

UNIVERSIDAD DE LA CORUÑA

**IMPACTO DEL TURISMO SOBRE EL EMPLEO Y EL DESARROLLO
REGIONAL: ANALISIS ECONOMETRICO DE LAS REGIONES
ESPAÑOLAS 1980-1990**

TESIS DOCTORAL PRESENTADA POR CARLOTA REY GRAÑA.

MAYO 1992.

INDICE

CAPITULO I.

OBJETIVOS DEL ESTUDIO ECONOMETRICO DEL SECTOR TURISTICO

1.1.- Concepto de turismo y evolución histórica	2
1.2.- Objetivos del estudio	8

CAPITULO II.

MODELIZACION DE LA DEMANDA TURISTICA

2.1.- Modelos de Regresión	14
2.2.- Análisis de series de tiempo.....	82
2.3.- Modelos de Gravitación	97

CAPITULO III.

METODOLOGIA

3.1.- Ambito de aplicación	110
3.2.- La demanda turística en España	111
3.3.- Distribución espacial de la demanda de turismo en España	114
3.4.- Modelización del Valor Añadido regional en el sector hostelero español.....	118

CAPITULO IV.

LA DEMANDA DE TURISMO EN ESPAÑA.

4.1.- Características principales	122
4.2.- Modelo anual de pernoctaciones totales.	
4.2.1.- Variables utilizadas	130
4.2.2.- Resultados de la estimación	132
4.3.- Modelización de la serie "Total visitantes entrados en España procedentes de extranjero"	137
4.3.1.- Modelo de Brown	138
4.3.2.- Modelo ARIMA	139
4.3.3.- Modelo causal	143
4.3.4.- Analisis capacidad predictiva de los tres modelos	145

CAPITULO V.

MODELIZACION DE LA DISTRIBUCION ESPACIAL DE LA DEMANDA TURISTICA EN ESPAÑA.

5.1.- Selección de variables	157
5.2.- Análisis regional de la demanda turística y la oferta hotelera	165
5.3.- Estimación de los modelos de distribución regional en términos relativos	178
5.4.- Contraste de especificación de modelos no anidados y no lineales	184
5.5.- Estimación de los modelos de distribución regional en términos absolutos	189

CAPITULO VI
VALOR AÑADIDO Y EMPLEO REGIONAL EN EL SECTOR HOSTELERO
ESPAÑOL.

6.1.- Datos utilizados	194
6.2.- Importancia del sector hostelería dentro de la economía de las diferentes Comunidades Autónomas	216
6.3.- Modelización del Valor Añadido regional en hostelería	265
6.4.- Contraste de homogeneidad entre las distintas regiones	275

CAPITULO VII EL TURISMO EN GALICIA.	281
---	------------

CAPITULO VIII CONCLUSIONES.	294
---	------------

CAPITULO IX BIBLIOGRAFIA	301
---	------------

CAPITULO X ANEXOS.....	324
---	------------

CAPITULO I

OBJETIVOS DEL ESTUDIO ECONOMETRICO DEL SECTOR TURISTICO

1.1.- CONCEPTO DE TURISMO Y EVOLUCION HISTORICA

El concepto "turismo" tiene múltiples definiciones debido a las diferentes connotaciones que lo caracterizan y a las variadas consideraciones a las que puede estar sometido. Por este motivo, antes de empezar a hablar de la modelización de la demanda turística, su distribución regional y el papel que desempeña en las economías de las diferentes Comunidades Autónomas, es necesario delimitar los conceptos tanto de turismo, como de turista.

El origen de la palabra "Turismo" se remonta al siglo XIX y se utilizaba para designar a la actividad que realizaban los turistas, entendiendo por tal "toda persona que realiza un viaje de carácter recreativo, por motivos culturales o de placer" tal y como lo definía en aquel entonces The Shorter Oxford English Dictionary. Más recientemente, Hunziker y Krapf (1942), establecen que turismo es el conjunto de las relaciones y fenómenos producidos por el desplazamiento y permanencia de personas fuera de su lugar habitual de residencia, en tanto que dichos desplazamientos y permanencia no estén motivados por una actividad lucrativa principal, permanente o temporal. Esta es la definición aceptada por la Asociación Internacional de Expertos Científicos de Turismo (A.I.E.S.T.); siendo, por consiguiente, la persona que

viaja por curiosidad o por placer, un turista. Este concepto puede ampliarse con la especificación de que toda persona que se desplaza fuera de su país de origen por un período de tiempo superior a las veinticuatro horas es un turista extranjero, ya que así es como lo define la Conferencia de las Naciones Unidas celebrada en Roma en 1963, haciendo la distinción de los visitantes temporales cuya estancia es inferior a este tiempo, ya que estos son denominados "excursionistas". En este mismo punto de vista coincide Bar On (1984), quién considera al turista como aquella persona con residencia habitual en otro país que visita el país de destino con una estancia que oscila entre una y trescientas sesenta y cinco noches.

Es evidente que el turismo es un fenómeno que lleva implícito un aspecto económico, y así, por ejemplo lo reconoce la Declaración de Manila en Octubre de 1980, considerándolo una actividad esencial en la vida de las naciones, por sus consecuencias directas para los sectores sociales, culturales, educativos y económicos de las sociedades nacionales y, por sus relaciones internacionales con todo el mundo. Es esta una opinión lógica y comúnmente aceptada y hay muchos ejemplos que se podrían esgrimir, baste para simplificar, la opinión de Krapf (1962) quién señala se quiera o no, desde el momento en que resulta un servicio pagado y absorbe una parte de la renta, el turismo es esencialmente un hecho económico y social, y la de Pulido

(1966), un turista es aquella persona, que, con motivo de un desplazamiento, efectúa un gasto de renta en lugar distinto de aquel en que se origina dicha renta y en el cual no reside habitualmente.

El turismo en un principio, era una actividad reservada a los miembros de la aristocracia y algunos burgueses adinerados que haciendo un alto en su actividad empresarial con fines recreativos, emulaban a las clases privilegiadas; sin embargo, este carácter elitista del turismo decimonónico sufre un profundo cambio en las primeras décadas del presente siglo, transformándose en un fenómeno de masas sin precedentes. Son muy diversas las causas que han motivado este cambio: el aumento de las disponibilidades de renta para realizar viajes, la elevación de la cultura y del deseo de aprender y conocer, la aproximación entre los diferentes estratos sociales al desaparecer las grandes desigualdades en el reparto de la riqueza y, sobre todo, la generalización de las vacaciones pagadas, hecho que permitió, a partir de los años 50 la expansión del turismo. Esta primera fase tuvo sus orígenes en la segunda Guerra Mundial, que influyó psicológicamente en un entorno social con grandes ansias de libertad, con deseo de evadirse del medio cotidiano, y que tenía una ficticia euforia económica, materializada a través de una cierta liquidez monetaria. Todo ello, junto con el mejoramiento de las comunicaciones y, sobre todo, de la aviación comercial, hicieron posible

el desarrollo de la actividad turística, además de convertirse en los inductores de nuevos cambios.

Más adelante, el equilibrio financiero permite que se materialicen distintas inversiones en el sector; las familiares, canalizadas a través de las promociones inmobiliarias con destino turístico; las empresariales creadoras de la industria hotelera básica; la institucional, materializada de formas muy diversas que abarcan desde la asunción directa de la promoción turística, hasta el montaje de un sistema de financiación privilegiada en el sector.

El aspecto más destacado de la transformación sufrida en la actividad turística es, sin duda, el paso de su disfrute por una minoría selecta a la masificación de dicha actividad. Es precisamente esta circunstancia la que le da al turismo la consideración de una importante actividad económica, con una enorme influencia en los medios de comunicación y transporte y su correspondiente mejora. La aparición de miles de plazas de alojamiento, con la inversión que esto conlleva, así como la creación de puestos de trabajo, no sólo en actividades hoteleras o de transporte, si no también en servicios exclusivamente turísticos: agencias de viaje, guías-intérpretes de turismo, etc.

La multiplicación de las plazas de alojamiento trajo consigo el desarrollo

de un nuevo sector económico: la Hostelería, que con la actividad turística en general, es la principal fuente de renta y empleo de muchos países, así como una importante fuente de ingresos, tanto en concepto de impuestos como en concepto de divisas.

Este tipo de industria, al igual que cualquier otra, está sujeta a importantes cambios generados como respuesta a las modificaciones sufridas por diversas variables, tanto de carácter económico como de otro tipo, por ejemplo: la inflación, las variaciones en los precios, modificaciones en los gustos, etc. Esto lleva a que cada país ó área de destino tenga que tomar una serie de decisiones relativas al tipo de inversión a realizar, mejoras en los medios de transporte, precios de los mismos, tipo de promoción a efectuar, número de alojamientos necesarios para cubrir la demanda, etc; decisiones que deben estar basadas, al menos en parte, en un cuidadoso estudio sobre la demanda futura.

Contrasta la importancia que para la economía de algunos países pueden tener este tipo de estudios, con la escasez de investigaciones. Posiblemente esto es debido a la especial naturaleza de la demanda turística y a la falta de datos adecuados. La razón de esta especial naturaleza reside en sus inusuales características:

Por una parte comprende una multiplicidad de bienes y servicios.

En segundo lugar una gran parte de los bienes turísticos son inmóviles: monumentos, paisaje, historia, costumbres, etc. Esta peculiaridad impide, o dificulta gravemente, el aumento de su producción. Además los bienes turísticos no pueden llevarse a sus usuarios, sino al contrario, que son los consumidores los que deben trasladarse hacia estos.

Finalmente, la demanda turística es muy sensible a factores no económicos, como la inestabilidad política, los acontecimientos deportivos, religiosos, y otros.

El turismo ha sido definido convencionalmente como una demanda de dos tipos: turismo como consumo privado (de familias) y turismo como parte de la producción (viajes de negocios). Ambos aspectos, podrían estar sujetos a diferentes influencias y/o a las mismas, aunque en distintos grados, siendo de gran dificultad examinar cada uno de estos componentes por separado.

La especial naturaleza del concepto de turismo explica, en parte, la escasez de datos estadísticos fiables en el turismo. El alcance de este problema ha sido tratado por Haughton (1975) y más recientemente por White

y Walker (1982).

Si bien en sus orígenes, la actividad turística, no muestra, cuantitativamente, un destacado peso dentro de las diferentes economías de los países más desarrollados; actualmente su notable importancia en el marco económico de los mismos como actividad generadora de empleo, Valor Añadido, desarrollo regional, etc, hace necesaria la realización de un detallado estudio sobre la evolución de su demanda, así como un minucioso análisis de su potencial económico.

1.2.- OBJETIVOS DEL ESTUDIO:

La investigación desarrollada en este estudio es novedosa en varios aspectos, ya que son muy pocos los estudios realizados tanto a nivel nacional como internacional.

Los objetivos principales son los siguientes:

- 1.- Explicar los factores que influyen en la evolución del número total de pernoctaciones en establecimientos hoteleros en España.

2.- Explicar la distribución regional de dichas pernoctaciones.

3.- Medir el impacto del turismo sobre el Valor Añadido y el empleo a nivel nacional y regional.

Estos objetivos están estrechamente relacionados ya que a través de los tres estudios mencionados se puede cuantificar el impacto del turismo sobre el Valor Añadido y el empleo. En base a la estimación del modelo de pernoctaciones totales se podrían realizar predicciones de los valores de esta variable que nos permitirían, a través del modelo de distribución, conocer la participación de cada Comunidad en el total de pernoctaciones nacionales. Así podríamos predecir el consumo de los no residentes en cada región y el Valor Añadido regional en la hostelería, en función del consumo, tanto de los no residentes, como de los residentes. El cociente Valor Añadido/productividad nos proporcionaría el dato correspondiente al empleo.

Para poder realizar estos análisis empíricos ha sido preciso realizar un estudio de los modelos desarrollados por otros autores, cuyas principales aportaciones se exponen en el capítulo 2; así como desarrollar una compleja base de datos en la que cabe destacar la realizada con el fin de separar el Valor Añadido del sector R13 publicado en la serie Contabilidad Regional de

España editada por el Instituto Nacional de Estadística y que se refiere al comercio, hostelería, reparaciones y recuperaciones. La estimación del Valor Añadido regional del sector hostelería ha supuesto una laboriosa tarea que se expone en la sección 6.1.1. Así mismo el estudio ha requerido el análisis y selección de las técnicas econométricas y programas de ordenador adecuados para su desarrollo.

En el capítulo 3 se describe la metodología seguida en los tres estudios empíricos realizados en esta tesis:

- 1.- La demanda de turismo en España.
- 2.- Distribución regional de la demanda turística en España.
- 3.- El impacto del turismo sobre el valor añadido.

En los tres casos se han utilizado diversas técnicas econométricas de estimación y contraste con el fin de seleccionar los modelos adecuados.

El análisis de la demanda de turismo en España comprende dos tipos de modelos: un modelo con datos anuales para la explicación de las

pernoctaciones totales en el período 1976-89 y modelos con datos mensuales para la explicación del número total de visitantes entrados en España procedentes del extranjero, en el período comprendido entre Enero del 79 y Diciembre del 89.

El modelo anual ha sido seleccionado tras un proceso previo de selección de variables en base a la experiencia internacional y a las propias regresiones efectuadas.

En el modelo mensual se utilizan tres enfoques distintos de modelos de predicción: alisado doble exponencial, modelo ARIMA y modelo causal. Se estiman los tres modelos en el período comprendido entre Enero del 79 y Diciembre del 87 y se analiza su capacidad predictiva en el período Enero del 88 a Diciembre del 89, utilizando las técnicas CUSUM y CUSUMQ mediante el programa DATA-FIT desarrollado por Pesaran; análisis que permitirá seleccionar el modelo causal como el de mayor capacidad predictiva.

El análisis de la distribución regional de la demanda turística se efectuará mediante dos modelos alternativos que se estiman en los años 1985 y 1990 con muestras cross-section de todas las regiones españolas. La selección entre ambos modelos se realiza utilizando el contraste de

especificación de Pesaran y Deaton para modelos no anidados y no lineales.

Por lo que respecta al impacto del turismo sobre el Valor Añadido, se elabora un modelo para cada región, así como para el total nacional en los que el Valor Añadido se relaciona con el consumo de los residentes y el de los no residentes.

Los capítulos 4, 5 y 6 presentan los resultados de dichas estimaciones y contrastes.

En el capítulo 7 se efectúa un análisis del turismo en Galicia y en el 8 se exponen las conclusiones.

Se incluye además, un capítulo de bibliografía y otro de anexos relativos a los datos y a las regresiones efectuadas.

CAPITULO II

MODELIZACION DE LA DEMANDA TURISTICA

MODELIZACION DE LA DEMANDA TURISTICA

2.1.- MODELOS DE REGRESION.

La necesidad del análisis cuantitativo de la actividad turística se justifica, preferentemente, por la conveniencia de conocer en detalle la situación de un momento determinado, las causas de esa situación, los problemas que en ese momento se tienen planteados, y la utilidad de poseer alternativas de decisión política avaladas en estudios experimentados. Por otra parte, es muy importante poder elaborar pronósticos, estimar relaciones estructurales, construir modelos de simulación para presuponer posibles actuaciones y estimar modelos de rentabilidad en el campo microeconómico.

A lo largo de esta primera parte del segundo capítulo se expondrán por orden cronológico los diferentes estudios sobre el sector turístico basados en el análisis de regresión. La razón por la que la exposición se efectúa en orden cronológico es la falta de homogeneidad de objetivos y de elementos que caracterizan los diferentes modelos.

MENGES (1957) estudia el sector turístico en Suiza en base a un modelo Keynesiano, utilizando como variables explicativas la renta nacional, la inversión, las exportaciones e importaciones, así como una variable que recoge la actividad gubernamental que es cuantificada a través de los impuestos directos, netos de subvenciones.

El modelo especificado es el siguiente:

$$Y = (C_n + C_t + C_g) + (I_n + I_t) + [(EX_n + EX_t) - (Im_n + Im_t)] - A$$

Donde Y, C, I, EX e Im representan las variables macroeconómicas de renta nacional, consumo, inversiones, exportaciones e importaciones, respectivamente. Los subíndices t, n y g hacen referencia al turismo, el no-turismo, y el gobierno por este orden, mientras que A representa la actividad gubernamental cuantificada a través de impuestos directos netos de subvenciones.

Menges continúa su análisis especificando modelos econométricos con el fin de explicar tanto el comportamiento de la inversión turística como el consumo en el sector.

El modelo anteriormente citado, presenta serias limitaciones relativas a

el pequeño número de observaciones utilizadas y a la falta de test estadísticos. Si bien destaca por el análisis realizado del sector turístico suizo, en relación con los restantes sectores de su economía.

LABEAU (1963) formula un modelo exponencial en el que el consumo turístico se explica en función de la renta disponible de los particulares y del tiempo. Labeau introduce en su modelo el término tiempo con el fin de recoger en él otras causas de tipo fundamentalmente psicológico que influyen en el consumo turístico y que no están incluidas en la variable explicativa.

El economista belga establece una función del tipo:

$$C_t = a * Y_t^\alpha * e^{\beta t}$$

Donde:

C_t = Consumo turístico.

Y_t = Renta disponible de los particulares.

a es el parámetro estructural, t el tiempo y β el valor del término de tendencia.

En relación con este trabajo el Profesor Pulido (1966) pone de

manifiesto algunas consideraciones relativas a la forma de estimar los parámetros, que él considera inadecuadas (introducción de una elasticidad "cross-section" en una función temporal, obtención del término de tendencia a partir de valores medios, etc.), también indica que de los resultados obtenidos no pueden deducirse los juicios que se transcriben del autor, entre ellos que el crecimiento anual medio del consumo turístico estaría explicado en un 77.06% por la variable tiempo, mientras que la renta sólo explicaría el 22.94% restante.

Pulido apunta, en primer lugar, la necesidad de analizar la validez de la función especificada, indicando la posibilidad de que exista una correlación más fuerte entre consumo turístico y renta a través de otra clase de función o mediante una definición distinta de la variable renta, como por ejemplo el concepto de "renta permanente", el de renta máxima del período, etc. Sin embargo, y a pesar de admitir que "la correlación existente entre consumo turístico y renta sea muy débil, indica que no puede admitirse la afirmación de Labeau de que en caso de recesión parece que las contracciones de gastos se efectuarían en otros sectores, pero menos en el turismo, ya que el gran peso de la variable "t" solo indica la poca adecuación del modelo planteado, puesto que en este término queda incluido lo que el factor renta no explica directamente. Además el hecho de que el turismo haya aumentado mucho con

el tiempo no puede considerarse, en ningún caso, que seguirá aumentando a partir de una disminución de renta del 8.7% que es la hipótesis implícita en el razonamiento".

Con respecto al modelo de previsión del consumo turístico, propuesto por el economista belga Labeau, Arespacochaga (1964) indica que la morfología de la función la estima correcta, pero apunta que sería más ajustada a la realidad, una en la que la renta por habitante viniera disminuida en esa cifra de quinientos dólares que estima que es aquella que permite destinar cantidades suplementarias excedentarias a la renta mínima para gastos ociosos, entre los cuales el turismo ocupa el primer lugar, y en la que el tiempo se sustituye por una variable indicativa de la madurez social.

Este autor especifica un modelo econométrico exponencial en el que el consumo turístico es función de la renta y de un factor variable representativo de la madurez social, cuya cuantificación se realiza a través de una "calificación aritmética convencional" y expone distintos puntos desde donde partir para realizarlo: mejor distribución de la renta del país de que se trata, superior nivel cultural, mayor número de días de vacaciones pagadas por las empresas, tradición viajera del país y, por último, cualquier otra característica de desarrollo social susceptible de traducirse de alguna forma en una medición

escalar.

$$C_t = a(Y-500)^b e^c$$

Donde a y b son constantes y c es un factor representativo de la madurez social.

En definitiva las dos innovaciones propuestas por Arespacochaga en relación con la función especificada por Labeau son: por una parte, la sustitución de la variable componente temporal por la variable madurez social y, por otra, la sustitución de la variable renta disponible por los particulares por la variable exceso de renta "per cápita" sobre los 500\$ anuales.

En relación a las variables propuestas por este autor, el profesor Pulido señala, en primer lugar, la semejanza de inconvenientes que presenta la variable "madurez social" con respecto a la variable tiempo de Labeau, y la escasa delimitación para su obtención. En segundo lugar, apunta que el establecimiento de una cifra de 500\$ como necesaria para cubrir las necesidades primarias es arriesgado extenderla a todos los países y con plena validez en el tiempo.

Figuerola (1985) indica que el planteamiento de Arespacochaga le

parece perfecto, pero lo que ya no resulta adecuado, a su entender, es mantener permanentemente la cuantía que él fija de quinientos dólares, pues el tiempo transcurrido y la elevación del coste de la vida, exige un montante muy superior para atender las necesidades más urgentes.

Más adelante, en 1964, el mismo propuso entre otros métodos de previsión, una función muy completa del fenómeno turístico, que podría integrar lo que considera los grandes factores explicativos del crecimiento o variación del consumo turístico de un país: la renta, los precios en términos relativos y la variable de tendencia.

$$C_t = a_1 + a_2 \frac{P_e}{P_t} + a_3 Y_t + a_4 t$$

Donde P_e representa el precio turístico en el área receptora y P_t una media ponderada de los precios turísticos correspondientes a un grupo de países.

Labeau también señala que "en la medida que se cree que una parte del consumo turístico, está financiado por el ahorro a corto plazo (bajo forma de consumo diferido), se podrá dinamizar el modelo adoptando un término que

concierno igualmente a la renta del año anterior".

Sin embargo la inclusión en la misma función de la variable renta en dos períodos de tiempo distintos, además de implicar un claro peligro de multicolinealidad, está reiterando una misma influencia, ya que el sujeto no llega a distinguir con claridad e independencia las disponibilidades que le proporciona cada una de las rentas.

ALCAIDE (1964) modeliza la previsión del número de turistas recibidos en un país determinado como una función de la renta per-cápita correspondiente a los cinco países de mayor flujo turístico hacia el país receptor, el índice general del coste de la vida en el país de acogida y el número de turistas entrados en el período anterior. Así mismo precisa que influirán otras variables, tales como temperatura media en el punto turístico elegido, impacto publicitario de los atractivos turísticos, número de plazas en hoteles y otros alojamientos, proporción de extranjeros de su misma nacionalidad que espera encontrar un turista en el punto turístico elegido, número de accidentes ocurridos en la ruta turística que piensa recorrer, hora de cierre de los espectáculos, etc.

$$Y_t = b_1 Z_{1t} + b_2 Z_{2t} + b_3 Y_{t-1} + U_t$$

Donde:

Y_t = Número de turistas llegados a un país, procedentes del extranjero durante el año

Z_{1t} = Índice ponderado de la renta per cápita correspondiente a los cinco países de mayor flujo turístico hacia el país receptor.

Z_{2t} = Índice general del coste de la vida en el país de acogida.

LA COMISION DEL TURISMO DEL PLAN DE DESARROLLO ECONOMICO Y SOCIAL ESPAÑOL (1964/67) emplea cinco métodos de predicción diferentes, el primero de los cuales es considerado como base:

1.- Se estudian los coeficientes de elasticidad consumo-renta para doce países de Europa occidental (Alemania Occidental, Austria, Dinamarca, España, Francia, Irlanda, Italia, Noruega, Países Bajos, Reino Unido, Suecia y Suiza) a partir de los datos correspondientes a la balanza de pagos de estos países en los años 57 y 61, y aplicando a estos coeficientes de elasticidad las previsiones de renta para el período 61/67, se obtienen las cifras de gasto turístico en el extranjero para los diferentes países en este último año.

2.- Se establece una función lineal en la que los gastos turísticos por habitante se explican en función del nivel de renta "per cápita" del año anterior. La estimación se realiza para trece países de Europa Occidental.

La función estimada es:

$$T = 0.014r + 0.17$$

Donde:

T = gastos turísticos por habitante

r = Nivel de renta per cápita en el año anterior.

3.- Se estima un modelo para la tasa de crecimiento de los gastos turísticos, variable que se explica como función lineal del nivel de renta "per cápita" y de su tasa de crecimiento.

$$Y = 0.0123x - 1.805Z + 11.65$$

Donde cada letra representa:

Y = Tasa de crecimiento de los gastos turísticos.

x = Nivel de renta per cápita.

z = tasa de crecimiento de la renta per cápita.

El coeficiente de correlación obtenido es de 0.60, lo que da un coeficiente de determinación del 0.36 que según la Comisión, "aún siendo un poco reducido, es suficientemente representativo" lo que no parece del todo cierto.

4.- En el período considerado, 57-61 para los turistas y 1956-60 para la renta, se calculan las tasas de crecimiento de la afluencia turística, y a partir de éstas, la elasticidad correspondiente.

5.- Las tasas de crecimiento turístico para el período 1961-67, se estiman a partir de las correspondientes al período 1957-61, por el explícito procedimiento de considerar que "habida cuenta del debilitamiento esperado de la coyuntura, puede aceptarse, en principio, una leve disminución de dicha tasa para el futuro próximo"

El profesor Pulido apunta en su Tesis Doctoral que, en general, la metodología utilizada por la Comisión no parte de la "modelización" de una teoría, si no que se limita a una mezcla de razonamiento económico basado en hipótesis arbitrarias, y de regresión estadística. Los coeficientes de

correlación como resultado de este tratamiento son muy reducidos.

GRAY (1966) estima la elasticidad-renta y tipo de cambio de la demanda de turistas americanos y canadienses entre sí, así como en relación con el resto del mundo. Los datos que utiliza en este estudio son de carácter anual y corresponden al período comprendido entre 1951 y 1963. El modelo especificado trata de explicar las importaciones relativas a la cuenta de viaje de la Balanza de Pagos, realizadas por Canadá a Estados Unidos y al resto del mundo, así como las de Estados Unidos a Canadá y al resto del mundo en función de la renta real disponible per cápita, del tipo de cambio, y del precio del "paquete turístico" más barato entre Montreal y Londres y New York y París.

Las ecuaciones utilizadas por Gray son las siguientes:

$$MCU = a_1 Y_c^{b_1} R^{c_1} e^u$$

$$MCO = a_2 Y_c^{b_2} R^{c_2} T_c^{d_2} e^u$$

$$MUC = a_3 Y_u^{b_3} (1/R)^{c_3} e^u$$

$$MUO = a_4 Y_u^{b_4} T_u^{d_4} e^u$$

$$M'UO = a_5 Y_u^{b_5} T_u^{d_5} e^u$$

Donde MCU , MCO , MUC , y MUO son las importaciones de la cuenta de viajes realizadas por viajeros canadienses a Estados Unidos y al resto del mundo y las realizadas por los viajeros americanos a Canadá y al resto del mundo respectivamente, y M' representa las importaciones potenciales.

Y_c , Y_u = Renta disponible per cápita de Canadá y de Estados Unidos expresadas en dólares constantes, cuantificada tanto a través de la renta per cápita como de la renta nacional.

R = Tipo de cambio correspondiente al dólar canadiense calculado como media de los doce meses del año, debido a la relativamente baja estacionalidad de las importaciones de origen norteamericano realizadas por Canadá, si bien la existencia de una marcada concentración temporal en el tercer cuatrimestre del año en lo que se refiere a las importaciones que Estados Unidos realiza de Canadá, ha llevado al autor a utilizar una doble ponderación en el cálculo efectuado para esta variable para la ecuación número tres.

T_c , T_u = Precio del viaje en avión más barato en avión entre Montreal-Londres y New York-París respectivamente. Esta variable se utiliza como indicador del coste relativo del transporte, si bien no ha resultado significativa,

debido, en parte, a la correlación de signo negativo que existe entre el coste de transporte y la variable renta.

Los resultados obtenidos por Gray muestran que las importaciones canadienses son bastante elásticas tanto con respecto a la renta, como al tipo de cambio, si bien la elasticidad-renta de los viajes al extranjero es muy elevada, señalando que el motivo principal puede residir en el gran número de canadienses que han emigrado a Europa desde la Segunda Guerra Mundial.

PULIDO A. (1966) realiza diversos estudios en relación a la demanda internacional. Efectúa un análisis de la futura demanda turística efectiva que han de experimentar los principales países europeos durante los próximos años estableciendo, para ello, una doble estimación:

- De la corriente turística de salida por las fronteras de cada país.
- De la distribución de esta corriente según países de destino.

En relación con la primera de estas estimaciones, el profesor Pulido propone un modelo econométrico lineal, en el que el número de turistas que

salen de un país determinado en un año concreto, es una función lineal de la renta per cápita en unidades monetarias constantes del país y del número de turistas salidos el año anterior. El autor señala que para conseguir un buen ajuste en el período considerado (1950-1966) es necesario utilizar una función parabólica o exponencial, siempre y cuando la predicción se efectúe a corto plazo (1965-1966). Es muy importante destacar que mientras que en los tramos intermedios de renta el consumo turístico puede seguir una tendencia lineal, a partir de un determinado nivel se produce lo que el autor denomina "despertar turístico" que provoca un notable crecimiento del turismo, de ahí que Pulido haya elaborado los dos modelos, uno lineal y otro exponencial, utilizando en ambos casos las mismas variables explicativas.

$$(I) N_t = \alpha R_t + \beta N_{t-1} + \gamma + V_t$$

$$(II) N_t = \gamma R_t^\alpha N_{t-1}^\beta e^{V_t}$$

Donde:

N_t = Número de turistas salidos del país en el año t

R_t = Renta per cápita en unidades monetarias constantes del país.

γ = Constante temporal

En lo que al modelo de distribución se refiere, el autor diseña un modelo

de la distribución por nacionalidades de la demanda turística total previsible para una zona determinada (Europa Meridional, Zona del Caribe, Iberoamérica, Africa del Norte, etc..). El mismo indica: " ... en realidad se trata de obtener unos coeficientes técnicos que nos permitan efectuar el reparto de los turistas en una tabla de doble entrada por país de origen y país de destino".

La forma funcional seleccionada ha sido:

$$\overline{N_{it}} = a \overline{N_{it-1}} + B \overline{P_{it}} + c \overline{O_{it}} + \gamma + V_t$$

Donde el significado de las variables que figuran en el modelo es el siguiente:

N_{it} = Porcentaje correspondiente al país i del turismo receptivo total de la zona en el año t. Esta variable será la endógena del modelo.

N_{it-1} = Porcentaje correspondiente al país i del turismo receptivo total de la zona en t-1. En esta variable se intenta reflejar el efecto conjunto de la evolución seguida por las preferencias hacia el país i, y el impacto publicitario que han producido los turistas entrados en el año anterior.

P_{it} = Nivel relativo de los precios de bienes y servicios turísticos del

país i con referencia a los restantes de la zona. Esta variable se define en relación con el índice del coste de la vida del país, del que el autor apunta que "une a ser un valor solamente relativo, el defecto de no existir correspondencia necesaria entre la evolución de los precios en los bienes de consumo habitual en el interior del país y la marcha de los precios de bienes y servicios especialmente demandados por el turista", señalando que esta variable se podría definir como diferencia entre el incremento de precios respecto al año anterior en el país i -ésimo y el incremento medio de los restantes países de la zona. También indica la posibilidad de incluir en el modelo la variable precios desplazada en un año, ya que es de esperar tenga también una significativa influencia en la elección del lugar de destino.

O_{it} = Oferta de bienes y servicios de la que el país i dispone en el año t . Ha de ser reflejo contable del capital directamente computable a efectos turísticos (hostelería, comunicaciones, transportes y otros servicios). El autor apunta que dado que estas cifras son desconocidas en los diferentes países es necesario sustituirla por algún otro dato indicativo, tal como el número de plazas hoteleras, los kilómetros de autopista, o el de inversiones realizadas durante el año en hostelería, carreteras, ferrocarriles, etc. Como una primera aproximación utiliza la diferencia entre la tasa de crecimiento de las plazas hoteleras en el país i -ésimo con respecto a la tasa media en los restantes

países de la zona, si bien señala que "en este caso únicamente se puede conferir a la variable un valor meramente indicativo pudiéndose producir importantes discrepancias entre la evolución de la serie oferta turística (desconocida) y la de plazas de hoteles".

V_t = Perturbación aleatoria.

a,b,c y γ los parámetros a estimar.

El modelo lineal estocástico resuelve el problema de reparto de una zona de competencia y permite una previsión en función de hipótesis que se admitan referentes a la política a seguir por estos países respecto a precios e inversiones en bienes turísticos.

Pulido indica que una estimación del modelo permitiría valorar la relación entre incremento de precios y disminución en el ritmo de aceleración.

ARTUS (1970) intenta estimar el gasto de turistas de origen alemán en el extranjero, así como los ingresos procedentes de turistas extranjeros que visitan Alemania, poniendo especial énfasis en la revaluación del marco alemán de Octubre de 1969 y su impacto en la cuenta de viaje de su Balanza de

Pagos.

A pesar de considerar que pueden existir múltiples factores determinantes del gasto de los turistas alemanes en el extranjero, Artus trabaja bajo la hipótesis de que sólo algunos de éstos son responsables de las fluctuaciones a corto plazo observadas. Por consiguiente el modelo propuesto por el autor es el que a continuación se expone:

$$\text{Log} \frac{X_{it}}{P_{jt}} = a + b_1 \text{Log} Y_{it} + b_2 \text{Log} \frac{P_{it}}{P_{jt}}$$

Donde:

X_{it} = Índice del gasto de los viajeros fuera de Alemania.

Y_{it} = Índice de la renta real disponible en Alemania.

P_{it} = Índice de precios al consumo en Alemania.

P_{jt} = Media ponderada de los índices de precios al consumo de países extranjeros expresada en dólares. Las ponderaciones utilizadas para cada país corresponden al porcentaje de participación de cada uno de ellos en el gasto total de los turistas alemanes en el año 1965

La estimación se realiza utilizando el método de mínimos cuadrados

ordinarios en el período comprendido entre 1955 y 1969. Sin embargo el autor considera que la especificación del modelo es incorrecta en lo que a la primera parte de los datos se refiere, dado que, durante los años 50 se registran elevadas tasas de crecimiento a consecuencia de la Segunda Guerra Mundial, por este motivo efectúa la estimación de esta ecuación para el período comprendido entre 1960 y 1969, utilizando los resultados así obtenidos para realizar predicciones.

En el modelo utilizado por el autor para determinar los ingresos turísticos procedentes de extranjeros que visitan Alemania, incluye además de una variable de tendencia que recoge los cambios en los gustos y en los costes de los transportes, un índice de mercado elaborado en base a los servicios que se ofrecen a los viajeros extranjeros. La forma funcional del modelo seleccionado es la siguiente:

$$\text{Log} \frac{I_{jt}}{P_{jt}} = a + b_1 \text{Log} W_t + b_2 \text{Log} \frac{P_{jt-1}}{P_{ct-1}}$$

Donde:

I_{jt} = Índice de los ingresos de extranjeros en Alemania.

W_t = Índice de mercado de los servicios turísticos, calculado como

media ponderada de los índices de gasto de los diecisiete principales países-emisores de turismo a Alemania.

P_j = Índice de precios al consumo en Alemania.

P_{α} = Media ponderada de los índices de precios al consumo de los países emisores.

La estimación se realiza para observaciones de carácter anual correspondientes a los períodos 1955/69 y 1960/69 aplicando la técnica de mínimos cuadrados ordinarios. El propio autor apunta que la imprecisión de los estimadores que obtiene se debe a la elevada multicolinealidad existente entre el índice de mercado y la variable de tendencia. Este problema se resuelve, generalmente, o bien eliminando la variable de tendencia o bien imponiendo ciertas restricciones al valor de la elasticidad con respecto al índice de mercado. Artus compara los resultados obtenidos en la aplicación de ambas soluciones, inclinándose por esta última.

