

IV. Textos

Julián Alienes, un precursor del análisis shift-share aplicado al análisis económico regional en España

Manuel Martín Rodríguez
Universidad de Granada

1. JULIÁN ALIENES, UN ECONOMISTA ESPAÑOL DEL EXILIO DE 1939

Julián Alienes nació en Carabanchel Bajo (Madrid), el 25 de agosto de 1909. En 1932 obtuvo el grado de Intendente Mercantil, con premio extraordinario, en la Escuela Superior de Comercio de Madrid, por entonces el título de más alto nivel dentro de los estudios de economía en España. Al terminar su carrera, fue contratado como Profesor Ayudante, a propuesta de Ricardo Bartolomé y Mas, Catedrático de Legislación Mercantil Comparada, Legislación Mercantil de Aduanas y Economía Política y Estadística de la citada Escuela. Pronto el titular de la cátedra descargó buena parte de la docencia en su joven ayudante, quien se interesó particularmente por la parte de la asignatura dedicada a Economía Política y Estadística. Para seguir sus clases, recomendaba a los alumnos el *Curso de Economía Política* de Gide, un libro de texto convencional, el más utilizado en España a todo lo largo del primer tercio del siglo XX. En esos años, el joven Alienes pasaba largas horas en el Ateneo, donde asistía a los actos que se celebraban en él y, al mismo tiempo, devoraba todo lo que llegaba de economía a su bien nutrida biblioteca, por entonces la mejor de Madrid en este campo, y ampliaba su formación matemática, algo que quedaría reflejado posteriormente en sus futuros escritos económicos¹.

En 1936 se preparaba para opositar a Cátedra en unas oposiciones convocadas para el 28 de julio de ese año, que no llegarían a celebrarse a causa de la guerra civil. Llamado a filas por el gobierno republicano, se incorporó como intendente mercantil al Servicio Central de Inspección Económica de Madrid, del que pronto sería nombrado Jefe superior. Más tarde, serviría como capitán de Estado Mayor del Ejército de Maniobras hasta que, con la guerra ya definitivamente perdida para el ejército republicano, se vio obligado a salir de España.

1. Estas referencias biográficas están tomadas de M. Martín: "Julián Alienes Urosa, un economista keynesiano español del exilio de 1939", en M. Martín, M. García y J. Sáez, *La actual economía cubana a debate. Homenaje a Julián Alienes Urosa*, Granada, Universidad de Granada, 2001, pp. 13-31.

Después de una estancia de algo más de año y medio en distintos puntos de Francia, a principios de 1941 se embarcó para Cuba, donde comenzó a dar clases de gramática, geometría y caligrafía en la Asociación Hispano-Cubana de Cultura, que por entonces dirigía Fernando Ortiz, quien acababa de publicar su *Contrapunteo cubano del tabaco y del azúcar*, y de quien recibiría Alienes sus primeras lecciones sobre la historia de Cuba. Al poco tiempo conoció en la propia Asociación al vicepresidente de la Cámara de Comercio de la República de Cuba, que le invitó a trabajar en esta institución en funciones más acordes ya con su formación de economista.

Durante siete años elaboró para la Cámara un Informe mensual de Coyuntura e Informes anuales sobre la economía cubana y organizó su Servicio de Estudios. Al mismo tiempo, publicó numerosos trabajos sobre la economía cubana, entre los que cabe destacar: “La economía nacional de Cuba”, en *Directorio Oficial de Exportación e Importación, Producción y Turismo*, La Habana, 1941, 44 pp.; *Estadísticas del Seguro en Cuba*, Asociación Cubana de Estudios de Seguros, 1941, 27 pp.; *Banco Nacional de Cuba*, Cámara de Comercio de la República de Cuba, La Habana, 1942; *Economía cubana e inversiones internacionales*, Asociación Cubana de Estudios de Seguros, La Habana, 1942, 41 pp.; “El comercio en la economía cubana”, en *Censo del año 1943*, La Habana; *Los problemas de la economía de la paz y las soluciones que se apuntan*, Cámara de Comercio de la República de Cuba, La Habana, 1945, 52 pp.; y numerosos artículos en las principales revistas de economía de Cuba (*Revista Cubana de Economía, Seguros* y otras).

Desde la propia Cámara de Comercio partió la idea de crear el Banco Nacional de Cuba, siendo Julián Alienes el hombre encargado de elaborar los correspondientes estudios económicos y, más tarde, de defender el proyecto en el Senado. En 1948, creado el Banco Nacional, su primer gobernador, Felipe Pazos, le llamó para dirigir su Servicio de Estudios, en el que colaborarían economistas tan destacados como Claudio Escarpenter, Concepción Rodríguez Betancourt y René Montserrat. Y en 1950, publicó su gran obra, *Características fundamentales de la economía cubana*, de la que me he ocupado ampliamente en el trabajo citado en la nota 1.

Para entonces, Alienes era una figura indiscutible de la economía cubana. Elaboraba un informe anual titulado *La economía cubana*, que incluía cálculos y estimaciones de la renta nacional; participaba en muchos de los estudios que servían de base a leyes económicas de la República; acompañaba como asesor al ministro de Asuntos Exteriores en sus misiones económicas internacionales; trabajaba activamente en el asesoramiento de la política monetaria cubana; impartía conferencias en tribunas como la Asociación de los Leones, la Asociación de los Intelectuales de Cuba y la propia Universidad de La Habana; e incluso se le llegó a ofrecer la dirección del prestigioso *Diario de la Marina*. Todo ello, aunque nunca

llegara a tener la nacionalidad cubana, le haría merecer la Orden de Carlos Manuel de Céspedes, entonces la distinción más preciada de Cuba, que recibió de manos del presidente Grau San Martín, opositor de Batista, antes y después de que éste llegara a la presidencia.

En 1959, después de la revolución castrista, decidió volver a España, donde pronto encontró un confortable refugio al frente del Servicio de Estudios del Banco Urquijo, donde trabajó junto a hombres como Lladó, Muñoz Rojas o Lucas Beltrán. Allí permaneció hasta su jubilación, dedicado fundamentalmente al estudio de las empresas del banco. No obstante, en los primeros años, aún le quedó tiempo para impartir la asignatura *Economía del Mundo Hispanoamericano* en la Facultad de Ciencias Políticas, Económicas y Comerciales y de publicar algunos trabajos de extraordinaria calidad en algunas de las revistas españolas más prestigiosas de aquel tiempo. En todos ellos, que enumero a continuación, apareció siempre el gran economista matemático interesado por la economía aplicada que era Alienes.

Apenas llegado a España, publicó una serie de tres artículos en la revista *Moneda y Crédito*, del propio servicio de estudios del Banco Urquijo: "Inversiones y divisas" (*Moneda y Crédito*, 1959, nº 69, pp. 19-39); "Desarrollo económico y relación intersectores. Un análisis cuantitativo" (*Moneda y Crédito*, 1960, nº 75, pp. 3-22); y "Una técnica para pronosticar niveles de renta nacional" (*Moneda y Crédito*, 1962, nº 80, pp. 3-69). En éste último, el más extenso de los tres, se exponía, con todo detalle, la posibilidad de hacer estimaciones sobre la previsible evolución de la renta nacional en España, utilizando la misma técnica que él había seguido en Cuba, consistente en una regresión entre compensaciones bancarias y renta.

Su interés por la economía matemática, que le había llevado a leer en Cuba la *Econometría* del P. Chacón, recién publicada en España, le llevó también a recibir con alborozo los *Fundamentos y posibilidades de la econometría* (1962) de García Barbancho, de los que hizo una elogiosa reseña, también en *Moneda y Crédito* (1962, nº 81, pp. 228-230), destacando la importancia y la necesidad de este tipo de estudios en España.

Y dos años más tarde, publicaba un extraordinario artículo, muy poco o nada conocido entre la abundantísima literatura actual sobre el tema, titulado "Diferencias regionales de renta en la economía española" (*Revista Internacional de Sociología*, 1964, nº 87, pp. 349-376), que es el que se reproduce a continuación y del que me ocuparé más adelante, después de hacer un breve repaso de la literatura española sobre análisis económico regional mediante descomposición factorial, que es la técnica usada por Alienes en este trabajo.

El último trabajo de Alienes, ya jubilado del servicio de estudios del Banco Urquijo, sería "Una alternativa instrumental de la política monetaria: análisis de su repercusión sobre los bancos", publicado en el libro *Homenaje a Lucas Beltrán* (1982), uno de sus grandes amigos a su vuelta a España.

2. LA DESCOMPOSICIÓN FACTORIAL EN EL ANÁLISIS ECONÓMICO REGIONAL EN ESPAÑA

Es sabido que hasta 1962, salvo contadas individualidades (Perpiñá, Trías Fargas, Sampedro/Cortiña, Plaza), hubo en España un gran vacío en el análisis económico regional. En cualquier caso, en ninguno de los trabajos publicados hasta esa fecha se habían utilizado técnicas econométricas avanzadas. A partir de 1963, sin embargo, la Comisaría del Plan de Desarrollo comenzó a impulsar un conjunto de trabajos sobre los obstáculos y problemas del desarrollo económico y sobre las desigualdades económicas regionales. En relación con éstas últimas, la fuente común fue la *Renta nacional de España y su distribución provincial*, una publicación del Servicio de Estudios del Banco de Bilbao, cuya primera edición había aparecido en 1959 con datos referidos a 1955².

La idea de descomponer un cambio en una determinada variable entre las distintas partes que hayan contribuido a dicho cambio o, simplemente, de describir las diferencias en una determinada variable para un determinado colectivo mediante la descomposición de los distintos factores que la determinan, ha sido un recurso habitual en el estudio de los más diferentes temas. En concreto, en el campo del análisis económico regional se han hecho aplicaciones muy diversas de descomposición de los factores estructurales que determinan variaciones en las tasas de crecimiento, o en las cuotas de participación regional, en cuestiones tales como crecimiento, empleo, productividad, etc..

El primero en utilizar, de forma sistemática, esta técnica aplicada al análisis regional en España fue Esteban en 1993³, quien también había hecho una importante contribución teórica al análisis *shift-share* en 1972⁴. En esencia, el análisis de

2. Una excelente síntesis sobre la introducción del análisis regional en España, en J.R. Cuadrado Roura, "Incorporación y desarrollo de los temas regionales en el análisis económico", en E. Fuentes Quintana, *Economía y Economistas Españoles, Tomo 7, La consolidación académica de la Economía*, Galaxia Gutenberg-Círculo de Lectores, Barcelona, 2002, pp. 747-808. Sobre la introducción del análisis de las disparidades regionales, en particular, *vid.* M. Martín Rodríguez, "Evolución de las disparidades económicas regionales: una perspectiva histórica", en J.L. García Delgado (ed.), *España.Economía*, Madrid, Espasa Calpe, 1992.
3. J.Esteban, "Descomposición de la desigualdad por sectores productivos: análisis Shift-Share", en *Los efectos del mercado único en el desarrollo regional y su incidencia sobre la planificación a largo plazo en las regiones objetivo nº 1*, Vol. III, IAE, 1993; y "La desigualdad regional en Europa y en España: descripción y análisis", *Ibid.*
4. Esta técnica había sido propuesta inicialmente por E. Dunn, "A Statistical and Analytical Technique for Regional Analysis", *Paper and Proceedings of the Regional Science Association*, 6, 1960, pp. 97-112. J. Esteban refinó el análisis en "A Reinterpretation of Shift-Share", *Regional and Urban Economics*, 2, 1972, pp. 249-261.

Esteban consistió en lo siguiente. En primer lugar, estudió la incidencia de factores demográficos y socioculturales sobre las desigualdades de las regiones europeas, incluidas las de España, en renta *per cápita*, utilizando para ello una descomposición del índice de Theil en tres factores que contribuyen a la desigualdad: diferencias en productividad (producto por ocupado), en tasas de actividad y en tasas de paro. Y a continuación, utilizó el análisis *sifth-share* para determinar en qué medida tales diferencias en productividad son explicables mediante una descomposición en tres factores que reflejan, respectivamente, la contribución de la estructura sectorial (componente sectorial), la de las propias características regionales con un impacto uniforme sobre todos los sectores (componente regional) y la interacción entre estos dos componentes (componente asignativo).

