	424	502	688	827	979	1080	1179	1273	1473	1587	Andal. Or.
Cast. Viej.	91	120	128	144	157	173	191	209	229	247	326	396	490	660	847	974	1101	1241	1369	1535	1733	1829	Duero
León	91	111	129	138	165	195	210	213	236	282	382	426	537	667	815	923	1065	1228	1285	1701	1895	2212	Levante
Levante	107	122	135	143	155	168	185	203	237	282	382	426	537	667	815	923	1065	1228	1285	1701	1895	2212	Levante
C.N. y Alb.	85	89	109	123	131	150	166	176	259	246	354	420	504	641	779	930	1073	1157	1243	1359	1448	1571	Centro
Aragón	113	124	134	172	173	202	176	218	229	282	392	490	588	771	909	1104	1202	1399	1675	1713	1822	1986	Ebro
Logr-Navar.	100	109	114	127	127	165	199	201	238	282	392	490	588	771	909	1104	1202	1399	1675	1713	1822	1986	Ebro
Catal-Balea.	120	146	168	177	190	191	221	249	293	360	463	501	569	773	888	1023	1206	1567	1718	1962	1976	2364	Nordeste
Extremadura	74	83	86	110	118	134	144	156	189	226	286	327	427	586	766	813	952	1073	1142	1230	1293	1469	Extremadura
Galicia	70	91	100	122	127	141	159	164	193	228	339	388	424	570	713	812	1087	1193	1419	1530	1630	1732	Galicia
Vascongadas	115	124	140	154	150	150	275	325	350	317	383	452	597	728	976	1040	1272	1400	1521	1619	1807	1999	Norte
Astur.-Sant.	101	132	145	145	164	139	189	224	242	253	293	320	381	511	652	775	924	1023	1124	1515	1833	1868	Canarias
Canarias	76	71	86	107	113	140	275	235	350	253	293	320	381	511	652	775	924	1023	1124	1515	1833	1868	Canarias
España	88	98	112	126	137	153	174	188	214	251	336	393	483	650	803	933	1077	1235	1352	1518	1614	1792	España

FUENTE. Elaboración propia a partir del Archivo de la Sección de Análisis Sectorial del MAPA.

**CUADRO A.3.7**  
**RETRIBUCION DEL PEON EVENTUAL**  
(Pasetas por día)

Regiones	1984	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	Regiones
Andal. Oc.	87	86	89	116	128	144	178	198	229	269	341	406	602	814	1086	1176	1267	1423	1600	1663	1817	2036	Andal. Oc.
Andal. Or.	109	110	125	133	139	164	185	209	237	288	378	409	530	682	839	1050	1233	1335	1476	1668	1834	2008	Andal. Or.
Cast. Viej.	112	127	149	172	185	200	247	255	279														
León	104	117	138	155	168	198	216	239	261	308	418	521	629	832	1080	1250	1479	1675	1761	1862	1999	2130	Duero
Levante	143	159	170	181	202	215	244	253	291	338	469	453	656	833	1096	1284	1410	1085	1648	1836	2040	2390	Levante
C.N. y Alb.	107	117	141	152	162	174	214	239	267	309	405	492	595	701	871	1108	1315	1404	1528	1677	1779	1925	Centro
Aragón	142	137	148	176	182	222	268	274	294														
Logr.-Navar.	157	170	195	218	226	251	295	297	301	366	464	557	697	882	1095	1350	1509	1610	1863	1902	2034	2112	Ebro
Catal-Balea.	167	169	195	204	213	220	258	294	334	419	556	618	749	963	1169	1302	1475	1781	1983	2111	2189	2210	Nordeste
Extremadura	104	97	109	128	136	155	174	196	230	338	469	526	556	669	861	1034	1192	1361	1440	1540	1656	1931	Extremadura
Gallcia	108	130	148	172	189	200	211	249	303	329	442	533	630	815	941	999	1343	1561	1834	1967	2263	2323	Gallcia
Vascongadas	145	159	190	222	213	240	359	375	400														
Astur.-Sant.	144	173	196	205	229	203	226	266	274	362	510	564	779	911	1116	1373	1497	1728	2105	2161	2447	2454	Norte
Canarias	96	96	117	133	144	180	243	256	272	364	438	435	500	650	821	1000	1191	1592	1792	1952	2105	2031	Canarias
España	114	119	136	148	160	178	208	228	259	307	403	466	600	769	989	1157	1307	1470	1801	1733	1899	2093	España

FUENTE: Elaboración propia a partir del Archivo de la Sección de Análisis Sectorial del MAPA.

CUADRO A.3.8  
RETRIBUCION DEL TRACTORISTA  
(Pesetas por día)

Regiones	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020				
Andal. Oc.	102	132	136	150	153	171	206	225	251	291	345	399	424	720	856	1037	1116	1171	1309	1483	1593	1644	1644	1644	1644	1644	1644	1644	1644	1644	1644	1644	1644	1644	1644	1644	1644	1644	1644		
Andal. Or.	120	130	114	152	155	168	194	226	262	318	378	424	503	778	926	1110	1201	1305	1489	1767	1660	1767	1660	1767	1660	1767	1660	1767	1660	1767	1660	1767	1660	1767	1660	1767	1660	1767	1660	1767	
Cast. Viej.	106	130	147	171	190	222	248	254	277	306	399	490	612	805	1058	1208	1317	1484	1631	1770	2033	1819	1919	1819	1919	1819	1919	1819	1919	1819	1919	1819	1919	1819	1919	1819	1919	1819	1919	1819	1919
León	125	138	149	182	186	215	249	267	283	349	463	531	714	756	994	1154	1305	1390	1515	1922	2334	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110	2110
Levante	172	207	255	203	220	219	260	288	310	308	416	478	592	709	896	1095	1172	1339	1408	1452	1696	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536	1536
C.N. y Alb.	122	107	136	143	155	187	208	222	247	354	461	549	673	855	1051	1301	1419	1581	1955	1949	2186	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	
Aragón	137	153	158	219	235	224	249	282	289	354	461	549	673	855	1051	1301	1419	1581	1955	1949	2186	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	
Logr-Navar.	164	170	200	221	238	263	289	297	324	354	461	549	673	855	1051	1301	1419	1581	1955	1949	2186	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	2035	
Catal-Balea.	181	227	263	277	290	292	320	343	387	452	568	640	726	922	1054	1225	1420	1735	1924	2135	2109	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114	2114
Extremadura	96	101	118	140	150	175	172	199	239	268	330	380	470	639	824	919	1102	1161	1232	1319	1570	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384	1384
Galicia	112	139	158	184	209	204	223	254	288	306	431	506	574	707	838	903	1286	1593	1873	1996	2097	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130	2130
Vascogadas	n.d.	230	258	300	314	313	n.d.	n.d.	n.d.	296	521	540	574	904	992	1283	2500	2500	2000	2156	2877	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	
Astur-Sant.	220	253	289	291	334	250	225	231	268	296	521	540	574	904	992	1283	2500	2500	2000	2156	2877	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	2377	
Canarias	121	102	115	111	128	211	245	273	292	346	435	370	700	717	750	909	1086	1202	1326	1451	1589	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	
España	132	152	173	195	205	219	244	266	289	342	436	506	622	734	909	1086	1202	1326	1451	1589	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	

FUENTE. Elaboración propia a partir del Archivo de la Sección de Análisis Sectorial del MAPA.