En este estudio, el autor concluye que la elasticidad precio es muy alta, incluso más alta que la elasticidad renta debido al deterioro de la cuenta de viaje de la balanza de pagos que se produce como consecuencia de la revaluación del marco alemán. Sin embargo la utilización de índices de precios como variables "proxy" de índices de precios de servicios turísticos, además

de la importantes diferencias que se observan en los precios relativos en el período comprendido entre 1960 y 1969 y el previsto del 70 como consecuencia de la revaluación del marco alemán y la devaluación del franco francés, plantea serias dudas sobre la fiabilidad de estos resultados.

BLACKWELL (1970) establece como objetivo prioritario de su estudio la previsión de la llegada de turistas a Irlanda, en el período comprendido entre 1969 y 1978, así como el análisis, en general, de los factores determinantes de la demanda turística.

Las previsiones efectuadas se basan tanto en modelos de regresión, como en simples extrapolaciones de la evolución pasada. Los modelos desarrollados hacen referencia a diversos países de origen de los turistas, aunque se centra, principalmente, en los turistas procedentes del Reino Unido y Estados Unidos. Los modelos utilizados para cada uno de estos dos casos son los siguientes:

Reino Unido:

$$\frac{V_{ij}}{M_i} = a + b_1 \frac{Y_i}{M_i} + b_2 \frac{P_j}{P_i} + b_3 DF + U_1$$

Estados Unidos

$$\frac{V_{ij}}{M_i} = a + b_1 \frac{Y_i}{M_i} + b_2 \frac{P_j}{P_i} + b_3 C_{ij} + U_2$$

Donde:

V_{ij} = N° visitantes procedentes del Reino Unido (modelo 1) ó de Estados Unidos (modelo 2).

M_i = Población del país de origen

Y_i = Renta real disponible del país i

P_j = Índice de precios al consumo de Irlanda.

P_i = Índice de precios al consumo del Reino Unido (modelo 1) ó de Estados Unidos (modelo 2).

DF = Variable ficticia (transbordador)

C_{ij} = Coste del viaje desde Estados Unidos hasta Irlanda, calculado a través de una media ponderada del ingreso por pasajero y milla, obtenido por las principales compañías de transporte norteamericanas a precios constantes.

U = Perturbación aleatoria.

Ambos modelos se estiman por mínimos cuadrados ordinarios tanto en forma lineal como en forma logarítmica. Los resultados obtenidos son poco

satisfactorios. A pesar de que se obtiene un R^2 relativamente elevado, la única variable que resulta significativa al nivel del 5% es la renta personal disponible, señalando la conveniencia de no incluir la variable que representa el coste del viaje por no resultar demasiado significativa.

ASKARI (1971) propone un análisis de regresión cross-section para estudiar la demanda de "viajes organizados", relacionando la demanda en el país "i" para un viaje en particular con dos variables: la renta per-cápita en el país "i" y el precio del billete, llegando a la conclusión de que el determinante más importante en este tipo de demanda es la renta, el precio por día y el número de atracciones que ofrece cada viaje por día, si bien ninguna de las regresiones obtenida obtuvieron un R^2 ajustado superior al 0.51.

ARTUS (1972) desarrolla un modelo para explicar el turismo mundial, utilizando dos tipos de ecuaciones, una para los gastos per cápita del turista extranjero y otra para los ingresos obtenidos por este mismo concepto, donde se introducen factores sobre la competencia entre diferentes países de

destino, aplicando una medida de los precios corrientes relativos en el país de destino y de los tipos de cambio relativos, además del índice de mercado de los servicios turísticos, utilizado por este mismo autor en el modelo que desarrolla en 1970.

El modelo econométrico utilizado consiste en una serie de relaciones bilaterales y multilaterales que intentan explicar a corto plazo los determinantes del turismo internacional. Las relaciones bilaterales hacen referencia a la corriente turística que existe entre Estados Unidos y Canadá así como entre Canadá y el Oeste de Europa por un lado y Canadá y el resto del mundo por otro. Las relaciones multilaterales corresponden principalmente a la corriente turística entre los países más desarrollados.

Los modelos propuestos por Artus, han sido estimados por mínimos cuadrados ordinarios para el período comprendido entre 1955 y 1970, y su formulación es la siguiente:

Modelo de gasto

$$\begin{aligned} \text{Log} \frac{X_{it}}{P_{ij}} = & a + b_1 \text{Log} Y_{it} + b_2 \text{Log} \frac{P_{jt}}{P_{it}} + b_3 \text{Log} \frac{P_{jt-1}}{P_{ct-1}} + b_4 \text{Log} \frac{E_{it}}{E_{jt}} + \\ & + b_5 \text{Log} \frac{E_{it-1}}{E_{jt-1}} + b_6 T + V_{1t} \end{aligned}$$

Modelo de ingreso

$$\begin{aligned} \text{Log} \frac{I_{it}}{P_{it}} = & a + \text{Log} W_t + b_1 \text{Log} P_{jt}^* + b_2 \text{Log} P_{jt-1}^* + b_3 \text{Log} E_{jt}^* + \\ & + b_4 \text{Log} E_{jt-1}^* + b_5 T + V_{2t} \end{aligned}$$

Donde:

X_{it} = Gasto real per cápita del turista extranjero.

Y_{it} = Renta real disponible per cápita en i.

E_{it} = Precio del tipo de cambio en el origen.

E_{jt} = Precio del tipo de cambio en el destino.

T = Tendencia.

P_{jt}^* = Precios corrientes relativos en el país de destino.

E_{jt}^* = Tipos de cambio relativos.

W_t = Índice de mercado de los servicios turísticos.

La variable de tendencia ha sido finalmente eliminada de ambos modelos, a causa del elevado grado de multicolinealidad existente entre esta

variable y la renta.

En sus conclusiones establece la importante influencia que los precios relativos ejercen sobre el volumen de turismo internacional. Entre los dos tipos de precios relativos que considera, el correspondiente al tipo de cambio, refleja con mayor exactitud, que el precio relativo de bienes y servicios, los cambios en las corrientes turísticas.

Una elasticidad renta demasiado elevada junto con bajos errores standard son los resultados obtenidos para la mayoría de los flujos turísticos internacionales, a excepción de las estimaciones efectuadas para el gasto de los canadienses y norteamericanos en Europa que parecen no estar afectadas por la renta.

Ahora bien, el propio autor previene a los usuarios de su modelo admitiendo que los datos que utilizó para la determinación del gasto de viaje en el extranjero resultaron ser muy poco fiables.

BARRY y O'HAGAN (1972) analizan los factores determinantes del turismo británico en Irlanda, que aproximadamente representan el cincuenta por ciento del total de las llegadas de turistas a este país. Sin embargo debido a las dificultades encontradas para recopilar los datos relativos al gasto de los turistas ingleses en Irlanda, se utilizaron los determinantes del gasto de todos los turistas que viajan al país objeto de estudio vía Inglaterra.

El período de tiempo analizado comprende desde el año 1956 hasta el 1969.

Entre las diferentes ecuaciones utilizadas la más exacta incluye la renta y los precios como variables explicativas, obteniendo una elasticidad-renta y una elasticidad precio muy superiores a la unidad con signo positivo. Los autores señalan que puede existir una sobre-estimación de los parámetros del modelo debido a la omisión de variables explicativas teóricamente relevantes como los gastos de publicidad y las restricciones crediticias. En todas las regresiones efectuadas se observa que la variable endógena proporciona resultados superiores cuando se expresa como llegada de turistas en lugar de hacerlo a través de los gastos turísticos.

KWACK (1972) muestra su interés en el papel que juegan los factores determinantes del turismo, de y desde los Estados Unidos en la balanza de pagos.

Al igual que en la mayoría de los estudios relevantes, la renta y los precios aparecen como variables que explican significativamente el gasto turístico, y aunque sólo la variable renta aporta una explicación satisfactoria del gasto real en el extranjero, los precios producen una disminución de la varianza residual, a los que atribuye un papel marginal en la explicación de esta variable.

Kwack formula dos modelos. El primero referente al gasto turístico de los norteamericanos en Europa y, el segundo, relativo al que los extranjeros realizan en este país. Las ecuaciones que selecciona son las siguientes:

MODELO 1

$$\frac{MTV}{PCFUS} = \beta_0 + \beta_1 YD58 + \beta_2 \frac{PCFUS}{PC} + \beta_4 DMYEXPO67 + \epsilon_t$$

MODELO 2

$$\frac{XTV}{PC} = C_0 + C_1 CF58 + C_2 \frac{PC}{PCF} + C_3 DMYEXPO67 + \epsilon_t$$

Donde:

MTV = Gasto turístico de los norteamericanos en el extranjero.

YD58 = Renta real a precios constantes del año 58.

PCFUS = Media ponderada del índice de precios al consumo en los siguientes países: Canadá, Francia, Italia, Japón, México, Reino Unido y Alemania Federal.

PC = Índice de precios al consumo en Estados Unidos.

DMYEXPO67 = Variable ficticia que recoge los efectos de la EXPO67 celebrada en Montreal en el segundo y tercer cuatrimestre del año 67.

XTV = Gasto turístico de los extranjeros en Estados Unidos.

CF58 = Media ponderada de los gastos reales de consumo en Canadá, Japón y Estados Unidos.

PCF = Media ponderada de los precios registrados en los siete países utilizados en la variable PCFUS.

Ambos modelos se estiman, en primer lugar, por mínimos cuadrados ordinarios empleando datos de carácter cuatrimestral correspondientes al período comprendido entre el tercer cuatrimestre de 1960 y el cuarto de 1967. A continuación, y una vez comprobada la existencia de autocorrelación de primer grado se reestiman a través del método de Dhrymes.

El principal objetivo del estudio de **BECHDOLT (1973)**, es el de realizar estimaciones cross-section de funciones de demanda referentes al turismo americano que visita Hawai.

El período considerado se sitúa entre los años 1961 y 1970 y utiliza como variables explicativas la renta, expresada tanto como renta total como renta per cápita, y el precio del billete de avión, dado que el 90% de los visitantes que llegan a Hawai lo hacen utilizando este medio de transporte.

Los resultados obtenidos indican que ambas variables resultan significativas en la explicación de la demanda turística en Hawai.

La elasticidad renta total resulta ser aproximadamente igual a uno, mientras que la elasticidad renta per cápita está próxima a tres. Esta misma cifra, aunque con signo negativo, corresponde a la estimación de la elasticidad precio, indicando que una reducción en el precio del billete de avión a Hawai podría incrementar potencialmente el número de visitantes.

Por último, el autor observa una tendencia negativa, en el tiempo, de la elasticidad-renta per cápita, lo que indica que el viaje a Hawai resulta cada vez menos atractivo y por lo tanto menos responsable de los incrementos de

la renta per cápita de este estado.

JUD y JOSEP (1974) se centran en el desarrollo del turismo en Latinoamérica y su potencial económico. A través de un análisis econométrico estiman las elasticidades de la renta, los precios y el coste de transporte correspondientes a diecisiete países latinoamericanos.

La demanda turística se distribuye en dos grupos de ecuaciones. El primero representa viajeros de todas las nacionalidades, mientras que en el segundo sólo se consideran visitantes norteamericanos, ya que en 1967 representaban el 72% del total de visitantes que llegan a Latino-América. La elasticidad del coste del transporte se estima a través de un análisis de series temporales y datos cross-section, debido al alto grado de multicolinealidad que existe entre el precio del billete de avión y la renta.

Las ecuaciones de demanda se especifican en la forma doble logarítmica y el método de estimación utilizado es el de mínimos cuadrados ordinarios, aplicado a series anuales en el período comprendido entre 1958 y 1968. Los modelos seleccionados se presentan de la siguiente forma:

MODELO 1:

$$\text{LOG} \frac{I_j}{P_j/E_j} = a + b_1 \text{Log} Y_i + b_2 \text{Log} \frac{P_j}{P_c} + b_3 \text{Log} \frac{C_{ij}}{P_c} + U$$

Modelo 2:

$$\text{Log} V_{ij} = a + b_1 \text{Log} \frac{Y_i}{P_i} + b_2 \frac{P_j/E_j}{P_i} + b_3 \text{Log} \frac{C_{ij}}{P_i} + U$$

Donde:

I_j = Ingreso turístico.

P_j = Precios.

E_j = Tipo de cambio del país receptor expresado en dólares.

Y_i = Renta cuantificada a través del Producto Nacional Bruto.

P_c = Media ponderada de los índices de precios de los diferentes países

competidores como destinos turísticos.

C_{ij} = Coste del viaje cuantificado a través de la tarifa individual en avión de ida y vuelta.

En base a las estimaciones efectuadas se concluye que las elasticidades tanto renta como precios son muy elevadas, indicativo tanto de un favorable crecimiento potencial del turismo a largo plazo en Latino-América, como de su alto grado de competitividad.

PULIDO (1975) desarrolla y completa las ideas básicas ya recogidas en el modelo que él mismo elabora en 1966, en este caso se efectúa un análisis detallado por países de origen del turismo exterior que se estructura en las siguientes ecuaciones:

A.- Ecuaciones de salida de países emisores: En este primer bloque de ecuaciones se estudian los focos emisores, donde el número de turistas salidos del país "i" con destino a otras naciones es una función de la evolución per cápita del Producto Interior Bruto a coste de factores en términos corrientes, expresada en dólares y del tiempo.

B.- Ecuaciones de llegada a España, que explican el flujo turístico que, procedente del país "i", se dirigirá a España en el momento "t". En este segundo bloque los turistas que llegan a España procedentes de un país determinado se expresan en función de los turistas totales que salen del mencionado país y de un índice de atracción que España ejerce sobre dicho país, variable de difícil cuantificación puesto que debería recoger aspectos tales como el tipo de cambio entre las monedas de España y el país de origen, el nivel de precios en España, la calidad de la oferta nacional, el coste de desplazamiento, etc.

C.- Ecuación de ingresos. La masa monetaria aportada por el turismo receptivo constituye la última parte del modelo. Se considera que los ingresos dependen fundamentalmente de tres variables: el número de turistas, la calidad de los mismos y un indicador monetario que tenga en cuenta las pesetas que el turista recibe al cambiar su moneda y también lo que puede adquirir con ese cambio.

D.- Ecuaciones finales: Para cerrar este esquema se incluyen dos ecuaciones más: la primera, con relación al turismo español hacia el exterior y la segunda, para expresar los gastos ocasionados por dicho turismo.

BOND, COHEN y SCHACHTER (1977) utilizan tres modelos de regresión logarítmica para estimar la demanda de turismo entre los países de la OCDE, en el período 70-74. La renta correspondiente a cada país junto con el tipo de cambio con respecto al dólar y un índice de precios relativo son las variables causales utilizadas en la especificación de sus modelos. En base a los resultados obtenidos, los autores concluyen que la devaluación de la moneda en el país de destino no tiene un efecto significativo en la demanda turística para esa área de destino. Países con altos niveles de precios, como por

ejemplo Alemania, experimentan un decrecimiento en la demanda turística cuando el país de origen devalúa su moneda, sin embargo para países que tienden a tener niveles más bajos en los precios (Italia en particular), una devaluación del tipo de cambio del país de origen genera un incremento en el número de turistas visitantes de un destino más barato. Los propios autores concluyen que estos resultados son opuestos a lo que el sentido común sugiere, apuntando que pueden ser debidos a los efectos de sustitución, dado que a pesar de que los viajes a Italia son caros, los que podrían sustituirlo resultarían relativamente más caros, de ahí que el turista decida dirigirse a Italia.

El primero de los tres modelos utilizados hace referencia a la demanda turística del país j por parte de turistas residentes en el país i . A diferencia de este, los otros dos modelos se centran en la distribución de la demanda turística a nivel internacional, tomando como área de destino el conjunto de países integrantes de la OCDE, en el primer caso, y un país en concreto en el segundo. Los modelos utilizados son los que a continuación se exponen.

MODELO 1

$$D_{ij} = A Y_i^{a_1} RCPI_{ij}^{a_2} ex_{ij}^{a_3} e^{u_1}$$

MODELO 2

$$\sum_j D_{ij} = B Y_i^{b_1} CPI_i^{b_2} ex_i^{b_3} e^{u_2}$$

MODELO 3

$$(D_{ij}/\sum_j D_{ij}) = C Y_i^{c_1} RCPI_{ij}^{c_2} ex_{ij}^{c_3} ex_i^{c_4} e^{u_3}$$

Donde:

Y_i = Renta Nacional expresada en moneda local, cuantificada a través de :

A.- Precios reales de 1970, expresados en moneda local del país i.

B.- Precios reales de 1970, expresados en moneda local del país j, utilizando el tipo de cambio entre los países j e i.

C.- Precios reales de 1970, expresados en dólares, utilizando el tipo de cambio entre la moneda del país i y el dólar.

CPI_i = Índice de Precios al Consumo.

$RCPI_{ij} = CPI_i/CPI_j$

ex_i = Tipo de cambio de la moneda del país i con respecto al dólar, expresado en unidades de moneda de este país por cada dólar.

ex_{ij} = Tipo de cambio entre las monedas de los países j e i, expresado en número de unidades de moneda de j por cada una de i.

MAK, MONCUR y YONAMINE (1977) modelizan la duración de la estancia y el gasto turístico individual diario de los visitantes estadounidenses en Hawai, utilizando ambas variables como endógenas, determinándolas de forma simultánea, por medio de mínimos cuadrados en dos etapas y construyendo su modelo de forma cross-section para 1960.

El modelo destaca por la gran cantidad de variables explicativas que incluye en su especificación, algunas de ellas divididas en diferentes grupos, dependiendo de los distintos niveles que puedan tomar por intervalos sucesivos. Para cada variable endógena se hacen tres variantes, que obtienen resultados muy parecidos en términos de significación estadística, y tales que cada una diferentes factores explicativos.

Las variables exógenas utilizadas son las siguientes: tarifa aérea (viaje de ida en dólares), duración del viaje de ida en avión expresada en minutos, ingresos personales en intervalos de cinco mil dólares, nivel de educación, número de veces que el turista ha viajado a Hawai, edad del visitante, y por último un grupo de variables ficticias que recogen el efecto de una serie de factores de tipo cualitativo como por ejemplo el estado civil, el motivo del viaje, la temporada en la que se realiza el viaje.(distinguiendo tres épocas: de marzo a mayo, de junio a agosto y los meses de septiembre y noviembre), tipo

de alojamiento seleccionado, etc.

La principal conclusión a la que llegan los autores es la importancia de las tarifas aéreas, única variable utilizada para medir el efecto de los precios, desarrollando, además, un completo estudio de las elasticidades respecto a todas las variables propuestas.

SCOTT (1978) aplica un modelo para predecir la selección de destino por parte del turista. Utiliza 18 variables para describir las preferencias de los turistas por visitar Massachusetts en lugar de otro estado. Los resultados obtenidos en este modelo le llevaron a la conclusión de que la hospitalidad de los residentes del país-destino es el factor más determinante en la elección, seguido, entre otros, por la imagen cultural, el clima y la existencia de una atmósfera relajada. También indica que el estado de las carreteras llega a ser el factor más importante para aquellos turistas que viven a una distancia superior a las doscientas millas del lugar de destino.

SUNDAY (1978) construye dos modelos: uno, en términos del gasto de los americanos en diez países europeos y, otro, en unidades físicas del número de americanos que visitan el país europeo considerado.

Las ecuaciones básicas de estos modelos son:

Modelo 1:

$$X_{ij} = a + b_1 C1_{ij} + b_2 C2_{ij} + b_3 DZ_j + b_4 DT$$

Modelo 2:

$$\frac{V_{ij}}{V_i} = a + b_1 C1_{ij} + b_2 C2_{ij} + b_3 DA_j + b_4 DT$$

Donde:

$C1_{ij}$ = Precio del viaje de ida y vuelta en transporte aéreo.

$C2_{ij}$ = Precio de los servicios turísticos en el país de origen (hoteles, excursiones, comidas, etc.).

DZ_j = Variable ficticia utilizada para cuantificar la zona de destino seleccionada por el visitante.

DT = Variable ficticia que recoge la temporada en la que se realiza el viaje.

V_{ij} = Número de visitantes.

V_i = Total de residentes americanos que viajan fuera de sus fronteras, independientemente del lugar de destino.

Sunday excluye, intencionadamente, la variable renta como explicativa en base a las siguientes razones: la alta correlación negativa existente entre la renta y las tarifas aéreas, el efecto renta aparece considerado implícitamente en la tendencia, medida por DT, y finalmente, por ser uno de los objetivos del estudio conocer los efectos del precio sin incluir la renta.

La estimación se efectúa para el período comprendido entre 1962 y 1972. Las zonas de destino turístico analizadas son: Austria, Alemania, Benelux, España, Grecia, Irlanda, Israel, Italia, Portugal y Suiza.

ARCHER (1980) establece las cuatro variables causales que más influyen en la demanda de viajes: la renta, el coste del viaje, los índices de precios al consumo del país emisor y del receptor y el tipo de cambio entre las monedas del país origen y del país de destino.

VANHOVE (1980) presenta veinte variables explicativas de la demanda turística que incluyen a las cuatro mencionadas por Archer y además, entre otras, las promociones, el idioma común, la capacidad de transporte, el grado de urbanización tanto del área de emisión como de la de recepción, acontecimientos especiales.

FUJII y MAK (1980) sugieren la utilización del método de "regresiones en cresta" ("Ridge-regression") para reducir el error de predicción ocasionado por el elevado grado de multicolinealidad que se presenta entre las variables independientes que seleccionan para explicar el comportamiento de la demanda turística en Hawai y Florida respectivamente, obteniendo unos resultados muy aceptables.

El modelo utilizado se especifica a través de la siguiente ecuación:

$$\text{Ln VPC}_t = a_0 + a_1 \text{LnRF}_t + a_2 \text{LnRPCY}_t + a_3 \text{LnVPC}_{t-1} + e_t$$

Donde:

VPC = Número de americanos que visitan Hawai, expresado como tanto por ciento de la población americana.

RF = Tarifa aérea a Honolulu, expresada en dólares constantes de 1982.

RPCY = Renta real disponible per cápita, expresada en dólares constantes de 1972.

El modelo se estima para los períodos 61/73 y 74/78, utilizando en ambos casos tanto el método de mínimos cuadrados ordinarios, como el de regresión en cresta, concluyendo que este último permite obtener unos menores errores de predicción que el primero.

EDGEL (1980) combina los resultados de dos técnicas de predicción aplicadas a la demanda turística internacional para el caso de Estados Unidos. En una primera etapa utiliza el análisis de regresión lineal con datos relativos al período 1950-1975, con el fin de predecir el movimiento turístico y los ingresos procedentes del turismo internacional. En la segunda etapa aplica la técnica Delphi para ajustar los resultados a los futuros cambios tales como tendencias económicas y/o cambios en los medios de transporte. Los resultados obtenidos en la primera etapa determinan que la llegada de turistas a los Estados Unidos en el año 2000 será el doble de la que se registró en 1978, mientras que los ingresos se triplicarían. Los resultados obtenidos en la segunda etapa prevén un crecimiento más rápido tanto del número de

turistas que visitan este país como de los ingresos generados por este concepto , llegando a ser el triple que en el 78 para la primera variable y el cuádruple para la segunda.

ANASTASOPOULOS, P.(1984) estudia los factores económicos que determinan el turismo internacional en el Mediterráneo, utilizando para ello un modelo econométrico en el que la llegada de turistas a cada uno de los seis países seleccionados, se explica en función de la renta y de los precios relativos, así como de una serie de variables ficticias que recogen la influencia de determinados acontecimientos y una variable de tendencia a través de la que se trata de cuantificar el efecto que producen el incremento de información y comunicaciones, el incremento de las necesidades de recreo, etc.

La especificación del modelo es la siguiente:

$$A_{ijt} = f\left(Y_{ki}, \frac{P_j}{P_i}, \frac{P_j}{P_{j+1}}, D, T\right)$$

Donde:

A_{ijt} = Llegadas de turistas del país de origen i al país de destino j en el

año t.

Los países de origen utilizados son: Estados Unidos, Inglaterra, Canadá, Francia, Alemania, Holanda, Japón, Dinamarca, Suecia, Suiza, Austria e Italia.

Los países de destino son seis países del área mediterránea: Portugal, España, Italia, Yugoslavia, Grecia y Turquía.

Y_{kit} = Renta:

- Y_{1it} = Renta per cápita disponible del país i en el año t.

- Y_{2it} = Renta nacional per cápita del país i en el año t.

Ambas variables se ajustan por la tasa de inflación y se expresan en forma de índice.

P_j = Precio del turismo en el país de destino j.

P_i = Precio del turismo en el país de residencia i.

Como una variable "proxy" del precio del turismo en el país i se utiliza el índice de precios al consumo de ese país. Los precios han sido ajustados por el tipo de cambio oficial del país, dado que los turistas son particularmente sensibles a los cambios en el tipo de cambio.

D = Variables ficticias utilizadas para los años 1967, 1968, 1973 y 1974 para aislar la influencia de determinados acontecimientos políticos. Estas

variables se utilizan cuando resultan significativas al nivel del 5%.

T_k = Variable de tendencia utilizada para cuantificar la influencia de factores cualitativos como, por ejemplo, el desarrollo de las comunicaciones y de la información, o la creciente necesidad de ocio y vacaciones que son consecuencia de la urbanización, etc. Esta variable suele presentar un elevado grado de multicolinealidad con las variables renta, especialmente con la renta nacional per cápita.

Se utiliza la forma doble logarítmica y se estima el modelo utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios

Los resultados obtenidos son bastante buenos a excepción del caso de España, indicando que en este caso se obtendrán mejores resultados utilizando variables indicadores de la oferta. Los valores de R^2 resultan más elevados cuando se utiliza la renta nacional per cápita, que además resulta ser la variable que mejor explica las llegadas de turismo internacional, a excepción del caso de Japón en el que ni la renta disponible ni la nacional explican su evolución; en este caso, al igual que en el caso de Suiza, la variable de tendencia proporciona mayores valores para el coeficiente de determinación que el resto de las variables empleadas en el estudio.

O'HAGAN y HARRISON (1984) elaboran un sistema de ecuaciones de demanda con el fin de determinar la proporción que cada país europeo representa en el total del gasto de los turistas americanos en Europa entre 1964 y 1981.

En este modelo, el porcentaje de participación que cada país representa en el total del gasto de los turistas norteamericanos en Europa queda determinado en función del gasto per-cápita que los turistas norteamericanos realizan en Europa, de un índice de precios, elaborado por los autores como nivel de precios en el país de destino ponderado por el porcentaje de participación del país en cuestión en el total del gasto de los turistas norteamericanos en Europa, además de varias variables "dummy" para incorporar al modelo los efectos de diversos factores de carácter no económico.

El modelo utilizado es el siguiente:

$$s_i = \alpha_i + \gamma_i \log p_i^* + \beta_i \log \left(\frac{X}{P^*} \right) + U_i$$

En el cual:

S_i = Porcentaje de participación de país i en el gasto de los turistas

americanos en Europa.

p_i = Precio del turismo en el país i .

X = Gasto per cápita de los turistas americanos en Europa.

P_i^* = Cociente entre p_i y el producto de P_j^* para i distinto de j , elevado a $1/\sum s_j$.

P^* = Producto de p_i elevado a s_i .

La estimación se realiza para 18 países utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios, salvo en aquellos casos en los que se realizó la inclusión de variables ficticias correlacionadas con la perturbación, en los que se utilizó el método de mínimos cuadrados de Zellner.

El R^2 obtenido solamente supera el 0.90 para los casos de Irlanda e Inglaterra, siendo el valor más bajo el de Bélgica (0.19). Tal y como era de esperar las elasticidades precio estimadas relativas a cada país resultan negativas lo que indica que el turismo se comporta como un bien "normal".

FIGUEROLA (1985) estudia el comportamiento del volumen de ingresos por concepto de turismo extranjero, especificando un modelo lineal y uniecuacional en el que se utilizaron como variables explicativas el índice del

Coste de la Vida y el Número de Visitantes procedentes del exterior, obteniéndose, a su juicio, buenos resultados.

Este autor también trata de modelizar diferentes aspectos del sector turístico como, por ejemplo, el número de turistas que visitan un país determinado (variable que ya modelizó Alcaide en el 78), y, pensando en la elaboración de una serie de números índices del coste de la vida del turista, o precios turísticos, para diferentes países, Figuerola elabora un modelo que sirve para diagnosticar el número de personas que pueden visitar un país determinado en función de la renta per-cápita de que disponen y de la relación entre los precios turísticos del país visitado y del país emisor. Este modelo se encuentra con un problema de difícil solución: la inexistencia de series estadísticas que reflejen adecuadamente el coste de la vida del turista. Sin duda, en caso de que los turistas tuviesen conocimiento del poder adquisitivo de su moneda, bajo un enfoque estrictamente turístico, al relacionar los precios de su propio país con los del país que desean visitar, tenderían a viajar más intensamente al exterior, siempre que la situación de intercambio fuera favorable a su moneda, a pesar de que, en contra, existan dificultades y aspectos negativos como la distancia, el idioma, etc.. Sin embargo, otros aspectos positivos como el efecto de superación, el deseo de salir al extranjero, y la atmósfera turística que posee la zona receptora actuarán como

factores compensadores de aquellas circunstancias negativas que redujeron el poder de compra relativo de su moneda.

Los coeficientes calculados para diferentes supuestos experimentados resultaron muy satisfactorios, así como los test de contraste estadístico, lo que señala la posibilidad de llegar a construir la serie de índices de coste de la vida turística.

Figuerola elabora en 1985 un modelo multiecuacional compuesto por 22 ecuaciones, divididas en siete bloques (aunque no se realizó la estimación por falta de información estadística). El primer bloque de ecuaciones explica estructuralmente como se clasifica y como se comporta la demanda turística; el segundo bloque recoge todas aquellas interrelaciones económicas del modelo como ingresos en divisas, gasto total del turismo interior dentro de su propio país, gasto de los turistas nacionales en el extranjero, y el saldo de la balanza de pagos turística; el bloque siguiente ofrece las cuantías de los ingresos de las empresas en los diferentes subsectores económicos considerados en función de determinadas variables; el cuarto, analiza el volumen de inversión que un país requiere, definiendo el volumen de plazas y su distribución según los tipos de alojamiento, stocks de capital necesarios para adecuar la oferta a los movimientos de la demanda establecidos por

simulación o predicción; en el bloque quinto se trata la demanda y la oferta de empleo dentro del sector, determinándose el volumen de empleo que se prevé y su distribución según las diferentes actividades económicas. El penúltimo bloque de ecuaciones estudia las rentas del turismo y el último recoge las rentas del Estado, esto es la cuantía de las rentas fiscales originadas por el turismo.

WHITE (1985) desarrolla un modelo econométrico cuya finalidad no es la predicción, creando un cuadro completo de relaciones entre las elasticidades-precios y el gasto de los turistas, permitiendo clasificar las zonas receptoras como si fuesen bienes sustitutivos o complementarios según las preferencias de los viajeros.

El modelo presentado divide sus ecuaciones en siete grupos de recepción, agrupados por países:

- 1.- Francia.
- 2.- Reino Unido e Irlanda.
- 3.- Alemania, Austria y Suiza.
- 4.- Bélgica, Holanda y Luxemburgo.

5.- Noruega, Suecia y Dinamarca.

6.- Italia y Grecia.

7.- España y Portugal.

Los datos considerados son cifras anuales desde 1954 a 1981, se someten a diferentes pruebas de homogeneidad y simetría. En cada ecuación se incluyen los precios de todos los grupos de países enumerados, medido por el denominado índice de precios efectivo, el precio del pasaje en viaje de ida y vuelta a Estados Unidos, el gasto real como una parte del presupuesto real para el viaje, una variable de tendencia y una variable ficticia para 1968.

Las elasticidades resultantes muestran que los americanos perciben los grupos cinco (Noruega, Suecia y Dinamarca) y siete (España y Portugal) como destinos de lujo, pudiendo esperarse en el futuro un incremento de la parte del presupuesto de los turistas hacia estas zonas. Para Francia y el Benelux las elasticidades precios son relativamente bajas. También se aprecia un claro efecto sustitutivo entre Francia y el Reino Unido, y entre Francia y Alemania. El resto se comporta como bienes complementarios entre sí, dos a dos con Francia, y sustitutivos con el Reino Unido.

ESTEBAN, A.(1987) utiliza tres tipos de predicción, aplicadas a los principales indicadores de la demanda turística: visitantes extranjeros entrados por fronteras, pernoctaciones hoteleras de los viajeros en España, visitantes extranjeros entrados por aeropuertos e ingresos de divisas en concepto de turismo. Apuntando que, en el caso de la demanda turística española, la integración de los tres métodos que a continuación se relacionan, resulta enriquecedora si se atribuye a cada perspectiva un ámbito temporal de predicción distinto, resultando incluso necesaria para fines de planificación, ya que podría incluir tanto los elementos espaciales como los temporales de la demanda turística.

Los tres métodos propuestos en este trabajo son los siguientes:

1.- La opinión de expertos, creando un cuadro de posibles escenarios futuros de comportamiento de la demanda turística.

2.- Modelos econométricos desarrollados para cada uno de los indicadores antes señalados, especificando una relación para cada país de procedencia, utilizando como factores determinantes, variables de influencia básicamente económica.

3.- Metodología Box-Jenkins aplicada a algunas de las variables turísticas más significativas.

Los principales factores determinantes utilizados por la autora en los modelos de predicción causales son: en primer lugar, la renta, cuantificada a través de las tasas de variación del Producto Interior Bruto de los países emisores; en segundo lugar, los precios, para cuya cuantificación maneja tres variables diferentes: Incrementos de precios en la zona de emisión, índice de precios del país receptor, y precios relativos, estimándose modelos en los que se incluyen de forma alternativa estas tres posibilidades de considerar el factor precio, cuantificados de forma homogénea a través de las tasas de variación del índice de precios al consumo expresado en términos constantes; por último considera como variable explicativa el tipo de cambio entre las monedas de diferentes países, cuantificándolo, a través de la cotización oficial media de las diferentes monedas, en pesetas por cada unidad de moneda extranjera y en términos corrientes de cada país emisor.

En general, los resultados que se obtienen con los modelos de regresión aplicados son buenos.

WITT y MARTIN (1987) publican en "Journal of Travel Research" el estudio que realizan en relación con la predicción de la demanda turística internacional, elaborando modelos econométricos para los visitantes procedentes de Alemania Oeste e Inglaterra y sus principales lugares o países de destino.

Se utiliza en ambos casos como variable endógena el número de visitantes per-cápita, realizando cuatro modelos para cada destino en función del tipo de transporte utilizado. Al igual que en los estudios sobre demanda en general, la renta y los precios se han incluido como variables explicativas, utilizando como variable precios el cociente entre el índice de precios en el país de destino y en el de origen. Witt y Martin incluyen, además, otras variables como, coste de los transportes (aunque debido a la escasez de datos utilizan indicadores del mismo), el tipo de cambio, una variable "dummy" (que recoge los efectos de la crisis del petróleo en 1973 así como los problemas políticos de Grecia en 1974) y por último, también se incluye una variable de tendencia además de la variable endógena retardada en un período.