Las conclusiones a las que llegó Esteban en su estudio fueron las siguientes:

i) la renta *per cápita* de las regiones españolas había aumentado en promedio en la década de los ochenta un 21,86%, y de esa cantidad, más de la mitad (12,6%) se debía al aumento de la productividad (producto medio por ocupado), explicándose el restante 9,3% por el aumento de la tasa de ocupación total, del que, a su vez, un 5,17% se debía al aumento del peso de la población en edad de trabajar y un 6,12% al crecimiento de la tasa de participación; ii) las desigualdades en productividad se explicaban en la mayor parte de las regiones fundamentalmente por el componente regional, con más de un 90% del total.

En el trabajo de Esteban se consideraron tan sólo seis sectores productivos, con lo que la importancia del componente sectorial tendía a ser minusvalorado. No obstante, Fluvía y Gual ampliaron el número de sectores llegando a las mismas conclusiones⁵.

Posteriormente, este tipo de análisis, cuyo uso se había generalizado fuera de nuestro país en los años setenta y principios de los ochenta, se hizo muy común también en España. En particular, el análisis *shift-share*, que puede aplicarse con muy diversas desagregaciones sectoriales, para espacios territoriales diferentes (municipios/comarca, comarca/provincia, provincia/región, región/nación, etc.) y comparando distintos momentos del tiempo resultaba muy atractivo, pese a las críticas metodológicas que pronto comenzaron a surgir. Entre éstas, aparte su posible alta sensibilidad al nivel de desagregación sectorial utilizado, la principal fue que respondía más a un artificio de cálculo que a una verdadera explicación en profundidad de las disparidades económicas regionales, debido a que, al no ser un método estadístico, no proporciona ningún criterio de contraste para determinar si un valor estimado es o no significativamente distinto de cero. Fue esta crítica,

5. M. Fluvía y J. Gual; "Comercio internacional y desarrollo regional en el marco de la integración europea, en *Los efectos del mercado único en el desarrollo regional y su incidencia en la planificación a largo plazo en las regiones objetivo nº 1*, Vol. II, IAE, 1994

precisamente, la que llevó a algunos autores a utilizar una metodología similar, mediante el análisis de la varianza⁶.

En una de estas aplicaciones de la técnica *shift-share* al análisis económico regional, Cuadrado *et al.* han tratado de cuantificar el crecimiento económico regional en España en el periodo 1980-1995, distinguiendo tres efectos: un *efecto crecimiento económico nacional*, que muestra el nivel de VAB que habría alcanzado una determinada región si su tasa de crecimiento hubiera sido igual a la tasa de crecimiento económico nacional; y un *efecto neto total*, que es la cantidad resultante de la comparación entre el nivel de VAB observado y el que se obtiene aplicando la tasa de crecimiento nacional, que se subdivide, a su vez, en dos efectos, el llamado *efecto proporcional*, que recoge las diferencias entre una región y la media nacional debidas a la especialización productiva, y el *efecto diferencial*, que recoge la influencia sobre el desarrollo regional de factores de diversa naturaleza. En este caso, los resultados del estudio fueron que la dinámica de la estructura productiva juega un papel muy reducido en la explicación del *efecto neto total* en las distintas regiones españolas, si se exceptúan Madrid, Andalucía y Asturias en las que la estructura productiva tenía todavía en esos años un peso algo mayor⁷.

3. JULIÁN ALIENES, UN PRECURSOR DE LA TÉCNICA SHIFT-SHARE APLICADA AL ANÁLISIS ECONÓMICO REGIONAL EN ESPAÑA.

Anticipándose en mucho a los actuales estudios sobre desigualdades económicas regionales, y a partir de los datos del Banco del Bilbao, Alienes estudió en una fecha anterior a 1964 las causas de las desigualdades regionales de renta en España. utilizando técnicas estadísticas de desagregación factorial, que, como ha quedado dicho, no comenzarían a utilizarse sistemáticamente en España hasta 1993, es decir, treinta años más tarde.

En el artículo que se reproduce a continuación, *Diferencias regionales de renta en la economía española*, citado ya en el apartado primero de esta introducción, que según nota a pie de página del propio autor no era sino la primicia de un trabajo de mayor envergadura en el que trabajaba por entonces, pero que al parecer nunca llegaría a publicarse, Alienes se propuso explicar las diferencias en los niveles de renta de las distintas provincias españolas con los datos correspondientes a 1957. Para

6. Éste ha sido, por ejemplo, el camino seguido por R. Weeden (1974), "Regional rates of growth of employment: an analysis of variance treatment", NBER, Working Paper, 3, Cambridge University Press.
7. J.R. Cuadrado *et al.* (1998): *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria, Madrid, pp. 311-338.

ello, elaboró lo que él llamó una *ecuación de definición transformada de la renta per capita nacional*, exacta y no estocástica, en la que dicha renta *per cápita* se hacía depender de cinco factores: la productividad media por persona económicamente activa en el sector primario, el coeficiente estructural representativo del empleo en el sector primario respecto al empleo total, la productividad media por persona económicamente activa en los sectores industrial y de servicios, el coeficiente estructural representativo del empleo en los sectores industrial y de servicios respecto al empleo total y el coeficiente estructural representativo del empleo respecto a la población total. Aunque Alienes sabía, obviamente, que el coeficiente estructural de empleo en el sector primario y el coeficiente estructural de empleo en los sectores industrial y de servicios eran interdependientes por definición, en su trabajo prefirió mantener en la ecuación los cinco factores para no perder capacidad explicativa.

El modelo de Alienes incluía, pues, dos únicos sectores económicos (primario y no primario), todas y cada una de las provincias españolas, y dos variables explicativas (tasa de empleo y productividad) de las diferencias en renta *per cápita* provinciales. Se trataba, por tanto, de un modelo similar a los que se utilizarían años más tarde, si bien la estructura sectorial se simplificaba al máximo y el colectivo considerado no era el de las regiones sino el de las provincias españolas.

A partir de aquí, procedió, en primer lugar, a hacer cinco grandes agrupaciones de las provincias atendiendo a su nivel de renta *per cápita*. Luego, su método consistió, en primer lugar, en: i) traducir estadísticamente los distintos componentes de su ecuación de definición transformada y verificarlos respecto a cada provincia o grupo de provincias, según intervalos; ii) aplicar a cada provincia o grupo de provincias con niveles de renta próximos la ecuación de transformación. Y a continuación, midió porcentualmente el grado de influencia de cada factor determinante sobre las diferencias provinciales de renta *per cápita*, siguiendo el procedimiento de cálculo que se describe en el texto, llegando a las siguientes conclusiones: i) el elemento decisivo en las diferencias provinciales en renta *per cápita* en España venía dado por las diferencias en la estructura sectorial del empleo, con un peso entre el 40% y el 45%, siendo la renta mayor a medida que los porcentajes de empleo en la industria y en los servicios eran mayores, con una influencia creciente de este elemento, dentro de los límites señalados, a medida que el nivel de renta era mayor; ii) el siguiente elemento en importancia era el porcentaje de empleo sobre la población total, con un peso entre el 21% y el 26%, siendo la renta mayor a medida que era mayor este porcentaje, y con una influencia creciente a medida que el nivel de renta era menor; iii) el tercer elemento en orden de importancia, con una influencia entre el 13% y el 21%, era la productividad media en la industria y los servicios, con una influencia creciente a medida que el nivel de renta es mayor; y iv) el elemento menos influyente era la productividad agraria, con un peso entre el 3% y el 21%, siendo su influencia mayor en los escalones bajos de renta.

No conozco ningún trabajo en que se haya aplicado la descomposición del índice de Theil y la técnica *shift-share* para la explicación de la desigualdad en renta *per cápita* entre las provincias españolas en 1957, pero los resultados de Alienes, muy distintos a los de Esteban y Cuadrado para la década de los ochenta, resultan perfectamente congruentes con la realidad de la economía española de aquel tiempo, con grandes diferencias en la estructura productiva de las provincias españolas (particularmente entre sector primario y sector no primario, que fueron los dos que él consideró en su modelo) y grandes diferencias en las tasas provinciales de actividad.

En cualquier caso, el trabajo de Alienes merece figurar, por méritos propios, como el primero en el que se utilizaron las técnicas de descomposición factorial para explicar las causas de las desigualdades regionales de renta *per cápita* en España. Sólo su inclusión en una revista poco leída por los economistas y el escaso conocimiento que tenemos aún de nuestros economistas del exilio de 1939 puede explicar que haya permanecido injustamente olvidado.

DIFERENCIAS REGIONALES DE RENTA EN LA ECONOMÍA ESPAÑOLA*

Problemas socio-económicos del desarrollo español

Por Julian Alienes y Urosa ⁽¹⁾

SUMARIO: 1. Distribución de la renta a través del espacio económico español: la realidad estadística.- 2. Método a seguir en la investigación propuesta.- 3. La ecuación de definición de la renta y su adaptación, por transformación, al fin concreto perseguido.- 4. Oscilación máxima de los elementos determinantes de la renta "per capita" y niveles de ésta, dentro del espacio económico español.- 5. Productividad agraria provincial: diferencias.- 6. Estructura provincial de los empleos: coeficientes estructurales provinciales de empleo agrario y no agrario.- 7. Coeficiente de empleo global por provincias.- 8. La productividad provincial conjunta de la industria y los servicios.- 9. Un primer grupo de conclusiones provisionales.- 10. Constelación particular de productividades y coeficientes de empleo, hacia la que se tiende a cada nivel provincial de renta, dentro del espacio económico español.- 11. Precisión de las constelaciones o conjuntos de elementos determinantes que se forman a cada nivel de renta.- 12. Correlación entre pares de elementos determinantes.- 13. El conjunto de los elementos actuantes sobre la renta provincial "per capita" y los niveles de ésta en el caso empírico de España.- 14. Conclusiones finales.

1. Es un hecho estadísticamente comprobado que, en todo el espacio económico nacional existen diferencias entre las rentas «per capita» ganadas por el conjunto de los habitantes de las distintas zonas en que aquel espacio resulte dividido o divisible. Esto quiere decir que no hay una distribución uniforme de la renta a través del espacio económico nacional, de la misma manera que tampoco existe esa distribución uniforme de la renta cuando se consideran otros criterios para clasificar

* Publicado en Revista Internacional de Sociología, nº 87, julio-septiembre 1964, pp. 349-376

(1) Publicamos este trabajo, anticipo de un estudio de conjunto del autor.

(2) Como es sabido, con posterioridad a esa fecha la renta de esta provincia se ha elevado, y con ello se siguen agudizando estas extremadas disparidades provinciales.

esta última. En consecuencia, puede decirse que la renta, considerada como ingreso ganado por una persona a causa de su participación en el proceso productivo, es un hecho esencialmente diferencial. Por tanto, nada debe extrañarnos que cada perceptor de renta perciba una diferente a la de cualquier otro, y esto tanto si consideramos a estos perceptores clasificados desde el punto de vista del espacio, como siguiendo cualquier otro módulo clasificatorio. Con la distinta renta se premia la diferente participación de cada uno en el proceso productivo. Esta es la realidad.

Según lo dicho, sólo por pura casualidad deberían resultar rentas por cabeza análogas para cada una de las provincias españolas. Lo lógico es que las rentas provinciales por cabeza resultantes -como es natural- de dividir la renta total efectivamente producida y ganada en cada provincia dentro de la unidad de tiempo, por ejemplo, el año, entre su población total en ese momento, sean diferentes y más aún si diferente es el grado de desarrollo económico alcanzado por cada una de ellas.

Pues bien; si tomamos como indicador de las diferencias de nivel en materia de renta ganada en cada parte o porción del espacio económico nacional, la renta «per capita» alcanzada en un año dado, y si a su vez adoptamos como división o zonalización del espacio económico nacional la provincia, estaremos en condiciones de observar cómo se ha producido -este fenómeno en la economía española en el año 1957, año para el cual contamos con información adecuada sobre el particular gracias al excelente y conocidísimo trabajo del Banco de Bilbao titulado: «Renta nacional de España y su distribución provincial», trabajo en el cual se apoyarán todos los cálculos y consideraciones que se hagan dentro del presente ensayo.