CUADRO A.3.9  
RETRIBUCION DEL VAQUERO/PORQUERO  
(Pesetas por día)

Regiones	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	Regiones
Andal. Oc.	79	87	100	116	127	134	161	177	203	223	312	349	482	746	838	960	1115	1187	1272	1279	1345	1429	Andal. Oc.
Andal. Or.	87	87	97	110	121	126	150	187	223	251	360	406	466	504	622	742	869	932	1095	1165	1264	1472	Andal. Or.
Cast. Viej.	75	84	98	124	137	159	167	196	220	255	254	414	515	709	883	1036	1214	1319	1420	1571	1739	1851	Duero
León	100	104	112	126	146	157	196	199	212	337	383	481	571	654	731	838	1003	1206	1260	1387	1484	1615	Levante
Levante	120	131	139	154	163	177	202	224	283	266	404	473	586	675	813	952	1000	1262	1335	1387	1471	1601	Centro
C.N. y Alb.	82	100	106	113	141	164	171	188	200	317	413	495	584	770	862	1224	1314	1501	1808	1975	1957	2099	Ebro
Aragón	112	149	147	205	196	214	242	249	262	446	540	570	668	842	900	1124	1394	1877	2058	2227	2179	2108	Nordeste
Logr-Navar.	114	123	144	170	179	199	223	242	283	244	311	354	459	622	768	857	989	1136	1168	1268	1331	1507	Extremadura
Catal-Balea.	129	154	183	201	216	214	249	289	361	275	420	457	586	657	790	976	1073	1346	1479	1827	2124	2379	Galicia
Extremadura	70	75	84	113	130	149	159	170	205	385	460	467	628	585	613	708	n.d.	1410	1718	1933	2166	2446	Norte
Galicia	61	81	90	105	118	139	169	198	254	251	309	368	424	488	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	2500	1873	Canarias
Vasongadas	86	123	142	177	182	177	321	335	350	283	372	434	547	695	828	976	1131	1295	1410	1489	1573	1664	España
Astur.-Sant.	132	112	167	128	105	162	225	n.d.	n.d.	385	460	467	628	585	613	708	n.d.	1410	1718	1933	2166	2446	Norte
Canarias	75	81	102	126	135	159	160	174	191	251	309	368	424	488	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	2500	1873	Canarias
España	94	101	115	132	142	148	185	206	237	283	372	434	547	695	828	976	1131	1295	1410	1489	1573	1664	España

FUENTE. Elaboración propia a partir del Archivo de la Sección de Análisis Sectorial del MAPA.

CUADRO A.3.10  
RETRIBUCION DEL PASTOR  
(Pesetas por día)

Regiones	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	Regiones
Andal. Oc.	82	88	100	119	127	133	158	174	190	220	314	347	427	591	737	954	1102	1145	1252	1414	1550	1444	Andal. Oc.
Andal. Or.	82	89	100	115	130	135	163	207	229	261	354	405	509	616	752	905	1059	1192	1356	1534	1698	1809	Andal. Or.
Cast. Viej.	93	107	120	152	170	184	209	226	243	299	365	453	578	769	989	1183	1332	1416	1527	1640	1874	2047	Duero
León	91	106	121	148	181	193	217	237	261	275	366	440	519	579	798	982	1143	1392	1449	1462	1545	1883	Levante
Levante	86	96	105	131	147	164	184	190	217	271	409	473	565	708	857	1044	1197	1288	1364	1484	1561	1703	Centro
C.N. y Alb.	82	96	114	127	146	170	177	191	216														
Aragón	116	133	151	183	195	206	252	266	270	329	424	492	646	828	1117	1250	1348	1489	1773	1831	1923	2082	Ebro
Logr-Navar.	113	126	142	170	188	187	225	239	260														
Catal-Balea.	132	162	183	207	226	227	246	279	322	394	488	545	735	925	1085	1285	1520	1932	2073	2228	2202	2000	Nordeste
Extremadura	68	76	84	116	130	153	162	172	209	247	344	375	465	635	772	863	1009	1164	1189	1279	1348	1509	Extremadura
Gallcia	61	76	84	96	101	121	n.d.	n.d.	223	n.d.	1400	1400	1685	1936	1978	Gallcia							
Vascongadas		131	142	177	182	194	194	n.d.	n.d.														
Astur.-Sant.	65	88	108	130	119	107	149	n.d.	165	216	n.d.	466	n.d.	n.d.	1100	1100	n.d.	1167	n.d.	n.d.	n.d.	2759	Norte
Canarias	83	79	104	122	129	145	152	169	200	260	355	530	530	571	650	704	859	945	1000	1490	2250	1820	Canarias
España	91	104	119	143	149	173	195	215	237	287	378	445	562	707	889	1042	1190	1313	1415	1529	1635	1760	España

FUENTE. Elaboración propia a partir del Archivo de la Sección de Análisis Sectorial del MAPA.

CUADRO A.3.11

ORDEN REGIONAL DE LA RENTA DEL CAPATAZ<sup>1</sup>.

	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
NORDESTE	2	3	3	2	2	1	1	1	3
NORTE	1	1	1	1	1	3	3	4	1
LEVANTE	7	6	4	4	5	6	5	6	5
EBRO	3	2	2	3	4	4	7	7	7
DUERO	4	4	6	5	6	5	4	5	6
AND.OR	11	11	10	11	11	11	11	11	10
CENTRO	5	5	5	8	7	7	8	8	8
CANARIAS	9	10	11	10	9	8	6	3	4
AND.OC	6	7	7	7	8	10	9	9	11
EXTRMAD.	10	9	9	9	10	9	10	10	9
GALICIA	8	8	8	6	3	2	2	2	2

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos originales de los archivos de la Sección de Análisis Sectorial.

<sup>1</sup> Los datos del MAPA sobre salarios de los capataces sólo se empiezan a ofrecer a partir del año 1977.

CUADRO A.3.12

ORDEN REGIONAL DE LA RENTA DEL PEON FLOJO.

	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85
NORDESTE	1	1	1	1	1	1	3	4	5	7	1	9	9	1	7	3	4	5	6	1	1	1
NORTE	2	2	3	3	6	2	7	3	6	2	8	8	3	4	6	3	4	6	2	4	4	4
LEVANTE	3	3	3	5	5	4	6	5	4	3	7	1	8	4	5	5	6	3	5	8	9	9
EBRO	4	4	4	3	3	3	5	8	11	5	5	5	5	2	10	2	9	6	2	10	8	8
DUERO	5	5	4	2	2	2	4	6	6	4	4	4	4	5	6	1	8	10	3	5	6	6
AND. OR.	6	6	7	8	8	9	9	10	2	8	11	11	11	11	11	11	11	11	11	7	3	5
CENTRO	7	8	6	6	6	5	7	2	8	10	3	6	2	6	2	8	10	2	9	6	7	7
CANARIAS	8	9	10	11	11	8	1	9	9	9	6	2	10	10	1	7	2	9	4	3	2	2
AND. OC.	9	10	9	10	10	11	11	3	7	1	11	3	6	7	3	4	7	1	8	11	11	10
EXTREMD.	10	11	11	9	9	10	10	1	10	2	8	10	1	8	8	9	5	7	1	9	10	11
GALICIA	11	7	8	7	7	7	8	11	1	11	9	7	3	9	9	10	1	8	10	4	5	3

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos originales de los archivos de la Sección de Análisis Sectorial del MAPA.

CUADRO A.3.13

ORDEN REGIONAL DE LA RENTA DEL PEON EVENTUAL.

	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85
NORDESTE	1	2	1	2	2	2	3	3	1	1	1	1	2	1	1	3	4	1	2	2	3	4
NORTE	2	1	2	1	1	1	1	1	8	4	2	2	1	2	2	1	2	2	1	1	1	1
LEVANTE	4	4	3	4	3	3	4	6	4	5	4	8	4	4	3	4	5	6	7	7	5	2
EBRO	3	3	3	2	3	2	2	2	2	2	5	3	3	3	4	2	1	4	3	5	6	6
DUERO	7	6	5	5	6	4	6	5	5	9	8	6	6	5	6	5	3	3	6	6	7	5
AND.OR	5	8	8	9	9	9	9	9	10	10	10	10	10	9	10	8	9	10	10	9	8	9
CENTRO	8	7	7	7	8	7	8	7	8	7	8	9	7	8	8	7	7	8	9	8	11	11
CANARIAS	10	10	9	8	8	7	5	4	6	3	7	9	11	11	11	10	11	5	5	4	4	8
AND.OC	11	11	11	11	11	11	10	10	11	11	11	11	11	7	7	5	6	8	7	8	10	9
EXTRMD.	9	9	10	10	10	10	11	11	10	6	3	5	9	10	9	9	10	9	11	11	10	10
GALICIA	6	5	5	5	4	8	7	3	7	6	4	5	6	7	11	6	6	4	3	2	3	3

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos originales de los archivos de la Sección de Análisis Sectorial del MAPA.

CUADRO A.3.14

ORDEN REGIONAL DE LA RENTA DEL TRACTORISTA.