El modelo se especifica utilizando la forma exponencial de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \text{Ln} \frac{V_t}{P_t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln} \frac{Y_t}{P_t} + \alpha_2 \text{Ln} T_t + \alpha_3 \text{Ln} C_t + \\ & + \alpha_4 \text{Ln} EX_t + \alpha_5 DV_t + \alpha_6 \text{Ln} \frac{V_{t-1}}{P_{t-1}} + U_t \end{aligned}$$

Donde:

V_t = Número de visitantes que van de vacaciones en el año t.

P_t = Población del país de origen en el año t.

Y_t = Renta personal disponible expresada en términos

reales (precios de 1980)

T_t = Precio del transporte desde el país de origen al de destino en el año t expresado en precios constantes del año 80 (TA si el viaje se realiza en avión y TS si se realiza por carretera).

C_t = Coste del turismo en el país de destino con relación al de origen en el año t.

EX_t = Tipo de cambio de la moneda del país de destino en relación con el de origen en el año t. Esta variable sólo se mantuvo en aquellas ecuaciones en las que su permanencia en el modelo proporciona una clara mejoría en los resultados en términos de signos esperados o magnitudes de los coeficientes de otras variables, significatividad estadística de los coeficientes o un mayor poder explicativo del modelo.

DV_t = Variable ficticia que representa los efectos de la crisis del

petróleo 1973-74, así como los conflictos políticos en Grecia.

El modelo se estima por mínimos cuadrados ordinarios. En aquellos casos en los que el estadístico Durbin-Watson indica la presencia de autocorrelación, se re-estima utilizando el método iterativo de Cochrane-Orcutt.

En las ecuaciones correspondientes a Alemania, el R^2 oscila entre un 0.511 (Países Bajos) y un 0.991 (Inglaterra). Sólo tres de las diez ecuaciones estimadas presentan un R^2 superior al 0.90

Como ya se ha mencionado anteriormente, las ecuaciones correspondientes a Inglaterra se han estimado tanto para el viaje en avión como para el viaje en carretera. En las primeras el R^2 oscila entre el 0.5 de Grecia y el 0.986 de Estados Unidos; sólo cuatro de las nueve estimadas presentan un R^2 superior al 0.90. En las correspondientes al viaje por carretera los resultados fueron muy similares.

SMERAL (1988) utiliza tres modelos econométricos para estimar el efecto que provoca un incremento del 1% en el crecimiento de la renta real procedente del turismo en nueve países Europeos, en el período comprendido entre 1973 y 1984.

Este autor sostiene que la demanda de servicios turísticos depende en gran medida del nivel y del crecimiento del Producto Interior Bruto, que influye en este tipo de demanda a través de mecanismos derivados de la interdependencia de determinados elementos que conviven dentro del sistema socioeconómico, tales como, la evolución de la renta real disponible, la creciente importancia de los viajes de negocios, el incremento de los viajes por carretera, el rápido desarrollo de la infraestructura del transporte, factores de tipo demográfico como la edad y el nivel de educación, la situación política, la disponibilidad de tiempo libre, el índice de precios, las fluctuaciones en el precio de la energía, etc.

En la especificación de los modelos que desarrolla Smeral se utilizan sólo dos variables explicativas del comportamiento y evolución de la demanda turística: la renta y los precios. Es por ello, que el autor indica que los resultados obtenidos han de ser considerados como meras aproximaciones a la realidad.

Los dos primeros modelos se especifican a través de las siguientes ecuaciones:

MODELO 1

$$X_i = a_{1i} + b_{1i}X + C_{1i}(P_i/P) + U_{1i}$$

.....

$$X_n = a_{1n} + b_{1n}X + C_{1n}(P_n/P) + U_{1n}$$

MODELO 2

$$\text{Ln}X_i = \text{Ln}a_{2i} + b_{2i}\text{ln}X + C_{2i}\text{Ln}(P_i/P) + \text{Ln}U_{2i}$$

.....

$$\text{Ln}X_n = \text{Ln}a_{2n} + b_{2n}\text{Ln}X + c_{2n}\text{Ln}(P_i/P) + \text{Ln}U_{2n}$$

En estos dos primeros modelos, la renta real del turismo (X_i) se explica en función de un índice de precios relativos elaborado por el autor (P_i/P , donde P_i son los precios de bienes turísticos en el país i en dólares americanos en base 79 y P es la media ponderada de precios de bienes turísticos en los n países destino expresado en dólares) y de una variable que recoge las distintas rentas del turismo correspondientes a los nueve países Europeos, expresada en dólares, y que se utiliza como ponderación para construir el índice de precios utilizado en el modelo.

La diferencia entre estos dos modelos radica en la forma funcional. En el primero se utiliza una función lineal, mientras que en el segundo se aplica

una función logarítmica. En ambos modelos se utiliza el método de mínimos cuadrados ordinarios para efectuar la estimación.

El tercer modelo se elabora en base al sistema de gasto lineal (LES) desarrollado por Stone (1954). En él se divide el gasto en viajes al extranjero en dos partes; la primera puede ser considerada como un nivel mínimo de consumo y por tanto el gasto es independiente de los precios; en la segunda, parte del gasto excedente se distribuye entre los diferentes países de destino en función de la propensión marginal a viajar.

Este tercer modelo se formula a través de la siguiente ecuación:

MODELO 3

$$X_i = c_{3i} + \frac{b_{3i}}{P_i} (Y - \sum_{j=1}^n P_j C_{3j})$$

.....

$$X_n = c_{3n} + \frac{b_{3n}}{P_n} (Y - \sum_{j=1}^n P_j C_{3j})$$

$$Y = \sum_{i=1}^n P_i X_i$$

En los dos primeros modelos solamente se obtiene un R² superior a 0.90 para tres de los siete países destino analizados, mientras que en el tercero son seis de los nueve analizados los que presentan un R² superior a esta cifra.

En base a los resultados obtenidos Smeral concluye que este modelo proporciona una explicación de la evolución y crecimiento de las rentas de turismo en los nueve países, señalando que tanto en el primero como en el segundo modelo los estimadores no resultaron significativos ni para Suiza ni para Yugoslavia.

En el estudio de **MARTIN A. y WITT F.(1989)** se examina la exactitud en la predicción en el contexto de la demanda turística internacional. Para ello, utilizan siete métodos diferentes para predecir el flujo de turismo internacional de los cuatro países emisores por excelencia y los seis principales países-destino.

Los modelos utilizados son los siguientes:

1.- Un modelo "naive" representados por la siguiente ecuación:

$$\hat{V}_{t+1} = V_t$$

2.- Un segundo modelo "naive" expresado:

$$\hat{V}_{t+1} = V_t \left[1 + \frac{(V_t - V_{t-1})}{V_{t-1}} \right]$$

Donde V_t representa el número de turistas que visitan un país en el año t .

3.- Alisado exponencial (Modelo de Brown)

4.- Análisis de curvas de tendencia.

5.- Gompertz.

6.- Modelo autorregresivo, utilizando un proceso etápico basado en el estadístico F para determinar si se mantiene o por el contrario se omite una variable del modelo, este proceso se continúa hasta que todos los coeficientes de las variables son significativos al nivel de significación del 5%.

El modelo es el siguiente:

$$\hat{V}_{t+1} = \alpha + \beta_0 V_t + \beta_1 V_{t-1} + \beta_2 V_{t-2}$$

7.- Por último, un modelo econométrico en el que el número de visitantes (variable endógena) se explica en función de las variables

explicativas que a continuación se indican: renta del país de origen, coste de la vida del turista en destinos sustitutivos, coste del transporte entre el país de origen y el de destino y otros de destino sustitutivo, el tipo de cambio entre las monedas de origen y destino, una serie de variables "dummy" que recogen el efecto de diversos acontecimientos tales como, la crisis del petróleo, las restricciones de monedas extranjeras, etc., la propia variable endógena retardada en un período y una variable de tendencia.

Estos modelos se estiman para los siguientes flujos turísticos:

A.- Francia a: Italia, Marruecos, Portugal, España, Suiza e Inglaterra.

B.- República Federal Alemana a: Austria, Francia, Italia, España, Suiza y Yugoslavia.

C.- Reino Unido a: Austria, Francia, República Federal Alemán, Grecia, Italia y España.

D.- Estados Unidos a: Canadá, Francia, República Federal Alemana, Italia, México y Reino Unido.

Los datos de flujo turístico para Reino Unido se desagregaron de acuerdo con dos tipos de transporte: aéreo y marítimo, y los modelos seleccionados se estimaron para estos dos tipos de transporte. Para el resto

de los países-origen (Francia, República Federal Alemana y Estados Unidos) sólo se estimaron modelos agregados y con el fin de proporcionar más comparaciones, adicionalmente se estimó el modelo agregado para el Reino Unido.

La frecuencia de los datos utilizados es anual, utilizando el período 1965/83 para el turismo de Francia y la República Federal Alemana; 1965/84 para el de Estados Unidos y por último 1965/85 para el correspondiente al Reino Unido.

A la vista de los resultados obtenidos, Martin y Witt concluyen que, en general, el primer modelo "naive" que utilizan así como los modelos autorregresivos, generan predicciones relativamente precisas, mientras que el segundo modelo "naive", el Gompertz y el análisis de curvas de tendencia suelen proporcionar predicciones bastante imprecisas. Añaden que la predicción de los modelos econométricos es "decepcionante", señalando que la mayor ventaja de este tipo de modelos es que tienen en cuenta el impacto que entre las variables objeto de estudio, producen los cambios ocurridos en las variables que la determinan, lo que permite predecir los resultados de diferentes planes estratégicos.

ESTUDIOS ECONOMETRICOS DEL SECTOR TURISTICO		
AUTOR	OBJETO ESTUDIO	FACTORES DETERMINANTES
MENGES (1957)	Sector turístico. (Suiza)	RN, IN, EX, M, AG
LABEAU (1963)	Consumo turístico	RD, T
ARESPACOHAGA (1964)	Consumo turístico	RD, MS
LABEAU (1964)	Consumo turístico	RD, T, IPR
ALCAIDE (1964)	Nº turistas recibidos	RPC, IPC, NT(-1)
COMISION PLAN DESARROLLO (1964/67)	Gasto turístico	RPC, TCRPC
GRAY (1966)	Importaciones Cuenta viajes Balanza de pagos	RDPC, TC, IPR
PULIDO (1966)	1.- Salida turistas al exterior 2.- Distribución turismo internac.	1.- RPC, NTS(-1) 2.- IPR, ST,N(-1)
ARTUS (1970)	1.- Gasto turístico en extranjero (Alemania) 2.- Ingresos por turismo	1.- RRD,IPC, IPR 2.- IMST, IPR
BLACKWELL (1970)	Alojamiento turístico (Irlanda)	RRD, IPC, IPR, DF
ASKARI (1971)	Demanda viajes organizados	RPC, CT
ARTUS (1972)	1.- Modelo gasto 2.- Modelo ingreso	RRDPC, TCR, IPR, VT, IMST
BARRY y O'HAGAN (1972)	Demanda turística (Irlanda)	R, IP
KWACK (1972)	Gasto turístico	RR, IPR, DF
BECHDOLT (1973)	Demanda turística (Hawai)	RN, RPC, CT

ESTUDIOS ECONOMETRICOS DEL SECTOR TURISTICO		
AUTOR	OBJETO ESTUDIO	FACTORES DETERMINANTES
JUD y JOSEP (1974)	Demanda de turismo (Latino-América)	R, IP, CT
BOND, COHEN y SCHACHTER (1977)	Demanda de turismo (OCDE)	R, TC, IPR
MAK, MONCUR y YONAMINE (1977)	Pernoctaciones y gasto turístico (Hawai)	TA, DV, INP, NE, EV, DF.
SCOTT (1978)	Selección destino	HR, IC, DCLIM
SUNDAY (1978)	Nº turistas y gasto norteamericanos en Europa	CT, PST, DF
ARCHER (1980)	Demanda de viajes	R, CT, IPC, TC
VANHOVE (1980)	Demanda turística (Internacional)	R, CT, IPC, TC, P, CAT, IDC, DF.
FUJII Y MAK (1980)	Demanda turística (Hawai y Florida)	CT, RRDP
ANASTASOPOULOS (1984)	Demanda turística (Mediterráneo)	RDPC, RNPC, IPR, DF
O'HAGAN Y HARRISON (1984)	Distribución gasto turistas alemanes en Europa	IPR, GTPC, DF
FIGUEROLA (1985)	Ingresos turismo	IPC, NTE
WHITE (1985)	Demanda turística (Europa)	IPC, CT, GR, VT, DF
ESTEBAN, A. (1987)	Demanda turística (España)	TVPIB, IPC, IPR, TC
WITT Y MARTIN (1987)	Nº visitantes procedentes de Alemania Oeste e Inglaterra	RD, IPR, CT, TC, VT, DF
SMERALL (1988)	Renta real de turismo	IPR, RT

ESTUDIOS ECONOMETRICOS DEL SECTOR TURISTICO		
AUTOR	OBJETO ESTUDIO	FACTORES DETERMINANTES
WITT Y MARTIN (1989)	Demanda turística (Internacional)	R, IPC, CT, TC, DF

SIGNIFICADO DE LAS VARIABLES:

AG = Actividad gubernamental
 CAT = Capacidad transporte
 CT = Coste Transporte
 DCLIM = Clima
 DF = Variable ficticia
 DV = Duración del viaje
 EV = Edad visitante
 EX = Exportaciones
 GTPC = Gasto turistas americanos en Europa per cápita
 GR = Gasto real
 HR = Hospitalidad residentes
 IC = Imagen cultural
 IDC = Idioma común
 IN = Importaciones
 INP = Ingresos personales
 IMST = Indice de mercado de los servicios turísticos
 IP = Indice de precios.
 IPC = Indice de precios al consumo
 IPR = Indice de precios relativo
 M = Importaciones
 MS = Madurez social
 N = Participación de un país en la demanda total de una zona
 NE = Nivel educación
 NT = Número turistas
 NTE = Número turistas procedentes del extranjero
 NTS = Número turistas que salen de un país
 P = Publicidad
 PST = Precio servicios turísticos
 R = Renta
 RD = Renta disponible
 RDPC = Renta disponible per cápita

RN = Renta nacional
RNPC = Renta nacional per cápita
RPC = Renta per cápita
RR = Renta real
RRD = Renta real disponible
RRDPC = Renta real disponible per cápita
RT = Renta procedente del turismo.
T = Tiempo
TA = Tarifa aérea.
TC = Tipo de cambio
TCR = Tipo de cambio relativo
TCRPC = Tasa de crecimiento de la renta per cápita
TVPIB = Tasa de variación del PIB
ST = Oferta bienes y servicios turísticos
VT = Variable de tendencia

En los treinta modelos analizados se incluyen cuarenta y seis variables explicativas, de las cuales las más frecuentes son las relacionadas con el poder adquisitivo de los turistas (catorce variables que figuran treinta y dos veces en las tablas), variables relacionadas con los precios (cuatro variables que figuran veinticuatro veces en las tablas), variables relacionadas con el transporte (dos variables que figuran diez veces), y variables relacionadas con el tipo de cambio (dos variables que figuran siete veces). Otras variables, como imagen cultural, idioma común, clima, publicidad, oferta turística, etc., figuran una sola vez a pesar de su indudable importancia.

2.2.- ANALISIS DE SERIES DE TIEMPO

Utilizando la metodología del análisis de series temporales inspirada en la aportación de Box y Jenkins (1970) que pone gran énfasis en el estudio de las propiedades estadísticas de los datos y que permite captar las estructuras dinámicas y estocásticas más destacadas de las variables económicas observadas, se ha construido un conjunto de modelos empíricos de demanda, tanto en la extensión univariante como multivariante.

Este tipo de modelos resulta más útil para hacer predicciones a corto plazo, a diferencia de los modelos econométricos con una capacidad predictiva superior para períodos más largos de tiempo (Makridakis y Wheelwright (1979); Makridakis, Wheelwright y McGee (1983)).

Las predicciones a largo plazo que se efectúan en base a esta técnica necesitan tener en cuenta otras variables que influyen en el comportamiento de la variable objeto de estudio. Las funciones de transferencia de Box-Jenkins es una técnica que a menudo se utiliza para estimar series de tiempo utilizando otras variables que supuestamente tienen un efecto significativo sobre la variables estudiada.

La ventaja del análisis de series de tiempo es la existencia en el mercado de un gran número de programas como el X-11 ARIMA desarrollado por el "U.S. Bureau of the Census". La más aplicación más destacada de este tipo de programas y en concreto del X-11 ARIMA la realiza Bar On (1972/73) quien aísla la componente cíclica y estacional de varios componentes de la industria del turismo en Israel (1972) y en otros países (1973).

BAR ON (1972/1973) analiza las principales componentes de las series turísticas mensuales. Los tres elementos considerados son: estacionalidad, ciclo-tendencia, y componente irregular.

En el primero de los trabajos realizados por este autor se utiliza el método X-11 para cuantificar la estacionalidad y el componente cíclico de un conjunto de series asociadas con la industria turística de Israel, estas series son:

- 1.- Turistas que entran y salen por aeropuertos.
- 2.- Turistas llegados en avión a Israel.
- 3.- Ingresos en moneda extranjera de los turistas en Israel.
- 4.- Salidas al extranjero de residentes en Israel.

5.- Pernotaciones de extranjeros, de residentes y totales en establecimientos hoteleros.

En el segundo de los trabajos que realiza compara los resultados obtenidos con las anteriores series para otros países diferentes, también utilizando el método de descomposición, y mostrando la gran incidencia de la estacionalidad.

El autor justifica la importancia de la estacionalidad en factores climáticos e institucionales, fijando el origen de la tendencia y el ciclo en otro grupo de factores, distinguiendo entre la tendencia secular, por motivos de población y desarrollo tecnológico; ciclo económico y especiales acontecimientos cada cierto período, como juegos olímpicos o ferias internacionales. El componente irregular lo considera como el residuo de las fluctuaciones.

En 1975, este mismo autor defiende un modelo de tipo multiplicativo para las series mensuales, donde se aplica una media móvil de orden seis para alisar la serie, y un alisado de Henderson de orden trece, con modificación en los meses de los extremos. El período analizado está comprendido entre 1986 y 1971. Las predicciones se realizan para doce y veinticuatro meses, mediante

una estimación para cada mes de forma independiente y para el total del año.

GEURTS E IBRAHIM (1975) y GEURTS, IBRAHIM y BUCHMAN (1976)

aplican el modelo de Box y Jenkins para predecir el turismo de Hawai para veinticuatro períodos, utilizando datos de carácter mensual correspondientes al período comprendido entre enero de 1952 y diciembre de 1972, con el fin de comparar los resultados obtenidos con el método de alisado exponencial (modelo de Brown), concluyendo que no existen grandes diferencias entre ambos métodos y recomendando el uso de este último por la mayor inestabilidad que demostró a lo largo del período considerado, sin olvidar su menor coste.

En 1976 Geurts, Buchman e Ibrahim aplican la metodología de Box-Jenkins a la variable utilizada en su trabajo anterior, en el período comprendido entre 1954 y 1973, efectuando predicciones para un período de veinticuatro meses. El modelo seleccionado proporciona unos excelentes resultados de predicción con un error medio de previsión del 3.5% en valores absolutos.

Las técnicas de Box y Jenkins también fueron utilizadas por la **OFICINA DE TURISMO DEL GOBIERNO CANADIENSE** para predecir tanto la demanda de turismo cuatrimestralmente como los ingresos de turismo. El primero de estos estudios se realiza en 1977 bajo el título " **Methodology for short term forecasts of tourism flows**" en el que se obtienen predicciones para 1975 y 1976 en datos trimestrales sobre la serie de turistas internacionales que llegan a Canadá.

En un estudio posterior ("**Tourism forecasts**" 1983) incluyen modelos de predicción a medio plazo, derivados de la técnica que incluye una función de transferencia. Las predicciones obtenidas están basadas en cuatro escenarios alternativos de hechos económicos conjuntos, con una solución controlada y generada internamente por el modelo, a través de la extrapolación de las tendencias económicas existentes. Con este tipo de formulación se intenta introducir, de alguna forma, una componente causal, y no sólo la evolución de una variable dependiendo de su propia historia.

ALMAGRO (1979) utiliza la variable "**Entrada de Extranjeros**" como input de "**Ingresos por Turismo**". Esta elección está determinada por la hipótesis de que aún cuando el gasto medio de los turistas fuese variable a lo

largo del tiempo, el número de turistas entrados es una buena variable de escala. Se parte además de que esta variable debe recoger buena parte de la información sobre la coyuntura económica mundial.

La unidad de medida elegida para la variable Ingresos por Turismo es el dólar, debido al interés por analizar la influencia del turismo sobre el stock de divisas.

La serie utilizada se compone de 157 observaciones, desde enero de 1965 hasta enero de 1978; su tendencia es de signo positivo, y su estacionalidad muy marcada, con máximos en Agosto y mínimos en los meses de invierno.

En base a la información suministrada por el análisis de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial se llegó a la conclusión de que la serie seguía un proceso $ARIMA(0,1,2) \times (2,1,1)_{12}$.

Una vez analizada la modelización univariante de la serie "Entrada de Extranjeros y Españoles no Residentes", el autor hace el mismo tipo de modelización para la serie "Ingresos por Turismo" y el modelo seleccionado fue un $IMA(1,1) \times (1,1)_{12}$.

A continuación analiza cuál es el efecto de la introducción del input "entrada de extranjeros". Quizá la información más importante que da esta función de transferencia es que el efecto de un incremento en el número de turistas se recoge en términos de ingresos un mes más tarde. Aunque este hecho podría tener muy diversas interpretaciones, el autor apunta que, posiblemente, el retraso en el pago sea una de las condiciones impuestas por los Operadores Turísticos Extranjeros a los hoteles españoles, lo que de ser cierto, reflejaría la situación de dependencia de la economía turística española.

WANDNER y VAN ERDEN (1979) desarrollan una función de transferencia para predecir mensualmente la demanda de turismo de Puerto Rico. Los datos utilizados cubren un período desde julio de 1967 hasta junio de 1977, con un total de ciento veinte observaciones muestrales. La variable input seleccionada es la tasa de desempleo en New York retardada dos períodos y la variable output las llegadas de turistas procedentes de Estados Unidos. Los autores llegan a la conclusión de que su función de transferencia predice mejor que un modelo univariante simple para un período de seis meses, si bien se observa una ligera mejoría al efectuar predicciones en un período de doce meses.

ALMAGRO (1982) intenta informar sobre un conjunto de análisis en torno a la serie de Ingresos por Turismo y sus relaciones dinámicas con otras series de la economía española, tales como número de turistas, precios al consumo y tipo de cambio, dentro de la metodología del análisis multivariante.

El autor destaca la existencia de retrasos especulativos en los pagos provocados por las fuertes expectativas, existentes en ese momento, de una inminente devaluación de la peseta. La respuesta observada en la variable ingresos a variaciones en el tipo de cambio y del nivel de precios es simultánea temporalmente en datos mensuales. Los ingresos correspondientes a las entradas de un mes determinado se reparten entre ese mes y el siguiente.

Existe evidencia indirecta de que el gasto medio de los turistas varía estacionalmente, lo que es consistente con la intuición de que los turistas de "baja temporada" son más ricos que los del período punta.

La investigación realizada se basa en tres tipos de análisis:

1.- Análisis conjunto de las series Ingresos por Turismo y Viajes, Entrada de Extranjeros, Índice de Precios al Consumo y las medidas mensuales de las cotizaciones diarias (media "comprador-vendedor") de dólar,

el marco y la libra, en la perspectiva del análisis de series temporales múltiples.

2.- Paralelamente se investigan, mediante el análisis de intervención, ciertos episodios específicos, tales como retrasos especulativos en los pagos, devaluaciones de la peseta por decisiones de la autoridad monetaria o los efectos de la quiebra de operadores turísticos.

3.- Finalmente, dado que los resultados en la forma ARMA vectorial indican que la serie Ingresos por turismo no parece realimentar a ninguna de las otras series consideradas, se utiliza la forma función de transferencia, donde aparecen como inputs la serie "Entrada de Extranjeros", "Índice de Precios al Consumo" y "la media mensual de las cotizaciones diarias (media "comprador-vendedor") de la Libra" además de dos variables artificiales que representan, respectivamente, movimientos especulativos sobre la peseta en Junio-Julio de 1977 y la mencionada quiebra de los operadores turísticos en Junio de 1974.

La muestra básica cubre el período 1966-81 que, de una parte, es suficientemente amplia, y de otra, garantiza la homogeneidad estadística de las series turísticas.

La frecuencia muestral de los análisis que se realizan es mensual, aunque a lo largo de la investigación se ha trabajado también con datos trimestrales. Las relaciones entre las series implicadas en este análisis están casi siempre muy concentradas en un trimestre, no revelándose inconsistencia alguna con los modelos en datos mensuales.

Almagro propone dos tipos de modelos con análisis de intervención para cada una de las variables ingresos por turismo y entradas de extranjeros. La diferencia entre estos dos tipos de modelos reside en la forma en la que se representa la estacionalidad, que en un caso es captada por un $ARIMA(1,1,1)_{12}$, mientras que en otro aparece representada por una media periódica a la que se superpone un polinomio autorregresivo estacional de orden uno.

El trabajo se divide en dos etapas netamente diferenciadas. En un primer estadio, todas las variables se consideran simultáneamente. A continuación y una vez comprobado que no parece existir realimentación desde la variable "Ingresos por Turismo" al resto de las variables, se opta por declarar un período de series de ingresos para captar en el modelo las relaciones simultáneas, lo que implica reconducir el análisis en la dirección de función de transferencia. Ninguno de los modelos alcanzado en esta fase es

completamente satisfactorio.

PADILLA GIMENO (1988) centra su análisis en el período comprendido entre 1969 y 1982 con el trimestre como intervalo muestral, si bien hay un módulo de la investigación realizado con datos mensuales que abarca el período 1977 a 1983. Utiliza la serie de ingresos de turismo en términos reales como indicador de la demanda de servicios turísticos. Una vez seleccionada y modelizada la variable indicativa de la demanda real de servicios turísticos se ha pasado a estudiar la influencia que el precio relativo ejerce sobre dicha variable output, y, para ello, se han introducido alternativamente las tres variables descriptivas del precio relativo: el tipo de cambio efectivo real frente a los países desarrollados medido por el IPC, el tipo de cambio turístico y, el precio relativo entre España y los países mediterráneos. A partir de la modelización de estas variables descriptivas de precio relativo, se ha realizado un Análisis de Descomposición de las mismas para permitir así distinguir entre los efectos que sobre los ingresos reales por turismo ejercen los cambios bruscos en estas variables (básicamente las devaluaciones acusadas de la peseta), y los efectos de las series residuales una vez extraídos dichos cambios destacados. La estimación dio como resultado, en general, una respuesta bastante lenta y calibrada en lo que a las series residuales se refiere;

al contrario que las devaluaciones destacadas cuya respuesta es bastante rápida.

Además de la influencia del precio relativo, en estos modelos aparecen otros inputs deterministas que reflejan los adelantos y atrasos especulativos que sufren los ingresos por turismo ante las expectativas de variación en el tipo de cambio. Con tal motivo se han introducido en el estudio variables de escala, en su mayoría indicadores de la renta real disponible, con el trimestre como intervalo muestral.

Sin embargo para estas variables de escala no se detectaron, en buen número de casos, efectos significativos sobre la demanda real de servicios turísticos.

El autor especificó tres modelos distintos de función de transferencia. En el primero relaciona los Ingresos Reales por Turismo con el Tipo de Cambio Efectivo Real. En el segundo, análogo al anterior, presenta como variable descriptiva del precio relativo al Tipo de Cambio Turístico. El último es el resultado de añadir al primer modelo un input indicativo de la renta real disponible.

También elaboró un modelo de datos anuales, para el período 60 a 84, en donde la variable output son los Ingresos Reales por Turismo y las variables input son el Tipo de Cambio Efectivo Real y el Consumo Privado Real de los países europeos de la OCDE. Los resultados obtenidos para este modelo fueron muy compatibles con los obtenidos para un modelo análogo realizado con datos trimestrales.

Una vez efectuadas las estimaciones correspondientes a estos cuatro modelos se concluyó que la variable precios relativos había de ser mejorada, que parecía necesario modelizar explícitamente los gastos de transporte, y que resultaría conveniente incluir en el análisis limitaciones de la oferta.

VAN DOORN (1984) realiza un estudio comparativo de las distintas técnicas de análisis de series de tiempo utilizando datos mensuales relativos a las llegadas de turistas extranjeros a Holanda en el período comprendido entre Enero del 79 y Diciembre del 81. Los resultados obtenidos le llevan a la conclusión de que el alisado armónico de Harrison es el que proporciona mejores resultados, en relación a los otros dos modelos utilizados: modelo de Box-Jenkins con filtro adaptativo generalizado y el clásico método de descomposición.

FRITZ, BRANDON y XANDER (1984) consideran que en un futuro próximo las investigaciones en el campo del sector turístico se realizarán combinando los modelos econométricos con las técnicas de análisis de series de tiempo. Utilizando series trimestrales relativas a las llegadas en avión a el estado de Florida, que previamente han sido desestacionalizadas con el método X-11, estiman un modelo econométrico en donde utilizan retardos de tres cuatrimestres de las siguientes variables: renta personal disponible, intención de viaje en avión, y dos índices elaborados por los autores, lo que permite, a su juicio, hacer predicciones basadas en los valores actuales de la variable independiente. También desarrollan una función de transferencia utilizando los mismos datos, combinándolos a través de factores de ponderación. Los autores concluyen que combinando estos dos métodos las predicciones resultan más precisas.

BRANDON y LACKMAN (1984/85) realizan un estudio similar al descrito anteriormente en el que las ponderaciones pueden variar a lo largo del tiempo como si se tratase de una media móvil. Llegan a la conclusión de que los resultados son mejores cuando se combinan no más de dos modelos.

ANALISIS DE SERIES TEMPORALES		
AUTOR	OBJETIVO	METODO
BARON (1972/73)	Demanda turística e ingresos (Israel)	Método X-11
GEURTS, IBRAHIM y BUCHMAN (1975/76)	Demanda turística (Hawai)	Modelo Box-Jenkins
OFICINA DE TURISMO DEL G° CANADIENSE	Demanda turística e ingresos (Canadá)	Método X-11 F.transferencia
ALMAGRO (1979)	Demanda turística (España)	Modelo Box-Jenkins F.transferencia
WANDNER y VAN ERDEN (1979)	Demanda turística (Puerto Rico)	F.transferencia
ALMAGRO (1982)	Ingresos (España)	Modelo Box-Jenkins
FRITZ, BRANDON y XANDER (1984)	Llegadas avión (Florida)	Método X-11 F.transferencia
VAN DOORN (1984)	Demanda turística (Holanda)	Alisado armónico Harrison Modelo Box-Jenkins Método descompos.
PADILLA GIMENO (1988)	Ingresos (España)	Modelo Box-Jenkins F.Transferencia

2.3.- MODELOS DE GRAVITACION:

La búsqueda de diferentes técnicas de predicción, ha llevado a los diversos investigadores a utilizar modelos desarrollados por la Física, basados en la ley de la gravedad de Newton (según la cual la atracción entre dos cuerpos es directamente proporcional al producto de sus masas por la constante de gravedad e inversamente proporcional a la distancia entre ellos), considerando que en el movimiento turístico, la atracción y la población de una determinada área de destino constituyen la masa del primero de estos dos cuerpos, mientras que la propensión a emitir turismo junto con la población de la zona de origen representan el segundo. Este tipo de modelos se conocen con el nombre de " Modelos de Gravitación", cuyo principal desarrollo ha surgido dentro del campo del marketing, análisis de mercado y de localización industrial. Su principal diferencia con respecto a los modelos de regresión reside en que, mientras que éstos últimos se utilizan, generalmente, para determinar la magnitud relativa y la dirección de cada variable explicativa sobre la variable endógena especificada, los de gravitación establecen de una forma bastante rígida las relaciones que se presume existen.

Los modelos de gravitación aplicados al sector turístico se basan,

fundamentalmente, en la hipótesis de que ciertas fuerzas naturales, como el tamaño de la población o la distancia que existe entre las diferentes regiones, determinan el movimiento o la demanda turística. Diversos autores advierten de las limitaciones que, de cara a la predicción, presentan este tipo de modelos, dado que sólo pueden ser utilizados para pronosticar el número de turistas, pero no otras variables importantes, como por ejemplo los gastos. Además, plantean serias dificultades en la definición exacta de las regiones de origen.

La forma más usual de formular esta clase de modelos es la siguiente:

$$V_{ij} = g \frac{M_i M_j}{D_{ij}^p}$$

Donde:

V_{ij} = N° de turistas que viajarán de la zona i a la zona j.

M_i = Población de la zona de origen i

M_j = Población de la zona de destino j.

D_{ij} = Distancia entre las zonas i,j.

g = Constante de gravedad.

En la práctica, los modelos de gravitación no utilizan esta forma tan

simplificada, si no que se sustituyen por formulaciones más elaboradas, consistentes en sustituir variables como la población o la distancia por otras más adecuadas.

Así VAN DOREN en 1967 incorpora a su modelo la población de la zona emisora, un índice de atracción del lugar de destino y la distancia entre ambas zonas, esta última, ponderada con una medida del tiempo necesario para recorrer la distancia que las separa. Utiliza la siguiente formulación:

$$V_{ij} = g \frac{A_j M_i}{t D_{ij}^b}$$

Donde:

V_{ij} = N° de turistas que viajarán de la zona i a la zona j.

M_i = Población de la zona de origen i.

A_j = Capacidad de atracción de la zona receptora.

D_{ij} = Distancia entre las zonas i,j.

t = Tiempo necesario para recorrer la distancia entre ambas zonas.

El objetivo del modelo planteado es la predicción del número de turistas

que viajan a cada uno de los cincuenta y cinco parques estatales de Michigan (Estados Unidos) procedentes de setenta y siete estados diferentes. El índice de atracción que el autor emplea está basado en la localización del parque en función del agua (en un gran lago o no), de las características naturales, tales como la vegetación, el clima y la topografía, y diversas facilidades para el desarrollo de actividades, tales como los deportes acuáticos o el poseer o no playa.

AMSTRONG (1972) considera que además de la población y la distancia, la renta per cápita de la zona de origen es una variable de clara influencia, junto con otra que denomina de conexión, basada en los nexos de unión entre la zona emisora y la receptora (fronteras adyacentes, idioma común, etc.). El índice de atracción utilizado por el autor se estima de forma cualitativa a través de factores como el clima, la cultura y otros. El modelo se especifica de la siguiente forma:

$$V_{ij} = \frac{A_j M_i^a Y_i^c L_{ij}^d}{D_{ij}^b}$$

Donde:

V_{ij} = N° de turistas que viajarán de la zona i a la zona j.

M_i = Población de la zona de origen i.

A_j = Capacidad de atracción de la zona receptora.

D_{ij} = Distancia entre las zonas i,j.

Y_i = Renta per cápita de la zona de origen i.

L_{ij} = Variable de conexión.

Con este modelo se efectúan predicciones de los flujos de turistas internacionales de los diecisiete principales países emisores de turismo hacia veintisiete áreas receptoras, estimándolo tanto temporalmente como de forma conjunta para todas las zonas en un mismo período.

A partir de este modelo básico, Armstrong desarrolla otros sub-modelos entre los que cabe destacar aquel que introduce una componente tendencial con el ánimo de predecir posibles cambios en las variables explicativas a lo largo del tiempo, como por ejemplo el mayor tiempo de ocio disponible o la población. Este modelo sería:

$$V_{ij} = A_j M_i^a Y_i^c L_{ij}^d T_n^e$$

Donde T_n representa la componente tendencial que puede tomar valores desde uno hasta "n" años.