CUADRO I
DIFERENCIAS DE RENTA EN EL ESPACIO ECONÓMICO ESPAÑOL
(Año 1957)

Intervalos de frecuencia de las distintas categorías de renta provincial "per capita". (En pesetas)	Nº de provincias en posesión de la renta "per capita" correspondiente.		Renta "per capita" provincial media, resultante dentro de cada grupo. (En pesetas)
	En términos absolutos (Pesetas)	En términos relativos %	
Mayores de 20.000	5	10	24.994
Mayores de 17.000 y hasta 20.000	6	12	18.082
Mayores de 14.000 y hasta 17.000	10	20	15.325
Mayores de 11.000 y hasta 14.000	12	24	12.104
Menores o iguales a 11.000	17	34	9.584
TOTAL NACIONAL	50	100	15.131

Con lo dicho se comprueba el hecho diferencial en materia de renta a que antes hicimos alusión, siempre dentro del espacio en que la economía española se desenvuelve. Si bien haya de agregarse en lo que al tiempo se refiere, que las conclusiones a que se llegue serán válidas igualmente para años distintos del mencionado, anteriores o posteriores, siempre que pueda probarse que en ellos no ha habido importante mudanza estructural de la economía española.

Cabe agregar, como aclaración al cuadro precedente, que las diferencias de nivel de renta que pone de manifiesto, territorialmente hablando, llegan a tal grado que la provincia situada en cabeza (Vizcaya) alcanza ese año una renta media por persona de 30.230 pesetas (2), lo que significa casi cuadruplicar el nivel de renta en que quedó la provincia situada en cola (Orense), ya que ésta no logró pasar de 7.893 pesetas. Este hecho extremo conviene revelarle en forma directa, pues en la clasificación adoptada queda totalmente encubierto por obra de la clasificación misma

Ahora bien; se nos dirá que esta máxima dispersión de rentas provinciales (4:1) sólo representa la diferencia extrema, sin que tenga por

ello excesivo valor representativo del conjunto. Mas, si por un lado excluimos las cinco provincias que disfrutaban de las más altas rentas «per capita» logradas en el país, a saber: Vizcaya, Guipúzcoa, Madrid, Barcelona y Álava, y al tiempo excluimos por el otro las cinco provincias que sufren las rentas «per capita» más bajas de la nación -y que son: Orense, Granada, Almería, Jaén y Cáceres-, nos encontraremos todavía con que es importantísima la diferencia entre la renta máxima de la provincia que queda en cabeza (Valencia), que es de 18.875 pesetas, y la de la que queda ahora en cola (Ávila), que es de 9.172 pesetas. Por tanto, aún después de la exclusión del 20 por 100 de las provincias más extremosas -cinco provincias por arriba y cinco por debajo-, queda todavía la proporción (2:1) entre las rentas provinciales máxima y mínima subsistentes, lo que revela en todo caso y con perfecta claridad el hecho de las notabilísimas diferencias interprovinciales habidas en materia de renta «per capita» dentro de la nación.

Ante nosotros está, pues, y en toda su crudeza, el hecho diferencial de los niveles de renta tomados en función del espacio económico desde el cual la renta es ganada por los factores que contribuyen a la producción nacional de bienes y servicios. Lógico es que ahora nos preguntemos a qué se deben el «hecho» y su «permanencia» a través del tiempo. Es decir, qué causas son capaces de explicárnosle en su presencia y permanencia.

Tenemos en preparación un trabajo en el cual se estudia a fondo la cuestión. En este brevísimo ensayo sólo intentamos una explicación parcial y superficial del tema; más, sin embargo, suficiente a los fines aquí perseguidos.

2. El método que vamos a seguir para hallar explicación al hecho de los diferentes niveles de renta prevalecientes en cada una de las zonas en que es divisible el espacio económico nacional, consistirá principalmente en las tres fases que siguen: 1.^a), la de elegir y transformar adecuadamente una ecuación de definición orientada a explicarnos el hecho

diferencial en materia de rentas, que se presenta a través del espacio económico nacional; 2.^ª), la de traducir estadísticamente los distintos elementos componentes de la aludida ecuación de definición transformada, y verificar los mismos respecto a cada provincia o grupo de provincias, según intervalos de renta dados, y 3.^ª) la de aplicar a cada provincia o grupo de provincias con niveles de renta relativamente cercanos, la ecuación de definición transformada a que venimos aludiendo, según los particulares valores de sus elementos componentes en cada caso.

Siguiendo este método podremos descubrir cuáles son los elementos determinantes de los cambios en los niveles de la renta «per capita» de unas zonas a otras dentro del espacio económico nacional y qué influencia tiene en la variación de la dicha clase de renta cada elemento determinante de dicha variación. En consecuencia, siguiendo este método tendremos respuesta a las interrogantes que nos hemos propuesto contestar y en la medida en que nos hemos propuesto alcanzar la contestación. Otras averiguaciones, importantísimas pero más sutiles, quedan fuera del ámbito que enmarca el presente trabajo y las reservarnos para el que con anterioridad quedó anunciado. Así el presente esfuerzo se ajusta a límites proporcionados y razonables.

3. Sabemos, por definición, que la renta nacional (RN) en un año dado y para un espacio económico nacional determinado -por ejemplo, el año 1957 y el territorio económico nacional español- es igual a la productividad media alcanzada ese año, por persona económicamente activa, en el sector primario de la economía (Pa) -sector agropecuario, principalmente en nuestro caso- multiplicada por el número de personas empleadas en el referido sector (ha), más la productividad media alcanzada, también ese año y por persona económicamente activa, en los sectores secundario y terciario -industria y servicios- (Pn), multiplicada asimismo por el número de personas empleadas fuera del sector primario (hn). Es decir, resulta evidente sin más, de acuerdo con lo dicho, que:

$$(RN) = (Pa \cdot ha) + (Pn \cdot hn) \quad (1)$$

Si representamos con (h) la población total que habita el espacio económico nacional dado -en nuestro caso el territorio español-, tendremos que la renta «per capita» nacional (rn) se formulará como sigue:

$$(rn) = Pa (ha/h) + Pn (hn/h) \quad (2)$$

y resultará simplemente de dividir la (1) por (h). Ahora bien, los coeficientes (ha/h) y (hn/h) resultantes de la división precedente, no son otra cosa sino la medida de la intensidad del empleo principalmente agrario en el primer caso, e industrial y de servicios en el segundo, referidos ambos a la población nacional total; y pueden, por tanto, descomponerse cada uno de ellos en otros dos de mayor significación económica, a saber: el coeficiente estructural de empleo agrario, (h'a) y el coeficiente estructural de empleo global (h'), en el caso de (ha/h); y el coeficiente estructural de empleo no agrario (h'n) y el coeficiente estructural de empleo global (h'), en el caso de (hn/h). Veámoslo.

Es evidente que:

$$ha/h = ha/(ha+hn) \cdot (ha+hn)/h = (h'a \cdot h') \quad (3)$$

Y también que:

$$hn/h = hn/(ha+hn) \cdot (ha+hn)/h = (h'n \cdot h') \quad (4)$$

Sustituyendo en (2), (ha/h) y (hn/h), por las expresiones finales que aparecen en (3) y (4), y sacando factor común de (h'), llegamos a la transformación de la (2) en la formulación que sigue:

$$(rn) = \{ (Pa \cdot h'a) + (Pn \cdot h'n) \} \cdot h' \quad (5)$$

La fórmula (5) nos dice que, según la ecuación de definición transformada de la renta «per capita» nacional -que, naturalmente, es una ecuación exacta y no estocástica- dicha renta «per capita» nacional depende:

- 1º De la productividad media lograda por persona económicamente activa en el sector primario (P_a), en nuestro caso, principalmente en el sector agrario.
- 2º Del coeficiente estructural representativo del empleo alcanzado en el propio sector primario, relativamente al empleo total ($h'a$).
- 3º De la productividad media lograda por persona económicamente activa en los sectores secundario y terciario, es decir, en los sectores industrial y de servicios (P_n).
- 4º Del coeficiente estructural representativo del empleo logrado en los sectores secundario y terciario -o sea, industrial y de servicios- relativamente al empleo total ($h'n$); y
- 5º Y último, del coeficiente estructural representativo de la intensidad del empleo global relativamente a la total población nacional (h').

Las sucesivas formas adoptadas por la ecuación de definición nacional -la (1), la (2) y la (5)- pueden ser igualmente empleadas con referencia a cada provincia o grupo de provincias, bastando para ello con tomar productividades y coeficientes de empleo provinciales, en vez de nacionales. Con esto tendremos tantas ecuaciones de definición como provincias haya, o tantas como grupos de provincias, reunidas por semejanza de ciertos caracteres, nos convenga construir.

Los elementos componentes de la ecuación de definición transformada, es decir, adaptada a nuestros particulares fines, permitirá que nos expliquemos los cambios de nivel de la renta «per capita» correspondiente a cada grupo homogéneo de provincias -homogeneidad determinada según cuantías similares de renta, por ejemplo- en función de los cinco elementos descritos.

De estos cinco elementos, dos de ellos son plenamente interdependientes por definición, a saber: el coeficiente estructural de empleo agrario y el coeficiente estructural de empleo no agrario, ya que están unidos por la siguiente relación necesaria y, exacta: la suma de ambos es igual a la unidad. Luego, si esto es verdad, también será verdad que cualquiera de ellos es igual a la unidad menos el otro. Esta es su plena interdependencia.

Lo expuesto quiere decir que la fórmula (5) puede simplificarse reduciendo a cuatro el número de elementos determinantes de cambios en la renta «per capita», dependiendo del gusto o de la conveniencia la exclusión de coeficiente de empleo agrario o la del coeficiente de empleo en actividades industriales y de servicios. Sin embargo, como a nuestro presente objetivo nada beneficia la reducción dicha, aplicaremos la ecuación de definición tal y como ésta fue expuesta en el dicho número (5), para que así no pierda ni un ápice de su capacidad explicativa.

4. En una primera aproximación al problema que nos hemos propuesto dilucidar, parece lógico apreciar el grado de variación empírica de los cinco elementos determinantes de la variación de la renta «per capita», tomada ésta en función del espacio económico, pues según sea la variación individual de aquéllos así será la variación conjunta de ésta.

Dicha variación puede medirse de muy diversa manera y, en cada una de ellas, con diferente grado de exactitud. En nuestro caso, sin embargo, optamos por el más sencillo y rudimentario de los procedimientos, ya que éste, a la no despreciable ventaja de la sencillez, une la de alcanzar expresividad suficiente a nuestros fines. Nos referimos, simple y sencillamente, al procedimiento que mide la variación máxima o máxima diferencia, absoluta y relativa, entre el valor superior y el inferior del carácter que se considere.

CUADRO II
OSCILACIÓN MÁXIMA DE LOS NIVELES DE RENTA “PER CAPITA” PRO-
VINCIALES Y DE SUS ELEMENTOS DETERMINANTES (Año 1957)

CONCEPTOS	Oscilación interprovincial máxima en valores absolutos. (Miles de pesetas)			Oscilación interprovincial máxima en % del valor máximo sobre el mínimo
	Máximo	Mínimo	Diferencia	
1.- Renta provincial “per capita”	30,2	7,9	22,3	383%
2.- Productividad agraria por persona económicamente activa	72,9	9,5	63,4	767%
3.- Productividad no agraria por persona económicamente activa	69,8	42,1	27,2	164%
4.- Coeficiente estructural de empleo no agrario (en tanto por uno)	0,938	0,222	0,716	423
5.- Coeficiente estructural de empleo global (en tanto por uno).	0,496	0,248	0,248	200

5. Un simple repaso a las cifras del cuadro precedente permite probar que el elemento determinante de la renta «per capita» provincia] y de sus cambios en el espacio, que experimenta mayor variación es, sin duda., el elemento de la productividad agraria (Pa). La productividad agraria provincial máxima (en el caso de Guipúzcoa 72.900 ptas.), era igual a casi ocho veces la productividad agraria provincial mínima (9.500 ptas. en el caso de Orense). Y aún cuando es cierto que el primer caso -el máximo- puede ser extremoso en exceso y por ello mismo poco representativo, no es menos verdad que eliminado éste y tomando el segundo caso de alta producción agraria provincial (Vizcaya con 52.000 ptas.), al que ya no es posible achacar tan fácilmente defectos de falta de significación, resulta que aun así esta productividad agraria provincial es más de cinco veces la productividad agraria provincial mínima.

Esta enorme diferencia entre las distintas productividades agrarias provinciales-la superior y la inferior-se comprueba de manera irrefutable en la siguiente tabla de frecuencias.

En consecuencia, puede suponerse en principio -pero sólo en principio, entiéndase bien- que uno de los factores más influyentes en la determinación de los tan diferentes y distintos niveles de productividad agraria que se alcanzan en cada provincia española, y que aún reducida la comparación a sólo el 80 por 100 de los casos que reúnan la característica de ser los menos extremados, encontramos una proporción diferencial de productividades que va de (1 : 3,5), es decir, desde 10.001 pesetas a 35.000 pesetas.