	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85
NORDESTE	2	2	1	2	2	1	1	1	2	1	1	1	1	1	2	3	2	2	3	2	5	4
NORTE	1	1	1	1	1	2	6	7	7	9	2	3	7	2	5	2	1	1	1	1	1	2
LEVANTE	3	3	2	4	4	4	3	3	3	3	3	4	2	6	4	5	5	6	6	6	3	5
EBRO	4	4	3	3	3	3	2	2	1	2	4	2	4	3	3	1	3	4	2	5	4	6
DUERO	6	7	4	6	6	4	4	4	4	8	8	6	5	4	1	4	4	5	5	7	7	7
AND.OR	6	8	9	8	8	10	10	8	8	5	9	8	9	5	6	6	7	8	7	8	9	8
CENTRO	9	9	6	7	7	7	8	10	10	6	7	7	6	10	7	7	8	7	8	10	8	10
CANARIAS	5	10	8	11	11	11	5	5	5	4	5	11	3	9	11	11	11	11	11	3	2	1
AND.OC	8	6	5	9	9	9	9	9	9	10	10	9	11	8	8	8	9	9	9	9	10	9
EXTRMD.	10	11	7	10	10	8	11	11	11	11	11	10	10	11	10	9	10	10	10	11	11	11
GALICIA	7	5	3	5	5	6	7	6	6	7	6	5	8	11	9	10	6	3	4	4	6	3

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos originales de los archivos de la Sección de Análisis Sectorial del MAPA.

CUADRO A.3.15

ORDEN REGIONAL DE LA RENTA DEL VAQUERO/PROQUERO

	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	
NORDESTE	1	1	1	1	1	1	2	2	2	1	1	1	1	1	2	2	1	1	1	1	4	1	3
NORTE	3	4	2	3	5	4	1	1	3	2	2	5	5	9	10	10	9	3	3	3	2	1	
LEVANTE	2	2	3	4	3	3	4	4	4	3	6	3	3	7	8	8	6	7	8	7	6	6	
EBRO	3	3	2	2	2	2	3	3	1	4	4	2	2	2	1	1	2	2	2	2	4	4	
DUERO	5	6	5	5	4	8	5	5	5	7	11	7	7	4	3	3	3	5	5	5	5	5	
AND.OR	4	6	7	9	9	11	11	8	7	7	7	8	8	10	9	9	10	10	10	10	10	9	
CENTRO	5	5	4	8	4	5	6	7	10	6	5	4	4	5	5	6	7	6	6	6	7	7	
CANARIAS	7	9	5	5	6	6	9	10	11	9	10	9	9	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	
AND.OC	6	7	6	6	8	10	8	9	9	11	8	11	11	3	4	5	4	8	7	8	8	10	
EXTRMD.	8	10	9	7	7	7	10	11	8	10	9	10	8	7	7	8	9	9	9	9	9	8	
GALICIA	9	8	8	10	10	9	7	6	6	5	3	6	6	6	6	4	5	4	4	4	4	3	

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos originales de los archivos de la Sección de Análisis Sectorial del MAPA.

CUADRO A.3.16

ORDEN REGIONAL DE LA RENTA DEL PASTOR

	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85
NORDESTE	1	1	1	1	1	1	2	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	1	1	4	1	3
NORTE	3	4	2	3	5	4	1	1	3	2	2	5	5	9	10	10	9	3	3	3	2	1
LEVANTE	2	2	3	4	3	3	4	4	4	3	6	3	3	7	8	8	6	7	8	7	6	6
EBRO	3	3	2	2	2	2	3	3	1	4	4	2	2	2	1	1	2	2	2	2	4	4
DUERO	5	6	5	5	4	8	5	5	5	7	11	7	7	4	3	3	3	5	5	5	5	5
AND.OR	4	6	7	9	9	11	11	8	7	7	7	8	8	10	9	9	10	10	10	10	10	9
CANTRO	5	5	4	8	4	5	6	7	10	6	5	4	4	5	5	6	7	6	6	6	7	7
CANARIAS	7	9	5	5	6	6	9	10	11	9	10	9	9	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
AND.OC	7	6	6	8	10	8	9	9	11	8	11	11	3	4	5	4	8	7	8	8	10	6
EXTRMD.	8	10	9	7	7	10	11	8	10	9	10	8	7	7	8	9	9	9	9	9	9	8
GALICIA	9	8	8	10	10	9	7	6	6	5	3	6	6	6	6	4	5	4	4	4	4	3

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos originales de los archivos de la Sección de Análisis Sectorial del MAPA.

**CUADRO A.4.1**  
**RENTAS DEL TRABAJO POR CUENTA PROPIA**  
(millones de pts. de 1973) (\*)

	55	57	60	62	64	67	69	71	73	75	77	79	81	83	85
Aleja	1443	1274	1342	2073	1849	1504	2082	1789	1859	2585	1957	2396	1787	1983	1024
Albacete	3121	4896	3648	5408	4705	3684	3308	3774	3826	3487	2858	3083	1771	2548	3285
Alicante	3852	3283	4038	5484	3782	3113	3775	4308	8219	5289	4135	3518	2567	2827	3434
Almería	2325	2847	2240	3049	2683	2012	2073	3768	6597	6337	9830	7839	7912	5980	7835
Avila	2654	3310	2969	3155	3093	2655	3522	2902	2883	2928	2303	1677	1970	2386	1877
Badajoz	7038	11748	9002	8934	7068	7499	7519	8174	7487	6552	8109	4581	3384	2222	5470
Baleares	3343	4021	3691	4875	4289	3941	5050	4385	4097	2228	2062	1684	1377	1628	1597
Barcelona	6183	6684	9644	12206	9305	8483	6988	8589	6960	5086	5429	5855	3959	3060	3304
Burgos	5754	6840	4207	6878	7523	7008	7543	8380	6439	7114	6789	4890	1090	4072	3251
Cáceres	4249	4829	4848	5024	4063	4065	4482	4079	4840	3883	4046	3022	2719	2207	4104
Cádiz	2629	2336	2827	3583	2886	3181	4262	4337	4392	2983	4877	2889	4015	3501	6895
Castellón	3201	4884	6385	6069	6108	5207	7354	4887	5139	3942	3712	3572	2206	3798	1223
Ciudad Re	4654	5386	4734	5565	4547	4095	5541	5070	7871	6254	4208	5497	4433	4958	3808
Córdoba	4716	4714	5515	5009	4975	4930	4645	6750	6229	4973	4368	2407	2013	4018	6800
Coruña	7699	10130	8558	10327	10117	8950	9412	7300	7790	10489	9983	7478	5810	5773	5267
Cuenca	4429	5814	3855	6300	4233	4330	3845	3952	5801	4211	7399	5248	1669	2101	3479
Gerona	2985	3021	3202	4927	4138	4129	4916	4321	4145	3372	4142	3738	1530	1755	1805
Granada	3920	4029	4328	5355	4492	3885	4004	3505	5159	3823	3128	2380	3081	3484	3294
Guadalajara	2519	3794	2390	3265	2618	2270	2688	2412	2702	2305	2088	1858	732	1017	1735
Guipúzcoa	1426	1828	1680	2594	2398	1899	2334	1752	2092	2480	2454	1828	1972	1533	934
Huelva	2248	2483	2183	2861	2136	1726	1651	1302	1728	1822	1343	814	878	1167	2373
Huesca	2892	3068	4084	5355	4390	3681	6145	5033	4884	4906	5391	5400	1286	2025	4122
J León	4858	5351	5979	6733	3998	3578	4311	5198	6911	6076	4489	3345	6363	8211	9047
León	5896	6431	5021	7458	8045	8197	9601	9860	9393	9289	7042	5382	5048	6503	5427
Lérida	3758	5080	5815	8494	8265	6855	10093	10577	12354	9040	8012	7839	5813	8052	5954
Logroño	4488	4743	4470	6159	6921	5012	5372	4783	5202	4748	4532	4853	3708	5003	3620
Lugo	6689	8885	8197	9084	7373	9145	9410	8203	6207	7032	6383	7040	5948	6529	4912
Madrid	3225	4740	4808	8982	8252	3741	5220	3931	4851	4894	3472	4364	1673	2077	1901
Málaga	2554	2693	2442	4150	2731	2687	2838	2744	2675	2033	2991	3154	3329	4418	5587
Murcia	2869	3814	5278	6044	5379	4708	5164	4992	5278	5072	6748	6324	4478	6419	8497
Navarra	6405	6425	6268	8093	7983	5753	7272	5797	6957	7035	6375	5502	4180	5225	3720
Oronaa	3920	3935	4316	4808	6087	4648	4684	4112	5297	4985	3858	3580	2616	3042	2306
Oviedo	7685	8324	7182	8252	8670	7633	8633	7272	7941	9013	7515	6378	5368	5393	4284
Palencia	3512	2920	2138	3249	3602	3151	3311	2937	2922	4168	5022	3099	654	3373	2251
Palmas La	2920	4339	4157	4781	4785	3487	3464	3790	3977	2387	2303	2840	1849	1404	1054
Pontevedra	4388	6844	6736	6980	8283	8407	7419	5019	6480	6264	6155	5763	4904	4585	4006
Salamanca	4332	4708	3458	5581	4945	4688	4982	4094	3884	3938	3162	2368	1829	3697	2968
S. C. Teneri	3007	5059	4273	4539	4447	3625	3801	4187	3734	3118	3210	3823	2841	2203	1934
Santander	3938	4959	4425	5121	5170	5190	5784	4990	5161	5296	5049	3809	3746	3584	2888
Segovia	3920	4832	2872	3943	2988	2736	2949	3117	3411	4334	3056	2507	1801	2838	2451
Sevilla	6716	7909	8306	9514	9133	7870	8065	7780	8277	6733	5806	5818	3304	2656	9800
Soria	3197	3640	1855	2817	2678	2533	3003	2414	2707	2837	2591	1459	403	927	1718
Tarragona	3896	5708	6309	6267	6140	4991	5180	4420	5814	4225	3528	3324	3989	4003	2601
Teruel	2374	3395	2861	3525	3705	2708	4849	3356	3788	4007	4300	2742	997	744	961
Toledo	4689	5575	5328	6274	5009	4516	6698	5932	8053	5639	4743	4568	4232	4233	3751
Valencia	10080	17440	19817	19987	18731	13735	13753	10858	12202	9348	8787	7501	9400	9092	6681
Valladolid	3903	4183	3530	4841	5114	4806	4923	8001	4838	5987	5045	3336	309	2976	3306
Vizcaya	2955	3192	3290	3634	4114	3320	3680	2750	3101	3704	2600	2335	1462	1902	1051
Zamora	4280	3994	4242	4954	5241	5738	4569	3551	3923	4680	4024	3470	2927	3108	3328
Zaragoza	4111	5416	6226	8148	6477	6444	7189	5395	6897	6302	6456	4804	3488	4874	4584
ESPAÑA	207923	255192	244720	300351	274758	236073	267678	242868	270874	248820	235588	201413	154272	181109	186881