WOLFE (1972) desarrolla un modelo de gravedad para predecir flujos turísticos introduciendo un factor de inercia, con la justificación de que ante cortas distancias la realidad no muestra un flujo tan grande como muestran estos modelos, tal y como se deduce de los analizados por el autor. Concluye que la distancia no es el único factor que puede medir la resistencia al viaje o a visitar determinadas zonas, y señala como factores determinantes de mayor importancia el tiempo y el coste del viaje.

CRAMPON Y TAN (1973) construyen un modelo en el que aparece una medida de la propensión al viaje turístico por parte de los individuos en las áreas emisoras, además del coste del viaje. El factor de enlace, utilizado anteriormente por Armstrong, se cuantifica a través de las facilidades de comunicación entre las zonas, como el transporte o la información lingüística, política, social, histórica, etc. El modelo de estos autores adopta la siguiente forma:

$$V_{ij} = g M_i^{b_1} Y_i^{b_2} D_{ij}^{b_3} C_{ij}^{b_4} A_j^{b_5} Q_i^{b_6} L_{ij}^{b_7}$$

Donde:

V_{ij} = N° de turistas que viajarán de la zona i a la zona j.

M_i = Población de la zona de origen i.

A_j = Capacidad de atracción de la zona receptora.

D_{ij} = Distancia entre las zonas i,j.

Y_i = Renta per cápita de la zona de origen i.

L_{ij} = Variable de conexión.

Q_i = Propensión al viaje turístico

C_{ij} = Coste del viaje.

Su estimación se efectúa con el fin de predecir los flujos turísticos internacionales entre las zonas del Pacífico. A la vista de los resultados obtenidos en la estimación los autores concluyen que los países más desarrollados de la región del Pacífico poseen una mayor propensión tanto para atraer, como para generar turistas.

MALAMUND (1973) incluye una variable poblacional como sustituto de las diferentes alternativas de viaje y una variable "competición" medida por la

proximidad entre distintos países de destino, para estimar el grado de ocupación de hoteles y moteles de Las Vegas. En base a los resultados obtenidos el autor propone este modelo como un buen predictor del grado de ocupación.

CESARIO (1973/74) propone un modelo de distribución partiendo del supuesto de que la frecuencia de viajar es una función de efectos de origen, de destino y de la separación espacial de los costes; también se tiene en cuenta en el modelo las iteraciones origen-destino. Desarrolla definiciones operacionales de todas las variables y construye un modelo lineal, utilizando el análisis de covarianza para realizar el análisis estadístico. El autor argumenta que este modelo presenta la ventaja, con respecto al modelo de gravitación típico, de estar construido sobre supuestos contrastables del comportamiento humano, negando su naturaleza predictiva.

La especificación del modelo propuesto es la siguiente:

$$E(t_{ij}) = K U_i V_j f(C_{ij})$$

Donde:

$E(t_{ij})$ = Número de viajes que se pueden realizar entre ambas zonas, origen y destino.

K = Constante de proporcionalidad.

U_i = Capacidad de emisión.

V_j = Capacidad de atracción.

C_{ij} = Coste del viaje.

Cesario señala el carácter no observable tanto de la capacidad de emisión, como de la atracción, que son estimadas a través del método de mínimos cuadrados una vez que se ha linealizado el modelo mediante transformación logarítmica.

KIMBOKO (1978) desarrolla un modelo para predecir la demanda de campings en función de la duración del viaje y del coste del mismo y de la tasa de sustitución entre ambas variables. Llega a la conclusión de que el atractivo que posee una determinada zona es un factor mucho más importante para la explicación del comportamiento de la demanda de campings que el coste del viaje que queda relegado a un segundo plano.

SMITH y BROWN (1981) consideran que la formulación simplista derivada directamente de la ley de Newton, puede estimar tanto los flujos turísticos desde la zona i a la zona j, como de forma recíproca, desde la zona j hacia la zona i. Estos autores proponen un nuevo concepto, el sesgo direccional, denominado por ellos mismos como "viento vacacional", que representa la fuerza que hace viajar en una dirección preferente a viajar en otra. El modelo se formula de la siguiente manera:

$$V_{ij} = g \frac{M_i M_j}{D_{ij}^b} (r + W_{ij})$$

Donde W_{ij} ("viento vacacional") es un factor derivado algebraicamente de los datos de flujo turístico. Este factor será positivo siempre y cuando exista una dirección favorable de viaje desde la región i hacia la j.

El modelo se aplica en el caso de Canadá, analizando las zonas más preferidas como regiones de destino por los turistas canadienses, concluyendo que los turistas que llegan a Manitoba suelen proceder de las provincias del este, mientras que, los habitantes de esta zona se suelen dirigir a las del oeste, direcciones que se mantienen estadísticamente significativas a lo largo de un período de once años.

MODELOS DE GRAVITACION		
AUTORES	OBJETIVO	VARIABLES
VAN DOREN (1967)	Turistas que viajan a Michigan	POBO, CAR, D, T
AMSTRONG (1972)	Flujo turismo internacional	POB, D, RPC, VCN
WPLFE (1972)	Flujo turismo internacional	POB, D, T, CV, FI
CRAMPON y TAN (1973)	Flujo turismo internacional (zona Pacífico)	POB, CAR, DRPC, VCN, PVT, CV
MALAMUND (1973)	Grado ocupación hoteles y moteles (Las Vegas)	POB, VCM
CESARIO (1973/74)	Flujos turísticos internacionales	KPROP, CEM, CAR, CV
KIMBOKO (1978)	Demanda campings	DV, CV, TSUS, CAR
SMITH y BROWN (1981)	Flujo turístico internacional	POB, D, VVAC

SIGNIFICADO DE LAS VARIABLES:

- POBO = Población zona origen.
- CAR = Capacidad de atracción zona receptora.
- CEM = Capacidad de emisión de turismo.
- CV = Coste viaje.
- D = Distancia entre ambas zonas.
- DV = Duración Viaje.
- FI = Factor de inercia.
- KPROP = Constante de proporcionalidad.
- PVT = Propensión viaje turístico.
- RPC = Renta per cápita.

T = Tiempo.

TSUS = Tasa de sustitución.

VCN = Variable de conexión.

VCOM = Variable de competición.

VVAC = Viento vacacional.

CAPITULO III

METODOLOGIA

METODOLOGIA

3.1. AMBITO DE APLICACION.

El presente estudio se centra en el análisis del sector turístico en España, tanto en el ámbito nacional como en el regional, a lo largo del período comprendido entre 1976 y 1989.

En base a la bibliografía consultada se han elaborado una serie de modelos que tratarán de explicar el comportamiento de las principales variables que definen la actividad turística en nuestro país. El trabajo se ha dividido en tres partes: la primera se centra en el estudio de la demanda de turismo en España; en la segunda se examinan los principales factores determinantes de la distribución espacial de esta demanda dentro de nuestras fronteras, y, para finalizar, se efectúa un análisis de la importancia que el sector turístico tiene en las diferentes economías regionales, especificándose los correspondientes modelos que explican el Valor Añadido Bruto de la hostelería en las diferentes Comunidades Autónomas.

En las secciones siguientes del presente capítulo se explicará, en líneas generales, la metodología seguida en la elaboración de cada una de estas tres partes.

3.2.- LA DEMANDA TURISTICA EN ESPAÑA

En la primera parte de este estudio (capítulo IV), como ya se ha mencionado anteriormente, se efectúa un análisis econométrico de la demanda de turismo en nuestro país.

Inicialmente se especifica un modelo causal en el que las pernoctaciones hoteleras (PERTOT) se explican, al igual que en la mayoría de los estudios realizados sobre este tema, en función de la renta y los precios. Como indicador de la renta, utilizamos una media ponderada del Producto Interior Bruto de los doce países integrantes de la Comunidad Económica Europea (PIB); el efecto de los precios se recoge a través de dos tipos de variables: el Índice de Precios al Consumo (PCPI) y una media ponderada del tipo de cambio de los doce países comunitarios (TC); por último, y además de la variable endógena retardada en un período (PERTOT_{t-1}), se utiliza el número

total de plazas hoteleras (PTT) como indicador de la oferta turística.

El modelo especificado es:

$$PERTOT_t = \gamma PERTOT_{t-1}^{B_1} PIB_t^{B_2} TC_t^{B_3} PCPI_t^{B_4} PTT_t^{B_5} e^{\epsilon_t}$$

La estimación se efectúa por el método iterativo de Cochrane-Orcutt, para el período comprendido entre 1976 y 1989.

Posteriormente, y con el fin de valorar la concentración temporal o estacionalidad se realiza un análisis en base a la serie "total visitantes entrados en España procedentes del extranjero", compuesta por 108 observaciones de carácter mensual correspondientes al período comprendido entre enero de 1979 y diciembre de 1987. Se utilizan tres técnicas de predicción diferentes a fin de establecer comparaciones entre ellas. Para ello, se reserva el período comprendido entre enero del 88 y diciembre del 89. Las técnicas utilizadas son:

- 1.- Se somete la serie a un procedimiento de alisado doble exponencial (Modelo de Brown), previa desestacionalización de la misma haciendo uso del software Micro-TSP.

2.- Dentro del contexto de la predicción univariante se estima un modelo ARIMA. Se efectúan las transformaciones necesarias para convertir a la serie en estacionaria, tanto en media, como en varianza, identificándose, a través de los correlogramas correspondientes a su función de autocorrelación y autocorrelación parcial, un ARIMA (0,1,1)* ARIMA (2,1,0)₁₂. Una vez estimado el modelo, se procede a la identificación de los residuos con el fin de comprobar que se comportan como un ruido blanco, contrastándose esta hipótesis mediante los test de Anderson y Box-Pierce, cuyos resultados nos llevan a la conclusión de que la hipótesis de ruido blanco es cierta. Por consiguiente utilizamos el modelo para efectuar las predicciones correspondientes al período comprendido entre enero del 88 y diciembre del 89.

3.- En tercer lugar, se formula un modelo de regresión uniecuacional. En él se recogen las variaciones estacionales mediante variables ficticias; y se incluyen además, como variable explicativas, la propia endógena retardada un período y el Producto Interior Bruto per cápita de la Comunidad Económica Europea. El modelo utilizado es:

$$EXTRAN_t = \beta_0 + \sum_{i=3}^{12} \beta_i F_{it} + \beta_{11} PIB80EPC_t + \beta_{12} EXTRAN_{t-1} + e_t$$

A continuación se realiza un test de especificación del modelo basado en la suma acumulada, tanto de los residuos recursivos (CUSUM), como de sus cuadrados (CUSUMQ), descrito por Brown, Durbin y Evans en 1975 y obtenidos en base al método de mínimos cuadrados recursivos. La representación gráfica de ambas sumas acumuladas, sugiere la aceptación de la hipótesis nula de especificación correcta.

Por último, se comparan las tres técnicas de predicción utilizadas. Concluimos que el modelo econométrico es el que ofrece mejores resultados a medio plazo.

3.3.- DISTRIBUCION ESPACIAL DE LA DEMANDA DE TURISMO EN ESPAÑA.

En el capítulo V se analizan los efectos que los precios, la oferta existente y el clima tienen sobre la distribución espacial de la demanda turística en España. La variable precio se elabora en base a la técnica de muestreo, utilizando como marco de la muestra la totalidad de los hoteles de cinco a una estrella de todas las provincias de España en los años 85 y 90. La fuente de información empleada han sido las guías publicadas por la Dirección

General de Empresas y Actividades Turísticas de la Secretaría General de Turismo. La oferta turística se cuantifica a través del número de plazas existentes en cada Comunidad Autónoma. El efecto del clima se recoge en una variable ficticia que toma el valor uno en las regiones turísticas y cero en las restantes. Por último, se utiliza la endógena (pernoctaciones registradas en establecimientos hoteleros) retardada un período con la idea de recoger el impacto publicitario de los turistas que nos han visitado.

Los modelos propuestos son los siguientes:

$$I. - PPER_{it} = \beta_0 + \beta_1 PPER_{it-1} + \beta_2 PPA_{it} + \beta_3 PPMA_{it} + \beta_4 PPMB_{it} + \beta_5 PPB_{it} + \beta_6 PRT_{it} + \beta_7 DCLIM_i + V_t$$

$$II. - PPER_{it} = \gamma PPER_{it-1}^{\beta_1} PPA_{it}^{\beta_2} PPMA_{it}^{\beta_3} PPMB_{it}^{\beta_4} PPB_{it}^{\beta_5} PRT_{it}^{\beta_6} e^{\beta_7 DCLIM_i + V_t}$$

De ésta última ecuación se obtiene fácilmente la siguiente forma lineal:

$$LPPER_{it} = \alpha_0 + \beta_1 LPPER_{it-1} + \beta_2 LPPA_{it} + \beta_3 LPPMA_{it} + \beta_4 LPPMB_{it} + \beta_5 LPPB_{it} + \beta_6 LPRT_{it} + \beta_7 DCLIM_i + V_t$$

en el que las variables que figuran con una L antes de su nombre, representan

los logaritmos neperianos de sus correspondientes.

A continuación se efectúa un contraste de forma funcional basado en el enfoque propuesto por Pesaran y Deaton (1978) relativo al contraste de especificación de modelos no lineales. Consideramos el modelo lineal como hipótesis nula, mientras que el exponencial es la alternativa. El contraste se basa en la distribución $N(0,1)$, para el cociente del estadístico T_0 y la raíz cuadrada de su varianza estimada.

El cálculo de T_0 se efectúa mediante la siguiente fórmula:

$$T_0 = (T/2 \ln(\hat{\sigma}_1^2 / \hat{\sigma}_{10}^2))$$

$$\hat{\sigma}_{10}^2 = \hat{\sigma}_0^2 + T^{-1} (f(\hat{\theta}_0) - g(\hat{\theta}_{10}))' (f(\hat{\theta}_0) - g(\hat{\theta}_{10}))$$

Siendo $f(\hat{\theta}_0)$ el valor estimado del regresando mediante la estimación máximo-verosímil del modelo correspondiente a la hipótesis H_0 (en nuestro caso el modelo lineal); y $g(\hat{\theta}_{10})$ el valor estimado del regresando al efectuar la estimación máximo-verosímil del modelo correspondiente a la hipótesis H_1 (modelo exponencial) sustituyendo el vector de observaciones del regresando por $f(\hat{\theta}_0)$.

La varianza estimada de T_0 tiene la siguiente expresión:

$$\hat{V}(T_0) = \frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}_{10}^2} (f(\hat{\theta}_0) - (g(\hat{\theta}_{10})))' D (f(\hat{\theta}_0) - g(\hat{\theta}_{10}))$$

$$D = (I - \hat{F}(\hat{F}'\hat{F})^{-1}\hat{F}')$$

Donde F es la matriz de derivadas de $f(\hat{\theta}_0)$ respecto a $\hat{\theta}_0$, valorada para $\hat{\theta}_0 = \theta_0$.

El contraste se realiza tanto de H_0 frente a H_1 , como al contrario. En base a los resultados obtenidos concluimos que la hipótesis nula se acepta frente a la alternativa en ambos años, ya que el estadístico N_0 , en contraste de una sola cola considerando -1.64 como valor crítico para un nivel de significación igual a 0.05, ha tomado valores dentro de la región de aceptación, tanto en 1985 como en 1990. Por el contrario el estadístico N_1 toma valores fuera de esta zona, por lo tanto la hipótesis alternativa es rechazada.

3.4.- MODELIZACION DEL VALOR AÑADIDO REGIONAL EN EL SECTOR HOSTELERO ESPAÑOL.

Se efectúa un análisis regional de la importancia del sector hostelero en la economía de las diferentes Comunidades Autónomas; para ello hacemos un cálculo del valor añadido del subsector hostelero, aislándolo del resto de los subsectores que componen el sector comercio, hostelería, reparaciones y recuperaciones que figura en la serie "Contabilidad Regional de España" publicada por el Instituto Nacional de Estadística.

A consecuencia del pequeño número de observaciones disponibles (1980-1986), se aprecia un elevado grado de multicolinealidad entre las variables utilizadas para explicar el comportamiento del valor añadido de la hostelería, en cada una de las diecisiete Comunidades Autónomas. Por ello se recurre al método de mínimos cuadrados con restricciones lineales estocásticas; para su aplicación se ha obtenido una estimación del coeficiente del consumo de los residentes, estimando un modelo de regresión lineal, para el período comprendido entre 1970 y 1989, en el que el valor añadido real de la hostelería en España se explica en función del consumo real de los residentes, de los no residentes y del tiempo. En base a esto se obtiene una

nueva variable: $Y_t = QH_{rt} - b_i^* CRE80_{rt}$; donde QH_{rt} es el valor añadido de cada Comunidad, expresado en términos reales; b_i^* es la estimación extrínseca insesgada del coeficiente del consumo de los residentes, obtenido en base a la regresión antes mencionada; y $CRE80_{rt}$ el consumo de los residentes en cada región, también expresado en términos reales.

A continuación se efectúa la regresión mínimo cuadrática ordinaria de esta nueva variable con respecto al consumo de los no residentes, incluyendo además, la variable "consumo residentes" y/o el tiempo, en aquellos casos en los que resultase significativa.

Finalmente se realiza un contraste de homogeneidad, tanto de los coeficientes angulares, como de la ordenada en el origen, con el fin de poder contrastar cuál de las dos formas, estimación conjunta ó individual, es la más correcta. Para ello se formula un modelo econométrico en base a una muestra atemporal compuesta por 119 observaciones, en la que los datos son una combinación de series temporales y atemporales; en el que se incluyen como variables explicativas, además del consumo de los no residentes, diecisiete variables ficticias que toman el valor uno cuando la observación corresponde a la región y cero en otro caso.

El método utilizado para realizar el contraste se basa en el análisis de la covarianza. Si al pasar de la estimación individual a la conjunta, la suma de cuadrados de errores se incrementa de forma significativa, rechazamos la hipótesis de homogeneidad de los coeficientes angulares.

Para efectuar el contraste de homogeneidad de la ordenada en el origen se analizará si resulta o no significativo el incremento en la suma de cuadrados de errores que resulta al efectuar la regresión con variables ficticias utilizando toda la muestra, con la que se obtiene al estimar el modelo, utilizando este mismo tamaño muestral, pero con una única ordenada en el origen, común a todas las regiones.

CAPITULO IV

LA DEMANDA TURISTICA EN ESPAÑA

LA DEMANDA TURISTICA EN ESPAÑA

4.1.- CARACTERISTICAS PRINCIPALES

A pesar de la creciente importancia del turismo nacional, la oferta española está fundamentada sobre la demanda del turismo procedente del exterior, que representa aproximadamente, el 60% del total de las pernoctaciones que se registran en nuestro país, de las cuales, un 95% corresponden a turistas europeos.

En efecto, el cuadro uno, que refleja la cuota de participación del turismo internacional en el mercado turístico español, a lo largo del período comprendido entre 1976 y 1990; muestra un notable decrecimiento de la componente exterior de nuestra demanda, registrándose, en el último año de la muestra utilizada, una pérdida muy próxima a los doce millones de pernoctaciones. Este, dado en términos relativos, representa una tasa de variación negativa del 15%, cifra que en ningún momento se ve compensada con el crecimiento del turismo interior, quizá debido a la falta de hábito de viajar que existe en nuestro país.

CUADRO Nº 1
LA DEMANDA TURISTICA EN ESPAÑA

AÑOS	PERNOCTA. NACIONALES	PERNOCTA. EXTRAN.	% PER- EXTRAN. S/TOTAL
1976	40.346.618	58.668.441	59.25
1977	45.633.559	72.968.829	61.52
1978	41.972.107	79.384.134	65.41
1979	39.627.165	70.492.951	64.01
1980	37.783.625	58.654.442	60.82
1981	40.826.755	70.811.003	63.43
1982	39.351.103	76.691.027	66.09
1983	40.202.281	79.725.347	66.48
1984	39.955.269	89.064.060	69.03
1985	42.096.667	78.919.141	65.21
1986	41.816.369	87.697.727	67.71
1987	46.276.705	91.994.337	66.32
1988	48.987.298	88.350.997	64.33
1989	55.123.101	76.301.406	58.06
1990	55.253.215	64.626.504	53.91

FUENTE: Anuario Estadísticas Turismo. Secretaría Gral. Turismo.

Nota: El número de pernoctaciones se refiere a pernoctaciones hoteleras.

En 1987 las pernoctaciones totales realizadas en establecimientos hoteleros llegan a alcanzar la cifra de 139 millones, lo que supone un incremento próximo al 40% con respecto al año 76. No obstante, a partir de este año y hasta el final de la década se puede observar una tendencia opuesta a la anterior, llegando a registrarse tasas de variación negativas próximas al 13% en 1990. Este decrecimiento ha estado determinado, en gran medida, por la crisis económica mundial, que ha influido tanto en el número de visitantes extranjeros que llegan a nuestras fronteras, como en la duración de su estancia; además de una crisis en el sector, que aunque muchos han calificado de coyuntural no deja de tener ciertas notas características de carácter estructural, entre las que destaca la pérdida de competitividad de los paquetes turísticos (alrededor del 1.5%) durante los dos últimos años, en relación a sus competidores más directos Tunes, Yugoslavia y Turquía; además de la notable pérdida de calidad generada, en parte, a consecuencia de una excesiva concentración de la demanda que ha dañado seriamente, tanto el medio ambiente, como el nivel de vida de estas zonas. En efecto, el análisis de los ingresos reales por turismo internacional, reflejan un importante descenso (6.7% en 1989 y 5.1% en 1990) en la actividad turística, aún cuando, la reciente guerra del golfo y la yugoslava desplazan de nuevo a los turistas hacia nuestro país; lo que genera una cierta recuperación del sector.

En cuadro 2 se puede observar la evolución de los ingresos por turismo, tanto en España, como en los restantes países miembros de la OCDE, entre los años 87, 88 y 89.

CUADRO 2			
INGRESOS POR TURISMO (millones dólares corrientes)			
PAIS	AÑO 87	AÑO 88	AÑO 89
AUSTRIA	8860.8	10094.7	9316.1
BELGICA	3004.5	3434.7	3063.5
DINAMARCA	2220.6	2423.0	2311.1
FINLANDIA	822.7	984.1	1013.0
FRANCIA	11874.1	13784.1	16500.0
ALEMANIA	7679.2	8478.4	8657.6
GRECIA	2285.1	2392.6	1975.9
ISLANDIA	84.3	107.5	107.6
IRLANDA	838.7	997.1	1070.0
ITALIA	12169.0	12398.5	11987.4
HOLANDA	2701.7	2872.9	3019.9
NORUEGA	1262.0	1467.3	1327.9
PORTUGAL	2148.4	2425.2	2587.1
ESPAÑA	14759.9	16542.9	16174.2

CUADRO 2
INGRESOS POR TURISMO (millones dólares corrientes)

PAIS	AÑO 87	AÑO 88	AÑO 89
SUECIA	2032.7	2346.5	2543.2
SUIZA	5380.1	5738.1	5619.2
TURQUIA	1721.1	2355.4	2556.5
REINO UNIDO	10235.9	10999.8	11248.4
CANADA	3955.7	4600.1	5013.3
U.S.A.	14778.0	28935.0	34432.0
AUSTRALIA	2221.5	3295.1	3369.7
N. ZELANDA	772.2	1009.9	1001.0
JAPON	2150.6	2894.2	3155.6
YUGOSLAVIA	1668.5	2024.2	2230.4

FUENTE: "Tourism policy and international tourism in OCDE member countries". OCDE. París 1989 y 90.

Nota: Columnas 2 y 3 son respectivamente miles de pesetas por pernoctación y miles de pesetas por plaza respectivamente.

Estos datos revelan una caída en la actividad turística que afecta, no sólo a España, en la que se registra un descenso del 2.3% en 1989, si no también a sus vecinos mediterráneos Grecia (17.4%) e Italia (13.3%); así como a Austria (7.7%), Bélgica (10.8%), Dinamarca (4.6%), Noruega (9.5%),

Nueva Zelanda (0.9%) y Suiza (2.1%). Por el contrario los restantes países miembros de la OCDE experimentan incrementos en los ingresos recibidos por este concepto, llegando a registrarse tasas de crecimiento próximas al 20% en países como Francia y Estados Unidos. Cabe señalar, también, el notable incremento registrado tanto en Canadá (9.0%), como en Irlanda (7.3%), Portugal (6.7%), Turquía (8.5%), Suecia (8.4%) y Yugoslavia (10.2%), si bien, tal como se ha mencionado anteriormente, la actual guerra civil desencadenada en este último país, provoca un cambio en el destino vacacional del turismo internacional.

Con diversos altibajos, el turismo en España, ha equilibrado la tradicionalmente deficitaria balanza comercial española, contribuyendo a frenar el endeudamiento externo. En el cuadro 3 se ofrece información sobre la evolución de los ingresos por concepto de turismo, expresados en millones de pesetas constantes de 1980.

CUADRO 3			
INGRESOS POR TURISMO EN ESPAÑA (Millones Ptas. 1980)			
AÑOS	INGRESOS	INGR/PERNOCT.	INGR/PLAZA
1976	414880.8	4.1901	709.94
1977	492630.1	4.1536	834.97

CUADRO 3
INGRESOS POR TURISMO EN ESPAÑA (Millones Ptas. 1980)

AÑOS	INGRESOS	INGR/PERNOCT.	INGR/PLAZA
1978	572756.8	4.7196	967.51
1979	507307.8	4.6069	856.35
1980	499598.0	5.1805	837.02
1981	542171.2	4.8565	908.59
1982	596865.6	5.1435	985.40
1983	665013.0	5.5451	1085.42
1984	756918.7	5.8667	1232.20
1985	780977.1	6.4535	1254.77
1986	872879.5	6.7396	1370.14
1987	893432.1	6.4405	1356.63
1988	898445.6	6.5418	1315.15
1989	837816.4	6.3749	1183.40
1990	795339.4	6.6345	1080.99

FUENTE: Anuario Estadísticas del Turismo. (Varios años).

A lo largo de los últimos quince años, los pagos internacionales por contraprestación de servicios turísticos han ido creciendo progresivamente. Sin embargo, tanto en 1979, como en 1980, se puede apreciar un descenso en

los ingresos por este concepto, quizá debido a las dificultades que la situación política general de nuestro país proyectó sobre la recepción turística durante los primeros años de la transición política. Entre los obstáculos mencionados cabe destacar el terrorismo, con campañas específicas de carácter turístico.

A partir de 1982, año en el que España es sede de los campeonatos Mundiales de fútbol, y sobre todo, a partir de 1983, se vuelve a potenciar la dimensión del turismo como parte substancial de las cuentas que definen la macroeconomía española. La participación de las rentas turísticas en el Producto Interior Bruto se sitúan, a lo largo de estos años, alrededor del 5%.

Al margen de la preponderancia del turismo internacional, señalada anteriormente, en la demanda de turismo en nuestro país, la concentración, tanto espacial como temporal, es su principal nota característica. Así, seis de las diecisiete Comunidades Autónomas: Andalucía, Baleares, Canarias, Cataluña, Comunidad Valenciana y Madrid, concentran el 85% de las pernoctaciones totales registradas en nuestro país y el 86% del total de plazas existentes en el territorio nacional, tal como veremos en el capítulo siguiente.

La concentración temporal ó estacionalidad se pone de manifiesto al analizar los diferentes indicadores de la demanda de turismo a través de series

de carácter mensual, en las que se observa, como veremos a continuación, una fuerte componente estacional con máximos en los meses de Verano y mínimos en los de Invierno.

ANALISIS ECONOMETRICO DE LA DEMANDA DE TURISMO EN ESPAÑA.

En este análisis se presentan distintas formulaciones posibles según la variable endógena seleccionada: "Pernoctaciones totales", ó bien "Total visitantes entrados en España procedentes del extranjero".

4.2.- MODELO ANUAL DE PERNOCTACIONES TOTALES.

4.2.1.- VARIABLES UTILIZADAS.

Estimamos el número de pernoctaciones totales registradas en el territorio nacional, utilizando como endógena esta variable en el período comprendido entre 1976 y 1989.

Al igual que en la mayoría de los estudios realizados sobre la demanda de turismo en los diferentes países, la renta, los precios y el tipo de cambio, se incluyen como principales factores determinantes.

Se utiliza como indicador de la Renta una media ponderada del Producto Interior Bruto de los países integrantes de la Comunidad Económica Europea, principales emisores de turismo hacia nuestro país, expresado en pesetas constantes de 1980, y empleando como ponderaciones el número de pernoctaciones por país de procedencia, que se registran en los diferentes años.

El efecto que los precios tienen sobre la demanda de turismo se recoge a través de dos tipos de variables. La primera se cuantifica a través del índice de precios al consumo, mientras que para la segunda se utiliza una media ponderada de los tipos de cambio de las monedas de los doce países comunitarios, expresados en pesetas constantes de 1980, utilizando como ponderaciones, al igual que en el caso de la renta, el número de pernoctaciones por país de procedencia en los diferentes años de la muestra.

Por último, y además de la variable endógena retardada en un período que recoge el efecto de la publicidad que los propios visitantes realizan, se

utiliza el número total de plazas hoteleras como indicador de la oferta turística. La inclusión de esta variable como explicativa en el modelo ha sido sugerida por otros autores, como por ejemplo Anastasopoulos, quién propone su utilización, a la vista de los resultados obtenidos en la estimación de su modelo sobre el turismo internacional en el Mediterráneo.

4.2.2.- RESULTADOS ESTIMACION.

Se han ensayado, dos formas funcionales alternativas, la primera de tipo lineal y la segunda exponencial. Esta última, además de proporcionar mejores resultados, tiene la ventaja de ofrecer directamente los valores correspondientes a las elasticidades. Por consiguiente sólo se reflejarán los resultados obtenidos en la estimación de esta especificación.

El modelo utilizado ha sido:

$$PERTOT_t = \gamma PERTOT_{t-1}^{B_1} PIB_t^{B_2} TC_t^{B_2} PCPI_t^{B_4} PTT_t^{B_5} e^{e_t}$$

Donde:

PERTOT = Pernoctaciones totales registradas

PIB = Media ponderada del Producto Interior Bruto correspondiente a los doce países comunitarios, expresada en pesetas constantes de 1980.

TC = Media ponderada de los tipos de cambio de las monedas de los doce países comunitarios, expresadas en pesetas.

PCPI = Índice de precios al Consumo.

PTT = Plazas hoteleras totales.

El modeo ha sido transformado, para su estimación lineal, en forma logarítmica.

$$LPERTOT_t = A + \beta_1 LPERTOT_{t-1} + \beta_2 LPIB_t + \beta_3 LTC_t + \beta_4 LPCPI_t + \beta_5 LPTT_t + e_t$$

Se añade una "L" al principio de la notación utilizada para cada una de las variables, para hacer referencia al logaritmo neperiano de la original correspondiente.

La estimación se realiza con el método iterativo de Cochrane-Orcutt debido a la existencia de autocorrelación, obteniéndose los siguientes resultados:

$$LPERTOT_t - \hat{\rho} LPERTOT_{t-1} = -44.51(1 - \hat{\rho}) - 0.032 LPERTOT_{t-1} - \hat{\rho} LPERTO_{t-1} \\ (0.0732)$$

$$+ 2.66 LPIB - \hat{\rho} LPIB_{t-1} + 0.15 LTC_t - \hat{\rho} LTC_{t-1} - 0.512 LPCPI_t - \hat{\rho} LPCPI_{t-1} + \\ (0.274) \quad (0.024) \quad (0.050)$$

$$+ 1.17 LPTT - \hat{\rho} LPTT_{t-1} \\ (0.198)$$

$$R^2 = 0.99 \quad SCE = 0.001068 \quad \hat{\rho} = -0.443$$

Al igual que en la generalidad de los modelos estudiados, la elasticidad renta es positiva y superior a la unidad (2.6). Así Gray, en su modelo para el turismo internacional procedente de Estados Unidos y Canadá, obtiene una elasticidad-renta que oscila entre 1.3 y 2.2, cuando considera la renta como un incremento del total disponible en los países antes mencionados, mientras que toma valores entre 5 y 7.1 cuando la estima como una media de la renta personal disponible. Otros modelos no obtienen valores tan altos, aunque siempre por encima de la unidad y dependiendo del país de origen y de la zona de destino.

El valor obtenido para la elasticidad-renta junto con la preponderancia del turista europeo sobre la demanda turística internacional son indicativos de un poder adquisitivo moderado del turista que visita España, dado que la baja

renta media de sus consumidores, hace de nuestro país un destino turístico de lujo. El valor obtenido para la elasticidad-precio (-0.51) confirma la afirmación anterior.

El tipo de cambio establece unas relaciones valoradas en 0.15 para las pernoctaciones totales. Las estimaciones realizadas por diferentes autores no han incluido esta variable con tanta frecuencia como en el caso de las mencionadas anteriormente, y el resultado de su influencia ha sido de diferente sentido y valoración. En el modelo de Gray, ya citado, los valores obtenidos para las elasticidades correspondientes varían entre -1.2 y -2.7. Artus obtiene estimaciones muy dispares para los diferentes países: mientras que para Francia resulta un valor negativo superior a 4, para Suiza éste oscila entre -1.2 y 7.6. En nuestro modelo obtenemos un valor positivo y próximo a cero, lo que indica la escasa sensibilidad de la demanda ante variaciones en el tipo de cambio, si bien una variación en sentido positivo de esta variable supondría una situación más favorable para el turista europeo, ya que obtendría una cantidad superior de pesetas por cada unidad monetaria de su país de origen.

La variable utilizada como indicador de la oferta, resulta muy significativa en la explicación del comportamiento de las pernoctaciones

totales en España. Un coeficiente positivo superior a la unidad (1.16), es indicativo del importante papel que juega en el crecimiento de la demanda de turismo, a pesar de la rigidez mostrada por de la oferta turística, debida, fundamentalmente, al transcurso de tiempo necesario para adaptarla a la demanda (construcción de hoteles, mejoras en el transporte y las comunicaciones, etc).

Por último, cabe señalar la escasa importancia de las pernoctaciones de períodos anteriores, cuya elasticidad es casi nula (-0.032), aunque de signo negativo. No obstante sería necesario incluir otro indicador que reflejase el papel que juega la publicidad procedente de los turistas que nos han visitado, ya que los resultados obtenidos en la estimación parecen revelar un cierto descontento, quizá debido a que la atención prestada no siempre resulta suficiente.

4.3.- MODELIZACION DE LA SERIE "TOTAL VISITANTES ENTRADOS EN ESPAÑA PROCEDENTES DEL EXTRANJERO".

El análisis realizado en base a esta variable, se ha efectuado con el fin de valorar la ya mencionada estacionalidad, característica de la demanda turística en nuestro país. Se utiliza una serie de carácter mensual, realizándose su estudio en base a dos tipos de análisis: Por una parte, el análisis de series temporales en un contexto univariante (Modelo de Brown y Modelo ARIMA), y por otra, a través de un modelo econométrico, en el que las variaciones estacionales se recogen por medio de variables ficticias.

La variable utilizada incluye, tanto a los turistas, como a los españoles residentes en el extranjero. Estos últimos representan aproximadamente un 5% del total de visitantes que anualmente entran en España; sin embargo, y dado que el Anuario de Estadísticas del Turismo solamente publica esta proporción en lo que a datos anuales se refiere, resulta imposible separar ambas series mensualmente, ya que la participación de los españoles residentes en el extranjero sobre el total de visitantes, difiere mucho de unos meses a otros.

La serie se compone de 108 observaciones de carácter mensual correspondientes al período comprendido entre Enero de 1979 y Diciembre de 1987, expresadas en millones de personas.