CUADRO III
PRODUCTIVIDAD AGRARIA POR PERSONA ECONÓMICAMENTE ACTIVA
(Año 1957)

Intervalos de productividad agraria por persona económicamente activa.	Número de provincias que disfrutaron de tal productividad		Número acumulado de provincias	
	Absoluto	Relativo %	Absoluto	Relativo %
Hasta 10.000 pesetas	1	2	1	2
De 10.001 hasta 15.000 “	5	10	6	12
De 15.001 hasta 20.000 “	9	18	15	30
De 20.001 hasta 25.000 “	14	28	29	58
De 25.001 hasta 30.000 “	11	22	40	80
De 30.001 hasta 35.000 “	5	10	45	90
De 35.001 hasta 40.000 “	1	2	46	92
De 40.001 hasta 45.000 “	1	2	47	94
De 45.001 hasta 50.000 “	1	2	48	96
De 50.001 hasta 55.000 “	1	2	49	98
Más de 55.000 “	1	2	50	100

6. El segundo elemento determinante del nivel provincial de la renta «per capita» y de sus variaciones o cambios a lo largo del espacio económico nacional, parece ser -en esta primera aproximación- la estructura de los empleos. Cuanto más compleja es esta estructura, es decir, cuanto mayor es la proporción del empleo industrial y de servicios relativamente al empleo provincial total (h'n), mayor es también la renta «per capita» percibida o disfrutada por la provincia, como, por otra parte, parece lógico que

sucedá. Dicho esto de otra manera, o sea, en su forma negativa o inversa: cuanto mayor resulte el empleo agrario relativamente al empleo provincial total (h'a), menor es la renta «per capita» provincial percibida.

En el breve análisis que vamos a hacer en relación al estudio de los efectos de la estructura provincial de los empleos sobre el nivel provincial de renta «per capita», seguiremos --de estos dos caminos, y por razones de simetría y conveniencia- el camino positivo o directo.

Los dos casos extremos en materia de estructura provincial de las ocupaciones, vienen dados por Madrid y Orense. La primera de las provincias citadas emplea el 93,8 por 100 de su población económicamente activa, en la industria y los servicios; en tanto que la segunda sólo llega a absorber en dichos menesteres el 22,2 por 100. O sea, que por cada diez personas en actividad económica, la primera provincia emplea más de nueve en la industria y los servicios, en tanto la segunda sólo emplea algo más de dos. Esta es la proporción (4: 1), o si se quiere, la desproporción existente entre los extremos.

CUADRO IV
CLASIFICACIÓN DE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS SEGÚN EL COEFICIENTE ESTRUCTURAL DE EMPLEO INDUSTRIAL Y DE SERVICIOS.
(Año 1957)

Intervalos de frecuencia del coeficiente provincial de empleo no agrario (h'n)	Número de provincias que disfrutan de los correspondientes coeficientes		Número acumulado de provincias que disfrutan de los correspondientes coeficientes	
	Valores absolutos	Valores relativos %	Valores absolutos	Valores relativos %
Hasta 0,30	8	16	8	16
Desde 0,301 hasta 0,40	14	28	22	44
Desde 0,401 hasta 0,50	12	24	34	68
Desde 0,501 hasta 0,60	7	14	41	82
Desde 0,601 hasta 0,70	4	8	45	90
Desde 0,701 hasta 0,80	1	2	46	92
Desde 0,801 hasta 0,90	1	2	47	94
Desde 0,901 hasta 1,00	3	6	50	100

Y no se piense que tal y tan intensa dispersión de valores, sólo aparece en esta diferenciación de los casos extremos; también aparecerá si arreglamos debidamente el conjunto de los datos provinciales en la oportuna tributación de frecuencias.

Es decir, que aun cuando sólo tomásemos el 80 por ciento, aproximadamente constituido por los casos menos extremos, el carácter que analizamos seguiría mostrándose fuertemente diferencial de unas provincias a otras, pues pasaría del 30 por 100 tan solo, de empleo no agrario, en unas provincias, al 90 por 100 y más, en otras, lo que significa que hay unas provincias-las más fuertemente industrializadas- que llegan a tener una intensidad de empleo no agrario triple al de las otras -las menos industrializadas- Y esto, recuérdese, descartando en ambos extremos los casos límites, hasta el 20 por 100 de ellos.

Todo lo aquí dicho con respecto a (h'n) podría haber sido referido a (h'a). Pero ya advertimos el por qué del camino seguido. En consecuencia no insistiremos.

7. El elemento que al parecer -y siempre en primera aproximación- sigue en importancia a los dos referidos, es el coeficiente global de empleo (h'). Las provincias, cualquiera que sea la estructura de empleo que sufran o disfruten, según los casos, tienen muy distintos niveles de empleo global, es decir, de empleo relativamente a la total población de la provincia. Así, provincia hay, situada en el límite inferior del empleo, cual la de Cádiz, que sólo llega a tener al 24,8 por 100 de su población total, absorbida por alguna actividad económica; en tanto otra, colocada a la cabeza de las cifras relativas de empleo, la de Castellón, alcanza nada menos que al 49,6 por 100. Como se ve, la intensidad relativa del empleo es justamente el doble en la provincia que va en cabeza.

Y al igual que en los otros casos afirmamos, afirmamos aquí. El hecho de la diferencia no se debe tan solo a la extremosidad de los casos considerados, pues excluyendo el 20 por 100 de éstos, para así dejar fuera de

las casos de más fuerte y de más flojo nivel de empleo, todavía queda una diferencia de 50 por 100 en los niveles de empleo entre las provincias con más y con menos grado de ocupación. El cuadro siguiente da una idea de la dispersión del coeficiente de empleo global por provincias.

CUADRO V
CLASIFICACIÓN DE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS SEGÚN EL
COEFICIENTE DE EMPLEO GLOBAL (Año 1957)

Intervalos de frecuencia del coeficiente de empleo global (h')	Número de provincias que disfrutaban de los correspondientes coeficientes		Número acumulado de provincias que disfrutaban de los correspondientes coeficientes	
	Valores absolutos	Valores relativos %	Valores absolutos	Valores relativos %
Hasta 0,250	1	2	1	2
Desde 0,251 hasta 0,300	4	8	5	10
Desde 0,301 hasta 0,350	17	34	22	44
Desde 0,351 hasta 0,400	11	22	33	66
Desde 0,401 hasta 0,450	16	32	49	98
Desde 0,450 en adelante	1	2	50	100

8. Por último, resta por considerar el elemento de la productividad media por persona empleada en cada provincia fuera del sector primario; es decir, fundamentalmente fuera de la actividad agraria (Pn). La productividad media por persona empleada en la industria y los servicios, es mucho menos extremosa que la productividad provincial fuera de las actividades primarias, el de Cádiz, es igual a 69.300 pesetas, en tanto que el caso de menor productividad, correspondiente a Teruel, es de 42.100 pesetas. O sea que la relación de productividades entre la provincia de máximo y la de mínimo, no llega ahora a ser ni siquiera de (1: 1,65), y si se descarta el 20 por 100 de los casos, tomados de entre los más extremosos, la relación aludida se reduce, aproximadamente, a la de (1: 1,44).

Por la siguiente tabla de distribución de frecuencias, se percibe claramente cómo el menor grado de dispersión del carácter que ahora analizamos, queda comprobado y verificado.

Resumiendo lo hasta aquí expuesto, podemos llegar-siempre en primera aproximación al problema en estudio- a una serie importante de conclusiones provisionales, fundadas tan sólo en la comparación de las oscilaciones máximas que se dan, tanto en la variable a explicar (rn) como en las variables explicativas o elementos determinantes de aquella y de los cambios de aquella (Pa, Pn, h'a, h'n y h') en el espacio económico nacional.

Estas conclusiones son idénticas si las fundamos sobre la máxima oscilación derivada de considerar los casos extremos, tomando el cien por cien de los casos sometidos a estudio-las cincuenta provincias- o tomando sólo el 80 por 100 de los aludidos casos, con exclusión, por tanto, de las cinco provincias situadas en cabeza y de las cinco situadas en cola respecto al carácter de que se trate. Siempre obtendremos iguales conclusiones, a saber:

1ª El factor que, al parecer, tiende con más fuerza a hacer diferentes las rentas «per capita» de unas provincias a otras, es la diferente productividad agraria alcanzada por cada provincia, sin duda el factor más fuertemente oscilante entre los que, en nuestra ecuación de definición, determinan el nivel provincial de la renta «per capita» y sus variaciones de provincia a provincia. Esta conclusión, sin embargo, veremos más adelante que es completamente rectificada.

CUADRO VI
CLASIFICACIÓN DE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS SEGÚN NIVELES
DE PRODUCTIVIDAD CONJUNTA EN LA INDUSTRIA Y LOS SERVICIOS
(Año 1957)

Intervalos de frecuencia de los niveles de productividad no agraria (Pn) (En pesetas de 1957)	Número de provincias que disfrutaban de los correspondientes niveles de productividad		Número acumulado de provincias que disfrutaban de los correspondientes niveles de productividad	
	Valores absolutos	Valores relativos %	Valores absolutos	Valores relativos %
Hasta 45.000	4	8	4	8
Desde 45.001 hasta 55.000	27	54	31	62
Desde 55.001 hasta 65.000	13	26	44	88
Desde 65.001 en adelante	6	12	50	100

2ª El factor que sigue en importancia al de la productividad agraria, parece ser -según los elementos de juicio hasta ahora disponibles- el relativo a la estructura de los empleos: cuanto mayor es el empleo no agrario relativamente al empleo global provincial, mayor es la renta «per capita»; o cuanto mayor es el empleo agrario relativamente al empleo global provincial, menor es la renta «per capita» de la provincia, y bien se sabe por lo ya expuesto que de provincia a provincia cambia en medida muy significativa la proporción de las personas empleadas en actividades agrarias o en actividades industriales y de servicios.

3ª Los tres factores apuntados -dos en cierto sentido- cargan, por tanto, hasta ahora, con la máxima responsabilidad en la determinación, con sus diferencias interprovinciales, de las interprovinciales diferencias de la renta «per capita». Los cambios relativos de estas diferencias de provincia a provincia, están por debajo de los cambios relativos habidos en aquellas diferencias y, desde luego, por encima de los cambios correspondientes a las diferencias de los dos factores que siguen.

4ª Contribuye también a la diferenciación interprovincial de las respectivas rentas «per capita», pero amortigua, sin duda, los vigorosos efectos debidos a la estructura de los empleos y, en alguna medida también, a la productividad agraria, el factor del empleo global relativo (h'). Su oscilación es muy inferior a la de la propia renta «per capita», aunque en modo alguno pueda hablarse de que sea un factor igualatorio en materia de rentas provinciales; y

5ª y última, el factor que menos parece influir -esta conclusión posteriormente será revisada- en la diferenciación interprovincial de la renta «per capita», aunque siempre influya lo suyo, es el factor de la productividad alcanzada en cada provincia dentro de la industria y los servicios. Aunque pueda parecer extraño, los hechos nos dicen, sin que les falte la asistencia de la lógica, que las diferencias interprovinciales de productividad fuera del sector agrario, son mínimas en términos relativos dentro de las distintas zonas en que hemos dividido el espacio

económico español. Este aspecto será considerado más adelante con mayor precisión.

No puede decirse, por tanto, que las conclusiones provisionales a que se llega en primera aproximación al problema, carezcan en verdad de cierto interés y significación. Más no debe olvidarse tampoco que tales conclusiones están basadas sobre resultados que derivan de la aplicación de instrumentos de investigación muy toscos, que sólo a toscas conclusiones puede acercarnos. Ya veremos más adelante-lo repetimos-- como muchas de estas conclusiones serán radicalmente alteradas gracias al empleo de más refinados procedimientos de investigación.

10. Estas conclusiones pueden redondearse mucho más si descubrimos cierto grado de asociación, interesantísima, existente entre los propios elementos individuales determinantes de los niveles provinciales de renta «per capita». Descubrir esta asociación empírica, constituye, sin duda, avance fundamental en el camino de la investigación, pues hasta ahora sólo sabemos cual es el comportamiento aislado de cada uno de los elementos tomados a cuenta, a saber: productividades y coeficientes de empleo. Pero no la constelación formada por ellos en cada caso particular y el efecto conjunto resultante de tal constelación sobre el nivel de renta «per capita» provincial.