(\*) Serie de precios tomada de Banco de Bilbao. Informe Anual.

FUENTE: Elaboración propia a partir de Banco de Bilbao. Renta Nacional de España y su distribución provincial. Varios años.

CUADRO A.4.2  
EMPLEO POR CUENTA PROPIA

	55	57	60	62	64	67	69	71	73	75	77	79	81	83	85
Alava	17108	16583	16154	14277	14104	12782	13044	13488	12820	10480	7172	9386	10518	8138	7584
Albacete	47554	58050	42585	43252	37237	32399	31393	28215	23858	21700	22018	10576	8584	10023	11327
Alicante	56556	52915	38845	27582	24448	22644	22450	27169	28015	27586	25231	27809	14699	10654	15888
Almería	43852	42501	41318	41488	40148	36899	34158	34336	32015	34079	35481	35232	30908	24327	20406
Avila	53216	54015	53120	52408	47850	39927	37643	32538	25418	24875	18581	16299	12612	13151	13242
Badajoz	94735	81400	82410	75298	63325	55188	49926	50325	45794	44866	49526	32517	23331	19751	19826
Baleares	51530	52120	53114	50278	43647	37298	36209	31180	31483	26507	23983	25907	19360	21740	18839
Barcelona	65043	65018	80230	54054	48228	43043	42715	44286	49855	33114	25781	25909	22809	19705	18479
Burgos	77531	79313	81410	80068	71292	66371	64290	59137	49418	47522	41102	35033	25992	23221	21018
Cáceres	79276	75210	68438	63209	54262	52971	51583	50821	45914	41797	40414	25820	22180	18586	19435
Cádiz	38723	32800	31510	29480	29840	27742	26939	21330	17369	9211	5626	9637	7309	7933	7265
Castellón	70480	70211	68020	55492	50762	47302	46112	40015	38020	27904	22155	25421	21375	21147	18068
Ciudad Re	58771	53358	54337	54101	52284	46884	45984	34947	33248	29934	29320	23096	13561	13284	13831
Córdoba	66313	55678	50021	47859	40754	34312	32471	27318	24194	16191	18058	14782	9430	10165	8737
Coruña	188508	187851	192438	200188	193499	182579	180485	178300	174433	170010	145410	108870	68080	60959	109118
Cuenca	50305	44023	45732	44020	42349	39187	37696	37603	32281	26908	25304	22243	18312	15512	18890
Gerona	51770	44180	41118	40905	36309	33101	34018	33334	25526	28484	26194	24799	20259	18881	16807
Granada	88184	80510	74850	63487	53522	50872	47976	42949	38715	37862	40039	30863	21800	21418	20031
Guadalajara	41560	39981	39500	38558	32222	27695	26310	18733	15923	13513	11553	11509	6956	6688	6008
Guipúzcoa	20609	21300	21805	21783	19532	17587	17128	16510	14573	17505	19220	16404	12092	10483	8147
Huelva	22539	16400	17800	14072	11236	8104	7913	7021	8894	9825	5318	4533	3360	4038	3826
Huesca	44689	41782	42784	41344	39300	39040	40021	37811	35273	27935	24600	19856	20220	17489	18568
Jacán	85171	85358	78211	53918	48545	38079	34174	28583	25459	25068	26380	22525	11751	9591	8190
León	132313	122079	128400	125082	112293	105244	105399	103313	97790	95559	94950	90426	80653	65378	59699
Lérida	71716	67875	69304	66387	60160	57300	58315	53624	44330	38128	32282	38129	36028	33610	34327
Logroño	43030	43830	45013	42132	38128	35923	35052	35180	32424	27820	19796	22256	18399	15871	14245
Lugo	133046	130315	132820	135413	128009	122842	126769	135820	140206	139209	127604	125275	100585	104715	103155
Madrid	44029	43018	43505	44091	40442	37849	35859	26208	18112	20910	24870	16192	17107	9960	9861
Málaga	90077	57218	52039	49992	41885	34276	33541	32240	28364	26215	14785	14326	6628	6743	6009
Murcia	83037	81300	72873	59298	50668	45940	41302	33078	31231	23143	30885	29480	17857	21059	20792
Navarra	60215	59977	53881	49888	44907	42300	41800	41750	37200	29213	25332	24981	19437	17122	18098
Oronse	156030	151012	138519	135634	133130	129718	126013	132807	122093	125378	128294	117427	104081	96835	95489
Oviedo	143813	148201	133218	144993	145068	123408	119315	127785	124709	125210	111757	108524	87084	73836	74256
Palencia	39631	37813	36467	35021	33478	30423	29881	26143	20843	14323	13766	14813	10413	10277	9533
Palmas La	43811	44613	45280	44358	36897	35318	33530	22089	20700	14928	16996	23774	13470	17480	8897
Pontevedra	142730	145320	155339	146987	140292	142227	146471	134401	125328	131819	129208	123314	113301	107727	100666
Salamanca	58313	59740	60215	58220	57864	53684	53026	44634	39601	31982	28895	30149	27228	25139	22855
S.C. Teneri	82420	84728	85405	82529	58578	51712	52219	47703	41493	37928	30889	33098	28716	27236	19145
Santander	60301	61215	60983	60800	60219	54171	53423	55300	58539	55796	52346	51558	39749	33501	35091
Segovia	34820	33415	35285	32840	29495	27384	26509	25210	19961	16123	20017	19990	15247	13698	13828
Sevilla	48423	48221	45115	45812	45210	43931	42096	27750	24585	12408	16967	14005	10336	10453	10472
Soria	31460	30231	27384	27282	23434	18752	17985	17719	17792	12557	11282	9715	7983	7374	7695
Tarragona	92400	83683	58510	58536	50415	45512	43390	42028	41406	31663	23136	27963	24082	23670	19489
Teruel	57568	53892	51028	47941	43631	37579	33567	32300	28263	24514	20727	20351	17274	15945	15987
Toledo	54817	54112	53018	51500	44072	39886	37973	35100	30808	24583	23247	25357	13082	13547	17582
Valencia	175870	158181	161321	136215	128390	110250	92843	73901	48574	39019	34745	40873	13175	18125	16452
Valladolid	37833	33221	31211	33719	30603	29220	28214	23818	19468	16297	13215	12518	9550	9071	10113
Vizcaya	40308	41120	42815	43721	39717	31501	29585	24530	18410	20894	16826	14691	13846	11564	11447
Zamora	71733	69120	65830	66411	62833	61315	61100	60327	56243	53616	48730	38205	31429	29768	27582
Zaragoza	71215	75652	74811	70841	63077	56366	54489	51403	40643	36968	35350	35600	30783	27520	25847
ESPAÑA	3431474	3325747	3233306	3080530	2835286	2593923	2519254	2360066	2158490	1978567	1835303	1701416	1332797	1273253	1229068