4.3.1.- MODELO DE BROWN.

Dentro del análisis de series temporales, comenzamos por utilizar el análisis clásico, según el cual las series temporales resultan de la integración de cuatro componentes básicas: la tendencia, la componente cíclica, la componente estacional, y por último la componente irregular.

El gráfico de la serie (pag. 336 del anexo) muestra la existencia de fuertes oscilaciones provocadas por la componente estacional, por este motivo, se procede en primer lugar a la desestacionalización de la serie. Este proceso se realiza haciendo uso del software MICRO-TSP, que aplica el método de la razón a la media móvil, obteniendo así la serie desestacionalizada.

Una vez eliminada la componente estacional se somete la serie desestacionalizada a un procedimiento de alisado doble exponencial (Modelo

de Brown), modelo habitualmente utilizado para tratar series que presentan una tendencia lineal pero sin variaciones estacionales, que ya habían sido tratadas anteriormente. Aplicando, pues el modelo de Brown se obtiene una nueva serie que presenta fluctuaciones más amortiguadas que la anterior ya que está constituida por valores promedios de la serie primaria.

Dado que la desestacionalización de la serie se ha realizado utilizando el esquema multiplicativo, obtendremos las estimaciones para el período comprendido entre Enero del 88 y Diciembre del 89, como el producto de la serie estimada por el modelo de Brown y la variable que recoge los índices estacionales de cada mes.

4.3.2.- MODELO ARIMA.

A continuación se realiza un análisis de la serie objeto de estudio dentro del contexto de modelos ARIMA univariantes.

En el gráfico de la serie original (EXTRAN) (pag.336 del anexo) se puede fácilmente observar que la serie presenta una tendencia creciente además de una fuerte estacionalidad, como ya se ha indicado anteriormente. Se observa

una heterocedasticidad de tipo muy común en serie económicas ya que la desviación típica parece depender linealmente del nivel, sugiriendo así que la transformación logarítmica la convertirá en homocedástica.

La serie transformada ($LY = \text{LOG}(\text{EXTRAN})$) es claramente no estacionaria en media ni en varianza según indican su gráfico y el correspondiente correlograma. Como consecuencia se toma la primera diferencia ($X_1 = LY - LY(-1)$), variable que muestra un perfil enormemente regular de año en año lo que indica estacionalidad no estacionaria, a la vez que su correlograma muestra el típico decrecimiento muy amortiguado en los retardos estacionales, característico de las series estacionales no estacionarias, indicando la necesidad de tomar una primera diferencia anual ($X_2 = X_1 - X_1(-12)$).

La serie $\Delta_{12}LY$ (denotada por X_2) aunque contiene varios puntos atípicos, parece estacionaria en media y en varianza.

Partiendo de la serie definitivamente transformada, se procede a la identificación de la misma. Observando el gráfico de la FAC y de la FACP (pag.331 del anexo) se podría deducir que la parte del correlograma simple de X_2 se identificaría con un proceso de medias móviles de orden uno (MA(1)),

en base al primer retardo significativo que se observa en el correlograma simple y al decrecimiento amortiguado de la FACP.

Como suele ocurrir la parte estacional es, en principio, más difícil de identificar.

El correlograma simple sugiere una onda sinusoidal desde el retardo 12(negativo) al 36(positivo). De ser correcta esta interpretación el análisis de la FACP nos llevaría a la conclusión de que se trata de un $AR(2)_{12}$, dado que podríamos considerar que los dos primeros retardos (el 12 y el 24) son significativos, teniendo en cuenta que la estructura estacional aparece con frecuencia amortiguada en el correlograma parcial.

Se estima, así pues, el modelo:

$$ARIMA(0,1,1) * ARIMA(2,1,0)_{12}$$

Obteniéndose los siguientes resultados:

$$(1-0.48B^{12}-0.53B^{24})\Delta\Delta_{12}LOG(EXTRAN) = (1-0.77B)a_t$$

$$R^2 = 0.6259 \quad \sigma_a^2 = 0.061979 \quad SCE = 0.261215$$

Una vez realizada la estimación se procede a la identificación de los residuos con el fin de poder comprobar que estos se comportan como un ruido blanco, en cuyo caso el modelo seleccionado en un principio, parecería ser el adecuado.

El programa de ordenador utilizado para aplicar este método (MICRO-TSP) proporciona dos estadísticos para poder realizar el contraste mencionado:

El primero de ellos es el test de Anderson, basado en que, bajo la hipótesis nula (a_t es un ruido blanco), los coeficientes de autocorrelación de los residuos se distribuyen como una normal de media cero y desviación típica $\sqrt{(1/T)}$. En base a esta distribución la comparación de los valores de los coeficientes de autocorrelación de los residuos con los límites $\pm 2\sqrt{(1/T)}$, que en este caso serían de ± 0.206 , nos proporciona una indicación aproximada del cumplimiento de la hipótesis de ruido blanco.

Para completar el contraste se utiliza el estadístico de Box-Pierce, cuyo

valor es $Q = 26.069$, que comparamos con el valor de una X^2 con 36 grados de libertad (n° de retardos considerados) cuyo valor se aproxima a 50 para un nivel de confianza del 95%. Por tanto, los coeficientes de autocorrelación estimados de los residuos nos llevan a la conclusión de que la hipótesis de ruido blanco es cierta.

Una vez aceptada esta hipótesis y después de efectuar las correspondientes estimaciones de diferentes modelos ARIMA y comprobar que el seleccionado es el que proporciona mejores resultados, tal y como señalan diferentes autores que han investigado sobre este tema, se procede a la predicción de la variable en el período comprendido entre Enero del 88 y Diciembre del 89.

4.3.3.- MODELO CAUSAL.

Por último, y con el fin de poder establecer comparaciones entre diferentes técnicas de predicción, se procede a formular un modelo de regresión uniecuacional. En él se recogen las variaciones estacionales mediante variables ficticias, y se incluyen además, como variables explicativas, la propia variable endógena retardada un período y el PIB de la

Comunidad Económica Europea "per cápita" a precios constantes de 1980, (expresado en miles de pesetas por persona), variable utilizada como indicador de la renta "per cápita" europea.

$$EXTRAN_t = \beta_0 + \sum_{i=3}^{12} \beta_i F_{it} + \beta_{11} PIB80EPC_t + \beta_{12} EXTRAN_{t-1} + e_t$$

Donde:

- $EXTRAN_t$ = Total visitantes que entran en España.

- F_{it} , para $i = 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11$ y 12 son 10 variables ficticias estacionales tales que:
 - $F_i = 1$ para los datos relativos al mes i -ésimo.
 - $F_i = 0$ para el resto de los meses.

- $PIB80EPC_t$ = PIB per cápita de Europa a precios constantes del año 80.

- $EXTRAN_{t-1}$ = variable endógena retardada un período, que permite establecer una expresión autorregresiva de la tendencia lineal.

La estimación de este modelo proporciona los siguientes resultados:

$$\hat{\text{EXTRAN}} = -3.75 + 0.53F_3 + 1.04F_4 + 1.05F_5 + 1.73F_6 +$$

(0.76) (0.11) (0.10) (0.12) (0.13)

$$4.51F_7 + 4.39F_8 + 0.64F_9 + 0.21F_{10} - 0.06F_{11} +$$

(0.18) (0.43) (0.52) (0.24) (0.12)

$$+ 0.87F_{12} + 0.38 \text{EXTRAN}(-1) + 0.006 \text{PIB80EPC}$$

(0.11) (0.08) (0.001)

$$R^2 = 0.98$$

$$\text{SCE} = 6.60$$

4.3.4.- ANALISIS CAPACIDAD PREDICTIVA DE LOS TRES MODELOS.

Se ha realizado un test de especificación del modelo, basado en la suma acumulada, tanto de los residuos recursivos (CUSUM), como de sus cuadrados (CUSUMQ), descrito por Brown, Durbin y Evans (1975), y obtenido en base al método de mínimos cuadrados recursivos, consistente en obtener la estimación para las t-1 primeras observaciones, actualizándola con cada una de las siguientes. Los estimadores de los parámetros correspondientes se calculan en base a la siguiente fórmula:

$$b_{t-1} = (X'_{t-1}X_{t-1})^{-1} X'_{t-1}Y_{t-1}$$

La actualización de la estimación con observaciones sucesivas permite seguir los cambios a lo largo del tiempo. En base a esto se calculan los correspondientes residuos, incorrelacionados, cuando el modelo cumple las hipótesis clásicas. Su expresión matemática viene dada por:

$$V_t = \frac{Y_t - X'_t b_{t-1}}{\sqrt{1 + X'_t (X'_{t-1}X_{t-1})^{-1} X_t}}$$

La suma acumulada de estos residuos recursivos se define como:

$$W_t = \sigma^{-1} \sum_{j=k+1}^t V_j$$

Donde:

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{t=k+1}^T (V_t - \bar{V})^2}{T - K - 1}$$

\bar{V} = media aritmética de los residuos

$t = k+1, \dots, T$

En base a esto se representan gráficamente dos líneas por encima y debajo de W_t igual a cero, ya que en la medida en que el vector β sea constante, $E(W_t) = 0$, pero si este cambia, W_t tenderá a separarse de la línea que representa el valor medio igual a cero. La importancia del alejamiento de W_t con respecto a la línea cero se puede expresar con referencia a la pareja de líneas rectas cuyas ecuaciones vienen dadas por:

$$W = \pm [a\sqrt{T-k} + 2a(t-k) / (T-k)^{1/2}]$$

Donde a es un parámetro cuyo valor depende del nivel de significación α elegido para el test, así $a = 0.948$ para $\alpha = 0.05$ e igual a 0.850 para $\alpha = 0.01$. La probabilidad de cruzar una o ambas es igual a este nivel de significación dado.

El CUSUMQ está basado en la representación gráfica de las cantidades:

$$WW_t = \frac{\sum_{t=k+1}^T V_t^2}{\sum_{t=k+1}^T V_t^2}$$

Cuando el modelo está correctamente especificado WW_t sigue una

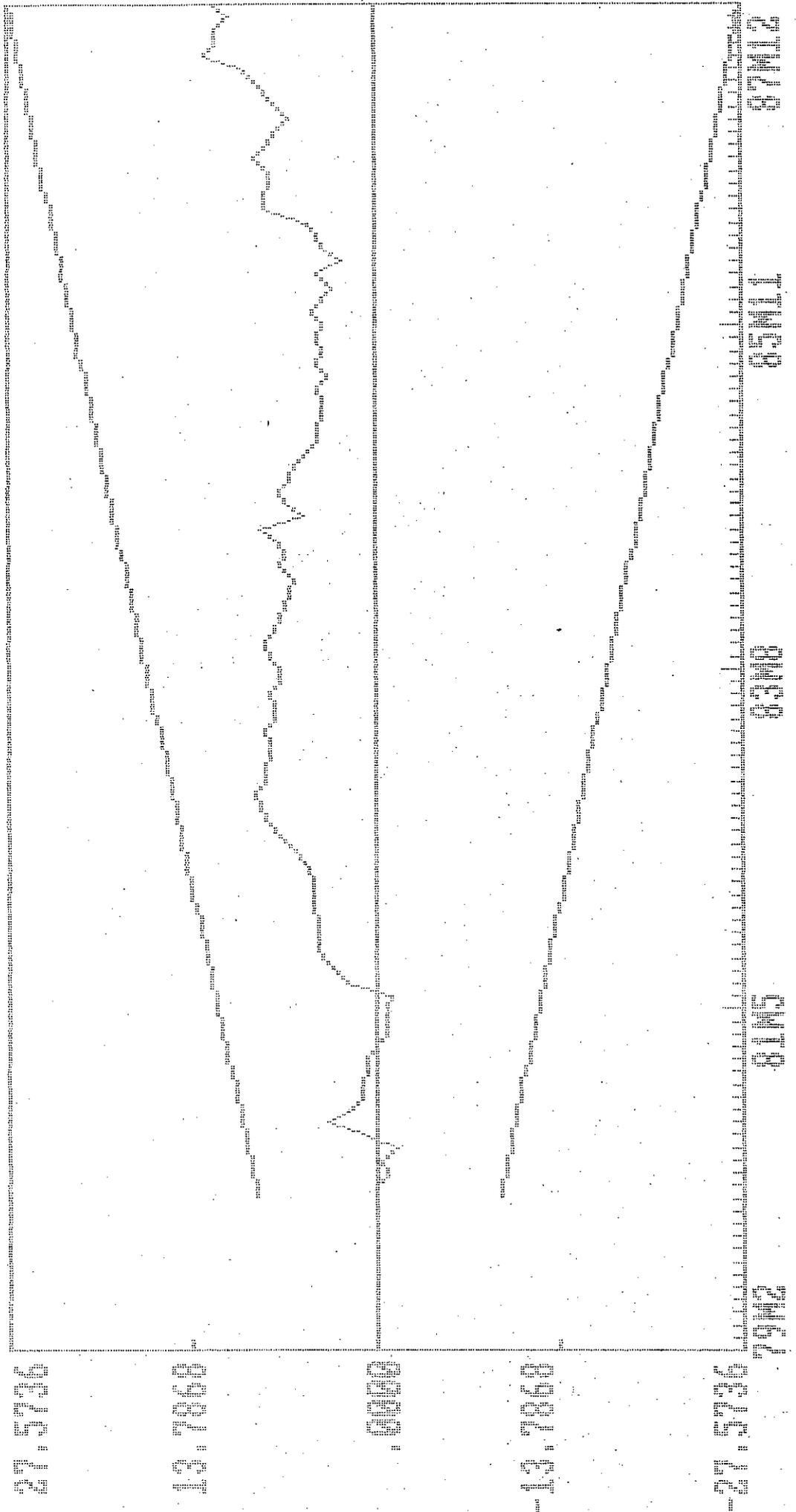
distribución Beta con media igual a $t-k/T-k$, lo que ha sugerido dibujar un par de líneas paralelas a la del valor medio, cuyas ecuaciones vienen dadas por:

$$WW = \pm C_0 + (t-k) / (T-k)$$

El valor C_0 ha sido determinado en base a que la probabilidad de cruzar ambas líneas, bajo la hipótesis nula, es igual al nivel de significación dado. Por consiguiente la hipótesis nula de especificación correcta es rechazada si cualquiera de las líneas es cruzada.

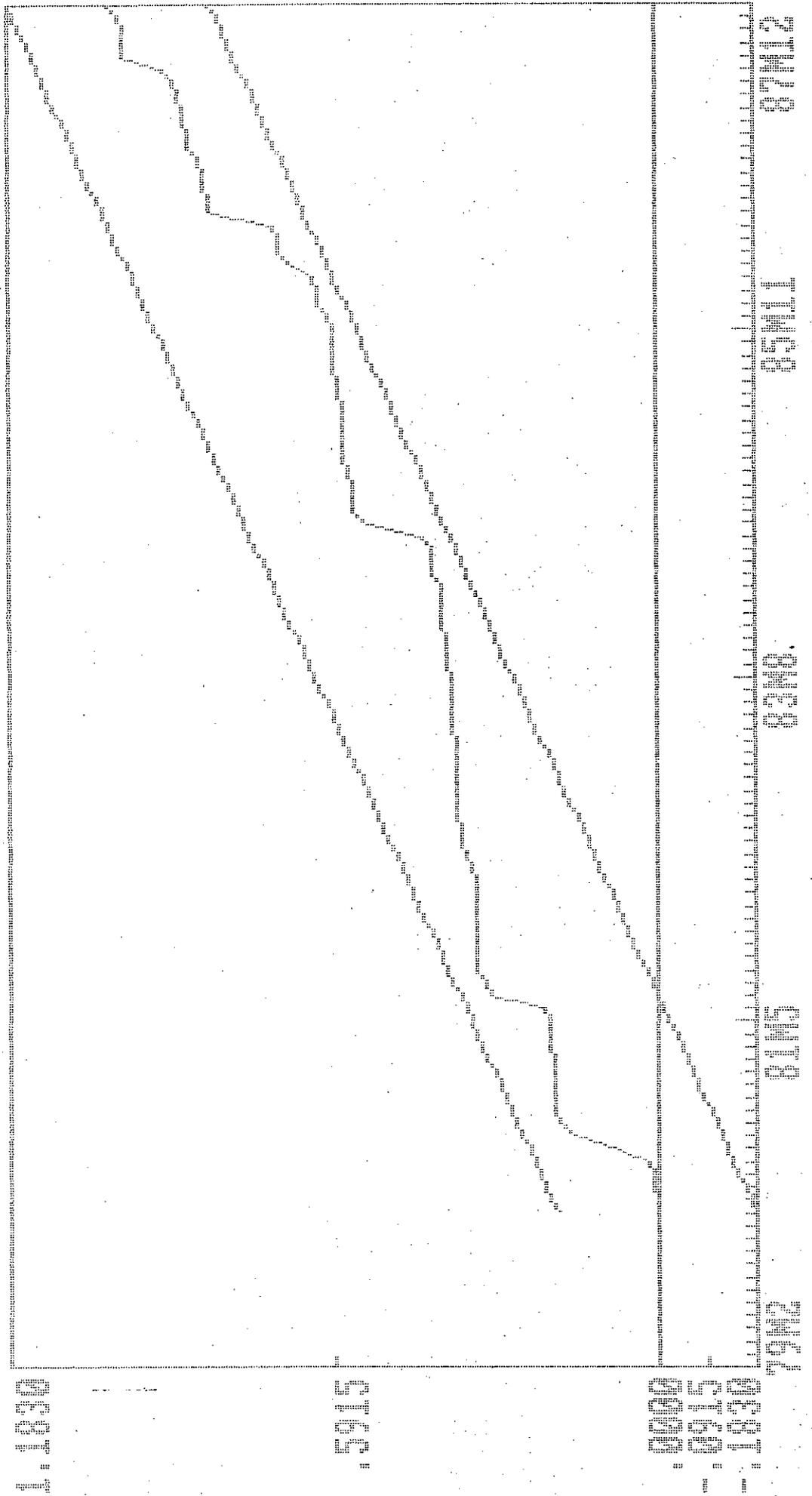
La representación gráfica tanto de la suma acumulada de los residuos recursivos de nuestro modelo, como de sus cuadrados, tal como se puede apreciar en las figuras siguientes, sugiere la aceptación de la hipótesis nula de especificación correcta, por lo que decidimos trabajar con el modelo presentado, efectuando predicciones que se comparan con las obtenidas por los métodos antes expuestos.

Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals



The weight line represent critical bounds at 5% significance level

Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



The graph lines represent output from a computer program.

Antes de examinar las diferencias existentes entre las técnicas señaladas trataremos de reflexionar acerca de los resultados que se han obtenido en la estimación de este modelo. Observando los subíndices de las F_i significativas se aprecia la existencia de dos temporadas:

* Una temporada alta, que comprende los meses de Marzo a Agosto y Diciembre. Este último, quizá debido a que la serie incluye la entrada de españoles residentes en el extranjero y, que el período de Navidades es muy posible que genere una mayor afluencia de residentes extranjeros que disfrutan estas fiestas en su país de origen.

* Una temporada baja, que comprende los meses de Septiembre a Noviembre.

A la vista del gráfico de residuos (pag 334 del anexo) se puede observar la importancia que tiene la componente irregular, (con un R^2 ajustado de 0.98 obtenemos un %RECM del 6.9%). A nuestro juicio, la importancia relativa de la componente irregular vendría explicada por factores de carácter no económico, como por ejemplo, las variaciones climáticas de unos años a otros en la misma estación del año, además de otros muchos que influyen directamente en la decisión del destino de las vacaciones de los turistas

extranjeros tales como el nivel de precios relativos, tipos de cambio, etc.

Con el fin de poder establecer comparaciones entre los métodos utilizados, a continuación se expondrán las series que se obtuvieron con cada uno de los distintos métodos en el período comprendido entre Enero de 1988 y Diciembre de 1989.

Meses	EXTRAN	M.1.	M.2.	M.3.
88.01	2.412	2.458	2.424	2.787
88.02	2.362	2.137	2.270	2.554
88.03	2.920	2.725	2.737	3.004
88.04	3.505	3.558	3.845	3.683
88.05	4.000	3.904	4.207	3.952
88.06	4.515	4.898	5.297	4.735
88.07	8.735	9.139	8.980	7.808
88.08	9.684	10.53	10.55	8.865
88.09	5.818	6.134	6.119	5.518
88.10	4.243	3.854	4.080	3.808
88.11	2.624	2.635	2.721	2.882
88.12	3.356	3.333	3.814	3.462
89.01	2.597	2.629	2.678	2.996
89.02	2.335	2.285	2.436	2.818
89.03	3.199	2.914	3.298	3.289
89.04	3.195	3.802	3.880	3.976
89.05	4.219	4.170	4.685	4.248
89.06	4.475	5.230	5.795	5.033
89.07	8.513	9.755	9.970	8.106
89.08	9.927	11.24	11.99	9.162
89.09	5.647	6.543	6.944	5.816
89.10	4.057	4.110	4.469	4.106
89.11	2.577	2.809	3.129	3.180
89.12	3.311	3.552	4.260	3.760

Donde:

- EXTRAN = Serie original.

- M.1. = Estimaciones obtenidas aplicando el alisado doble exponencial a la serie desestacionalizada.

- M.2. = Estimaciones obtenidas aplicando el modelo ARIMA univariante: $ARIMA(0,1,1)*(2,1,0)_{12}$

- M.3. = Estimaciones obtenidas con el modelo de regresión.

A la vista de los resultados obtenidos en la aplicación de estos tres métodos, se han elaborado las conclusiones que a continuación se exponen:

La serie "Total de visitantes extranjeros que entran en España", presenta una importante componente estacional con máximos en los meses de Verano y mínimos en los de Invierno a excepción del mes de Diciembre.

La tendencia de la serie en general es creciente, si bien se podría dividir el período analizado en tres épocas claramente diferenciadas:

* Período comprendido entre Enero del 79 y Diciembre del 81: A lo largo de este período se puede observar en la serie una tendencia decreciente que alcanza su mínimo en el año 81.

* A partir del año 81 y hasta el 88 la tendencia de la serie es linealmente creciente, alcanzando su máximo en el año 88, en el que entran en nuestro país un total de 54 millones de personas frente a lo 40 millones que lo hacían en el año 80.

* A partir de Diciembre del 88 y hasta Diciembre del 89, último dato disponible en esta serie, se observa un ligero descenso, pasando de los 54,177 millones del 88 a 54,056 en el 89, decremento que ha sido debido a una disminución en el total de visitantes extranjeros aunque se compensó con un incremento en la entrada de residentes en el extranjero.

Es interesante señalar que el descenso que se produce en el año 89 se hace sentir de forma distinta en los diferentes meses del año. En los meses de Enero, Febrero, Marzo y Abril el año 89 sigue presentando la misma tendencia creciente que en los años anteriores; no ocurre lo mismo en Mayo, Junio, Agosto y Septiembre en donde se registra un ligero descenso en el ritmo de crecimiento; en Octubre se pasa del crecimiento al estancamiento; y en Noviembre y Diciembre se puede observar claramente una ligera disminución.

Comparando las tres técnicas de predicción econométrica aquí utilizadas, a través de la suma de cuadrados de errores, se observa que el

modelo de predicción univariante es el que ofrece peores resultados con una SCE de 13.8 seguido por el modelo de Brown con una SCE de 6.6 y por el modelo econométrico una SCE de 4.8. Por tanto, esta última técnica es la que ofrece mejores resultados a medio plazo.

CAPITULO V

MODELIZACION DE LA DISTRIBUCION ESPACIAL

DE LA DEMANDA TURISTICA EN ESPAÑA

MODELIZACION DE LA DISTRIBUCION ESPACIAL DE LA DEMANDA TURISTICA EN ESPAÑA

5.1.- SELECCION DE VARIABLES.

VARIABLE ENDOGENA.

Cualquier estudio empírico, coherente y sistemático, acerca del comportamiento de la demanda turística en nuestro país, se encuentra con una serie de limitaciones y dificultades importantes. Estas hacen referencia, principalmente, tanto a la carencia de información como a la escasa fiabilidad de la misma.

Estos obstáculos se acentúan cuando el objetivo planteado es la distribución espacial de la demanda turística, debido a que las estadísticas nacionales no contemplan la regionalización de las variables, que, en un principio, podrían considerarse como sus principales indicadores, esto es: el gasto turístico por regiones y/o el número de visitantes que reciben.

La necesidad de un indicador distinto del "número de turistas que visitan una determinada región o provincia nos ha sido impuesta por dos

razones:

1.- La carencia de datos relativos a la variable.

2.- Los problemas que se plantean como consecuencia del contenido de la misma.

Esto nos obliga a emplear un indicador más apropiado en nuestro estudio, ya que bajo este mismo epígrafe se contabilizan, tanto a los turistas extranjeros, como a los excursionistas (todos aquellos visitantes temporales cuya estancia en el país visitado es inferior a veinticuatro horas).

Consideramos que el más adecuado sería, indudablemente, el gasto turístico, pero la imposibilidad de disponer de este dato a nivel regional, nos conduce a utilizar alguno de los elementos que lo componen. En efecto, el gasto de un turista en una determinada región se puede obtener como producto del gasto medio diario (dato no disponible a nivel regional) y la duración de su estancia; por consiguiente el número de pernoctaciones resultaría un buen indicador de este gasto y en última instancia de la demanda turística, siempre que se suponga un gasto medio constante a través del tiempo.

A pesar de la existencia de esta variable a nivel provincial, no dejan de plantearse serios problemas para obtener información al respecto, dado que las pernoctaciones registradas en el Anuario de Estadísticas del Turismo no hacen referencia a todos los posibles medios de acomodación existentes en el país. No se recogen las pernoctaciones realizadas en los apartamentos turísticos, y las relativas a los acampamentos son de escasa fiabilidad, debido a la cantidad de establecimientos de este tipo que constituyen lo que se ha denominado como "oferta ilegal".

La constante preocupación de los Organismos Públicos competentes por la falta de conocimiento acerca de lo que han denominado "demanda extrahotelera", constituida, tanto por los apartamentos, como por los acampamentos, les ha llevado a elaborar diversos informes entre los que se puede citar el "Estudio de la demanda extrahotelera en España" elaborado, para los años 1985 y 86, por la Subdirección General del Instituto de Estudios Turísticos con la colaboración de Consultur. En él se efectúa un cálculo de las pernoctaciones extrahoteleras realizadas por los españoles, tomando como base al supuesto de que el 48% de la población española toma vacaciones con una estancia media aproximada de 24,85 días, con lo que llegan a la conclusión de que el número total de pernoctaciones españolas asciende a 460.42 millones, de las cuales, el anuario registra 42.1 millones como

pernoctaciones hoteleras, señalando que la mayoría de las pernoctaciones calculadas de esta manera, corresponden a aquellos ciudadanos que utilizan su segunda residencia (generalmente localizada en su misma región de origen), como lugar de destino para el disfrute de sus vacaciones.

Si partimos de la definición de turista propuesta por Pulido ("Turista es aquella persona, que, con motivo de un desplazamiento, efectúa un gasto de renta en lugar distinto de aquel en que se origina dicha renta y en el cual no reside habitualmente"), hemos de considerar que la metodología seguida en el informe citado, no resulta adecuada para nuestro estudio, razón por la que hemos basado nuestro análisis en el número de pernoctaciones hoteleras por Comunidades Autónomas, variable que hemos elaborado partiendo de los datos suministrados a nivel provincial por la Secretaría General de Turismo.

VARIABLES DETERMINANTES.

Las variables explicativas aquí utilizadas, intentan medir los efectos de los precios, la oferta existente y el clima, sobre la distribución espacial de la demanda turística.

La variable precio se ha elaborado en base a la técnica de muestreo

utilizando como marco de la muestra la totalidad de los hoteles de cinco a una estrella de todas las provincias de España en los años 85 y 90. Se han clasificado, en función de su categoría, como hoteles de tipo alto (cinco estrellas gran lujo y cinco estrellas); medio alto (cuatro estrellas); medio bajo (tres estrellas) y bajo (dos y una estrella).

Las fuentes de información han sido las guías publicadas por la Dirección General de Empresas y Actividades Turísticas de la Secretaría General de Turismo.

La unidad primaria de muestreo utilizada ha sido el precio de la habitación doble con baño correspondiente a la temporada más alta y a la más baja, calculando el precio por hotel como la semisuma de ambas temporadas.

Los precios por provincia y categoría se calculan utilizando una media ponderada en base a la siguiente fórmula:

$$PR_{pc} = \frac{\sum_{i=1}^R PR_i * NP_i}{\sum_{i=1}^R NP_i}$$

Donde:

PR_{pc} = Precio por categoría (c) en cada provincia (p).

PR_i = Precio hotel seleccionado de la categoría correspondiente en cada provincia.

NP_i = Número plazas hotel seleccionado.

$i=1$ = Precio máximo por categoría.

$i=2$ = Precio mínimo por categoría.

Los precios por comunidad autónoma y categoría, así como los referentes al total español, se han calculado utilizando las siguientes fórmulas:

Precios por Regiones y categoría

$$PR_{rc} = \frac{\sum_{p=1}^n PR_{pc} * NTP_{pc}}{NTP_{rc}}$$

Precios España por categoría

$$PRE_c = \frac{\sum_{r=1}^n PR_{rc} * NTP_{rc}}{NTPE_c}$$

Donde:

PR_{rc} = Precio por región y categoría.

PR_{pc} = Precio por provincia y categoría. (p es el número de provincias que componen cada Comunidad Autónoma).

NTP_{pc} = Número total de plazas en cada provincia por categoría.

NTP_{rc} = Número total de plazas en cada comunidad por categoría. (r es el número de Autonomías que componen el estado español).

$NTPE_c$ = Número total de plazas en España por categoría.

A continuación se elabora un índice de precios relativos, como cociente del precio de cada comunidad y categoría y el correspondiente al total español.

$$PRT = \frac{PRT_{rc}}{PRE_c}$$

Las razones que nos llevan a cuantificar la variable precio a través de este índice relativo en lugar del índice de precios al consumo ó el índice de precios turísticos se basan en el hecho de que cualquiera de estos dos nos indicaría si los precios de una comunidad determinada aumentan o disminuyen más que los de cualquier otra región, sin embargo nuestra intención es determinar que regiones son más caras desde un punto de vista turístico que otras. Somos conscientes de que el análisis del "coste de vida de un turista" no sólo debe centrarse en los precios en los hoteles, pero la falta de datos relativos al resto de las variables necesarias para completar este análisis, nos

obligan a utilizar este índice como una variable "proxy" del índice relativo del coste de vida del turista.

La oferta turística realmente debería reflejar, como indica Pulido en su Tesis Doctoral, el capital directamente computable a efectos turísticos: hostelería, comunicaciones, transportes y otros servicios complementarios; no obstante, la falta de datos relativos a estas variables nos conduce a la necesidad de utilizar cualquier otro indicador de la misma, y por esta razón, en nuestro estudio, cuantificamos esta variable a través del número de plazas hoteleras existentes en cada Comunidad Autónoma, clasificadas, como ya hemos mencionado anteriormente, en plazas de tipo alto, medio alto, medio bajo y bajo, en función de su número de estrellas.

El efecto del clima sobre la distribución espacial de la demanda, se cuantifica a través de una variable ficticia que toma el valor uno para Andalucía, Baleares, Canarias, Cataluña y Valencia y cero en el resto de las regiones.

Por último, se utiliza la variable endógena retardada en un período como factor determinante. La idea, es recoger el impacto publicitario que han producido los turistas que han visitado la región en el año anterior al que se

considera, ya que este tipo de publicidad generalmente influye mucho más en la selección del punto de destino que la realizada a través de agencias de viajes, o cualquier otro medio.

5.2.- ANALISIS REGIONAL DE LA DEMANDA TURISTICA Y LA OFERTA HOTELERA.

La concentración, espacial y temporal, es la principal característica del turismo en nuestro país, manifestándose tanto en las consideraciones sobre turistas internos como en los procedentes del exterior. Así, aproximadamente el 85% del total de pernoctaciones registradas en 1990, se concentran en seis regiones españolas: Baleares, Canarias, Cataluña, Andalucía, Valencia y Madrid, que responden a esta demanda, ofreciendo un 86% de las plazas hoteleras existentes; por este motivo, estas regiones son consideradas como zonas de destino turístico por excelencia.

CUADRO 4				
DISTRIBUCION ESPACIAL DE LA DEMANDA TURISTICA				
(Nº pernoctaciones)				
COMUNIDAD	AÑO 85	%	AÑO 90	%
BALEARES	34.203.440	28%	25.573.630	21%
CATALUÑA	17.852.182	15%	19.090.522	16%
CANARIAS	17.438.798	14.4%	18.031.346	15%
ANDALUCIA	16.690.394	13.8%	17.277.717	14%
C.VALENCI.	11.865.344	9.8%	11.978.300	10%
MADRID	8.275.297	7%	9.481.728	8%
RESTO	14.690.350	12%	18.446.460	15%

CUADRO 5				
DISTRIBUCION ESPACIAL DE LA OFERTA TURISTICA				
(Nº plazas hoteleras)				
COMUNIDAD	AÑO 85	%	AÑO 90	%
BALEARES	185.003	29.7%	211.750	28.8%
CATALUÑA	119.915	19.3%	143.999	19.6%
CANARIAS	67.531	10.8%	83.217	11.3%
ANDALUCIA	76.858	12.3%	97.554	13.5%
C.VALENCI.	59.270	9.5%	62.559	8.5%
MADRID	32.579	5.2%	34.894	4.7%
RESTO	81.252	13.1%	101.776	13.8%

FUENTE: Anuario Estadísticas del Turismo y elaboración propia

La Comunidad Balear es la que posee una mayor potencialidad turística, tanto por el número de plazas ofertadas (alrededor del 29% del total nacional), como por la demanda final de las mismas (21% del total). Si bien en 1985, el 91,5% del turismo de esta región es de origen extranjero, en su mayoría alemanes e ingleses, cabe destacar el creciente peso del de origen nacional, que pasa de representar un 8,5% en el 85 a un 19% en el 90.

Progresivamente, estas islas han ido perdiendo cuota de participación en el mercado turístico español. Así, mientras que en 1976 ésta se situaba próxima al 33%, en 1990 supera escasamente el 21%, quizá debido a un cambio en las preferencias de los turistas, que optan por otras regiones como Andalucía, Canarias, Cataluña y Valencia que ven así incrementada su participación en el mercado.

Como contrapartida a esta fuerte demanda, esta región se caracteriza por ser la mayor oferente de plazas hoteleras, fundamentalmente de una, dos y tres estrellas, situándose como la primera comunidad en el "ranking" de las regiones españolas por el volumen de oferta hotelera de este tipo de plazas. Sin embargo, el grado temporal de ocupación de estas plazas no supera las 120 noches al año, lo que indica la elevada estacionalidad que caracteriza su demanda.

En 1990 los precios de las plazas de estas islas casi se han duplicado con respecto a los de 1985, observándose un incremento superior al índice de precios al consumo, tanto en los hoteles de cinco estrellas como en los de cuatro, aún cuando, por término medio, esta comunidad se sitúa en un nivel ligeramente inferior al nacional. El coste de una noche en una habitación doble con baño, en 1990, oscila entre las 23.000 pesetas/noche en un hotel de máxima categoría (cinco estrellas), y las 3.000 en el de mínima (una ó dos estrellas).