Ahora bien, es evidente que cada uno de estos elementos determinantes de la renta en función del espacio económico español, debe ir unido a los otros en forma y cuantía peculiares en cada caso, siendo muy posible, en consecuencia, que a cada nivel de renta «per capita» tienda a corresponderle cierta constelación de los elementos determinantes, no otra. Esto es lo que nos interesa descubrir y destacar.

En este sentido es altamente revelador, en principio, el material estadístico reunido en el cuadro número 7, que tiene por objeto ponernos en camino para descubrir el tipo de asociación de los cinco elementos determinantes, hacia la que se tiende a cada escalón de la renta «per capita» que se considere.

CUADRO VII
CLASIFICACIÓN DE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS SEGÚN SU RENTA
“PER CÁPITA” Y LA PROPORCIÓN DE LAS SITUADAS POR ENCIMA O
POR DEBAJO DEL PROMEDIO NACIONAL RESPECTIVO, PARA CADA
UNO DE LOS CINCO ELEMENTOS DETERMINANTES DE AQUÉLLA
(Año 1957)

Nivel de renta provincial “per capita” en pesetas de 1957	Número de provincias (En valores)		Tanto por ciento sobre el total de cada grupo, de las provincias que están por encima del respectivo promedio nacional				
	Absolutos	Relativos %	(Pa) %	(Pn) %	(h'a) %	(h'n) %	(h') %
Mayor de 20.000 pesetas	5	10	100	100	100	100	100
Desde 17.001 hasta 20.000 “	6	12	83	100	50	50	100
Desde 14.001 hasta 17.000 “	10	20	70	20	60	40	50
Desde 11.001 hasta 14.000 “	12	24	42	17	92	8	50
Hasta 11.000 “	17	34	41	17	100	0	17
Total y promedios nacionales	50	100	22.085 Ptas.	55.969 Ptas.	0,447	0,553	0,371

De la lectura detenida del cuadro precedente se desprenden enseñanzas de muy alto interés. Veámoslas.

En primer lugar, puede apreciarse claramente cómo en el grupo de mayor nivel de renta «per capita» -por encima de 20.000 pesetas- que comprende cinco provincias, todas ellas están situadas por encima de los promedios nacionales respectivos, tanto para (Pa) o productividad media por persona empleada en el sector agrario; como para (Pn) o productividad media por persona empleada en los sectores no agrarios. Igualmente sucede para (h'n) o coeficiente estructural de empleo en estos mismos sectores no agrarios; y, en fin, para (h') o coeficiente estructural, global, de empleo. Sólo en el caso del elemento (h'a), o coeficiente de empleo en el sector agrario, se da la situación inversa, como es natural, o sea que ninguna de las provincias del grupo se halla por encima del valor medio nacional, sino por debajo de él. Mas esto es lógico que así sea. Es más, no podía ser de otra manera si se recuerda que (h'a) más (h'n), es, por definición, igual a uno.

Por tanto, la primera forma de asociación que encontramos entre los elementos determinantes de la renta provincial «per capita», en el caso del grupo formado por las cinco provincias que cuentan con más elevado nivel de ésta, es la siguiente: la totalidad de los elementos determinantes (Pa), (Pn), (h'n) y (h'), están situados en la totalidad de los casos observados, a nivel superior al promedio nacional correspondiente. De donde se desprende que el más elevado nivel provincial de la renta «per capita» se logra en nuestra economía gracias al concurso superior de todos los elementos determinantes en juego.

Veamos ahora el otro extremo de la escala, a saber: el grupo de provincias -diecisiete en total- cuyos niveles de renta son los más bajos del país, no sobrepasando, en ningún caso, las 11.000 pesetas por persona y año. Los elementos determinantes de la renta se hallan ahora, en la inmensa mayoría de los casos observados, por debajo de los casos observados, por debajo de los respectivos promedios nacionales: así, en el caso del empleo no agrario, el coeficiente estructural (h'a) que mide la intensidad de éste, se encuentra en el 100 por 100 de los casos con valores situados por debajo del promedio nacional, sucediendo todo lo contrario, como es lógico, en el caso del coeficiente estructural del empleo agrario (h'a); en los casos del coeficiente de empleo global (h') y del valor representativo de la productividad media alcanzada en los sectores industrial y de servicios, tomada conjuntamente y por persona empleada (Pn), los valores respectivos se encuentran en el 83 por 100 de los casos por debajo de los promedios nacionales correspondientes; y, por último, en el caso de la productividad agraria (Pa), el 59 por 100 de los datos considerados se encuentran igualmente por debajo del promedio nacional.

Por tanto, la última forma de asociación encontrada hasta ahora entre los elementos determinantes de la renta provincial «per capita» (Pa), (Pn), (h'n) y (h'), es decir, la forma de asociación encontrada para el grupo formado por las diecisiete provincias que integran el último escalón de la clasificación de las rentas, o sea, el grupo de provincias con rentas

«per capita» inferiores a 11.000 pesetas, es este: en la inmensa mayoría de los casos considerados, los valores correspondientes a cada provincia están, para todos los elementos determinantes -salvo para (h'a), como es lógico- por debajo de los respectivos promedios nacionales. De donde se desprende que los más bajos niveles de renta «per cápita» provinciales son consecuencia, en nuestra economía, del concurso inferior de todos los elementos determinantes en juego.

Vista la situación de los casos extremos-el grupo superior y el grupo inferior de renta «per capita»--observemos ahora los escalones intermedios de la escala, refiriendo el superior de ellos al caso inmediato de más alto nivel de renta, y el inferior al caso inmediato de más bajo nivel de renta.

¿Por qué baja la renta «per capita» su primer escalón desde el grupo de provincias con renta superior a 20.000 pesetas, hasta el siguiente inferior con rentas comprendidas entre 17.001 y 20.000 pesetas? Ningún papel juegan en este descenso, al parecer, (Pn) y (h'), es decir, la productividad industrial y de servicios, y el coeficiente de empleo global, ya que, en este caso como en el del grupo de provincias con renta superior, el 100 por 100 de las provincias incluidas en él están por encima de los respectivos promedios nacionales de (Pn) y (h'). Muy escaso es el papel jugado en el descenso por (Pa) o productividad agraria, ya que ahora, en el 83 por 100 de los casos, sino en el 100 por 100 de ellos, las respectivas (Pa) de las provincias del grupo, se hallan situadas todavía por encima del promedio nacional de productividad agraria. El papel decisivo en el descenso del nivel de renta lo juega, sin duda, el cambio importantísimo experimentado por la estructura de los empleos sólo en el 50 por 100 de los casos considerados-y no en el 100 por 100- el coeficiente estructural de empleo no agrario (h'n) se encuentra ahora por encima del promedio nacional, o, dicho de otro, en la mitad de los casos considerados, justamente, el empleo agrario de las provincias del grupo está ya por encima del coeficiente nacional de (h'a). Por tanto, este primer descenso del nivel de

renta frente al escalón superior y supremo, puede decirse que se debe, en resumen : al ligero descenso de la productividad agraria, en escasa medida; y, de manera principal, al radical cambio experimentado en la estructura de los empleos, al ganar en importancia el empleo agrario sobre el empleo en la industria y los servicios.

Siguiendo el orden que antes anunciamos, pasemos ahora a ver por qué la renta de las provincias situadas en el penúltimo escalón de rentas, es superior a la de las situadas en el último de la escala. O sea, ¿por qué del grupo de provincias con rentas inferiores a 11.000 pesetas, se pasa al superior inmediato que agrupa a las provincias con renta «per capita» entre 11.001 y 14.000 pesetas?. Ningún efecto tiene en dicha mejora, al parecer, ni (Pa) ni (Pn), ya que apenas cambian las productividades de un grupo al otro; tampoco destaca como decisiva en el cambio del nivel de la renta, la ligerísima mudanza que tiene lugar en la estructura de los empleos al perder tenuemente importancia el empleo agrícola y ganarla el industrial y de servicios. El que en verdad parece haber jugado papel decisivo en la elevación del nivel de renta «per capita», es el cambio de posición experimentado por el coeficiente de empleo global, ya que de estar situado en el 17 por 100 tan sólo, el número relativo de provincias clasificadas dentro del grupo inferior y último de rentas que aparecen colocadas por encima del coeficiente de empleo global nacional, pasan en el grupo de provincias ahora analizado -el inmediato superior en nivel de renta, recuérdese- a incluir hasta el 50 por 100 de ellas. Por tanto, la mejoría del nivel de renta desde el grupo inferior y último de provincias, al inmediato superior, se debe fundamentalmente a la mejora experimentada en los niveles del empleo global y sólo muy ligeramente al cambio en la estructura del empleo que hace perder alguna importancia al empleo agrícola en beneficio del empleo industrial y en los servicios.

Concluamos este análisis observando el grupo de provincias con niveles intermedios de renta «per capita», niveles que comprenden precisamente al promedio nacional de renta «per capita» en 1957. Este grupo

puede ser analizado en sus dos vertientes, a saber: comparándole con el grupo inmediato superior en niveles de renta «per capita», o con el grupo inmediato inferior. Si hacemos lo primero veremos que la principal razón del descenso de los niveles provinciales de renta, se encuentra en la caída de la productividad industrial y de servicios (P_n) y del coeficiente de empleo global (h'); si lo segundo, podrá observarse como el crecimiento de los aludidos niveles de renta provincial está determinado principalmente por la mejora en la productividad agraria (P_a) y por el aumento del empleo relativo en la industria y los servicios; o, lo que es igual, por la reducción del empleo agrícola ($h'a$) que tiene lugar. En definitiva, puede afirmarse que los niveles de renta «per capita» de este grupo central son como son, es decir, valores medios o centrales de la nación, porque también coinciden con el promedio los distintos coeficientes de empleo, a saber: los dos estructurales ($h'a$) y ($h'n$) y el global (h'), y, además, porque la productividad media, general de estas provincias, coincide igualmente con la media nacional, si bien esta situación resulte de una más alta productividad agraria que la media nacional y de una más baja productividad no agraria que la que, como promedio, se alcanza en el país, tomado como un todo.

11. Con el procedimiento precedente hemos podido avanzar bastante por el camino elemental que nos hemos propuesto seguir en este trabajo sobre el descubrimiento de las causas determinantes de los distintos niveles de renta provincial «per capita» prevalecientes en las distintas zonas en que es divisible el espacio económico español; sin embargo, cabe todavía elegir y aplicar otros métodos que nos acerquen más y mejor a la explicación buscada y, sobre todo, que hagan más depuradas, completas y refinadas las respuestas, aún sin salirse éstas del terreno de lo elemental.

Con el segundo tipo de análisis desenvuelto -el de la posición de los elementos determinantes relativamente al respectivo promedio nacional-

hemos avanzado, sin duda, notablemente en los resultados explicativos obtenidos, sobre todo si comparamos éstos con los alcanzados gracias al primer tipo de análisis, basado en considerar y relacionar tan sólo, como se recordará, la máxima oscilación de los elementos determinantes, por una parte, y de la renta provincial «per capita» por otra, y nada más. Pero no cabe duda alguna acerca de que es posible todavía avanzar más -muchísimo más- por este camino que nos acerca también más y más, a la propia realidad de las cosas. Los elementos determinantes de la renta «per capita» provincial y del propio cambio de sus respectivos niveles en función del espacio económico, actúan no separada o individualmente, sino en forma de conjuntos, y así operan -es decir, conjuntamente- sobre la variable a explicar. En consecuencia, debemos descubrir cuales son en cada caso, de manera precisa y concreta, esos conjuntos o constelaciones de elementos determinantes, pues cuando la tengamos estaremos muy cerca de la más completa explicación que buscamos.

Si para cada elemento determinante en particular y para cada concreto grupo de provincias que hemos constituido según determinada clasificación de los niveles de renta-cuadro número 7--calculamos los promedios aritméticos correspondientes o determinamos la mediana de valores particulares del grupo, al objeto de no dejar, en este último caso, que influyan excesivamente los valores extremos en el resultado final, sabremos claramente los *conjuntos o constelaciones* de elementos determinantes de la renta «per capita» que, en cada grupo de provincias o a cada nivel de aquella renta, han tendido a formarse empíricamente hablando; es decir, han tendido a formarse en el caso concreto de la realidad española.

En el cuadro número 8 se recogen los resultados de los cálculos o determinaciones a que se llega por los dos métodos seguidos, a saber: el método (A) o de la media aritmética simple, y el método (B) o de la mediana. Salvo ciertas diferencias, uno y otro método se confirman entre sí y dejan al descubierto tendencias uniformes, reveladoras de la realidad de las cosas en el caso particular de la economía española.