FUENTE: Elaboración propia a partir de Banco de Bilbao, Renta Nacional de España y su distribución provincial. Varios años.

**CUADRO A.4.3**  
**RENTA POR TRABAJADOR POR CUENTA PROPIA**  
(millones de pts. de 1973) (\*)

	55	57	60	62	64	67	69	71	73	75	77	79	81	83	85
Alava	84341	78848	83078	145188	138178	117842	158092	132807	143885	244558	272812	255242	168035	243739	135412
Albacete	65633	80899	85659	124993	126341	113721	105374	143669	160365	180694	120739	289581	206342	254261	289989
Alicante	66870	81656	103952	189205	164704	137458	168145	158582	221988	192078	163864	127423	174634	143826	216033
Almería	53025	66977	54211	73481	66330	54835	60695	109742	206060	185951	277049	222489	255994	245811	374142
Avila	49870	81274	56695	80194	64835	68492	93568	89199	113424	118875	117828	102918	156203	181459	126673
Badajoz	74292	144304	109239	118848	111588	135940	150610	162423	163058	148037	123349	140869	145048	112507	275922
Baleares	64866	77142	69498	92993	97806	106666	139480	139985	130216	84088	88031	64218	71110	74875	84772
Barcelona	96066	102808	160115	227473	192938	160618	163554	148396	139905	153805	210769	225974	173561	165303	189637
Burgos	74220	83720	51672	83400	106520	105557	117325	107982	130297	149696	164698	139574	41954	175351	154680
Cáceres	53569	64206	70636	79467	74668	77303	87077	80252	101056	92412	100112	117963	122588	118671	211144
Cádiz	70806	71665	89705	120859	96728	114654	158225	203327	252864	310853	868939	297694	549339	441330	921557
Castellón	45413	69281	93666	108794	120325	110089	156472	124621	135166	141263	167565	140524	103215	178561	78151
Ciudad Re	79158	100949	87122	102865	88974	87339	120560	145078	239750	208910	143533	238018	328877	973197	275290
Córdoba	71121	84212	110262	105097	107351	143692	143052	247090	257461	307125	241877	162857	213489	395089	778311
Coruña	41224	53925	44472	51585	52287	49018	52148	40940	44487	61581	68657	68657	82401	63472	48270
Cuenca	88044	134349	84298	143122	99954	110505	96895	104534	179703	156510	292408	235919	91125	135429	205965
Gerona	57280	68371	77871	120454	113973	124736	144504	129635	162383	118457	168139	160669	76514	93057	107400
Girona	44487	50050	57820	84381	83938	75979	83481	81804	133256	100981	78128	77117	140415	162663	164441
Guadalajara	80568	94883	60495	84675	81172	81951	102108	128748	169692	170540	180758	161410	105182	152100	288714
Gipúzcoa	69511	76447	76145	119075	122759	107692	136283	106143	142867	140657	127984	111314	163057	146198	114638
Huelva	86635	150191	122635	203308	190136	212972	208597	185434	194288	185433	252460	201662	280713	288957	620151
Huesca	80266	73408	94992	129533	111709	93789	126558	133099	138463	175627	219127	274729	83584	115937	221994
Jaén	57040	62689	76442	124873	85857	99165	126142	181859	271456	242386	169546	148490	541504	858113	1104630
León	44562	52678	39726	59629	71647	77888	91090	85437	96053	97207	74169	59513	82587	99464	90907
Lérida	52398	74838	83902	127954	137386	119630	173069	197249	278683	237094	248191	200343	161357	239562	173464
Logroño	104538	108222	96312	146182	173657	139517	153245	135398	160437	170688	228924	218060	201413	315256	254127
Lugo	50273	68181	61718	66936	57598	74386	74231	45737	44271	50512	49785	56194	59143	62346	47621
Madrid	73246	110196	105666	203272	204043	98833	145559	149998	243355	224487	139596	269540	97801	208468	192782
Málaga	42506	47089	46823	83015	65204	77800	84542	85110	94310	77533	202294	220158	502198	655149	929761
Murcia	34545	46915	72394	101632	106162	102485	125039	150902	168999	219146	218496	180597	250783	304828	408683
Navarra	106366	107121	116337	162218	178982	135895	173974	138853	187016	240806	251653	220233	215030	305183	205523
Orense	24808	26058	31158	35448	45723	35816	37015	30965	43385	39598	30073	30488	25131	31415	24158
Oviedo	53438	56170	53758	56911	59768	61848	72351	56906	63678	71980	67245	58769	61647	73040	57692
Palencia	88620	77231	58622	92766	107801	103577	110799	112351	141549	290985	364828	209209	62764	328257	238134
Palmas La	66859	97284	91781	107792	129147	98161	103313	171572	192126	159892	135486	119466	137231	80422	118447
Pontevedra	30740	47094	43365	47359	58900	59113	50996	37348	51545	47519	48011	46734	43283	42584	39797
Salamanca	74292	78808	57435	65853	85460	68656	93955	91728	98078	123129	110210	78557	67183	147072	129868
S. C. Teneri	48172	78158	85334	72584	75915	70103	72792	87776	89991	82851	103917	115497	98928	80903	101044
Santander	65301	81005	72564	84234	85861	95801	107890	90241	88163	94911	96463	73869	94254	106983	82288
Segovia	113241	144801	81387	120055	100556	69923	111241	123647	170863	268813	152670	125436	118117	204211	177233
Sevilla	138700	171103	184116	207682	202003	179136	191584	280367	336669	542649	342179	401126	319616	254098	935805
Soria	101628	120410	67744	103247	114280	135097	167145	136252	152147	225903	229642	150165	50458	125668	223026
Tarragona	62439	89631	107824	110852	121792	109666	118372	105175	140414	133450	152479	118858	165642	169108	133602
Teruel	41233	63002	56464	73536	84906	72065	138504	103910	133319	163474	207444	134713	57699	46647	60103
Toledo	85532	103031	100490	121820	113666	113212	176339	169013	261393	229399	204013	180143	323481	312456	213317
Valencia	57378	111677	122843	146729	145892	124579	148129	146903	251204	239579	252336	183517	713456	501603	404893
Valladolid	103187	125911	113091	143571	167096	164474	174476	251982	248536	367395	381794	266496	32332	328077	326866
Vizcaya	73311	77620	76837	83108	103574	105393	123803	112108	169441	177293	154517	158910	107152	164477	91829
Zamora	59670	57785	64443	74591	83404	93579	74780	58858	69751	87267	82572	90815	83562	104345	120872
Zaragoza	57723	71590	83218	115017	102688	96557	131915	104964	169697	170460	182934	129334	113311	177097	177389
ESPAÑA	60505	76732	75687	97500	86906	92169	106331	102907	125492	125758	128365	118380	115751	142241	152051

FUENTE: Elaboración propia a partir de los cuadros A.4.1 y A.4.2.