Cataluña es la segunda Comunidad en potencialidad turística. Posee aproximadamente el 20% de la oferta hotelera española y el 16% del total de la pernoctaciones nacionales. El origen de los turistas que llegan a esta región es mayoritariamente extranjero, sobre todo alemanes (21% del total de pernoctaciones registradas en la región), ingleses (7%), franceses (7%) y residentes en los restantes países europeos (11%). Cabe señalar, al igual que en la Comunidad anterior, la creciente participación del turismo nacional en el total regional, que podría venir explicada, entre otras cosas, por el papel desempeñado por el "turista de negocios" dada la condición industrial de esta comunidad, si bien la falta de datos al respecto nos impide confirmar esta hipótesis.

Después de la región balear, la catalana es la mayor oferente de plazas de categoría media baja (tres estrellas) y baja (una y dos estrellas). El nivel de ocupación temporal de esta oferta es relativamente bajo: 133 pernoctaciones por cada plaza; la razón puede radicar en la fuerte estacionalidad de la demanda, observada tanto en las estaciones de invierno del Pirineo, como en las plazas del litoral, que sólo se ocupan durante los períodos vacacionales.

Los precios hoteleros prácticamente se han duplicado en el período analizado, fluctuando entre las 31.000 pesetas de los hoteles de cinco estrellas y las 4.000 de los de dos y una, destacando como la segunda región más cara en lo que a hoteles de cinco estrellas se refiere.

La Comunidad Canaria, a pesar de ser la cuarta región en lo que a la capacidad de su oferta se refiere (11% del total nacional), posee una cuota de participación en el mercado turístico nacional (15%) que la sitúa en el tercer puesto de nuestra clasificación. Al igual que en las comunidades anteriormente expuestas, la región canaria se caracteriza por su elevada dependencia del turismo internacional, siendo el 28% de su demanda de origen Alemán, el 22% Inglés, el 23% de los restantes países europeos y un 31% de los Países Escandinavos.

Posee el 29% del total de plazas de tipo medio-alto (cuatro estrellas) existentes en nuestro país y el 21% de las de máxima categoría (cinco estrellas), aunque, como ya se ha señalado anteriormente, se sitúa en el cuarto puesto en el "ranking" por volumen de oferta. El grado de ocupación es superior al 59% por término medio, lo que supone el uso de cada plaza durante 216 noches al año. Por consiguiente, y a diferencia de la mayoría de las restantes comunidades españolas, cuenta con una demanda regularmente distribuida en el tiempo, lo que convierte a su oferta en una de las más rentables y productivas de las regiones turísticas españolas.

En términos generales, sus precios, aunque sufren un incremento superior al índice de precios al consumo, no llegan a duplicarse. El coste por noche oscila entre las 20.000 pesetas del hotel de máxima categoría y las casi 7.000 de los de mínima.

La clasificación de las regiones por el volumen de su demanda sitúa a Andalucía en el siguiente lugar, con un 14% del total de pernoctaciones registradas en el territorio nacional y poco más de un 13% de las plazas existentes. El origen de los turistas que visita esta región se reparte casi al 50% entre nacionales (47%) y extranjeros (53%), siendo la procedencia de

estos últimos mayoritariamente europea, sobre todo alemanes, ingleses y franceses. Cabe destacar la preferencia mostrada por los turistas procedentes de Estados Unidos y Canadá por esta Comunidad, lugar de destino del 33% del total de pernoctaciones que estos turistas realizan en nuestro país.

Posee el 17% de las plazas de cinco estrellas, el 16% de las de cuatro y el 15% de las de tres, situándose en el tercer lugar en la clasificación por el volumen de oferta. El grado de ocupación temporal es de 177 pernoctaciones por plaza, índice más elevado que el de Cataluña, pero inferior al de las Islas Baleares, Canarias, Comunidad Valenciana y Madrid, que podría explicarse por la relativamente baja participación del turismo internacional en su demanda, a diferencia de lo que ocurre en las regiones antes mencionadas.

Por término medio, los precios de los hoteles andaluces, en 1990, se sitúan por debajo de la media nacional, oscilando entre las 21.000 pesetas/noche de un hotel de cinco estrellas y las 5.500 de uno de dos o de una. A lo largo del período analizado el coste de este servicio se ha multiplicado por 1,6, lo que genera un crecimiento superior al índice de precios al consumo registrado en España (1,37).

Valencia ocupa la quinta posición entre las comunidades de mayor potencialidad turística. Posee el 9% de las plazas existentes en nuestro país y representa aproximadamente el 10% de las pernoctaciones que se registran a nivel nacional. A diferencia de Baleares, Cataluña y Canarias, el origen del turismo valenciano es mayoritariamente español (58%), destacando dentro del turismo internacional la participación de los ingleses (22%).

Fundamentalmente, las plazas ofertadas por esta comunidad corresponden a la categoría media-baja (47%) y baja (41%). El grado de ocupación temporal se sitúa por encima del 52%, con 191 noches de ocupación al año, índice superior al de Baleares y al de Cataluña.

Los precios de las plazas hoteleras valencianas han duplicado su valor a lo largo del período 85/90, si bien en este último año el precio medio es ligeramente inferior al nacional.

La sexta posición, y la última dentro de las grandes regiones turísticas españolas, la ocupa **Madrid**, que representa aproximadamente, el 7% del total de las pernoctaciones y el 5% de las plazas. El turismo madrileño es, en gran medida, de origen nacional (64%), si bien hemos de tener en cuenta que,

además de la importancia del "turismo de negocios", al que hacíamos referencia al hablar de Cataluña, Madrid es lugar de paso obligado para muchos turistas, aunque pocos son los que deciden disfrutar de sus vacaciones en esta ciudad. En lo referente al turismo extranjero, la mayor parte procede de lo que las estadísticas denominan "otros países" (14%), el 7% corresponde a Estados Unidos y Canadá que eligen esta ciudad, junto con Andalucía, como los principales lugares de destino de las escasas pernoctaciones que realizan en nuestro país.

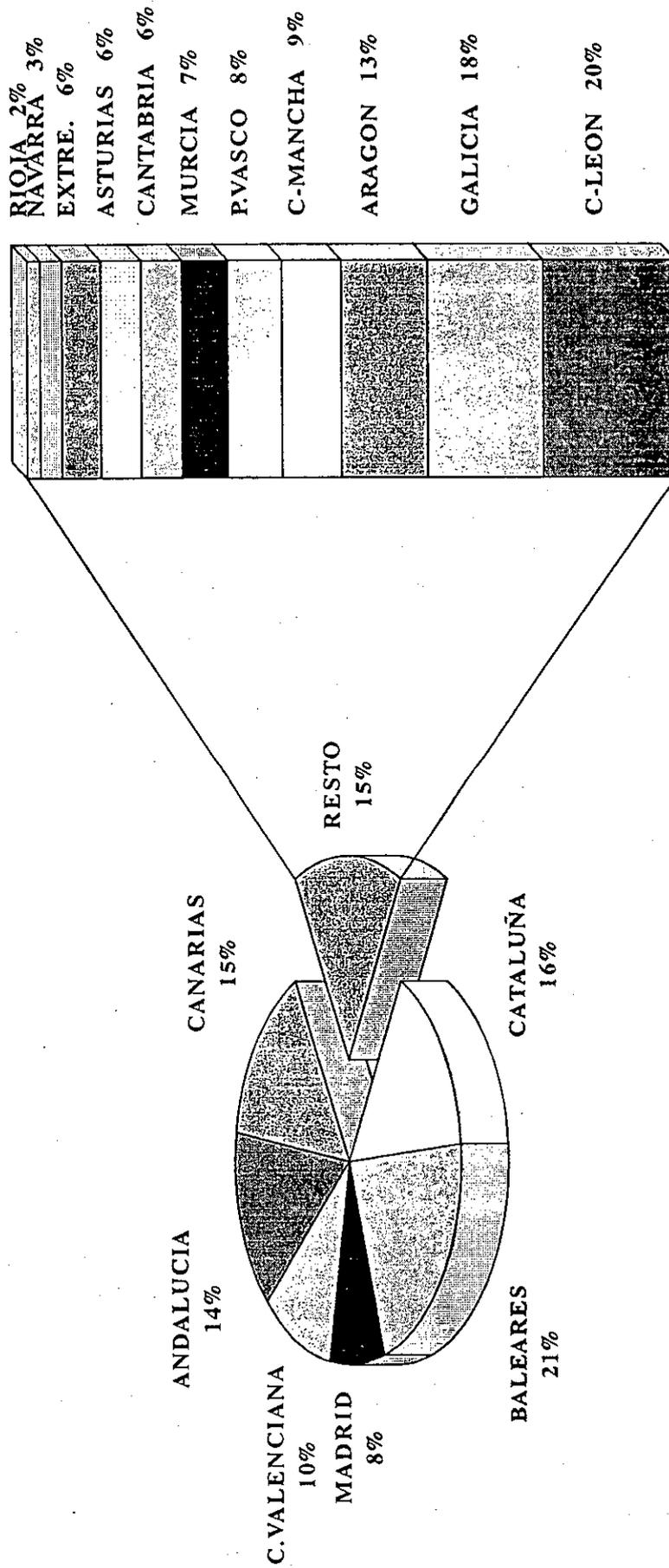
Posee el 28% del total de las plazas de hoteles de cinco estrellas que existen en el territorio nacional y el 12% de las de cuatro estrellas. El grado de ocupación relativa de los servicios le sitúa en la primera posición, con 272 pernoctaciones por plaza, algo más del 75% de ocupación media.

Es la comunidad más cara del territorio nacional, circunstancia que se debe, sobre todo, al elevado precio de los hoteles de cinco estrellas que triplican su valor a lo largo del período objeto de análisis, mientras que en los restantes tipos casi se duplican. Sus precios oscilan entre las 55.000 pesetas/noche correspondientes a la máxima categoría y las 6.000 a la mínima.

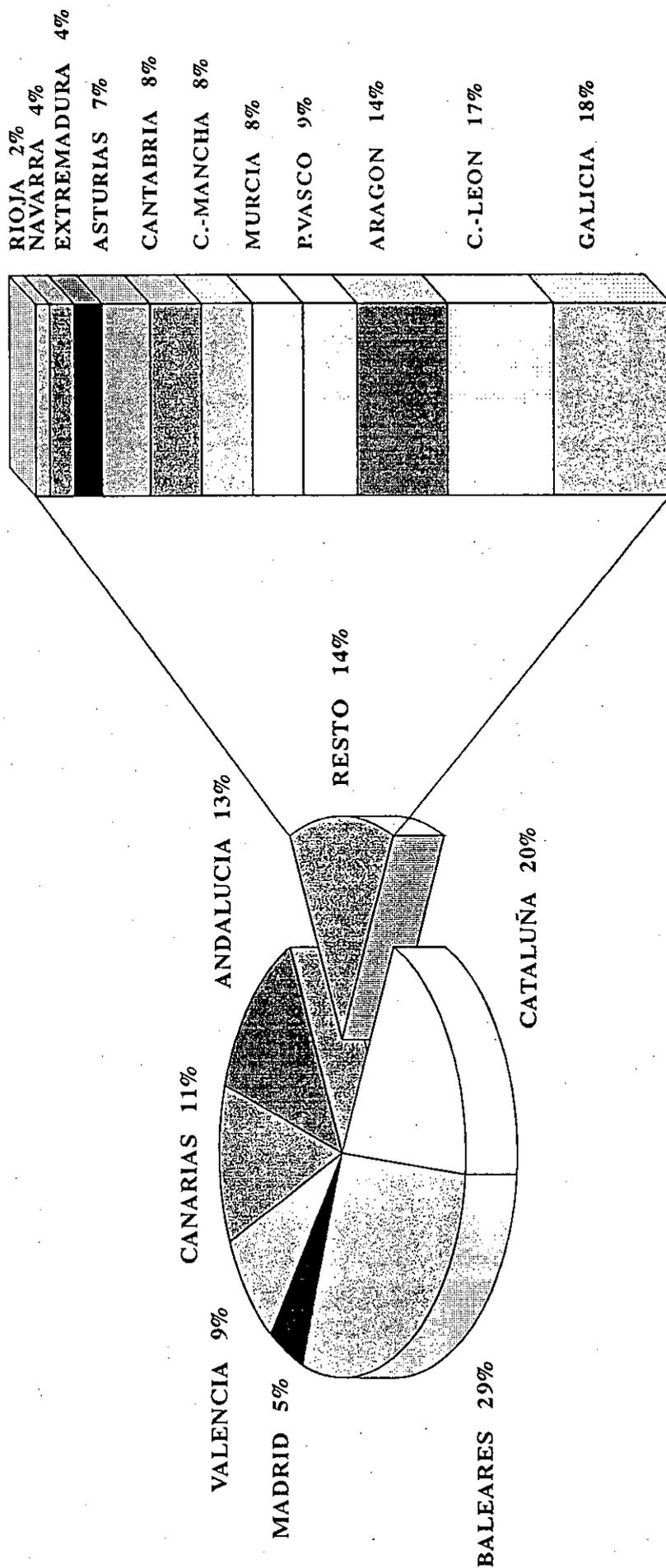
La actividad turística en las restantes regiones españolas es muy inferior a la de las que acabamos de analizar. Sólo el 15% de las pernoctaciones y el 14% de las plazas se localiza en las otras once Comunidades Autónomas, tal como se puede apreciar en los gráficos de las páginas siguientes.

DISTRIBUCION ESPACIAL PERNOCTACIONES

(1990)



DISTRIBUCION ESPACIAL PLAZAS (1990)



Castilla-León y Galicia son las que más destacan dentro de este grupo que podríamos denominar como "regiones no-turísticas", representando cada una de ellas casi un 3% del volumen de demanda total de turismo español. Su turismo, al igual que en las zonas que forman este segundo grupo, es en general, de origen nacional (superior al 90%). Cabe destacar su elevado grado de ocupación temporal, nota característica cuando el turismo nacional es el predominante, dado que no deja sentir tan fuertemente la estacionalidad. Este índice de ocupación se cifra en 219 noches al año para Castilla-León y 178 para Galicia, siendo esta última la región en la que concentra el 6% del total de las pernoctaciones realizadas por los españoles dentro del país.

La poca tradición de un turismo nacional de masas y el bajo nivel de vida de los españoles, han sido la causa de que la oferta de las regiones que dependen del turismo interno sea muy inferior a la de las regiones que hemos clasificado como "regiones turísticas". En general, el destino seleccionado por este turismo interior coincide con el extranjero, concentrándose en las seis comunidades turísticas enumeradas anteriormente, con preferencia por Andalucía, Cataluña y Valencia. Solamente la novena parte del número de turistas nacionales que viajan por España decide dirigirse hacia Galicia.

5.3.- ESTIMACION DE LOS MODELOS DE DISTRIBUCION REGIONAL EN TERMINOS RELATIVOS.

Tal como se indica en la primera sección de este capítulo, las pernoctaciones registradas en los establecimientos hoteleros de las diferentes Comunidades Autónomas, constituye la variable endógena que hemos seleccionado para nuestro análisis. Por consiguiente, el porcentaje correspondiente a la región i del turismo receptivo total de España en el año t , será la variable dependiente en nuestro modelo ($PPER_{it}$).

Admitimos la existencia de una fuerte relación entre el número de pernoctaciones que efectúan los turistas en una determinada región en un año ($PPER_{it}$) y las variables predeterminadas expuestas en la sección 1.2 del presente capítulo.

El problema que ahora se plantea es el de especificar econométricamente el modelo. Las funciones propuestas son:

$$I. - PPER_{it} = \beta_0 + \beta_1 PPER_{it-1} + \beta_2 PPA_{it} + \beta_3 PPMA_{it} + \beta_4 PPMB_{it} + \beta_5 PPB_{it} \\ + \beta_6 PRT_{it} + \beta_7 DCLIM_i + V_t$$

$$II. - PPER_{it} = \gamma PPER_{it-1}^{\beta_1} PPA_{it}^{\beta_2} PPMA_{it}^{\beta_3} PPMB_{it}^{\beta_4} PPB_{it}^{\beta_5} PRT_{it}^{\beta_6} e^{\beta_7 DCLIM_i + V_t}$$

De ésta última ecuación se obtiene fácilmente la siguiente forma lineal:

$$LPPER_{it} = \alpha_0 + \beta_1 LPPER_{it-1} + \beta_2 LPPA_{it} + \beta_3 LPPMA_{it} + \beta_4 LPPMB_{it} + \\ + \beta_5 LPPB_{it} + \beta_6 LPRT_{it} + \beta_7 DCLIM_i + V_t$$

en el que las variables que figuran con una L antes de su nombre, representan los logaritmos neperianos de sus correspondientes.

Donde:

- $(PPA_{it}, PPMA_{it}, PPMB_{it}, PPB_{it})$ = Oferta hotelera. Cuantificada a través del porcentaje correspondiente al número de plazas de cada categoría (Alto = A, Medio alto = MA, Medio bajo = MB, y Bajo = B) sobre el total de plazas que, de cada uno de los diferentes tipos, existe en España.

- (PRT_{it}) = Índice de precios relativo de cada región con respecto a la

media nacional.

- ($PPER_{r,t-1}$) = Porcentaje correspondiente a la región i del turismo receptivo total de España en el año $t-1$.

- (DCLIM) = Efecto del clima. Cuantificado a través de una variable ficticia.

- (V_t) = Perturbación aleatoria.

En la ecuación II, β_6 puede interpretarse como elasticidad del número de pernoctaciones registradas en una región con respecto al precio. Para comprender el significado económico de β_1 , resulta interesante efectuar un proceso iterativo de sustitución de las $PPER_{r,t-1}$. Con el fin de simplificar la notación, se utiliza la variable denotada por O_r para hacer referencia al producto del porcentaje de participación correspondiente a los cuatro tipos de plazas, elevados a sus correspondientes parámetros. Por consiguiente el modelo quedaría especificado de la siguiente manera:

$$PPER_{it} = \gamma PPER_{it-1}^{\beta_1} O_{it}^{\beta_2} PRT_{it}^{\beta_3} e^{\beta_4 DCLIM_i + V_t}$$

$$\text{Donde: } O_{it} = \prod_{z=1}^4 PPZ_{it}^{\beta_z}$$

Siendo Z = 1 para para las plazas de tipo alto; 2 para para las de medio alto, 3 para las de medio bajo y 4 para las de bajo.

El desarrollo se realiza para un año cualquiera s, con la ecuación II:

$$\begin{aligned} PPER_{is} &= \gamma PPER_{is-1}^{\beta_1} O_{is}^{\beta_2} PRT_{is}^{\beta_3} e^{\beta_4 DCLIM_i + V_s} = \\ &= \gamma (\gamma PPER_{is-2}^{\beta_1} O_{is-1}^{\beta_2} PRT_{is-1}^{\beta_3} e^{\beta_4 DCLIM_i + V_{s-1}})^{\beta_1} O_{is}^{\beta_2} PRT_{is}^{\beta_3} e^{\beta_4 DCLIM_i + V_s} = \\ &= \gamma^{1+\beta_1} PPER_{is-2}^{\beta_1^2} O_{is-1}^{\beta_2 \beta_1} O_{is}^{\beta_2} PRT_{is-1}^{\beta_3 \beta_1} PRT_{is}^{\beta_3} e^{\beta_4 DCLIM_i + \beta_1 \beta_4 DCLIM_i + V_s + \beta_1 V_{s-1}} = \\ &\gamma^{1+\beta_1} (\gamma PPER_{is-3}^{\beta_1} O_{is-2}^{\beta_2} PRT_{is-2}^{\beta_3} e^{\beta_4 DCLIM_i + V_{s-2}})^{\beta_1^2} O_{is-1}^{\beta_2 \beta_1} O_{is}^{\beta_2} PRT_{is-1}^{\beta_3 \beta_1} \\ &PRT_{is}^{\beta_3} e^{\beta_4 DCLIM_i + \beta_1 \beta_4 DCLIM_i + V_s + \beta_1 V_{s-1}} = \gamma^{1+\beta_1+\beta_1^2} PPER_{is-3}^{\beta_1^3} O_{is-2}^{\beta_2 \beta_1^2} O_{is-1}^{\beta_2 \beta_1} \\ &O_{is}^{\beta_2} PRT_{is-2}^{\beta_3 \beta_1^2} PRT_{is-1}^{\beta_3 \beta_1} PRT_{is}^{\beta_3} e^{\beta_4 DCLIM_i + \beta_1 \beta_4 DCLIM_i + \beta_1^2 \beta_4 DCLIM_i + \beta_1^2 V_{s-2} + \beta_1 V_{s-1} + V_s} = \\ &= \gamma^{\sum_{c=1}^T \beta_1^{c-1}} PPER_{i0}^{\beta_1^T} \prod_{t=0}^T O_{is-t}^{\beta_2 \beta_1^t} \prod_{t=0}^T PRT_{is-t}^{\beta_3 \beta_1^t} e^{\sum_{t=0}^T \beta_1^t \beta_4 DCLIM_i + \sum_{t=0}^T \beta_1^t V_{s-t}} \end{aligned}$$

Por consiguiente, el porcentaje correspondiente a la región i del turismo receptivo total de España en el año t, queda en función de este mismo

porcentaje en el momento cero, de la oferta turística y de los precios relativos en el propio año, y en todos los anteriores, del clima y de la perturbación aleatoria. Tanto la oferta y los precios, como el clima, tendrán una importancia creciente o decreciente de acuerdo con su cercanía en el tiempo, según que β_1 sea mayor o menor que la unidad.

Se efectúa un análisis cross-section de las diecisiete Comunidades Autónomas que componen el Estado Español, en dos momentos del tiempo: 1985 y 90. Los resultados obtenidos en la estimación por el método de mínimos cuadrados ordinarios se resume en los siguientes cuadros:

CUADRO 6: MODELO I				
VARIABLES	AÑO 1985		AÑO 1990	
	COEFICIT.	t_i	COEFICIT.	t_i
PPER _{t-5}	0.462	16.911	0.463	3.532
PPA _t	0.024	4.069	0.143	6.365
PPMA _t	0.208	13.368	0.0612	1.609
PPMB _t	0.129	5.4035	-0.007	-0.078
PPB _t	0.131	16.456	0.116	3.544
PRT _t	-0.006	-1.743	-0.009	-1.772
DCLIM _i	1.318	8.633	3.133	6.501
	R ² = 0.999 SCE = 0.085		R ² = 0.998 SCE = 0.9774	

CUADRO 7: MODELO II				
VARIABLES	AÑO 1985		AÑO 1990	
	COEFICIT.	t_i	COEFICIT.	t_i
LPPER _{t-5}	0.7199	14.810	0.927	5.485
LPPA _t	0.0593	3.367	0.167	2.768
LPPMA _t	0.2383	6.632	-0.058	-0.597
LPPMB _t	-0.0346	-0.739	-0.153	-1.141
LPPB _t	0.0840	2.426	0.087	1.048
LPRT _t	-0.3512	-2.544	-0.213	-1.078
DCLIM _i	0.1608	3.096	0.025	0.161
	R ² = 0.999 SCE = 0.2755		R ² = 0.996 SCE = 7.069	

5.4.- CONTRASTE DE ESPECIFICACION DE MODELOS NO ANIDADOS NO LINEALES.

A continuación se efectúa un contraste de forma funcional basado en el enfoque propuesto por Pesaran y Deaton (1978) relativo al contraste de especificación de modelos no lineales.

En el caso de modelos uniecuacionales no lineales y no anidados, el contraste se basa en la distribución $N(0, 1)$, para el cociente del estadístico T_0 y la raíz cuadrada de su varianza estimada. Pesaran efectúa diversos desarrollos con el fin de demostrar que el cálculo de T_0 puede efectuarse mediante la siguiente fórmula:

$$T_0 = (T/2) \ln(\hat{\sigma}_1^2 / \hat{\sigma}_{10}^2)$$

$$\hat{\sigma}_{10}^2 = \hat{\sigma}_0^2 + T^{-1} (f(\hat{\theta}_0) - g(\hat{\theta}_{10}))' (f(\hat{\theta}_0) - g(\hat{\theta}_{10}))$$

Siendo $f(\hat{\theta}_0)$ el valor estimado del regresando mediante la estimación máximo-verosímil del modelo correspondiente a la hipótesis H_0 (en nuestro caso el modelo lineal); y $g(\hat{\theta}_{10})$ el valor estimado del regresando al efectuar la estimación máximo-verosímil del modelo correspondiente a la hipótesis H_1 (modelo exponencial) sustituyendo el vector de observaciones del regresando por $f(\hat{\theta}_0)$.

La varianza estimada de T_0 tiene la siguiente expresión:

$$\hat{V}(T_0) = \frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}_{10}^2} (f(\hat{\theta}_0) - (g(\hat{\theta}_{10})))' D (f(\hat{\theta}_0) - g(\hat{\theta}_{10}))$$

$$D = (I - \hat{F}(\hat{F}'\hat{F})^{-1}\hat{F}')$$

Donde F es la matriz de derivadas de $f(\hat{\theta}_0)$ respecto a $\hat{\theta}_0$, valorada para $\hat{\theta}_0 = \theta_0$.

La matriz $V(T_0)$ también puede calcularse efectuando la regresión respecto a F de los residuos obtenidos al efectuar la regresión de $f(\hat{\theta}_0)$ respecto a H_1 .

El contraste se efectúa tanto para la estimación realizada en 1985, como en 1990. Se considera al modelo lineal como hipótesis nula, mientras que el exponencial es la alternativa. Los estadísticos necesarios para efectuar ambos contrastes figuran en las tablas I y II, siendo SCE_0 la suma de cuadrados de los errores de la estimación del modelo correspondiente a la hipótesis nula, y SCE_1 la suma de cuadrados de los errores de la estimación del modelo correspondiente a la hipótesis alternativa.

El estadístico S_1 es la suma de cuadrados de errores de la estimación

del modelo correspondiente a la hipótesis alternativa, sustituyendo el regresando por su estimación bajo la hipótesis nula.

El estadístico S_2 es la suma de los cuadrados de los errores de la regresión de los residuos de la estimación efectuada para la obtención de S_1 , respecto a las derivadas de $f(\hat{\theta}_0)$ respecto a $\hat{\theta}_0$, que en este caso coinciden con los regresores del modelo correspondiente a H_0 .

El estadístico S_3 es la suma de los cuadrados de los errores de la estimación del modelo correspondiente a la hipótesis nula, sustituyendo el regresando por su estimación bajo H_1 .

El estadístico S_4 es la suma de cuadrados de los errores de la regresión de los residuos de la estimación efectuada para la obtención de S_3 , respecto a las derivadas de $f(\hat{\theta}_1)$ respecto a θ_1 . La fila t -ésima de la matriz de regresores correspondiente está constituida por los siguientes elementos:

$$F_0 = \text{PPER}_t$$

$$F_1 = \text{PPER}_t * \text{LPPER}_{t,5}$$

$$F_2 = \text{PPER}_t * \text{LPPA}_t$$

$$F_3 = \text{PPER}_t * \text{LPPMA}_t$$

$$F_4 = \text{PPER}_t * \text{LPPMB}_t$$

$$F_5 = \text{PPER}_t * \text{LPPB}_t$$

$$F_6 = \text{PPER}_t * \text{LPRT}_t$$

$$F_7 = \text{PPER}_t * \text{DCLIM}$$

TABLA I		
CONTRASTE DE ESPECIFICACION DE H_0 FRENTE A H_1		
	1985	1990
SCE_0	0.085089	0.977428
SCE_1	0.275597	7.069829
S_1	0.193727	0.421565
S_2	0.177921	0.328492
σ_0^2	0.005005	0.057496
σ_1^2	0.016212	0.415872
σ_{10}^2	0.016401	0.082294
T_0	-0.098672	13.77071
$(V(T_0))^{1/2}$	1.819523	1.669989
N_0	-0.054230	8.245989

TABLA II CONTRASTE DE ESPECIFICACION DE H_1 FRENTE A H_0		
	1985	1990
SCE_1	0.275597	7.069829
SCE_0	0.085089	0.977428
S_3	0.240914	6.755378
S_4	0.028002	0.042888
σ_1^2	0.016212	0.415872
σ_0^2	0.005005	0.057496
σ_{01}^2	0.016401	0.082294
T_1	-10.08828	-3.047956
$(V(T_1))^{1/2}$	1.299083	1.622866
N_1	-7.765693	-1.878132

De los resultados de la tabla I se deduce que la hipótesis nula se acepta frente a la alternativa en ambos años, ya que el estadístico N_0 , en contraste de una sola cola considerando -1.64 como valor crítico para un nivel de significación igual a 0.05 , ha tomado valores dentro de la región de aceptación, tanto en 1985 como en 1990.

De los resultados de la tabla II se deduce que la hipótesis alternativa es rechazada, frente a H_0 en ambos años. En base a estos resultados concluimos

que el modelo lineal resulta ser el más adecuado.

5.5.- ESTIMACION DEL MODELO DE DISTRIBUCION REGIONAL EN TERMINOS ABSOLUTOS.

Ambos modelos lineales se estiman, además, en valores absolutos con el fin de facilitar su interpretación. Se utiliza el número de pernoctaciones totales, como variable endógena, y el número de plazas totales existentes en cada región como variable explicativa, eliminándose la variable que recoge el efecto sobre la demanda de turismo de las plazas de tipo bajo (dos y una estrellas), la idea es valorar el efecto sobre la demanda de la oferta turística en su conjunto. Los resultados obtenidos con esta nueva estimación se recogen en el cuadro ocho:

CUADRO 8: MODELO I				
VARIABLES	AÑO 1985		AÑO 1990	
	COEFICIT.	t _i	COEFICIT.	t _i
PER _{t-5}	0.579	16.91	0.459	3.53
PTT _t	67.20	16.46	54.63	3.54
PTA _t	42.83	1.48	536.90	5.38
PTMA _t	161.81	9.59	5.41	0.15
PTMB _t	-4.22	-0.31	-57.31	-1.33
PRT _t	-7.22	-1.74	-11.41	-1.77
DCLIM _i	1595.54	8.63	3756.69	6.50
	R ² = 0.999		R ² = 0.998	

A la vista de los resultados anteriores se puede observar que mientras que en 1985 por cada plaza que se crea, se generan 67 pernoctaciones; en 1990 este incremento se sitúa próximo a 55.

Dado un nivel estacionario, el efecto a largo plazo (E_{LP}), vendría dado por la expresión:

$$E_{LP} = \frac{\beta_i}{(1-\beta_j)}$$

Donde β_i es el parámetro correspondiente al número total de plazas y

β_j el correspondiente a la endógena retardada.

En base a esto, el efecto a largo plazo de la oferta hotelera sobre la demanda se situaría alrededor de 160 pernотaciones por cada plaza creada, en 1985 y 100 en 1990.

El efecto adicional a corto plazo por cada plaza de tipo alto (cinco estrellas) que se crea generaría casi 43 pernотaciones adicionales en 1985 y 536 en 1990. Y por cada una de tipo medio alto (cuatro estrellas) se originarían casi 162 en 1985 y algo más de 5 en 1990. Se puede apreciar la creciente importancia de las plazas de tipo alto, así como el notable descenso que experimenta el efecto de atracción de las de tipo medio alto, cuyo efecto adicional deja de ser significativo en 1990.

Al margen de la sobrevaloración que probablemente existe, observamos el destacado papel que juegan este tipo de plazas en la atracción del turismo. La existencia de un nivel hotelero elevado en una determinada zona no solo atrae turismo hacia las plazas de alta calidad, sino también a otras de calidad inferior.

El efecto negativo de los precios se deja sentir más en 1990 que en

1985, lo cual parece confirmar el peso creciente que la relación precio/calidad tiene sobre la distribución de la demanda dentro de nuestras fronteras.

Por último cabe señalar el destacado papel que juega el clima sobre la demanda de turismo, cuyo efecto es creciente a lo largo del tiempo, generando casi mil seiscientas pernoctaciones adicionales en 1985 y algo más de tres mil setecientas en 1990.

CAPITULO VI

**VALOR AÑADIDO Y EMPLEO REGIONAL EN EL
SECTOR HOSTELERO ESPAÑOL**

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO REGIONAL EN EL SECTOR HOSTELERO ESPAÑOL

6.1.- DATOS UTILIZADOS.

VALOR AÑADIDO REGIONAL DEL SECTOR HOSTELERIA.

La serie "Contabilidad Regional de España" publicada por el Instituto Nacional de Estadística, presenta las variables y agregados al nivel de desagregación por ramas de actividad establecido por la NACE-CLIO R17. Siguiendo esta clasificación, los servicios destinados a la venta se clasifican en cuatro sectores:

- 1.- Comercio, hostelería, reparaciones y recuperaciones.
- 2.- Transporte y Comunicaciones.
- 3.- Instituciones de crédito y seguro.
- 4.- Otros servicios destinados a la venta.

Ahora bien, con el fin de analizar el impacto que el sector turístico tiene en la economía de las diferentes Comunidades Autónomas, resulta necesario aislar los datos correspondientes al subsector hostelería del resto de los

servicios que componen el sector en su conjunto. Por este motivo se trata de desagregar el sector en dos componentes; por una parte, el subsector de comercio, reparaciones y recuperaciones y, por otra, el subsector de hostelería, denotados como subsectores H y C respectivamente.

El proceso de desagregación se realiza para la variable "Valor Añadido Bruto a precios corrientes" en el período comprendido entre 1980 y 1986.

Partiendo de los datos de Valor Añadido Bruto a nivel nacional desagregados en los subsectores antes mencionados (subsector C: comercio, reparaciones y recuperaciones y subsector H: hostelería) publicados en la serie "Contabilidad Nacional de España" que edita el Instituto Nacional de Estadística, se calcula la productividad media de cada subsector como cociente entre el Valor Añadido a precios corrientes expresado en millones de pesetas y el empleo de cada subsector obtenido a través de las medias anuales de los datos trimestrales correspondientes a los tres subsectores (A: comercio, B: hostelería y C: reparaciones y recuperaciones), expresado en miles de personas y publicados en la Encuesta de Población Activa (EPA) del INE.

A continuación se formulan las cuatro hipótesis manejadas con el fin de

obtener el Valor Añadido de ambos subsectores por separado en cada Comunidad Autónoma, en los años 80 y 85. En secciones posteriores se presentan las series completas para cada Comunidad Autónoma.

En un primer momento supusimos que aquellas Comunidades Autónomas en las que el Valor Añadido regional per cápita sea superior, serán las que generen un mayor Valor Añadido en el subsector C (Comercio, reparaciones y recuperaciones).

Matemáticamente esto se puede expresar de la siguiente manera:

$$PM_{it} = PMC_{it} * PEC_t + PMH_{it} * PEH_t$$

$$\frac{PMC_{it}}{PMAE_t} = \frac{VAPC_{it}}{VAPCE_t}$$

Donde:

- PM_{it} = Productividad media del sector en su conjunto para cada Comunidad autónoma ($i = 1, \dots, 17$) en cada momento del tiempo ($t = 80$ y 85) obtenida como cociente entre el Valor Añadido regional y el empleo en el sector.

- PMC_{it} = Productividad media del subsector C (Comercio, reparaciones y recuperaciones) para cada Comunidad en cada momento del tiempo.

- PEC_t = Porcentaje de empleo del subsector C sobre el sector en total en cada momento del tiempo.

- PMH_{it} = Productividad media del subsector H (Hostelería) para cada Comunidad en cada momento del tiempo.

- PEH_t = Porcentaje de empleo del subsector H sobre el sector en total en cada momento del tiempo.

- $PMCE_t$ = Productividad media del subsector C en toda España en cada momento del tiempo.

- $VAPC_{it}$ = Valor Añadido per cápita para cada Comunidad Autónoma en cada momento del tiempo, expresada en pesetas corrientes. (Fuente: Contabilidad Regional).