CUADRO VIII
NIVELES DE RENTA PROVINCIAL “PER CAPITA “ Y CONJUNTO DE
ELEMENTOS DETERMINANTES DE LA MISMA (Año 1957)

Número de provincias	Intervalos de frecuencia de las rentas “per capita” provinciales que forman el grupo	Renta “per capita” aplicando ecuación (5) a datos presentes. Pesetas.	Valores de los elementos determinantes del nivel de renta “per capita” provincial				
			En miles de pesetas		En tanto por uno		
			(Pa)	(Pn)	(h'a)	(h'n)	(h')
METODO (A)							
5	Mayor de 20.000 ptas.	24.994	42.2	62.1	0.123	0.877	0.419
6	De 17.001 hasta 20.000	18.019	24.9	60.4	4.445	0.555	0.404
10	De 14.001 hasta 17.000	15.668	28.6	52.2	0.488	0.517	0.384
12	De 11.001 hasta 14.000	12.698	23.3	51.6	0.577	0.423	0.360
17	Hasta 11.000	10.048	19.7	52.1	0.685	0.315	0.336
50	Promedios nacionales	15.131	22.1	56.0	0.447	0.553	0.371
METODO (B)							
5	Mayor de 20.000 ptas.	25.764	30.1	62.9	0.091	0.909	0.430
6	De 17.001 hasta 20.000	18.609	25.5	62.4	0.452	0.548	0.407
10	De 14.001 hasta 17.000	14.325	24.5	52.2	0.483	0.517	0.369
12	De 11.001 hasta 14.000	12.536	21.7	49.9	0.568	0.432	0.370
17	Hasta 11.000	9.691	20.2	49.1	0.698	0.302	0.335
	Medianas nacionales	13.279	22.6	52.5	0.550	0.445	0.369

De este cuadro cabe desprender dos grupos de enseñanzas, a saber:

1º El de las relativas al carácter de la asociación que tiende a producirse entre los cinco elementos determinantes que entran, según la expresión (5), en la ecuación de definición de la renta «per capita» provincial, tomados dos a dos; y 2º El de las relativas a la forma y cuantía de la asociación general y concreta hacia la que se tiende en cada grupo de renta provincial, entre los cinco elementos determinantes ya enumerados (Pa), (Pn), (h'a), (h'n) y (h').

12. La asociación que tiende a producirse entre los cinco elementos determinantes en cuestión, tomados dos a dos, da lugar a las siguientes diez, importantísimas combinaciones:

1ª La productividad agraria (Pa) y la productividad provincial no agraria (Pn) (industrial y de servicios), tienden a moverse en igual dirección, aunque la primera lo haga en medida relativamente muy superior a la segunda: cuando crece la una, decrece la otra, e inversamente. En consecuencia, las provincias con alta productividad industrial por persona empleada, tienden a tener también alta productividad agraria, y a la inversa.

2ª La productividad agraria provincial (Pa), tiende a reducirse con el aumento relativo de la población provincial agrícola, económicamente activa (h'a), de tal modo que las provincias con una estructura del empleo preponderantemente agrícola, tienen inclinación a mostrar bajos rendimientos agrarios, y a la inversa en las provincias en las cuales aquella preponderancia disminuye, perdiendo importancia más y más (h'a).

3ª La productividad agraria provincial (Pa), tiende a elevarse con la elevación de la importancia del empleo industrial y de servicios dentro de la provincia (h'a), lo cual quiere decir que cuanto más industrializada esta una provincia, más y más mejora la productividad rural.

4ª La productividad agraria provincial (Pa) tiende, en fin, a crecer con el crecimiento del empleo global (h'), de tal modo que puede llegar a decirse que son las provincias con más altos niveles de empleo las que tienden a tener la más elevada productividad rural, y a la inversa: aquellas en las cuales el coeficiente de empleo global es más bajo, tiende a ser menor también la productividad agraria. Esto es lógico por demás, sí se tiene en cuenta la relación directa que existe en los cambios entre (h'n) y (h') y la relación inversa que se manifiesta en los cambios entre (h'a) y (h'), según veremos al presentar las combinaciones 9ª y 10ª.

5ª La productividad provincial no agraria (Pn) -es decir, la productividad industrial y de servicios, conjuntamente considerada- tiende a decrecer con el crecimiento de la importancia del empleo agrario (h'a) dentro de la estructura provincial de los empleos, lo cual significa que las provincias donde el empleo agrario es más fuerte, menor resulta la productividad industrial (Pn), y a la inversa.

6ª La productividad provincial no agraria (P_n) tiende a crecer con el crecimiento de la importancia alcanzada en la provincia por el empleo en dichas actividades ($h'n$) relativamente al empleo global, o sea que cuando mayor es el empleo no agrario que disfruta la provincia, más fuerte y vigorosa es su correspondiente productividad, y a la inversa.

7ª La productividad provincial no agraria (P_n) tiende, en fin, a ser mayor cuanto mayores son los niveles relativos de empleo global provinciales (h'), de tal suerte que puede hablarse de que son las provincias con más altos niveles de empleo las que tienden a tener la más elevada productividad industrial y de servicios, e inversamente.

8ª La estructura dicotómica de los empleos que venimos analizando -empleo agrario y empleo no agrario, con suma de ambos necesariamente igual al empleo global- hace que, en términos relativos, todo aumento en el empleo no agrario ($h'n$) signifique reducción igual en el empleo agrario ($h'a$) y a la inversa, con lo cual es lógicamente inevitable, también en términos relativos, que en cada provincia se pague lo ganado en un empleo con lo perdido en el otro. Si ($h'a + h'n = 1$), es evidente que ($h'a = 1 - h'n$), y que ($h'n = 1 - h'a$). Esto quiere decir que una provincia no puede tener, por absurdo, preponderancia simultánea en los dos tipos de empleo: una provincia con estructura del empleo preponderantemente industrial y de servicios, es al tiempo una provincia con débil estructura agraria del empleo. Esto, que parece tina perogrullada, no lo es si lo dicho se interpreta a la luz de las productividades correspondientes (P_a) y (P_n) y, por ende, a la luz de la productividad media general de la provincia (P) y de la propia renta provincial «per capita» (rn).

9ª El empleo agrario ($h'a$) es menor contra mayor es (h'), o lo que es igual: en la realidad empírica española (h') está asociada en relación inversa con ($h'a$), de modo tal que cuando una provincia tiene altos coeficientes estructurales de empleo agrario, su coeficiente de empleo global tiende a ser bajo, y cuando una provincia tiene bajos coeficientes estructurales de empleo rural, su coeficiente de empleo global tiende a ser elevado; y

10ª Dada la relación que necesaria y exactamente liga ($h'a$) con ($h'n$) -según vimos en la 8ª combinación- y habida cuenta de lo que hemos dicho acerca de la combinación precedente inmediata ($h'n$), y (h') se ligan por relaciones iguales y contrarias a las que vimos ligaban ($h'a$) y (h'), o sea: que el empleo en la industria y los servicios ($h'n$) es mayor cuanto mayor es el empleo global (h'), o dicho en sentido contrario, cuanto más elevado se hace el empleo global relativo (h'), más elevado resulta el empleo absorbido por la industria y los servicios dentro del espacio económico español. Todo lo cual puede decirse aún de otro modo: las provincias con más altos niveles de empleo tienden a ser las más industrializadas, o inversamente; y también las provincias más agrarizadas tienden a ser las que sufren más bajos niveles de empleo, o inversamente.

Estas son, en síntesis, las asociaciones binarias que tienden a producirse en la realidad española entre los elementos determinantes de la renta provincial «per capita» que nos indica la ecuación de definición (5). Lo cual no quiere decir, ni mucho menos, que no haya excepciones a la regla que las dichas tendencias representan. Las hay y, a veces, importantes. Por ejemplo: Castellón es la provincia con coeficiente de empleo global (h') más elevado (0.496) dentro del país, y, sin embargo, presenta al propio tiempo una estructura de los empleos francamente agraria ($h'a = 0.618$). Otro ejemplo: Cádiz es la provincia con más alta productividad industrial y de servicios (P_n), no obstante tener el más bajo coeficiente de empleo global ($h' = 0.248$) de toda la nación, y un coeficiente de empleo no agrario que sólo es igual al promedio nacional ($h'n = 0.556$), pero no mayor. Y un ejemplo más para finalizar: Orense es la tercera provincia de España si, para ordenarlas de mayor a menor, nos atenemos a la magnitud del coeficiente de empleo global (h'), pues éste alcanza nada menos que (0.443); sin embargo, esto no obsta para que Orense sea la última provincia española, habida cuenta de su ínfimo nivel de renta provincial «per capita». Y así podríamos aducir otras excepciones, pero ello no haría nada más que confirmar la regla, pues no debe olvidarse que lo que nosotros hemos

descubierto son las «tendencias» o inclinaciones generales que parecen prevalecer, en ningún caso reglas exactas de conducta de los elementos determinantes analizados.

13. Conocido este comportamiento binario de los elementos determinantes de la renta provincial «per capita» (rn), pasemos a observar en el propio cuadro VIII, primero por el método (A), luego por el método (B), cuál es la marcha conjunta de los cuatro elementos, autonómicos en cierto grado pero no independientes, a saber: (Pa), (Pn), (h'n) y (h').

Se ha preferido trabajar con (h'n) en vez de con (h'a)- la sola presencia del uno representa necesariamente al otro y nos habla de él- porque así el efecto de todos los elementos incluidos en el cuarteto determinante de (rn) actúan en igual sentido sobre la renta provincial «per capita», es decir, actúan en forma directa o positiva.

Digamos en primer lugar que la renta provincial «per capita» mejora a través del espacio económico nacional, como es lógico, a medida que aumentan conjuntamente: la productividad agraria, la productividad y el empleo relativo en la industria y los servicios, y el coeficiente de empleo global, elementos todos ellos que en la realidad económica española caminan asociados en forma directa, aunque con diferentes intensidades. Así, por ejemplo, unas veces el elemento decisivo en la determinación del ascenso de los niveles de renta de un escalón a otro, dentro del espacio económico español, es el cambio en la estructura de los empleos, es decir el hecho de que (h'a) o coeficiente estructural de empleo agrícola, se vaya haciendo cada vez más pequeño o, lo que es igual, que (h'n) o coeficiente estructural de empleo en la industria y los servicios, sea cada vez más grande; otras veces el elemento decisivo en la mejora de los niveles de la renta provincial «per capita» es la productividad, bien sea la agrícola, bien la industrial, bien ambas; otras veces, en fin, el elemento decisivo en el ascenso es el grado de empleo global alcanzado relativamente a la población total de la provincia.

Llevada la observación al ejemplo concreto del espacio económico español, puede verse con claridad cuál es el elemento decisivo en cada caso particular, cuál el que le sigue en importancia y, cuál, en fin, el que no influye en la mejora de los niveles de renta.

En el primer momento del mejoramiento de la renta a través del espacio, es decir, cuando se pasa del nivel inferior o último que aparece en el cuadro VIII, al inmediato siguiente -lo que en términos concretos significa pasar de 10.000 pesetas de renta provincial «per capita», a 12.500, siempre en números redondos-, el elemento decisivo parece ser el cambio en la estructura de los empleos, con fuerte aumento en los bajísimos niveles imperantes de empleo industrial y de servicios ($h'n$) y notable reducción en el elevadísimo coeficiente existente de empleo agrario ($h'a$). La mejora que en este caso tiene lugar en la productividad agraria (Pa) y en el coeficiente global de empleo (h'), coadyuvan, sin duda, al mejoramiento de la renta provincial, pero en un orden jerárquico secundario, es decir, en medida inferior. La productividad industrial (Pn) no parece tener, en este caso concreto, influencia alguna en la mejoría de la renta que se analiza.

En el segundo momento del mejoramiento de la renta en el espacio económico español -cuando ésta pasa de 12.500 pesetas a cerca de 15.000 pesetas, en números redondos- el elemento decisivo en dicho mejoramiento de la renta provincial «per capita», sigue siendo la transformación de la estructura de los empleos, es decir, la disminución relativa del empleo agrario ($h'a$) y el aumento, relativo también, del empleo industrial y de servicios ($h'n$), si bien ahora contribuyan igualmente y, al parecer en medida también importante, la mejora experimentada en la productividad, tanto agraria (Pa) como industrial (Pn). El otro elemento, a saber: el empleo global alcanzado relativamente a la población provincial total (h'), no parece haber ejercido influencia alguna en el mejoramiento de renta que se analiza.