**Cuadro A.5.1**  
**PRODUCTIVIDAD APARENTE DEL TRABAJO AGRARIO**  
(Pesetas de 1973)

Provincias	55	57	60	62	64	67	69	71	73	75	77	79	81	83	85
alava	86944	77813	87841	150088	141098	131378	175093	160558	175658	250678	292515	275820	191783	274791	176888
albacete	45681	72709	74347	102045	103962	104008	113450	126703	144897	144536	124555	195477	163491	198369	208264
alicante	49610	47371	66872	99864	83182	82384	80935	126892	179948	148021	155067	132713	131115	113971	155318
almeria	48579	56191	50550	70183	65442	61121	70368	109563	168251	164585	221639	184351	212283	197174	263918
avila	46829	57368	54438	70608	74422	74992	96574	94688	115381	126066	122712	130586	161038	183065	141594
badajoz	59177	97926	85284	98745	78817	96933	103057	122970	133472	125220	115282	121231	129387	100184	184562
balearas	48575	53511	75052	95804	96583	108672	134618	135255	134239	109129	118070	99028	102201	102262	120243
barcelona	89166	89539	117477	192569	158450	155054	159946	162913	149591	158938	210351	223921	186656	176560	197451
burgos	77904	87235	53836	88879	106788	118038	123519	124496	145811	159378	179085	163811	89932	216422	200819
caceres	47624	58415	61610	78840	64411	73647	79648	82863	100735	100068	99841	117412	118888	120970	158766
cadiz	57249	50909	60132	79255	68369	89246	106573	128974	158456	145412	226254	158766	183130	196535	338468
castillon	44305	83164	91804	90849	109002	105435	141759	117203	128759	136829	165667	143043	110666	159563	100546
ciudad real	60436	69112	69268	100127	87681	87799	111822	122436	190487	171564	133135	194911	210875	253157	210565
cordoba	58051	56409	73655	74423	64544	96136	84645	128632	145668	127547	124681	118769	111929	188036	244130
coruña	36825	51317	47716	56316	53074	57133	58776	48452	51000	84769	75683	79954	98134	75026	80270
cuenca	67823	101243	74422	122124	104820	123390	115047	122660	192184	168690	249738	221155	127304	168445	215700
gerona	61748	70232	85992	130069	126522	124887	158122	148151	179911	142868	171271	171609	108778	133180	154148
granada	38498	42087	43504	87727	60116	72660	81726	79018	111969	95439	88940	91096	106693	124011	127975
guadalajar	59007	90419	63599	89752	85387	93709	122474	148553	192225	183590	198413	165837	155926	195623	313054
guipúzcoa	75921	81033	85967	111853	133989	123538	148399	128369	160106	150156	137956	121546	167628	154056	131127
huelva	71071	79013	70997	101116	88750	98098	91796	72693	102014	131157	116382	138208	126485	147654	253809
huesca	59201	71326	100568	136314	116287	109020	129238	159781	166961	192258	235683	282476	103113	171382	267610
jaén	43954	48884	78479	93943	45053	61201	84872	100012	151474	148132	108255	98561	177229	238423	244466
león	45315	52087	44154	66560	78221	89154	92262	102685	107641	104065	84108	70726	78559	113814	108050
lérida	54470	77842	92268	141491	142495	138472	193957	220042	322498	248121	265887	218472	182774	253892	205643
logroño	74255	91058	93533	134238	173793	150772	158308	151410	176818	179003	237812	226528	218397	326841	276104
lugo	51374	71044	61327	73022	65935	81316	78608	51084	50060	54743	59492	69782	70244	73236	61849
madrid	62684	72625	69744	123566	106824	99889	134410	143687	167359	182528	147947	203828	140456	214068	155747
málaga	38382	43795	50674	66224	63044	65202	65259	85603	92385	79041	119577	122250	158463	210390	248112
murcia	31885	43969	67524	79821	80178	82326	99629	110909	136946	146382	151383	146036	157936	189302	231199
navarra	83162	94383	109971	151344	169248	139558	178035	155663	205114	225873	241609	228787	215277	292682	224081
orense	28515	31589	35225	36929	48552	40906	41267	31903	48133	43190	35581	36283	29831	36676	30129
oviedo	56897	62472	60239	66984	68264	69977	78973	65274	70886	79938	76034	69483	71216	83872	69458
palencia	107078	86279	62766	68869	126234	109662	133842	135692	157924	279251	352278	229667	126370	345900	280270
palmas de	52283	90334	78226	87794	98624	89683	88230	143923	163508	136221	122780	119001	110782	84536	97223
pontevedra	30580	45933	46178	50370	59167	65807	53749	42381	58499	51454	63566	52627	49115	49615	48040
salamanc	68076	76504	56876	92123	81292	89975	97186	101333	110215	132743	123544	107400	92721	164580	156616
S.C.Teneri	39618	62012	51225	62269	70725	69520	72752	92124	95308	94393	102305	112352	93866	81684	63958
santander	39565	59198	69746	80149	89944	104123	111438	101449	94541	101647	104269	86050	102415	116092	83199
segovia	111240	140798	87165	129611	110598	115316	140045	146087	190731	270342	167328	144889	159009	234043	206793
sevilla	61954	66879	84971	109920	93187	112954	99690	154473	138788	161364	151108	158790	140683	145205	249687
soria	94959	116515	69089	108345	127019	145257	175560	161387	168349	245933	238387	176895	115337	174605	254657
zaragoza	57953	83038	107904	117151	125122	117792	120848	115987	147383	147879	164061	135793	178238	186970	163254
teruel	42556	68470	63369	83819	93265	84305	150517	125621	152077	179880	227309	159945	95666	101477	115584
toledo	59048	75479	78637	104202	95447	97081	134497	139973	166506	173617	172194	174328	211515	215128	185296
valencia	50956	89701	113028	110240	113405	109718	123048	117750	169598	164812	180811	151224	216450	206402	179710
valladolid	92705	98844	87668	122833	130148	150559	184435	236408	221891	297171	326957	261564	110793	308665	327486
vizcaya	78071	79935	87468	88351	107930	116498	132788	131586	162199	192179	165434	168500	112873	167573	107107
zamora	53697	58019	58711	82549	87264	105394	86982	70296	84259	95962	97494	108198	98866	132598	149816
zaragoza	50237	61707	73123	103971	102429	109719	131879	119523	178918	170732	192307	159725	142152	199798	207713
ESPAÑA	53707	66696	70620	90395	86848	92309	102489	107228	128852	126589	130692	126381	123951	145703	153436

FUENTE: Elaboración propia a partir de Banco de Bilbao, Renta Nacional de España y su distribución provincial.

**CUADRO A.5.2**  
**PRODUCTIVIDAD APARENTE DEL TRABAJO AGRARIO**  
(Pesetas de 1973)

Regiones	1955	1957	1960	1962	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985
AND.OCC.	41173	46397	57725	76142	56653	65626	76949	91718	131916	119332	126082	118204	160678	190304	217715
AND.OR.	60759	61509	74962	90755	77871	101219	95623	132820	140121	143779	150663	143185	138463	169526	264157
DUERO	69570	76843	59270	88903	95779	105061	114162	118290	130157	153351	146969	126912	101323	177337	172947
CENTRO	58995	78190	72545	106973	97125	100127	121752	132078	181589	168630	184509	194643	174960	211216	203881
LEVANTE	45308	66980	91007	98348	99965	97981	113321	117705	156255	152884	165043	144954	166855	172651	175297
EBRO	61279	75917	86370	120471	127513	118614	148192	140591	178150	189045	222669	205878	155519	217216	218636
NORDESTE	62620	75685	96844	136289	130870	129983	154505	158553	185468	163382	187146	169414	157532	178968	173131
EXTREMAD.	54136	80248	74935	90640	72676	86608	92575	105599	119468	114652	108750	119690	123289	108987	172383
NORTE	59260	66471	70345	81273	86329	91507	104125	90632	97878	108620	104429	95485	97563	115938	88755
CANARIAS	45320	74150	62865	73464	82205	78210	78576	112128	121120	109249	110675	115258	100353	82852	95252
GALICIA	37330	49490	47499	54353	56287	60802	58033	43883	51401	54426	56720	59462	58210	58471	50642
ESPAÑA	53707	66696	70620	90395	86848	92309	102489	107226	128652	126589	130692	126381	123951	145703	153436

FUENTE: Elaboración propia a partir del cuadro A.5.1

# **ANEXO B**

## ANEXO ESTIMACIÓN DEL MODELO PARA LOS DOS SEGMENTOS DE LA MANO DE OBRA AGRARIA EN ESPAÑA.

Para estudiar y cuantificar la responsabilidad de los distintos factores de las diferencias interregionales en la retribución del trabajo agrario, hemos aceptado y comprobado tres hipótesis de trabajo. De esta manera hemos hecho depender la función de desigualdad interregional de las diferencias de productividad, de la relación real de intercambio, de la inversa del paro en España, de las subvenciones netas de impuestos y del cambio institucional en el poder negociador de las organizaciones agrarias.