Una vez obtenida la productividad media de cada subsector en cada momento del tiempo, se procede al cálculo del Valor Añadido correspondiente como el producto del empleo y el Valor Añadido en cada subsector.

A continuación, en la tabla III, se presentan los resultados que se obtuvieron en base a esta primera hipótesis para el Valor Añadido en pesetas corrientes de los subsectores A y B en los años 1980 y 1985 en cada una de las Comunidades Autónomas.

TABLA III

COMUNIDA	VA80C	VA80H	VA85C	VA85H
ANDALUCIA	263,6	401.796,6	492,3	836.166,9
ARAGON	76,1	84.471,9	139,0	157.402,0
ASTURIAS	60,3	77.504,7	122,4	154.526,5
BALEARES	57,1	137.637,9	121,9	343.068,0
CANARIAS	85,6	138.066,4	165,5	331.172,5
CANTABRIA	33,3	38.319,6	48,9	72.483,0
C.- LEON	120,9	163.176,0	250,5	323.738,5
C.- MANCHA	66,0	84.683,9	126,5	172.402,5
CATALUÑA	467,1	466.429,9	768,2	944.252,6
C. VALEN.	252,9	93.608,2	508,6	581.097,3
EXTREMA.	32,3	53.133,6	62,5	101.914,4
GALICIA	130,6	181.400,3	246,2	353.115,8
MADRID	282,1	390.966,9	533,8	765.849,3
MURCIA	48,8	59.609,1	95,5	126.268,4
NAVARRA	34,2	34.917,8	60,3	68.812,64
PAIS VASCO	144,3	148.358,7	263,4	293.974,6
RIOJA	17,2	16.552,7	45,5	34.824,44

Posteriormente, en segundo lugar, supusimos que aquellas Comunidades Autónomas que presenten un mayor nivel de consumo total serán las que generarán un mayor Valor Añadido en el subsector de servicios de comercio, reparaciones y recuperaciones.

El consumo total lo obtenemos como la suma de el consumo de residentes, que figura en la serie "Contabilidad Regional de España. Base 1980" y el de no residentes, estimado por el equipo Mecalink de Canarias. Ambos expresados en pesetas corrientes.

Esta hipótesis se puede expresar matemáticamente de la siguiente manera:

$$PM_{it} = PMC_{it} * PEC_t + PMH_{it} * PEH_t$$

$$\frac{PMC_{it}}{PMCE_t} = \frac{CT_{it}}{CTE_t}$$

Donde:

- CT_{it} = Consumo total en las diecisiete Comunidades para cada momento del tiempo.

- CTE_t = Consumo total en España en cada momento del tiempo.

La tabla IV que se presenta a continuación refleja los resultados que se obtuvieron trabajando con esta segunda hipótesis:

TABLA IV

COMUNIDA	VA80C	VA80H	VA85C	VA85H
ANDALUCIA	48795,2	353265,0	90808,6	745850,6
ARAGON	2444,4	82103,5	4033,7	153507,2
ASTURIAS	1785,4	75779,5	3349,9	151299,0
BALEARES	957,0	136737,9	3460,9	339729,1
CANARIAS	3738,9	134413,1	7473,7	323864,2
CANTABRIA	462,9	37890,0	658,2	71873,7
C.- LEON	8372,2	154954,7	16070,1	307918,9
C.-MANCHA	2719,8	82030,1	5381,5	167147,5
CATALUÑA	69490,0	397407,0	116149,6	828871,2
C. VALEN.	25503,2	268357,9	51153,6	530452,1
EXTREMA.	1065,3	52100,6	1781,1	100195,8
GALICIA	10203,6	171327,3	18013,0	335349,1
MADRID	36532,5	354716,5	67372,8	699010,5
MURCIA	1198,3	58459,6	2421,7	123942,2
NAVARRA	413,8	34538,1	732,7	68140,2
P. VASCO	6768,5	141734,4	12334,0	281903,9
RIOJA	89,0	16480,9	188,0	34681,9

En nuestra penúltima hipótesis partimos de la desagregación del Valor Añadido en España en ambos subsectores y en base a esto calcularemos el correspondiente a cada uno de ellos en las diferentes Comunidades Autónomas suponiendo que el comportamiento es homogéneo en todo el territorio español.

En primer lugar consideramos que tanto el Valor Añadido del subsector C como el del subsector H se pueden explicar en función del consumo de residentes en España y el consumo de los no residentes en el país. El modelo especificado es el siguiente:

$$VACE = f(CREE, CNRE)$$

$$VAHE = f(CREE, CNRE)$$

Donde:

- VACE = Valor Añadido del subsector A en España.
- CREE = Consumo de los residentes en España.
- CNRE = Consumo de los no residentes en España.
- VAHE = Valor Añadido del subsector B en España.

Se efectúa la regresión por mínimos cuadrados ordinarios de ambas

ecuaciones para el período comprendido entre los años 1980 y 1986, obteniendo así las estimaciones de los correspondientes parámetros.

Los resultados obtenidos fueron los siguientes:

$$\begin{aligned} \widehat{VAC}_E &= 0.2147202 CREE + 0.0236506 CNRE \\ &\quad (0.0024661) \quad (0.0161270) \end{aligned}$$

$$\overline{R^2} = 0.99 \quad DW = 1.49$$

$$\begin{aligned} \widehat{VAH}_E &= 0.0714719 CREE + 0.1167937 CNRE \\ &\quad (0.0054461) \quad (0.0356151) \end{aligned}$$

$$\overline{R^2} = 0.93 \quad DW = 0.85$$

En base a los anteriores resultados y considerando que existe homogeneidad en todas las Comunidades Autónomas procedemos al cálculo del Valor Añadido del Comercio y de la Hostelería en cada región para los años objeto de estudio, 1980 y 1985, de la siguiente manera:

$$\widehat{VAC}_{ti} = 0.2147202 CRE_{ti} + 0.0236506 CNR_{ti}$$

$$\widehat{VAH}_{ti} = 0.0714719 CRE_{ti} + 0.1167937 CNR_{ti}$$

Donde:

- VAC_{it} = Valor Añadido en el subsector de comercio, reparaciones y recuperaciones en cada momento del tiempo, para cada Comunidad Autónoma.

- CRE_{it} = Consumo de los residentes en cada momento del tiempo para cada Comunidad Autónoma.

- CNR_{it} = Consumo de los no residentes en cada momento del tiempo para cada Comunidad Autónoma.

- VAH_{it} = Valor Añadido en el subsector de Hostelería en cada momento del tiempo, para cada Comunidad Autónoma.

Una vez realizados los correspondientes cálculos, los resultados que se obtuvieron fueron los siguientes:

TABLA V

COMUNIDA	VA80C	VA80H	VA85C	VA85H
ANDALUCIA	312914,3	111189,4	566043,6	209043,5
ARAGON	72350,6	25094,2	129360,5	45432,0
ASTURIAS	65388,0	22180,3	116581,1	39782,7
BALEARES	45065,2	15018,0	89700,6	72671,4
CANARIAS	69697,9	30510,2	126902,5	64069,5
CANTABRIA	32588,6	11285,1	57057,1	20136,2
C. LEON	142588,9	49058,6	255520,5	88727,3
C. MANCHA	77828,7	26536,7	144298,7	49515,0
CATALUÑA	381349,4	133331,8	690295,7	252118,4
C. VALEN.	217942,8	77868,9	395827,7	146607,7
EXTREMA.	43792,8	15015,1	79412,8	27413,7
GALICIA	146416,0	50112,7	260314,1	89976,0
MADRID	324361,7	112121,6	581188,1	203813,1
MURCIA	51514,0	17762,6	91339,0	32035,1
NAVARRA	32979,1	11224,9	58486,7	20156,2
P. VASCO	133335,8	45047,5	244237,8	82998,2
RIOJA	14821,6	5101,3	26863,9	9314,2

A continuación se ha comparado la estimación del Valor Añadido del sector en su conjunto con el Valor Añadido de cada Comunidad que figura en la serie Contabilidad Regional del INE, hallándose importantes diferencias entre ellos. Si a esto añadimos el hecho de que en todas las regiones se ha obtenido que el 75% del Valor Añadido del sector corresponde al subsector C y el 25% restante al subsector de Hostelería, son razones más que suficientes para poder concluir que esta hipótesis no es válida para el fin perseguido.

Por último hemos trabajado con la hipótesis de que en aquellas Comunidades Autónomas en las que el ratio consumo residentes por empleado en el subsector C es mayor, serán las que generen un mayor Valor Añadido en el mencionado subsector.

Matemáticamente esta hipótesis se puede expresar de la siguiente manera:

$$PM_{it} = PMC_{it} * PEC_t + PMH_{it} * PEH_t$$

$$\frac{PMC_{it}}{PMCE_t} = \frac{CRPO_{it}}{CRPOE_t}$$

Donde:

- $CRPO_{it}$ = Consumo residentes por población ocupada en el subsector C en cada momento del tiempo para las diferentes regiones.

- CRPOE_t = Consumo residentes por población ocupada en el subsector

A en cada momento del tiempo para el territorio español en su conjunto.

Los resultados obtenidos en base a esta última hipótesis se exponen a continuación en la tabla VI:

TABLA VI

COMUNIDA	VA80C	VA80H	VA85C	VA85H
ANDALUCIA	317638.5	84421.4	593944.3	242714.5
ARAGON	71791.4	12574.5	132977.4	24563.5
ASTURIAS	64990.5	12574.5	120101.0	34547.9
BALEARES	44849.3	92845.8	82982.9	260207.1
CANARIAS	67789.9	70362.1	126080.6	205257.4
CANTABRIA	32340.6	6012.4	58630.7	13901.4
C.LEON	141572.6	21724.4	262891.9	61097.2
C. MANCHA	77326.05	7423.9	148594.1	23934.9
CATALUÑA	378172.0	88725.0	707426.4	237594.8
C. VALEN.	215766.2	78094.7	405194.0	176411.9
EXTREMA.	43492.0	9674.0	81740.0	20236.9
GALICIA	145429.3	36101.7	267917.0	85445.1
MADRID	321936.9	69312.1	597506.0	168877.1
MURCIA	51138.54	8519.5	93902.7	32461.4
NAVARRA	32770.4	2181.6	60208.3	8664.7
P. VASCO	132564.3	15938.7	251689.6	42548.45
RIOJA	14715.6	1854.4	27642.1	7227.9

Esta última hipótesis es considerada como la más adecuada para proceder a la desagregación del Valor Añadido del sector en sus dos subsectores. En primer lugar porque desde un punto de vista económico, resulta ser la más lógica; y en segundo lugar porque, a diferencia de lo que ocurría con las restantes hipótesis manejadas, el Valor Añadido del subsector de la hostelería representa un porcentaje sobre el Valor Añadido del sector en total muy diferente en las distintas regiones, tal y como es de esperar.

En efecto, en base a la primera hipótesis, el Valor Añadido del subsector H (hostelería) representa el 99% del sector en su conjunto en todas las Comunidades; en la segunda obteníamos que este porcentaje varía entre el 85% y el 99,5% sin que aparezcan grandes diferencias entre las Comunidades de mayor movimiento turístico y las restantes y en la penúltima obteníamos que este porcentaje se sitúa en torno al 25% en todas las regiones, a excepción de Baleares y Canarias en las que representa un 44% y un 33% respectivamente en el año 85, mientras que en el año 80, sólo ocurre esto en Canarias con un 30%.

En la tabla VII se indican los porcentajes de participación del subsector B en el total del Valor Añadido del sector, para cada una de las Comunidades

autónomas, en base a la hipótesis seleccionada, donde se puede observar las diferencias que existen entre las diferentes regiones, siendo mayor este porcentaje en aquellas comunidades registran un mayor movimiento turístico, en los años objeto de estudio.

TABLA VII

COMUNIDA	PVA80C	PVA80H	PVA85C	PVA85H
ANDALUCIA	79.0	21.0	71.0	29.0
ARAGON	84.9	15.1	84.4	15.6
ASTURIAS	83.8	16.2	77.7	22.3
BALEARES	32.6	67.4	24.2	75.8
CANARIAS	49.1	50.9	38.1	61.9
CANTABRIA	84.3	15.7	80.8	19.2
C. LEON	86.7	13.3	81.1	18.8
C. MANCHA	91.2	8.8	86.1	13.9
CATALUÑA	81.0	19.0	74.9	25.1
C. VALEN.	73.4	26.6	69.7	30.3
EXTREMA.	81.8	18.2	80.2	19.8
GALICIA	80.1	19.9	75.8	24.2
MADRID	82.3	17.7	78.0	22.0
MURCIA	85.7	14.3	74.3	25.7
NAVARRA	93.8	6.2	87.4	12.6
P. VASCO	89.3	10.7	85.5	14.5
RIOJA	88.8	11.2	79.3	20.7

En la tabla anterior podemos observar que tanto en el año 80 como en el 85, **Baleares** es la comunidad en la que el Valor Añadido del subsector de hostelería representa un mayor porcentaje sobre el Valor Añadido del sector en total, con un 67% en el año 1980 y un 75.8% en el 85. Le sigue la comunidad **Canaria**, con un 51% en el 80 y un 62% en el 85, y a continuación, la **Comunidad Valenciana** con un 27% en el 80 y un 30% en el 85 y la **Andaluza** con un 21% en 1980 y el 29% en el 85.

La restantes comunidades no figuran en el mismo orden en los diferentes años. Así en el año 80 estas comunidades se podrían enumerar de mayor a menor porcentaje de Valor Añadido de la hostelería sobre el total de Valor Añadido del sector como a continuación se indica: **Galicia (19.9%)**, **Cataluña (19.0%)**, **Extremadura (18.2%)**, **Madrid (17.7%)**, **Asturias (16.2%)**, **Cantabria (15.7%)**, **Aragón (15.1%)**, **Murcia (14.3%)**, **Castilla León (13.3%)**, **La Rioja (11.2%)**, **País Vasco (10.7%)**, **Castilla La Mancha (8.8%)** y por último **Navarra (6.2%)**.

Mientras que en el año 85 figurarían en el siguiente orden: **Murcia (25.7%)**, **Cataluña (25.1%)**, **Galicia (24.2%)**, **Asturias (22.3%)**, **Madrid (22%)**, **La Rioja (20,7%)**, **Extremadura (19,8%)**, **Cantabria (19.2%)**, **Castilla León (18.8%)**, **Aragón (15.6%)**, **País Vasco (14.5%)**, **Castilla La Mancha (13,9%)** y

por último al igual que en el año anterior **Navarra (12.6%)**.

Una vez obtenido el Valor Añadido bruto del subsector hostelería para los años 80 y 85 a precios corrientes, se ha procedido a deflactar la serie, obteniendo así, el Valor Añadido bruto a precios constantes de 1980. Con el fin de analizar el deflactor más adecuado para cada una de las regiones, se ha efectuado un estudio de la evolución de los precios en los establecimientos hoteleros entre los años 1980 y 85, que se expone más ampliamente en el capítulo relativo a la distribución espacial de la demanda turística en España.

En base a este estudio se han clasificado las Comunidades en tres tipos:

A.- Aquellas en las que el incremento observado en los precios es inferior a la media española (Aragón, Asturias, Baleares, Cantabria, Castilla-León, Castilla-La Mancha, Comunidad Valenciana, Madrid, Murcia y el País Vasco), en cuyo caso se ha utilizado como deflactor el índice de precios al consumo.

B.- Si el incremento está por encima de la media nacional pero muy alejado del índice de precios de la hostelería (Canarias y Galicia) se utiliza el índice de precios al consumo corregido por la desviación observada.

C.- Para las regiones que se sitúan próximas al índice de precios de la hostelería (Andalucía, Cataluña y la Rioja) se utiliza este índice, corrigiéndolo por la desviación observada en la Comunidad de Navarra en la que el incremento observado es superior a éste.

EMPLEO REGIONAL EN EL SECTOR HOSTELERO.

Antes de definir la variable "empleo" que se ha utilizado en este trabajo, efectuaremos una comparación entre las tres principales fuentes de datos que existen en relación con esta variable en el sector que nos ocupa. Estas fuentes son:

- La Encuesta de Población Activa (EPA) publicada por el Instituto Nacional de Estadística.

- La serie "Contabilidad Regional de España base 80", que publica este mismo instituto.

- "Renta Nacional de España y su distribución provincial" del Servicio de

Estudios del Banco de Bilbao.

A continuación expondremos brevemente como se elabora cada una de ellas, en base a la metodología de cada una de estas publicaciones:

A.- La Encuesta de Población Activa se realiza a través de muestreo probabilístico, por consiguiente, las series no son el resultado de recuentos exhaustivos ni de técnicas contables, y sus datos están afectados por los correspondientes errores de muestreo. Las estimaciones EPA son el resultado de la aplicación de estimadores, derivados del diseño muestral empleado, a los datos individuales recogidos. En esta estadística la variable empleo se define como el número de personas residentes en la Comunidad y ocupadas en el sector.

B.- La Contabilidad Regional publica la variable "empleo" para el sector en su conjunto (hostelería, comercio, reparaciones y recuperaciones) e indica que el empleo en el sector hostelero se calcula en base a las siguientes informaciones: Estadísticas del Instituto Nacional de Estadística relativas al personal empleado en establecimientos hoteleros por provincias, la Encuesta de Población Activa, el Censo de los locales de 1980 y por último listados de afiliados en alta a la Seguridad Social. Aquí el empleo se define como número de

personas ocupadas en cada Comunidad y en el sector.

C.- Las serie de empleo del Servicio de Estudios del Banco de Bilbao se elaboran básicamente partiendo de los datos de afiliación a la Seguridad Social. La variable empleo utilizada en esta publicación hace referencia al número de empleos que existen en el sector correspondiente, pero no al número de personas ocupadas.

Por consiguiente y dado que la serie publicada por el Banco de Bilbao no recoge el número de personas ocupadas en el sector, si no el número de empleos registrados en él mismo; y, la Contabilidad Regional de España no presenta los datos de empleo correspondientes al sector hotelero aisladamente, como ya se ha mencionado, si no que figuran junto con los correspondientes al subsector comercio, reparaciones y recuperaciones, hemos decidio utilizar le Encuesta de Población Activa (EPA) como fuente base en nuestro estudio. No obstante, dada la metodología seguida en la elaboración de la EPA con respecto a los residentes en cada Comunidad, puede haber algunas subestimaciones de empleo real en aquellas regiones que reciben trabajadores temporales de otras y sobreestimaciones en las que se da el proceso a la inversa.

La variable "empleo", en lo referente a este trabajo, se ha calculado

como media anual de los datos trimestrales correspondientes a ambos subsectores, en base a la fuente seleccionada.

6.2.- IMPORTANCIA DEL SECTOR HOSTELERIA DENTRO DE LA ECONOMIA DE LAS DIFERENTES COMUNIDADES AUTONOMAS.

A lo largo de esta sección analizaremos el papel que desempeña el sector Hostelería dentro de las diferentes economías regionales, para lo cual comenzaremos comentando los dos cuadros que a continuación se expresan, en los que figuran, en primer lugar, (CUADRO 9) el porcentaje de participación, tanto del Valor Añadido ($\%VH/VTOT_i$) como del empleo ($LH/LTOT_i$), del sector hotelero sobre los correspondientes totales regionales, así como (CUADRO 10), la participación de cada comunidad en el total nacional, correspondiente a este mismo sector ($\%VH/VHESP$ y $\%LH/LHESP$).

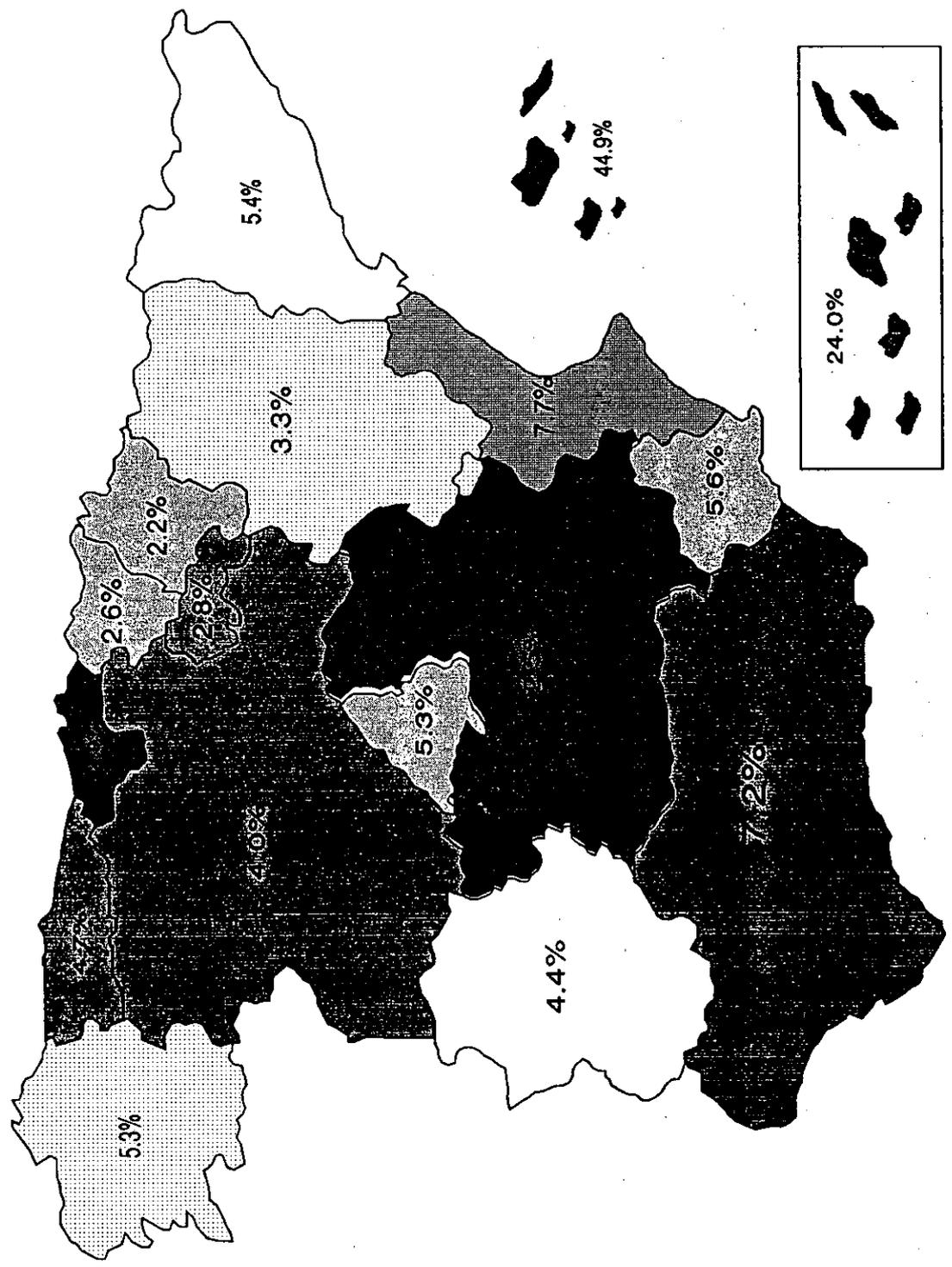
Ambos cuadros han sido elaborados en base a los datos de Valor Añadido calculados en este estudio (véase sección 3.1.1. del presente capítulo) y los de empleo publicados por el Instituto Nacional de Estadística en la Encuesta de Población Activa (EPA), para el año 1986.

CUADRO 9		
C.AUTONOMAS	.%VH/VTOT,	%LH/LTOT,
ANDALUCIA	7.17	6.01
ARGON	3.34	4.19
ASTURIAS	4.70	4.36
BALEARES	44.89	12.11
CANARIAS	23.96	9.13
CANTABRIA	4.94	4.43
C. LEON	4.00	4.89
C. MANCHA	2.50	3.64
CATALUÑA	5.41	6.10
C. VALEN.	7.68	4.67
EXTREMA.	4.42	5.25
GALICIA	5.32	3.13
MADRID	5.34	5.44
MURCIA	5.63	2.77
NAVARRA	2.23	3.77
P. VASCO	2.62	4.65
RIOJA	2.84	3.13
ESPAÑA	6.96	4.82

CUADRO 10		
C.AUTONOMAS	%VH/VHESP	%LH/LHESP
ANDALUCIA	14.40	17.12
ARGON	1.58	2.98
ASTURIAS	1.95	2.80
BALEARES	16.29	4.80
CANARIAS	12.51	6.62
CANTABRIA	0.92	1.30
C.LEON	3.61	7.07
C. MANCHA	1.35	3.30
CATALUÑA	13.92	12.59
C. VALEN.	10.95	9.64
EXTREMA.	1.16	2.57
GALICIA	4.92	6.02
MADRID	10.88	14.66
MURCIA	2.01	1.42
NAVARRA	0.50	1.14
P. VASCO	2.64	5.48
RIOJA	0.38	0.47

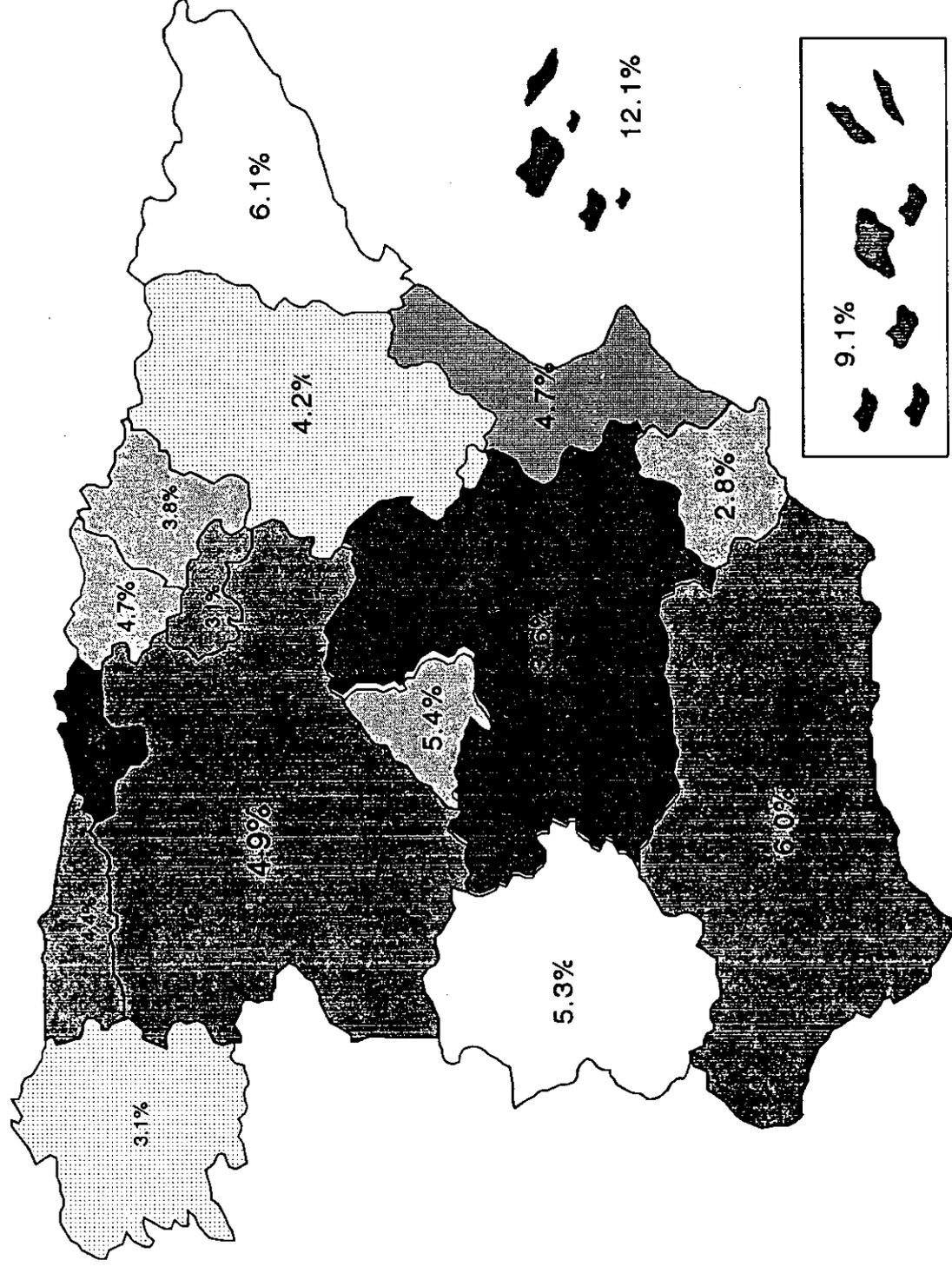
El sector de Hostelería genera aproximadamente un 7% del Valor Añadido nacional, empleando a casi un 5% de la población ocupada de nuestro país, sin embargo esta situación difiere mucho de unas comunidades a otras. Así mientras Baleares obtiene alrededor del 45% de su producción en este sector, que además emplea al 12% de la población ocupada de la región; en Navarra solo se genera un 2.23% del Valor Añadido regional, ocupando a casi un 4% del empleo registrado. Por consiguiente y dadas las grandes diferencias interregionales, representadas en las figuras 1 y 2 examinaremos la situación de cada comunidad individualmente, analizando, también, la evolución tanto del Valor Añadido expresado en pesetas constantes de 1980 (denotado por QH), como del empleo (LH).

FIGURA 1. EL SECTOR HOSTELERO EN LAS ECONOMIAS REGIONALES
(%VALOR AÑADIDO HOSTELERIA SOBRE VALOR AÑADIDO REGIONAL)



MEDIA NACIONAL: 6.96%

FIGURA 2. EL SECTOR HOSTELERO EN LAS ECONOMIAS REGIONALES
 (% EMPLEO HOSTELERIA SOBRE EMPLEO REGIONAL)



MEDIA NACIONAL: 4.82%

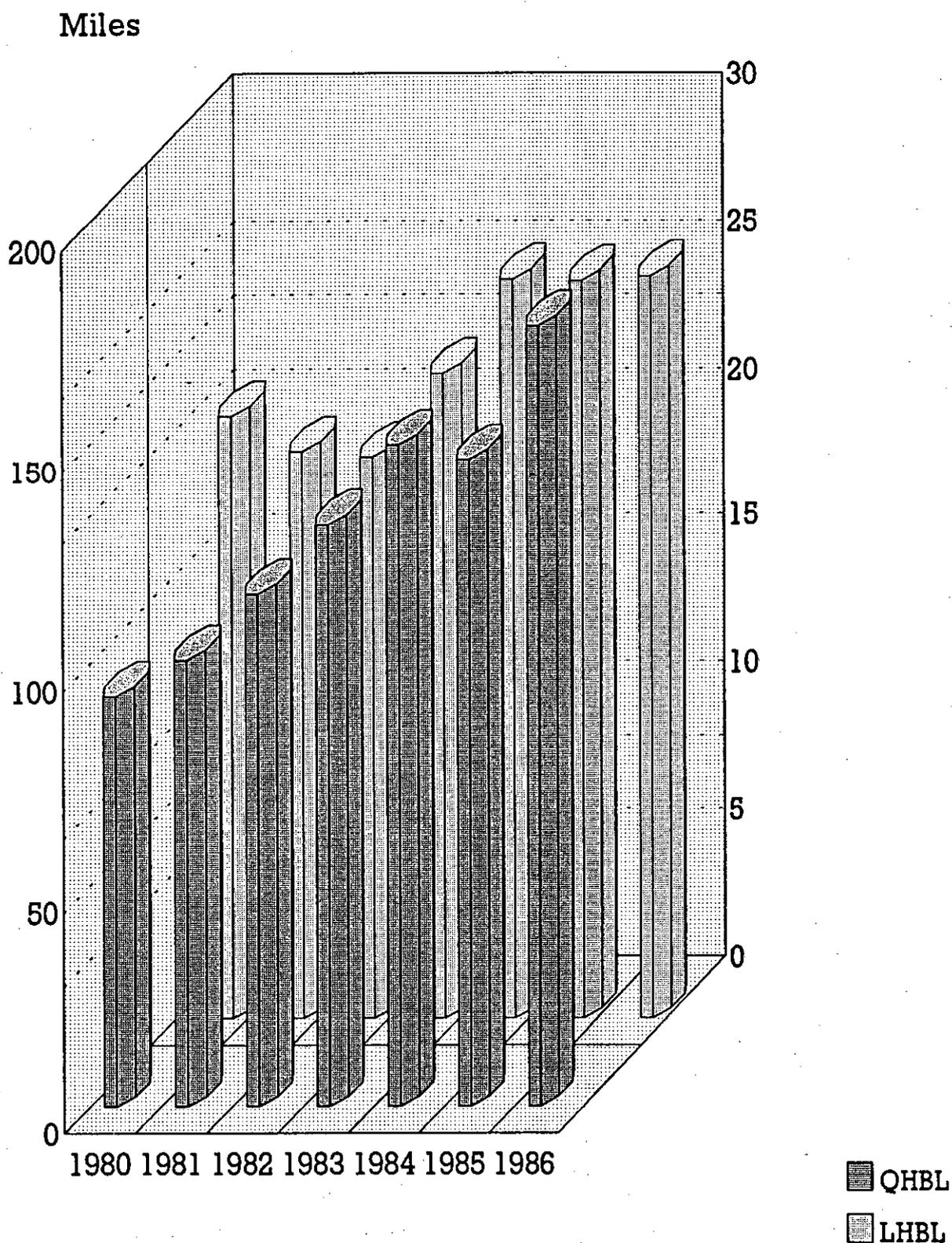
Dentro del ranking de regiones más dependientes económicamente de la Hostelería, **BALEARES** ocupa la primera posición, dado que, como ya se ha mencionado anteriormente, este sector genera aproximadamente el 45% del total regional, muy por encima de la media nacional (6.96%); empleando a un 12% de los ocupados, y es además, la Comunidad que más contribuye a la producción hotelera nacional (16.29%), tal como se puede apreciar en el cuadro 10.

El Valor Añadido hotelero, en estas islas, presenta una tendencia, en general, creciente, a excepción del año 85 en el que se registra una tasa de variación negativa ligeramente superior al 2%, hecho que coincide con una pérdida de 6,2 millones de pernoctaciones, en su mayoría de origen inglés (5,4 millones), principal cliente junto con Alemania del turismo balear.

El empleo en este sector representa el 20% de la totalidad del sector servicios. En su evolución destaca la práctica estabilidad observada en los tres últimos años del período muestral, además del importante incremento que se produce entre los años 83 y 84, durante los cuales se generan aproximadamente el 67% de los cuatro mil setecientos empleos que se crean a lo largo de todo el período.

La Comunidad Balear es una de las regiones turísticas más importantes de nuestro país, no sólo por el hecho de concentrar la mayoría de las pernoctaciones que en España se registran, tal como se pone de manifiesto en el capítulo IV, sino por ser la más dependiente económicamente de este sector, ya que además de su notable participación en la producción regional, ejerce un importante efecto multiplicador sobre los restantes sectores productivos cuya producción depende, en última instancia, de la evolución de su turismo, destacando además, su rentabilidad desde el punto de vista de la productividad sectorial que se sitúa tanto por encima de la media nacional, como de las restantes regiones.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (BALEARES)



En base a la clasificación establecida, **CANARIAS** es la región que ocupa la segunda posición con un sector hostelero que genera casi un **24%** del Valor Añadido total regional y que da empleo al **9.13%** de su población ocupada. Su participación en el Valor Añadido hostelero nacional se cifra en un **12.5%**, inferior tanto a la balear y a la andaluza, como a la catalana, pero superior a las restantes comunidades que, junto con estas cuatro, forman el grupo de las denominadas "Regiones turísticas" (Andalucía, Baleares, Canarias, Cataluña, Comunidad Valenciana y Madrid).