En el tercer momento del mejoramiento de la renta «per capita», dentro del espacio económico español, es decir, cuando ésta pasa de 15.000 pesetas, en números redondos, a 18.500, el elemento decisivo en la determinación de la tal mejoría es el aumento de la productividad no agraria, es decir, el aumento de la productividad conjunta alcanzada en la industria y los servicios (Pn). Este aumento de productividad, principal protagonista en la mejora de renta que comentamos, se ve apoyado de manera importante por el aumento de los niveles relativos de empleo de la industria y los servicios (h'n), y también por el propio aumento del coeficiente global de empleo (h'). La productividad agraria (Pa) no parece haber tenido en este caso influjo alguno sobre el mejoramiento en los niveles de la renta provincial «per capita».

En el cuarto y último momento por nosotros considerado al analizar las causas de los cada vez mejores niveles de renta «per capita» provincial, es decir, las causas que llevan los niveles de la dicha renta desde 18.500 pesetas, en números redondos, a 25.000, los elementos decisivos son, por este orden: mejora relativa del empleo en la industria y los servicios (h'n), que alcanza en este último grupo de provincias sus más elevados niveles dentro de la nación.; mejora en los niveles globales de empleo relativamente a la total población de la provincia (h'), y mejora también en la productividad agraria (Pa), aunque para una proporción mínima de personas empleadas en actividades agrarias (h'a). Por contra de lo que pudiera pensarse «a priori», el único elemento que no contribuye en este caso a la mejora de los niveles provinciales de renta—los de las cinco provincias que detentan los más elevados ingresos por persona del país—es la productividad industrial y de servicios (Pn), que si bien está a la mayor altura imaginable dentro de la nación, no mejora en nada los niveles al respecto alcanzados por las seis provincias que disfrutaban del escalón de renta inmediato inferior a éste, representativo del máximo nacional.

En síntesis, podría decirse que el elemento más importante en la explicación de los distintos niveles provinciales de renta «per capita»

imperantes dentro del espacio económico español, es la «estructura de los empleos»: cuanto mayor es en una provincia ($h'n$) o coeficiente estructural de empleo no agrario -industrial y de servicios- y menor, por ende, ($h'a$) o coeficiente estructural de empleo agrario, mayor es el nivel de renta «per capita» de la provincia en cuestión; e inversamente, cuanto menor es aquél y mayor éste, el nivel de renta por cabeza (rn) se hace más y más bajo en cada provincia.

Tal vez sea el coeficiente de empleo global (h') el elemento que sigue en importancia al anterior como determinante de los niveles de renta «per capita» en cada provincia: cuanto mayor es aquél, más elevada resulta ésta, e inversamente. Además ha de tenerse en cuenta que este elemento (h') va estrechamente asociado con los cambios en la estructura de los empleos: cuanto menor es el coeficiente estructural de empleo agrario ($h'a$) y mayor, por tanto, el coeficiente estructural de empleo industrial ($h'n$) en una provincia, mayor suele ser el coeficiente de empleo global (h') de la misma, e inversamente.

La productividad agraria provincial por persona empleada (Pa) es el elemento que marca a renglón seguido como fuerza determinante de los niveles de renta «per capita» en las distintas zonas del espacio económico español. Mas no puede dejar de apuntarse que la efectividad de su influjo, aunque evidente, se amortigua al hacer el recuento final, pues como va unido este aumento de (Pa) a la reducción continua del coeficiente estructural del empleo agrario ($h'a$), la difusión de la mejora queda encerrada cada vez en ámbito más estrecho. No puede olvidarse que el producto ($Pa \cdot h'a$) se hace más pequeño comparativamente al producto ($Pn \cdot h'n$) a medida que la renta «per capita» provincial tiende a elevarse, o dicho de otra manera: la renta de origen agrario pierde importancia relativa cuando la renta provincial «per capita» se eleva más y más. Lo que aquélla pierde, lo gana la renta industrial y de servicios.

Por último, diremos que la productividad industrial (Pn) es el elemento menos importante entre los que hemos considerado, desde el punto de

vista de encontrar explicación a los cambios en los distintos niveles de renta «per capita» de unas zonas a otras del espacio económico nacional. La productividad no agraria (P_n) cambia relativamente poco de unas provincias a otras, aunque, desde luego, tiende a ser más elevada cuanto más elevado es el coeficiente estructural de empleo no agrario ($h'n$). En consecuencia, lo en verdad importante como elemento explicativo del hecho diferencial de las rentas provinciales «per capita», es el producto ($P_n \cdot h'n$) por una parte, y por la otra, la superioridad de (P_n) relativamente a (P_a). Como aquélla resulta, en general y dentro del espacio económico español, bastante más del doble que ésta, la difusión que tiene lugar de tan elevadísima productividad relativa cuando ($h'n$) crece, trae como consecuencia elevar extraordinariamente los niveles provinciales de la renta por cabeza. Por tanto, (P_n), en sí misma considerada, sirve para explicar los niveles absolutos de renta más que los cambios que en esos niveles tienen lugar de unas provincias a otras.

Hasta aquí la consideración muy particularizada de las causas que en cada caso parecen haber resultado decisivas en la elevación de la renta de unas provincias a otras. Tal vez unas conclusiones más generales y por ello mismo menos amoldadas al caso individual pudieran presentar cierto interés universal, dentro siempre del ámbito de la economía española.

14. Si quisiéramos resumir todo lo dicho en breve y apretadísima síntesis, llegando a conclusiones concretas, aunque muy generales, acerca de la importancia de cada uno de los elementos determinantes de los niveles provinciales de renta «per capita» y de sus variaciones de unas provincias a otras, sería preciso preparar una tabulación adecuada que, descansando sobre los datos ya expuestos, permitiese medir porcentualmente el grado de influencia de cada elemento determinante sobre las alteraciones de la renta de unas regiones a otras.

Al objeto de no alargar excesivamente el presente trabajo, omitimos la exposición y el detalle del largo proceso seguido a este propósito, redu-

ciendo la mención tan sólo a lo siguiente: enumeración de las etapas del proceso de cálculo desarrollado y exposición del cuadro final en el cual son recogidos los resultados definitivos de este trabajo.

Las etapas del proceso de cálculo desarrollado son las siguientes:

1ª Cálculo de los tipos medios de incremento relativo, uniforme, de cada elemento determinante para los distintos escalones de renta. El resultado fue el siguiente: 10 por 100 de un escalón al inmediato superior para (Pa), 6 por 100 para (Pn), 30 por 100 para (h'n) y 6 por 100, en fin, para (h'). Aplicando estos resultados pudieron calcularse valores más regulares para cada elemento determinante y a cada escalón de rentas, valores que responden así a los incrementos relativos uniformes antes citados.

2ª En base a tales valores, calculados para cada elemento determinante, se calculó a su vez el incremento absoluto de la renta «per capita» a que daría lugar la variación de cada uno de ellos en las siguientes medidas: en 1,67 por 100 para (Pa), en 1,00 por 100 para (Pn), en 5,00 por 100 para (h'n) y en 1,00 por 100 para (h'). Estos tipos de incremento aplicados, derivan de tomar como base el incremento de 1 por 100 del menor de ellos y son proporcionados a la variación de cada tipo en el caso empírico español, representante, en consecuencia, la asociación dinámica de los elementos determinantes llevados al mínimo antes referido; y

3ª En base a los resultados desprendidos de las dos etapas precedentes, pudo calcularse, para cada elemento determinante en particular, el porcentaje representativo de la medida de su influencia parcial sobre el incremento global de renta debido a la acción conjunta y correlativa de éste y del resto de los elementos determinantes que entran en la constelación de factores explicativos implícita en nuestra ecuación de definición original y explícita en la ecuación de definición transformada (5).

El resultado general que se recoge en el cuadro IX es el siguiente:

CUADRO IX
INFLUENCIA PARTICULAR DE CADA ELEMENTO DETERMINANTE
SOBRE LOS CAMBIOS GLOBALES DE RENTA DENTRO DEL ESPACIO
ECONÓMICO ESPAÑOL (Año 1957)

Niveles de renta, calculados según valores uniformes. (En pesetas)	Incremento global de la renta "per capita", debida a los creci- mientos menores uniformes que se indican de los elemen- tos determinantes		Tanto por ciento correspondiente a cada elemento determinante del crecimiento global de la renta "per capita " provincial cuando crece				TOTAL %
	En pesetas	En % del nivel teórico de (rn)	(Pa) en 1,67%	(Pn) en 1,00%	(h'n) en 5,00%	(h') en 1,00%	
9.914	382.28	3.85	21	18	40	26	100
12.261	492.48	4.02	16	15	44	25	100
15.320	630.43	4.12	12	17	47	24	100
19.315	819.29	4.25	7	19	52	22	100
25.525	1.142.37	4.45	3	21	55	21	100

Este cuadro final permite presentar las siguientes conclusiones generales -no particulares, entiéndase bien- que revisan en parte y en parte complementan, las provisionalmente expuestas hasta aquí, a saber:

Primera. En todo caso y cualquiera que sea el nivel de renta provincial «per capita» que se considere, el elemento decisivo en los cambios de dicho nivel de unas provincias a otras es siempre la alteración de la estructura de los empleos: cuanto mayor es el empleo en la industria y los servicios en una provincia, relativamente al empleo total de la misma, más elevada es la renta «per capita» alcanzada en ella; o dicho de otro modo, cuanto menor es el empleo agrario de una provincia relativamente al empleo total en ella, mayor es la renta por persona de la provincia. Este elemento -el cambio en la estructura de los empleos, que es tanto como decir el aumento de (h'n) y la reducción consiguiente de (h'a)- influye con sus cambios en los mejoramientos del nivel de renta provincial, decidiendo entre el 40 y el 55 por 100 del mejoramiento total, y haciendo que crezca

más y más el peso específico de este elemento, dentro de los límites citados, cuanto mayores sean los niveles de renta en los cuales nos situemos. Para completar esta primera conclusión general hay que agregar que, en ningún caso, elemento alguno distinto del que ahora consideramos, supera en importancia a éste como generador de elevaciones de renta «per capita» dentro del espacio económico español.

Segunda. El elemento que sigue en importancia, sin duda, al precedente, es el coeficiente global de empleo (h'). Cuanto mayor es éste en una provincia dada, más elevada tiende a ser su renta por cabeza. La influencia de este elemento se mide sabiendo que entre el 21 y el 26 por 100, probablemente, de la mejora global de renta alcanzada de unas provincias a otras, es debida a su particular influjo. Sin embargo, en este caso, contrariamente a lo que vimos sucedía en el análisis de la influencia del anterior elemento ($h'n$), a medida que nos situamos en niveles de renta provincial «per capita» más y más elevados, el influjo de cambios en (h') sobre cambios en la renta tiende a ser relativamente menor, siempre dentro, naturalmente, de los límites apuntados.

Tercera. El tercer elemento en orden de importancia, a contar siempre por el efecto que sus cambios producen en la variación de la renta «per capita» provincial es, sin duda, (P_n) o productividad media provincial por persona empleada en la industria y los servicios. La influencia de este elemento se mide sabiendo que entre el 13 y el 21 por 100 de la mejora en los niveles provinciales de la renta «per capita», según el nivel de ésta en que nos situemos, se debe a elevaciones de la productividad provincial no agraria. Esta influencia es creciente a medida que se eleva el nivel de renta por cabeza que consideremos, y sólo en los dos escalones inferiores de ésta, el efecto de tal productividad (P_n) sobre la renta resulta inferior al que ocasiona la productividad provincial agraria (P_a); y

Cuarta. El elemento menos influyente en los cambios de nivel de la renta «per capita» es, sin duda, la productividad agraria provincial (P_a). En el más bajo escalón de renta «per capita» (10.000 pesetas, en números

redondos), hasta el 21 por 100 del incremento global habido en ésta se debe a la mejoría de los tales niveles de productividad; mas, sin embargo, este influjo pierde rápida y continuamente importancia a medida que avanzamos hacia superiores escalones de renta provincial, llegando a sólo influir alrededor del 3 por 100 en la elevación global de la renta «per capita» cuando nos situamos al nivel superior de ésta (escalón último que comprende rentas iguales o superiores a las 25.000 pesetas).