En el mercado de trabajo agrario en España hay dos grupos sociales definidos: los trabajadores por cuenta propia y los trabajadores por cuenta ajena. Nos ha parecido interesante comprobar si los resultados obtenidos para el conjunto de la oferta de trabajo agrario coinciden con los resultados si estudiamos los dos grupos por separado. En este anexo presentamos los resultados en los que hemos conseguido eliminar todos los problemas de violación de los supuestos básicos del modelo general de regresión lineal de las estimaciones para ambos grupos de la oferta de trabajo agrario española.

Las funciones a estimar son:

$$W2CV = F \{ PRD2CVw, RRI, IS, DUMIT, INVU \} \quad [1]$$

$$B2CV=F\{PRD2CV6;RRI;IS;DUMIT;INVU\} \quad [2]$$

Los resultados de la estimación (ver cuadro n°1) son bastante aceptables. La bondad del ajuste sube hasta el 75% y la probabilidad de que las variables sean significativas es, por lo menos, del 95%, que es el nivel prefijado.

Hemos realizado también la estimación por etapas, para asegurar, en lo posible la buena calidad de los estimadores. Los resultados obtenidos confirman la estimación por mínimos cuadrados ordinarios: con una buena calidad de ajuste y variables significativas al 0.05% de significación.

Podemos afirmar que, las diferencias retributivas interregionales de la mano de obra por cuenta ajena dependen positivamente de las desviaciones o diferencias de la productividad y de la variable dependiente retardada un periodo; y negativamente de un choque externo en 1973.

La función estimada para la mano de obra por cuenta ajena tiene una bondad del ajuste alcanza el 95.28% y un nivel de confianza prefijado, excepto la INVU que se queda en el 93%. Por tanto, el coeficiente de variación interregional para la mano de obra por cuenta ajena depende positivamente de las diferencias interregionales de la productividad y de las subvenciones netas de impuestos.

### CUADRO ANEXO.1

#### AJUSTE MINIMOCUADRATICO DE LAS DESIGUALDADES EN LA RENTA DEL TRABAJO DE LA MANO DE OBRA AGRARIA POR CUENTA AJENA. (España 1955-1985)

$W2CV = C(1) * PRD2CV + C(2) * W2CV_{t-1} + C(3) * DUMIT9^{137}$		
	<u>VALOR DE LOS COEFICIENTES</u>	<u>NIVEL SIGNIFICACION</u>
C(1)	.4845611637463186	
C(2)	.4574047750828672	0.008
C(3)	-.0887171881905441	0.019

Con un R<sup>2</sup>ajustado de 0.752 y un F de 20.77

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de Banco de Bilbao La renta nacional de España. Su distribución provincial (varios años)

### CUADRO ANEXO.2

#### AJUSTE BIETAPICO DE LAS DESIGUALDADES EN LA RENTA DEL TRABAJO DE LA MANO DE OBRA AGRARIA POR CUENTA AJENA. (España 1955-1985)

$W2CV = C(1) * PRD2CV + C(2) * W2CV_{t-1} + C(3) * DUMIT9 + [AR(1) = C(4)]$		
	<u>VALOR DE LOS COEFICIENTES</u>	<u>NIVEL SIGNIFICACION</u>
C(1)	.5402575009855589	
C(2)	.4180016340949934	0.009
C(3)	-.1477584867916143	0.006
C(4)	-.748655056321558	0.027

Con un R<sup>2</sup>ajustado de 0.7756 y un durbin-watson de 2.95 y un F de 29.65

Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de Banco de Bilbao La renta nacional de España. Su distribución provincial (varios años)

<sup>137</sup> Al estudiar el gráfico de los residuos en la estimación con  $prd2cv$  y  $w3cv$  se observa que en la observación novena se produce una desviación importante del intervalo de confianza. Para eliminar dicha desviación voy a construir una variable  $dumit$  que tomo el valor uno en esa observación y el cero en las restantes

### CUADRO ANEXO.3

**AJUSTE MINIMOCUADRATICO DE LAS DESIGUALDADES EN LA RENTA DEL TRABAJO DE LA MANO DE OBRA AGRARIA POR CUENTA PROPIA. (España 1955-1985)**

$B2CV=C(1)+C(2)*PRD2CV+C(3)*IS$		
	<u>VALOR DE LOS COEFICIENTES</u>	<u>NIVEL SIGNIFICACION</u>
C(1)	-5.592055810275255D-02	
C(2)	1.449866058353849	0.001
C(3)	5.975940203689541D-12	0.000

Con un R<sup>2</sup>ajustado de 0.9234 y un F de 85.489

*Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de Banco de Bilbao La renta nacional de España. Su distribución provincial (varios años)*

### CUADRO ANEXO.4

**AJUSTE MINIMOCUADRATICO DE LAS DESIGUALDADES EN LA RENTA DEL TRABAJO DE LA MANO DE OBRA AGRARIA POR CUENTA PROPIA. (España 1955-1985)**

$B2CV=C(1)+C(2)*PRD2CV+C(3)*IS+C(4)*INVU+[AR(1)=C(5)]$		
	<u>VALOR DE LOS COEFICIENTES</u>	<u>NIVEL SIGNIFICACION</u>
1	.2059390951698391	
2	1.011008226952745	0.002
3	4.481977059884702D-12	0.006
4	-1.495302435847106D-03	0.062
5	-.8611702489096303	0.006

Con un R<sup>2</sup>ajustado de 0.9528, un F de 66.5 y un Durbin-Watson de 2.15

*Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de Banco de Bilbao La renta nacional de España. Su distribución provincial (varios años)*

**CUADRO ANEXO.5**

**AJUSTE BIETAPICO DE LAS DESIGUALDADES RETRIBUTIVAS DE LA MANO DE OBRA AGRARIA POR CUENTA PROPIA. (España 1955-1985)**

B2CV=C(1)+C(2)*PRD2CV+C(3)*IS+C(4)*INVU+ [AR(1)=C(5)]		
	VALOR DE LOS COEFICIENTES	NIVEL SIGNIFICACION
1	.1230927518582848	0.204
2	1.116188340528731	0.000
3	5.768526120094925D-12	0.000
4	-9.363852782441217D-04	0.064
5	-1.152752394298821	0.008

Con un R<sup>2</sup>ajustado de 0.9526, un Durbin-Watson de 2.33 y un F de 56.2

*Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de Banco de Bilbao La renta nacional de España. Su distribución provincial (varios años)*

# ANEXO C

Redundant Variables: LJS				
F-statistic	0.567000	Probability	0.467264	
Log likelihood	0.753914	Probability	0.385240	
Test Equation:				
I.S // Dependent Variable is LBW2CV				
Date: 01/05/80 Time: 01:48				
Sample: 1 15				
Included observations: 15				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic Prob.	
C	-0.048022	0.644340	-0.074528	0.9418
LINVU	-0.680405	0.160985	-4.226501	0.0012
DUMI	-0.606341	0.374823	-1.617675	0.1317
R-squared	0.773894	Mean dependent var	-2.530596	
Adjusted R-squared	0.736210	S.D. dependent var	0.560440	
S.E. of regression	0.287845	Akaike info criterion	-2.313812	
Sum squared resid	0.994255	Schwartz criterion	-2.172202	
Log likelihood	-0.930490	F-statistic	20.53626	
Durbin-Watson stat	1.427129	Prob(F-statistic)	0.000134	

Redundant Variables: DUMI				
F-statistic	2.008241	Probability	0.184142	
Log likelihood	2.515318	Probability	0.112745	
Test Equation: LS // Dependent Variable is LBW2CV Date: 01/05/80 Time: 01:48 Sample: 1 15 Included observations: 15				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	2.303532	3.322764	0.693258	0.5013
LINVU	-0.590654	0.162386	-3.637356	0.0034
LIS	-0.124646	0.124809	-0.998701	0.3377
R-squared	0.745722	Mean dependent var	-2.530596	
Adjusted R-squared	0.703342	S.D. dependent var	0.560440	
S.E. of regression	0.305251	Akaike info criterion	-2.196385	
Sum squared resid	1.118139	Schwartz criterion	-2.054775	
Log likelihood	-1.811192	F-statistic	17.59619	
Durbin-Watson stat	1.524232	Prob(F-statistic)	0.000270	

Redundant Variables: LINVU

F-statistic	14.84037	Probability	0.002689
Log likelihood	12.81064	Probability	0.000345

Test Equation:  
 LS // Dependent Variable is LBW2CV  
 Date: 01/05/80 Time: 01:48  
 Sample: 1 15  
 Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-6.545622	3.250999	-2.013418	0.0671
LIS	0.173081	0.147992	1.169530	0.2649
DUMI	0.375394	0.448311	0.837353	0.4188

R-squared	0.494886	Mean dependent var	-2.530596
Adjusted R-squared	0.410700	S.D. dependent var	0.560440
S.E. of regression	0.430227	Akaike info criterion	-1.510030
Sum squared resid	2.221139	Schwartz criterion	-1.368420
Log likelihood	-6.958853	F-statistic	5.878507
Durbin-Watson stat	0.550014	Prob(F-statistic)	0.016609

LS // Dependent Variable is LW2CV

Date: 01/05/80 Time: 01:54

Sample: 1 15

Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-3.074187	0.651664	-4.717439	0.0005
LPRDRCV2	0.800129	0.436779	1.831885	0.0919
LINVU	0.313915	0.217427	1.443773	0.1744
R-squared	0.219109	Mean dependent var	-3.996158	
Adjusted R-squared	0.088961	S.D. dependent var	0.518368	
S.E. of regression	0.494774	Akaike info criterion	-1.230453	
Sum squared resid	2.937611	Schwartz criterion	-1.088843	
Log likelihood	-9.055676	F-statistic	1.683531	
Durbin-Watson stat	1.232134	Prob(F-statistic)	0.226747	

LS // Dependent Variable is LB2CV

Date: 01/05/80 Time: 01:58

Sample: 1 15

Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	2.568441	2.446891	1.049675	0.3164
LPRDRCV2	0.844601	0.203422	4.151970	0.0016
LJS	-0.038480	0.094217	-0.408416	0.6908
LINVU	-0.383035	0.165097	-2.320063	0.0406
R-squared	0.941171	Mean dependent var	-1.711984	
Adjusted R-squared	0.925126	S.D. dependent var	0.799554	
S.E. of regression	0.218782	Akaike info criterion	-2.816176	
Sum squared resid	0.526524	Schwarz criterion	-2.627363	
Log likelihood	3.837243	F-statistic	58.66050	
Durbin-Watson stat	2.096445	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is LW2CV

Date: 01/05/80 Time: 01:17

Sample: 1 15

Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-0.762751	1.160308	-0.657370	0.5245
LINVU	0.380637	0.166671	2.283761	0.0432
LES	0.376562	0.387738	0.971175	0.3523
LEP	1.136797	0.378317	3.004875	0.0120
R-squared	0.464856	Mean dependent var	-3.996158	
Adjusted R-squared	0.318907	S.D. dependent var	0.518368	
S.E. of regression	0.427800	Akaike info criterion	-1.475019	
Sum squared resid	2.013144	Schwarz criterion	-1.286206	
Log likelihood	-6.221432	F-statistic	3.185068	
Durbin-Watson stat	1.424546	Prob(F-statistic)	0.066893	

LS // Dependent Variable is LB2CV

Date: 01/05/80 Time: 01:58

Sample: 1 15

Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	1.576046	0.277974	5.669766	0.0001
LPRDRCV2	0.870683	0.186312	4.673242	0.0005
LINVU	-0.328220	0.092746	-3.538927	0.0041
R-squared	0.940279	Mean dependent var	-1.711984	
Adjusted R-squared	0.930325	S.D. dependent var	0.799554	
S.E. of regression	0.211051	Akaike info criterion	-2.934459	
Sum squared resid	0.534508	Schwartz criterion	-2.792849	
Log likelihood	3.724367	F-statistic	94.46644	
Durbin-Watson stat	2.172333	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is LBW2CV

Date: 01/05/80 Time: 01:30

Sample: 1 15

Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	1.940888	1.780118	1.090314	0.2989
LPRDCV	2.559083	0.341362	7.496679	0.0000
LIS	-0.088887	0.071639	-1.240773	0.2405
DUMI	0.284915	0.189830	1.500895	0.1615
R-squared	0.917318	Mean dependent var	-2.530596	
Adjusted R-squared	0.894768	S.D. dependent var	0.560440	
S.E. of regression	0.181804	Akaike info criterion	-3.186477	
Sum squared resid	0.363578	Schwartz criterion	-2.997664	
Log likelihood	6.614503	F-statistic	40.67989	
Durbin-Watson stat	2.112396	Prob(F-statistic)	0.000003	

Redundant Variables: LIS DUMI

F-statistic	0.866387	Probability	0.449776
Log likelihood	2.397015	Probability	0.301644

Test Equation:  
 LS // Dependent Variable is LBW2CV  
 Date: 01/05/80 Time: 01:44  
 Sample: 1 15  
 Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-0.088495	0.257335	-0.343892	0.7369
LPRDCV	2.253748	0.479263	4.702526	0.0005
LINVU	-0.060942	0.094838	-0.642594	0.5326

R-squared	0.903119	Mean dependent var	-2.530596
Adjusted R-squared	0.886973	S.D. dependent var	0.560440
S.E. of regression	0.188417	Akaike info criterion	-3.161335
Sum squared resid	0.426013	Schwartz criterion	-3.019725
Log likelihood	5.425939	F-statistic	55.93195
Durbin-Watson stat	1.493969	Prob(F-statistic)	0.000001

Redundant Variables: LINVU				
F-statistic	0.013266	Probability	0.910585	
Log likelihood	0.019885	Probability	0.887858	
Test Equation:				
LS // Dependent Variable is LBW2CV				
Date: 01/05/80 Time: 01:45				
Sample: 1 15				
Included observations: 15				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	1.940888	1.780118	1.090314	0.2989
LPRDCV	2.559083	0.341362	7.496679	0.0000
LIS	-0.088887	0.071639	-1.240773	0.2405
DUMI	0.284915	0.189830	1.500895	0.1615
R-squared	0.917318	Mean dependent var	-2.530596	
Adjusted R-squared	0.894768	S.D. dependent var	0.560440	
S.E. of regression	0.181804	Akaike info criterion	-3.186477	
Sum squared resid	0.363578	Schwartz criterion	-2.997664	
Log likelihood	6.614503	F-statistic	40.67989	
Durbin-Watson stat	2.112396	Prob(F-statistic)	0.000003	

Redundant Variables: LIS DUMI LINVU

F-statistic	0.712169	Probability	0.566667
Log likelihood	2.904492	Probability	0.406586

Test Equation:

LS // Dependent Variable is LBW2CV

Date: 01/05/80 Time: 01:46

Sample: 1 15

Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-0.031657	0.236136	-0.134064	0.8954
LPRDCV	2.520776	0.233323	10.80380	0.0000
R-squared	0.899786	Mean dependent var	-2.530596	
Adjusted R-squared	0.892077	S.D. dependent var	0.560440	
S.E. of regression	0.184114	Akaike info criterion	-3.260837	
Sum squared resid	0.440672	Schwartz criterion	-3.166430	
Log likelihood	5.172200	F-statistic	116.7221	
Durbin-Watson stat	1.565500	Prob(F-statistic)	0.000000	

UNIVERSIDADE DA CORUÑA  
Servicio de Bibliotecas



1700759568