Con lo expuesto, hemos de reiterarlo, sólo se ha pretendido hallar respuestas elementales-aunque en verdad también, en cierto sentido, fundamentales-a la gran interrogante que plantea el hecho de las notables diferencias existentes dentro del espacio económico español entre los distintos niveles provinciales de renta «per capita» imperantes. Valga sólo lo escrito como una introducción a tan jugoso e interesante tema, acerca del cual, según ya advertimos, nos proponemos ahondar un tanto mediante la aplicación de superiores y más refinados métodos de investigación.

REVISTA DE FOMENTO SOCIAL

Nº 240 – VOLUMEN 60

OCTUBRE–DICIEMBRE 2005

SUMARIO

RESÚMENES / ABSTRACTS..... 531

EDITORIAL

La vivienda en España: un mercado imperfecto e injusto..... 537

ESTUDIOS

Alfonso Carlos MORALES GUTIÉRREZ: *Una tipología sociológica del cooperativismo: aplicación a diversos casos a nivel internacional*..... 561

Francisco A. ARANGUREN BAENA: *Una aproximación al modelo español de Agencias de Desarrollo Regional (ADR)*..... 589

Nancy BIRDSALL, Dani RODRIK y Arvind SUBRAMANIAN: *Cómo ayudar a los países pobres*..... 623

NOTAS

Gabriel M^a PÉREZ ALCALÁ y José J. ROMERO RODRÍGUEZ, S. J.: *¿Cómo ayudar a los países pobres? Un comentario a Birdsall, Rodrik y Subramanian*..... 643

Fernando FRANCO, S. J.: *Los Objetivos del Milenio. Hacia una cultura de la solidaridad*..... 669

CRÓNICA

Ildefonso CAMACHO LARAÑA, S. J.: *XVIII Reunión del Grupo Fomento Social*..... 681

DOCUMENTO

Benedicto XVI: *Mensaje para la jornada mundial de la paz*..... 689

BIBLIOGRAFÍA

Reseñas..... 697

ROMERO, J. J. (Edit) (2005), *Sociedad, política y economía en el cambio de siglo* (MANUEL DELGADO ÁLVAREZ)..... 697

GONZÁLEZ-CARVAJAL SANTABÁRBARA, L. (2005), *En defensa de los humillados y ofendidos. Los derechos humanos ante la fe cristiana*. (ILDEFONSO CAMACHO)..... 699

ALARCOS, F. J. (2005), *Bioética global, Justicia y Teología Moral*. (LEANDRO SEQUEIROS, S. J.)..... 700

LAVOIE, M. (2005), *La economía postkeynesiana. Un antídoto del pensamiento único* (ADOLFO RÓDERO)..... 702

Reseñas..... 705

ÍNDICE GENERAL DEL VOLUMEN 60 (2005)..... 709

Edita: Revista de Fomento Social. Institución Universitaria de la Compañía de Jesús
Facultad de Ciencias Empresariales. Adscrita a la Universidad de Córdoba
Escritor Castilla Aguayo, 4
14004 CÓRDOBA
Teléfono: 957 222 100 Extensión: 203. e-mail: jalmend@etea.com

Reis

Revista Española
de Investigaciones
Sociológicas

111

Julio-Septiembre 2005

CIS

Centro de Investigaciones Sociológicas

**Cristóbal Torres
Alberó**
Representaciones
sociales de la ciencia
y la tecnología

**Celso Sánchez
Capdequí**
Las identidades
del dinero

**M.ª Ángeles Cea
D'Ancona**
La senda tortuosa de la
«calidad» de la encuesta

**Susana Aguilar
Fernández y Ana
Ballesteros Pena**
El modelo de proceso
político a debate.
Una explicación
alternativa al origen y
consecuencias del
movimiento social
«Nunca Más»

**Carmen Innerarity
Albero**
La polémica sobre los
símbolos religiosos en
Francia. La laicidad
republicana como
principio de integración

**Gerardo Meil
Landwerlin**
El reparto desigual
del trabajo doméstico
y sus efectos sobre
la estabilidad de los
proyectos conyugales

**Marcelo Sánchez-Oro
Sánchez**
Extremadura: política
regional y dependencia
(1986-1999)

Crítica de Libros

Revista Española de Investigaciones Sociológicas

111

Julio-Septiembre 2005

**Cristóbal Torres
Alberó**
Representaciones
sociales de la ciencia
y la tecnología

**Celso Sánchez
Capdequí**
Las identidades
del dinero

**M.ª Ángeles Cea
D'Ancona**
La senda tortuosa de la
«calidad» de la encuesta

**Susana Aguilar
Fernández y Ana
Ballesteros Pena**
El modelo de proceso
político a debate.
Una explicación
alternativa al origen y
consecuencias del
movimiento social
«Nunca Más»

**Carmen Innerarity
Albero**
La polémica sobre los
símbolos religiosos en
Francia. La laicidad
republicana como
principio de integración

**Gerardo Meil
Landwerlin**
El reparto desigual
del trabajo doméstico
y sus efectos sobre
la estabilidad de los
proyectos conyugales

**Marcelo Sánchez-Oro
Sánchez**
Extremadura: política
regional y dependencia
(1986-1999)

Crítica de Libros

Director

Fernando Vallespín Oña

Secretaría

Mercedes Contreras Porta

Consejo Editorial

Inés Alberdi Alonso, Luis Enrique Alonso Benito, Eduardo Bericat Alastuey, Julio Carabaña Morales, Lorenzo Cachón Rodríguez, Joan Font Fábregas, José Luis Leal Maldonado, Eduardo López-Aranguren, Enrique Luque Baena, Faustino Migúelez Lobo, Teresa Peña Gamarra, Alfonso Pérez-Agote, Ramón Ramos Torre, Emilio Rodríguez Lara, Carlota Solé, Joan Subirats Humet, Mariano Torcal Oriente

Redacción y suscripciones

Centro de Investigaciones Sociológicas
Montalbán, 8. 28014 Madrid (España)
Tels. 91 580 76 07 / 91 580 76 14
Fax 91 580 76 19

Distribución

Latorre Literaria
Polígono Industrial El Maiver
Camino de Boca Alta, Naves 8 y 9
28500 Arganda del Rey (Madrid)
Tels. 91 871 93 72 / 91 871 93 79
Fax 91 871 94 08
E-mail: pedidos@latorreliteraria.com

Precios de suscripción

Anual (4 números): 35 €
Números sueltos: 10 €

CIS

Centro de Investigaciones Sociológicas

Reis

Revista Española
de Investigaciones
Sociológicas

112

Octubre-Diciembre 2005

CIS

Centro de Investigaciones Sociológicas

José Luis Moreno Pestaña

La sociología de la filosofía de Pierre Bourdieu y del Centre de Sociologie Européenne

Manuel Herrera Gómez y Rosa María Soriano Miras

De las versiones modernas de la ciudadanía a la ciudadanía de las autonomías sociales de la postmodernidad

Susana Soto Navarro

La delincuencia en la agenda mediática

Almudena Moreno Mínguez

Empleo de la mujer y familia en los regímenes de bienestar del sur de Europa en perspectiva comparada

Permanencia del modelo de varón sustentador

M.^a del Carmen Rodríguez Menéndez y José Vicente Peña Calvo

Identidad de género y contexto escolar: una revisión de modelos

M.^a Ángeles Cea D'Ancona

La exteriorización de la xenofobia

Ferran Martínez i Coma

¿Cuáles fueron los efectos de la campaña electoral española del 2000?

Crítica de Libros

Revista Española de Investigaciones Sociológicas

112

Octubre-Diciembre 2005

José Luis Moreno Pestaña

La sociología de la filosofía de Pierre Bourdieu y del Centre de Sociologie Européenne

Manuel Herrera Gómez y Rosa María Soriano Miras

De las versiones modernas de la ciudadanía a la ciudadanía de las autonomías sociales de la postmodernidad

Susana Soto Navarro

La delincuencia en la agenda mediática

Almudena Moreno Mínguez

Empleo de la mujer y familia en los regímenes de bienestar del sur de Europa en perspectiva comparada. Permanencia del modelo de varón sustentador

M.^a del Carmen Rodríguez Menéndez y José Vicente Peña Calvo

Identidad de género y contexto escolar: una revisión de modelos

M.^a Ángeles Cea D'Ancona

La exteriorización de la xenofobia

Ferran Martínez i Coma

¿Cuáles fueron los efectos de la campaña electoral española del 2000?

Crítica de Libros

Director

Fernando Vallespín Oña

Secretaría

Mercedes Contreras Porta

Consejo Editorial

Inés Alberdi Alonso, Luis Enrique Alonso Benito, Eduardo Bericat Alastuey, Julio Carabaña Morales, Lorenzo Cachón Rodríguez, Joan Font Fábregas, Jesús Luis Leal Maldonado, Eduardo López-Aranguren, Enrique Luque Baena, Faustino Miguélez Lobo, Teresa Peña Gamarra, Alfonso Pérez-Agote, Ramón Ramos Torre, Emilio Rodríguez Lara, Carlota Solé, Joan Subirats Humet, Mariano Torcal Oriente

Redacción y suscripciones

Centro de Investigaciones Sociológicas
Montalbán, 8. 28014 Madrid (España)
Tels. 91 580 76 07 / 91 580 76 14
Fax 91 580 76 19

Distribución

Latorre Literaria
Polígono Industrial El Maiver
Camino de Boca Alta, Naves 8 y 9
28500 Arganda del Rey (Madrid)
Tels. 91 871 93 72 / 91 871 93 79
Fax 91 871 94 08
E-mail: pedidos@latorreliteraria.com

Precios de suscripción

Anual (4 números): 35 €
Números sueltos: 10 €

CIS

Centro de Investigaciones Sociológicas

Reis

Revista Española
de Investigaciones
Sociológicas

113

Enero-Marzo 2006

CIS

Centro de Investigaciones Sociológicas

Ramón Máz
Deliberación e inclusión
en la democracia
republicana

**Fernando Ampudia
de Haro**
Administrar el yo:
literatura de autoayuda
y gestión del
comportamiento y los
afectos

Javier G. Polavieja
¿Por qué es tan alta la
tasa de empleo
temporal? España en
perspectiva comparada

**Ernesto Ganuza
Fernández y José
Manuel Robles Morales**
Modelos de acción
pública en una sociedad
asimétrica

Javier L. Cristiano
Racionalidad de la
acción y racionalidad
de la teoría

**Maribel García Gracia
y Rafael Merino Pareja**
Transición a la vida
adulta: nuevas y viejas
desigualdades en función
del género

Crítica de Libros

Revista Española de Investigaciones Sociológicas

113

Enero-Marzo 2006

Ramón Máz
Deliberación e inclusión
en la democracia
republicana

**Fernando Ampudia
de Haro**
Administrar el yo:
literatura de autoayuda
y gestión del
comportamiento y los
afectos

Javier G. Polavieja
¿Por qué es tan alta la
tasa de empleo
temporal? España en
perspectiva comparada

**Ernesto Ganuza
Fernández y José
Manuel Robles Morales**
Modelos de acción
pública en una sociedad
asimétrica

Javier L. Cristiano
Racionalidad de la
acción y racionalidad
de la teoría

**Maribel García Gracia
y Rafael Merino Pareja**
Transición a la vida
adulta: nuevas y viejas
desigualdades en función
del género

Crítica de Libros

Director

Fernando Vallespín Oña

Secretaría

Mercedes Contreras Porta

Consejo Editorial

Inés Alberdi Alonso, Luis Enrique Alonso Benito, Eduardo Bericat Alastuey, Julio Carabaña Morales, Lorenzo Cachón Rodríguez, Joan Font Fàbregas, Jesús Luis Leal Maldonado, Eduardo López-Aranguren, Enrique Luque Baena, Faustino Migúelez Lobo, Teresa Peña Gamarra, Alfonso Pérez-Agote, Ramón Ramos Torre, Emilio Rodríguez Lara, Carlota Solé, Joan Subirats Humet, Mariano Torcal Loriente

Redacción y suscripciones

Centro de Investigaciones Sociológicas
Montalbán, 8. 28014 Madrid (España)
Tels. 91 580 76 07 / 91 580 76 14
Fax 91 580 76 19

Distribución

Latorre Literaria
Polígono Industrial El Maivar
Camino de Boca Alta, Naves 8 y 9
28500 Arganda del Rey (Madrid)
Tels. 91 871 93 72 / 91 871 93 79
Fax 91 871 94 08
E-mail: pedidos@latorreliteraria.com

Precios de suscripción

Anual (4 números): 35 €
Números sueltos: 10 €

CIS

Centro de Investigaciones Sociológicas