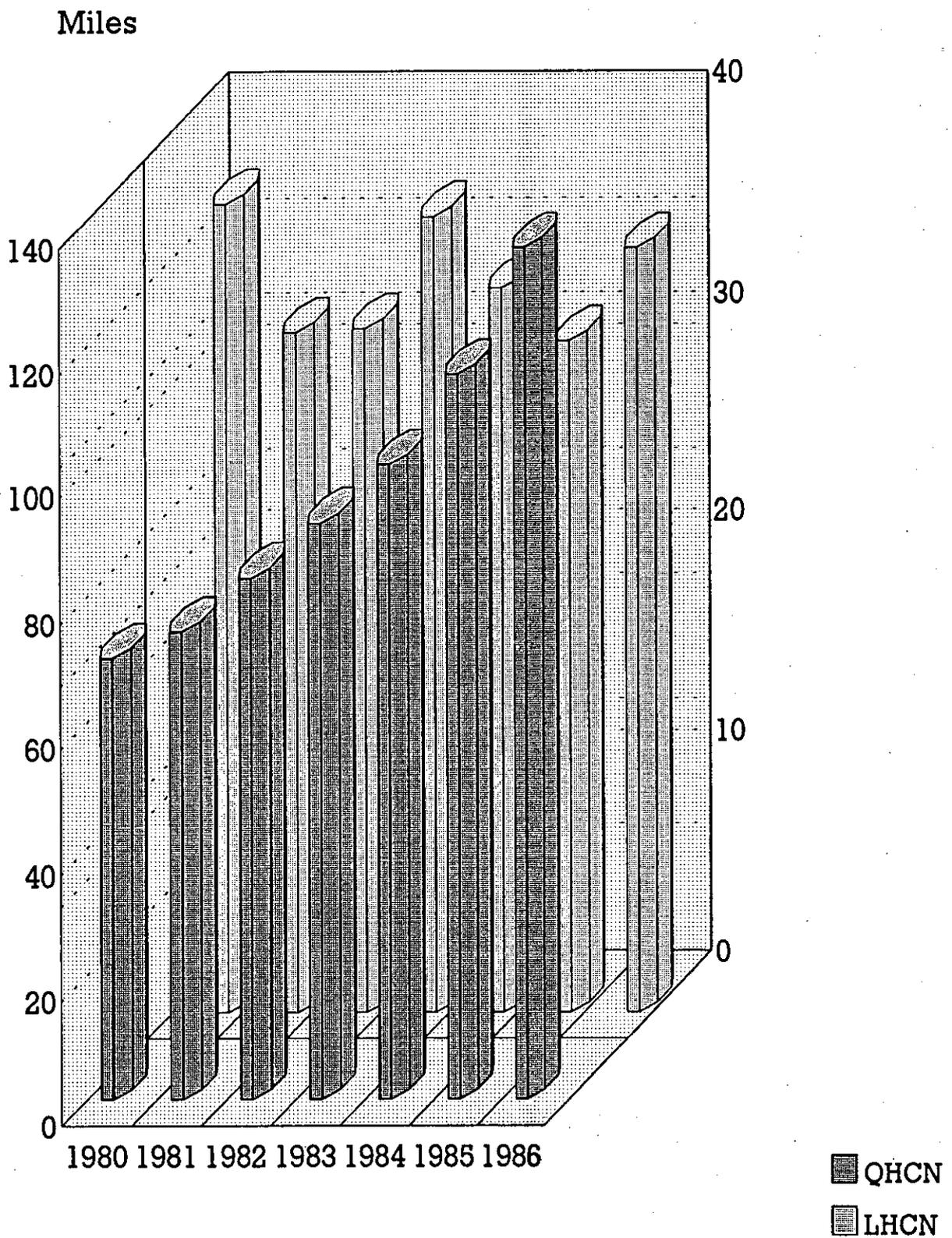
En términos generales, el Valor Añadido de la hostelería presenta, en estas islas, una tendencia creciente a lo largo del período analizado, con tasas de crecimiento que superan el **10%** en la mayoría del período objeto de análisis.

Este sector representa el **14%** del empleo total del sector servicios de esta región. Su evolución no presenta una tendencia regular. Durante los años **81 y 82** se observa un importante decrecimiento con respecto al **1980**, registrándose una pérdida próxima a los seis mil empleos, situación que se repite en el período **84/85**, si bien tanto en el **83** como en **1986** las tasas de crecimiento observadas superan el **13%**.

Al igual que en la Comunidad Balear, este sector genera un importante

efecto multiplicador sobre los restantes sectores productivos. Su rentabilidad desde el punto de vista de la productividad sectorial, se sitúa por encima no sólo de la media nacional , sino también de las distintas regiones que forman el Estado español; sin embargo, comparativamente, resulta inferior a la Balear.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (CANARIAS)



A cierta distancia de las regiones anteriormente expuestas se sitúa la **COMUNIDAD VALENCIANA**, cuya hostelería genera un 7.68% de su producción y da empleo al 4.67% de la población ocupada registrada en esta región mediterránea. Su participación en el correspondiente Valor Añadido nacional es aproximadamente del 11%, cuota superada tanto por Baleares y Canarias, como por Andalucía y Cataluña y escasamente superior a la madrileña.

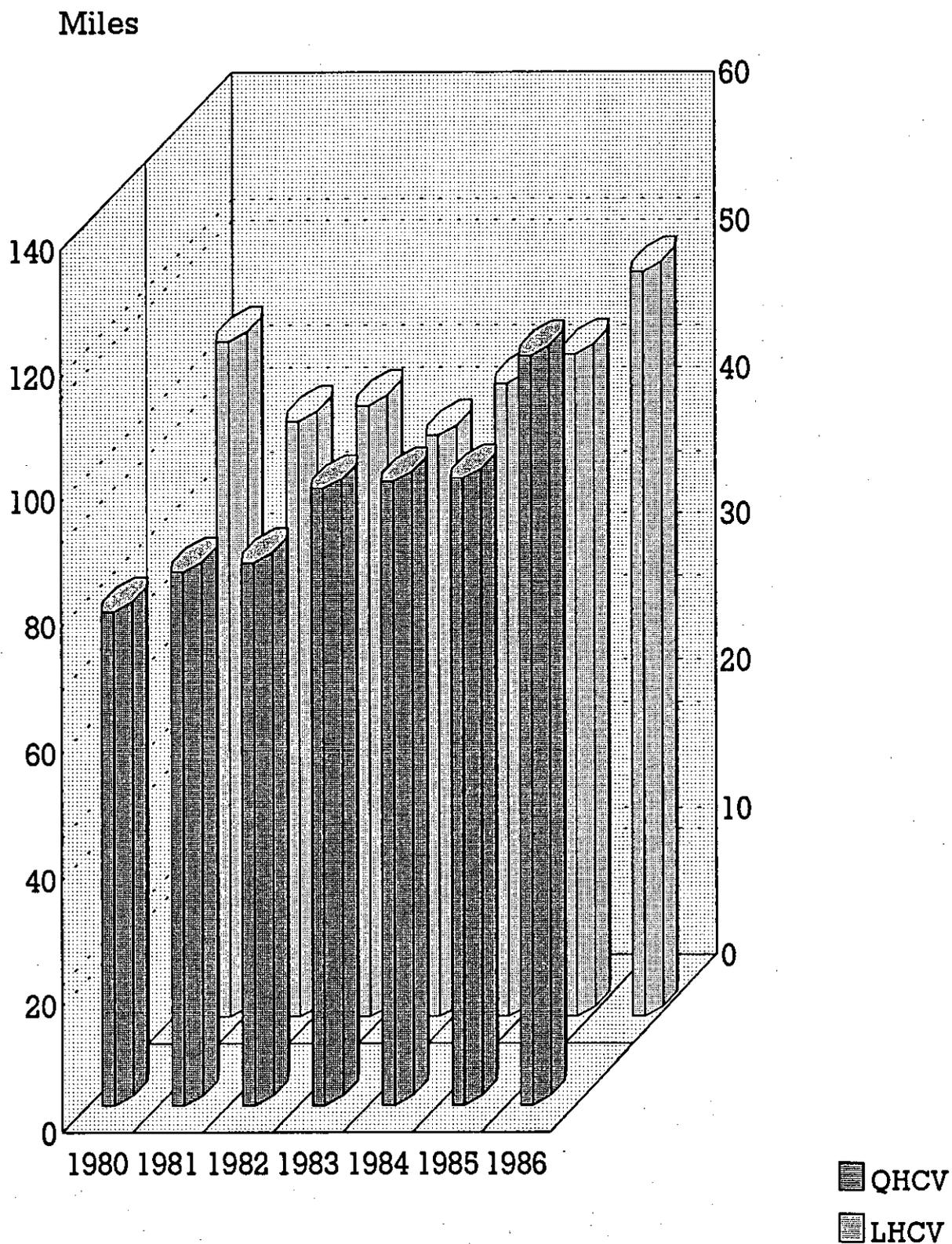
Desde 1980 y hasta 1984, la producción del sector en esta región presenta ligeras tasas de crecimiento, si bien en 1983 se puede apreciar un notable crecimiento, registrándose una tasa de variación próxima al 14%, produciéndose, en este mismo año, un incremento en el número de pernoctaciones efectuadas por sus principales clientes, tanto nacionales, como extranjeros (alemanes e ingleses). Hasta 1985 el Valor Añadido real permanece prácticamente estable, observándose en 1986 un nuevo impulso en el sector, cuya producción se incrementa casi en un 20% , mientras que la demanda lo hace en torno al 10%.

El empleo del sector representa el 9.24% del generado en los servicios en su conjunto. Su tendencia es decreciente en los primeros años, observándose una pérdida de casi seis mil empleos entre 1980 y 1983. A partir de este último año comienza una rápida recuperación, llegando a alcanzar en 1986, la cifra de

cincuenta y un mil empleados, que supera a la de 1980 en cuatro mil puestos de trabajo.

Su rentabilidad, desde el punto de vista de la productividad sectorial, es claramente superior no sólo a la media nacional, a la andaluza, catalana y madrileña; si no también muy superior tanto a las de la islas Baleares como a la de las Canarias.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (COMUNIDAD VALENCIANA)



ANDALUCIA es la región que ocupa el cuarto lugar en nuestra clasificación. Su sector hostelero aporta un **7.17%** a la producción regional, generando un empleo cuya cuota de participación sobre el total de su población ocupada, se cuantifica en un **6%**.

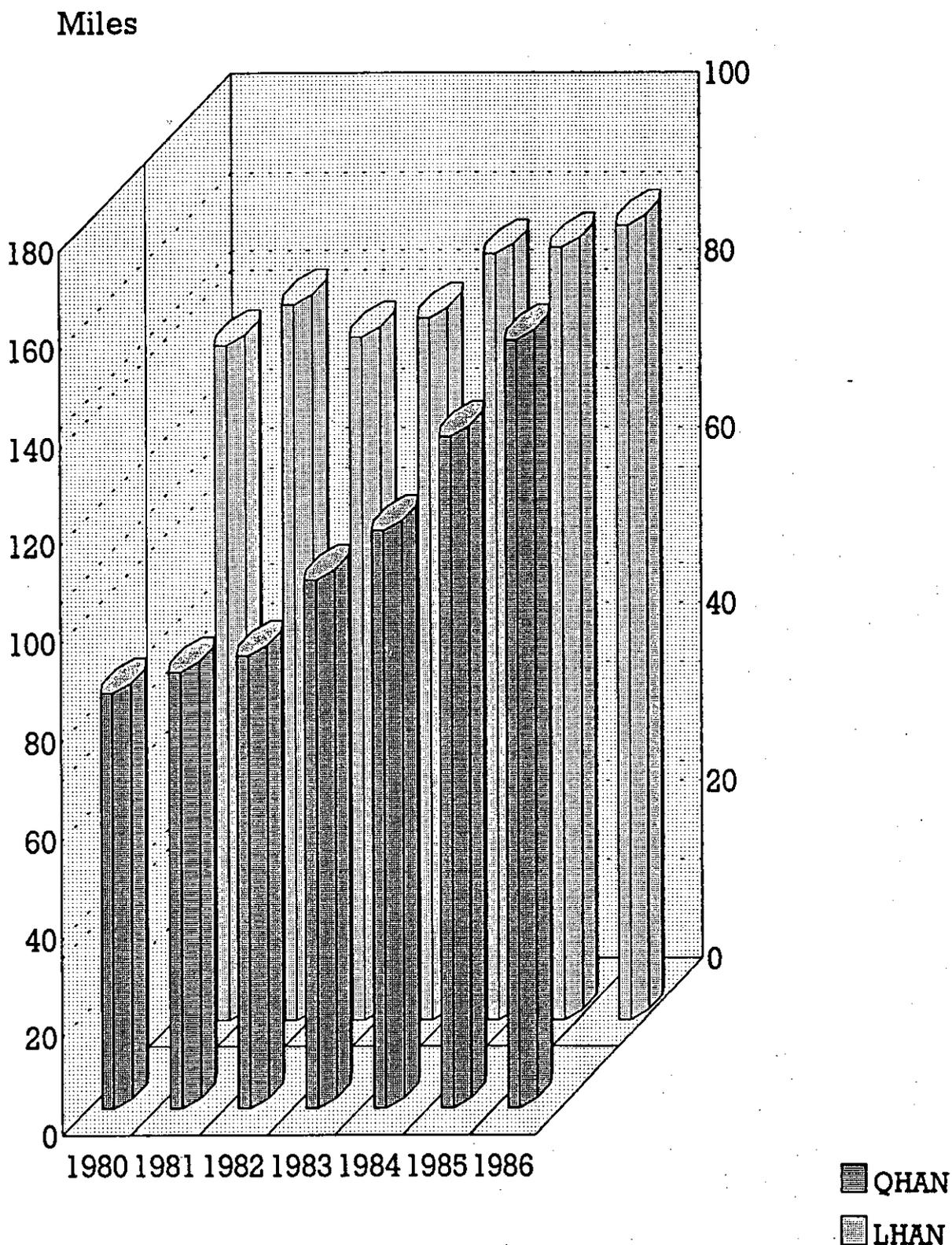
Después de la Comunidad Balear, la región andaluza es la que más aporta a la producción total española, superando además a las Islas Canarias en lo relativo a su contribución al Valor Añadido hostelero nacional.

La producción hostelera, en términos reales, sigue, en general, una tendencia creciente a lo largo del período analizado, llegando a alcanzar tasas de variación superiores al **14%** tanto en **1983**, como en **1985** y **86**.

La Comunidad Andaluza concentra, el **17%** del empleo del sector a nivel nacional, cuota superior a las restantes Comunidades que componen el Estado español. Su participación en el conjunto del sector servicios es próxima al **11%** que, si bien no supera ni al balear, ni al canario, se sitúa por encima del valenciano. El decrecimiento observado en el empleo regional en los años **82** y **83** no condiciona su posterior crecimiento que se mantiene a lo largo de los tres últimos años del período muestral.

Su rentabilidad desde el punto de vista de la productividad es relativamente baja, no sólo en relación a la española, sino con respecto a Baleares, Canarias, Cataluña y Comunidad Valenciana, superando a la madrileña, en los tres últimos años de la serie.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (ANDALUCÍA)



A pesar de no pertenecer al grupo de regiones que concentran tanto la mayoría de las pernoctaciones, como de las plazas existentes en nuestro país, la **COMUNIDAD MURCIANA** se sitúa en quinta posición dentro del ranking de regiones más dependientes económicamente de la Hostelería, con un sector hostelero que aporta un 5.6% al Valor Añadido total, empleando a casi un 3% de la población ocupada de su Comunidad.

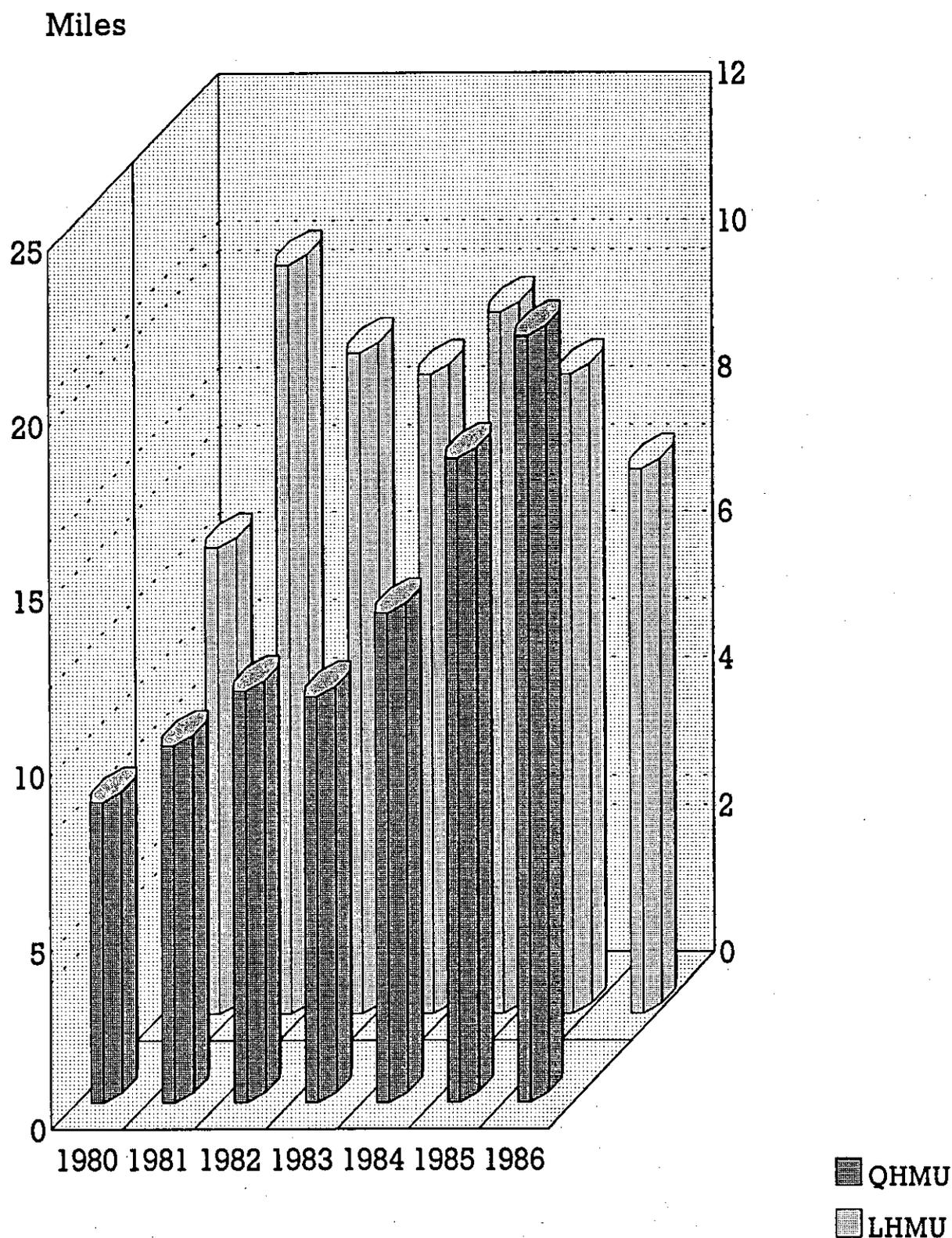
Su contribución a la producción que en territorio nacional se genera en este sector es de un 2%, muy similar a la asturiana, ligeramente superior a la aragonesa, pero muy distanciada de las "regiones turísticas".

En términos generales, el Valor Añadido sectorial presenta una notable tendencia creciente que hace que la producción registrada en el 80, se duplique en el 86. Por otra parte destacan los casi cuatro mil empleos generados entre los años 80 y 81, si bien, a partir de este año el decrecimiento esta casi permanentemente presente en su evolución. Su cuota de participación en el empleo, que se registra en el sector servicios en su conjunto, se cifra en un 5.5%, muy inferior a la nacional (9.3%).

La creciente productividad media de este sector murciano le permite llegar a superar, a partir de 1984, tanto la media nacional como la correspondiente a

las comunidades andaluza, catalana y madrileña. Sin embargo su rentabilidad desde el punto de vista de la productividad sectorial se encuentra enormemente distanciada de las más destacadas regiones turísticas de nuestro país (Baleares y Canarias).

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (MURCIA)



Dentro de la clasificación establecida, **CATALUÑA, MADRID Y GALICIA** comparten la sexta posición, dado que la participación en el Valor Añadido regional correspondiente, se sitúa en torno al 5% en las tres regiones mencionadas, si bien la comunidad madrileña destaca por poseer un sector hostelero que da empleo al 5% del total de su población ocupada, mientras que en Cataluña se registra el 4% y en Galicia el 3%.

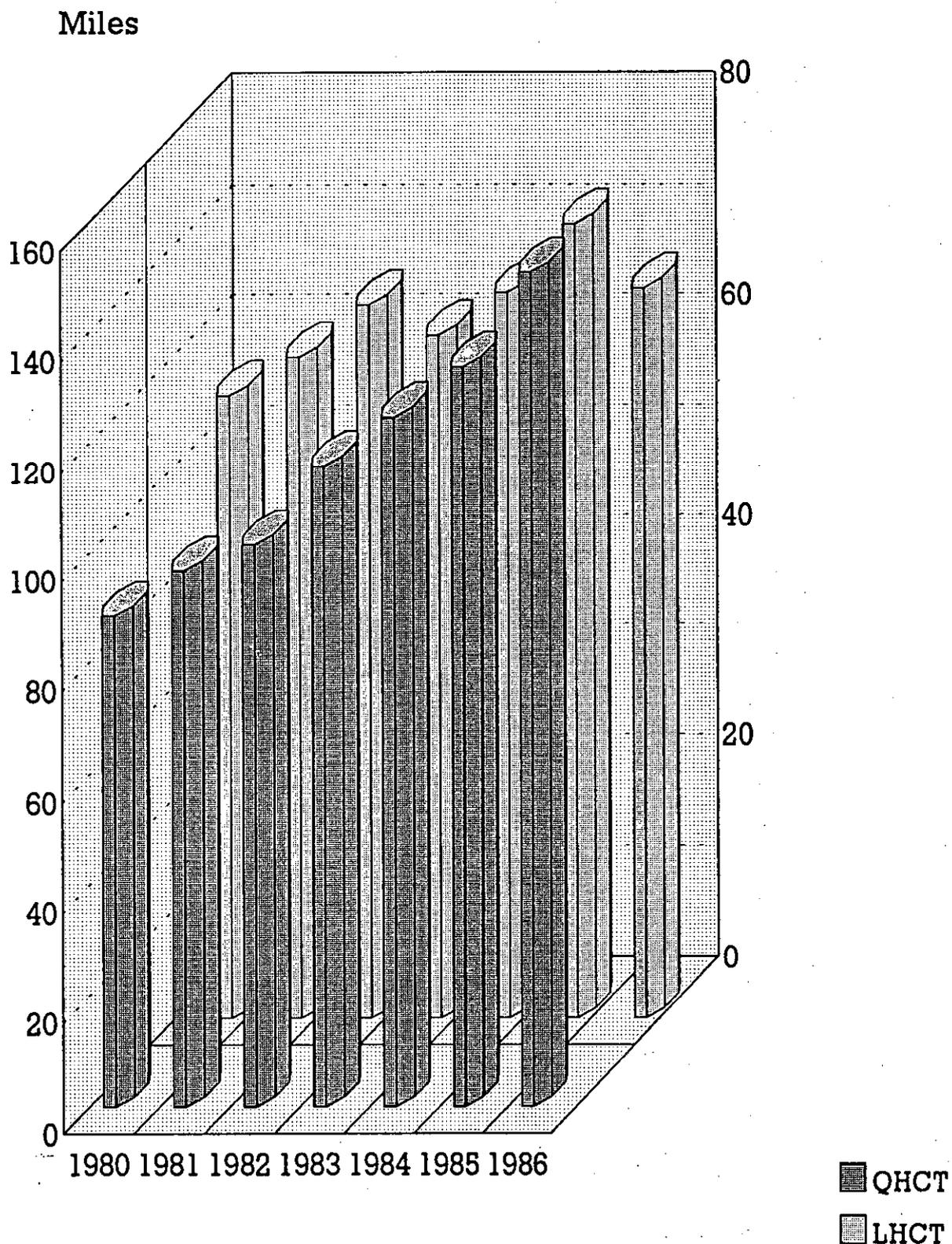
Además de la diferencia que entre estas tres comunidades existe en lo referente al grado de concentración de plazas y pernoctaciones, se pueden observar distintos niveles de aportación al Valor Añadido de este sector en el conjunto de la nación. Así, mientras Cataluña aporta casi un 14%, situándose, en este sentido, muy próxima a la andaluza aunque por debajo de la balear, la Comunidad madrileña genera algo más de un 10% y la gallega un escaso 5%.

Por consiguiente comenzaremos nuestra exposición por la Comunidad Catalana, cuyo Valor Añadido en términos reales, presenta, una tendencia creciente, destacando la elevada tasa de crecimiento que se produce tanto entre los años 82 y 83 (14%), como en 1986 (12.9%), registrándose en este último año un notable incremento en el volumen de demanda extranjera, si bien se aprecia un ligero descenso en la nacional.

A excepción de los años 83 y 86, en los que se registran pérdidas, en relación al correspondiente año anterior, de tres mil y seis mil empleos respectivamente, la ocupación en el sector hostelero catalán presenta una evolución creciente, en la que destaca las notables tasas de crecimiento correspondientes a los años 82 y 85. Su peso, dentro del sector servicios en la región supera ligeramente el 7%, inferior a la media nacional, en la que el volumen de empleo hostelero representa el 9.3% de los servicios en su conjunto.

Su rentabilidad desde el punto de vista de la productividad sectorial, aún siendo superior tanto a la media nacional como a la andaluza y a la madrileña, no llega a superar la registrada en Baleares y Canarias. Así mismo, cabe señalar, que durante los últimos años de la muestra, la comunidad murciana posee un sector hostelero de mayor rentabilidad que la comunidad que nos ocupa.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (CATALUÑA)

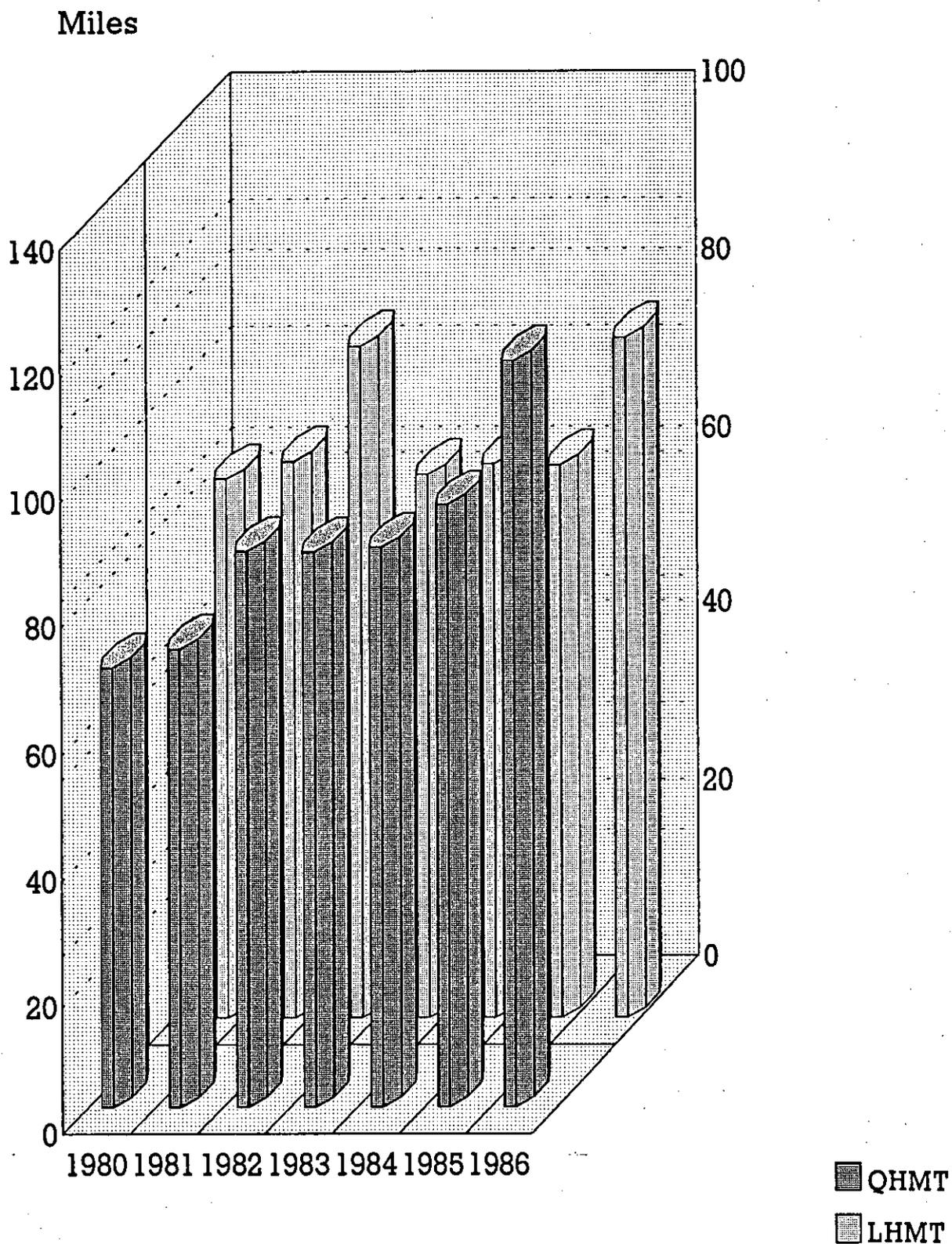


El Valor Añadido del sector hostelero en la Comunidad Autónoma de Madrid presenta, en general, una tendencia creciente, observándose un notable crecimiento entre los años 81 y 82, con una tasa de variación que supera el 21%. A pesar de que el nivel alcanzado por la producción en este año, se mantiene en los siguientes, el incremento apreciado tanto en 1985 (7.75%), como en 1986 (24%), confirma la existencia de una evolución creciente.

A lo largo del período analizado, el empleo en la capital de España llega a alcanzar la cifra de setenta y siete mil empleados, aunque en la mayoría de los años se sitúa en torno a los sesenta y tres mil, lo que supone un incremento de aproximadamente catorce mil empleos tanto en 1982, como en 1986. Su participación en el volumen de empleo generado por el sector servicios en su conjunto (7.8%), aunque no supera la media nacional, se sitúa por encima de la catalana (7.2%) y la murciana (5.5%).

La productividad media de la hostelería madrileña es inferior no sólo a la nacional, si no también a la casi totalidad de las regiones turísticas del país.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (MADRID)

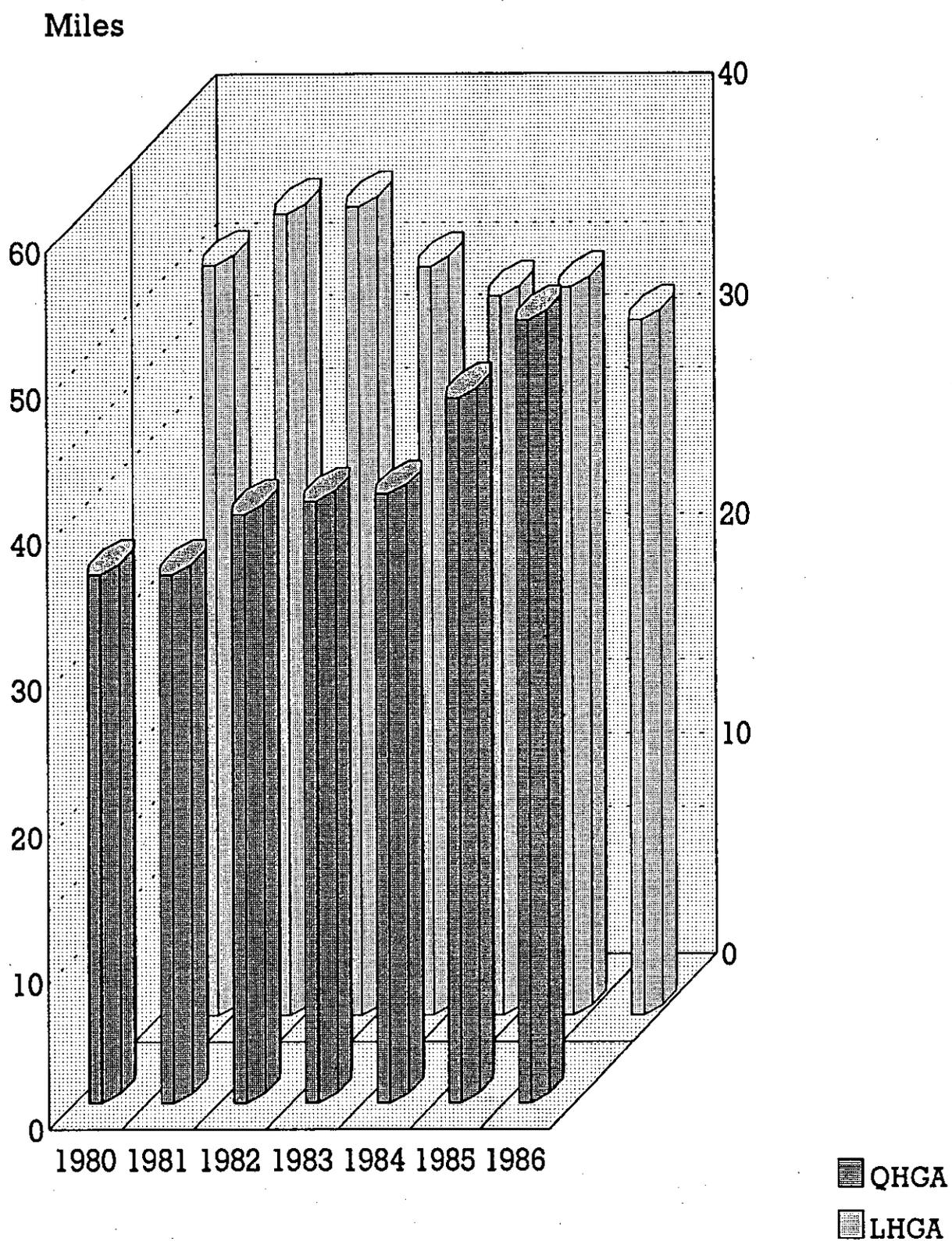


Galicia comparte con las anteriores regiones la sexta posición de nuestra clasificación. Su Valor Añadido presenta una tendencia creciente, destacando las tasas de variación registradas, en 1982 (11.4%), en 1985 (15.9%), y en 1986 (10.9%), año este último en el que la producción alcanza su máximo nivel.

La evolución temporal del empleo en la región gallega permite diferenciar dos períodos. El primero corresponde a los años comprendidos entre 1980 y 1982, caracterizado por un apreciable crecimiento que le permite alcanzar en este último año la cifra de casi treinta y siete mil ocupados. En 1983, y con la pérdida de casi tres mil empleos, comienza el segundo período, con una tendencia decreciente que le lleva a niveles muy inferiores a los registrados en 1980. Este sector representa el 8.8% del total de empleos generados en el sector servicios en su conjunto, muy próximo a la media nacional (9.3%).

Su rentabilidad desde el punto de vista de la productividad sectorial es muy inferior a la media española, así como a las regiones turísticas de nuestro país.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (GALICIA)



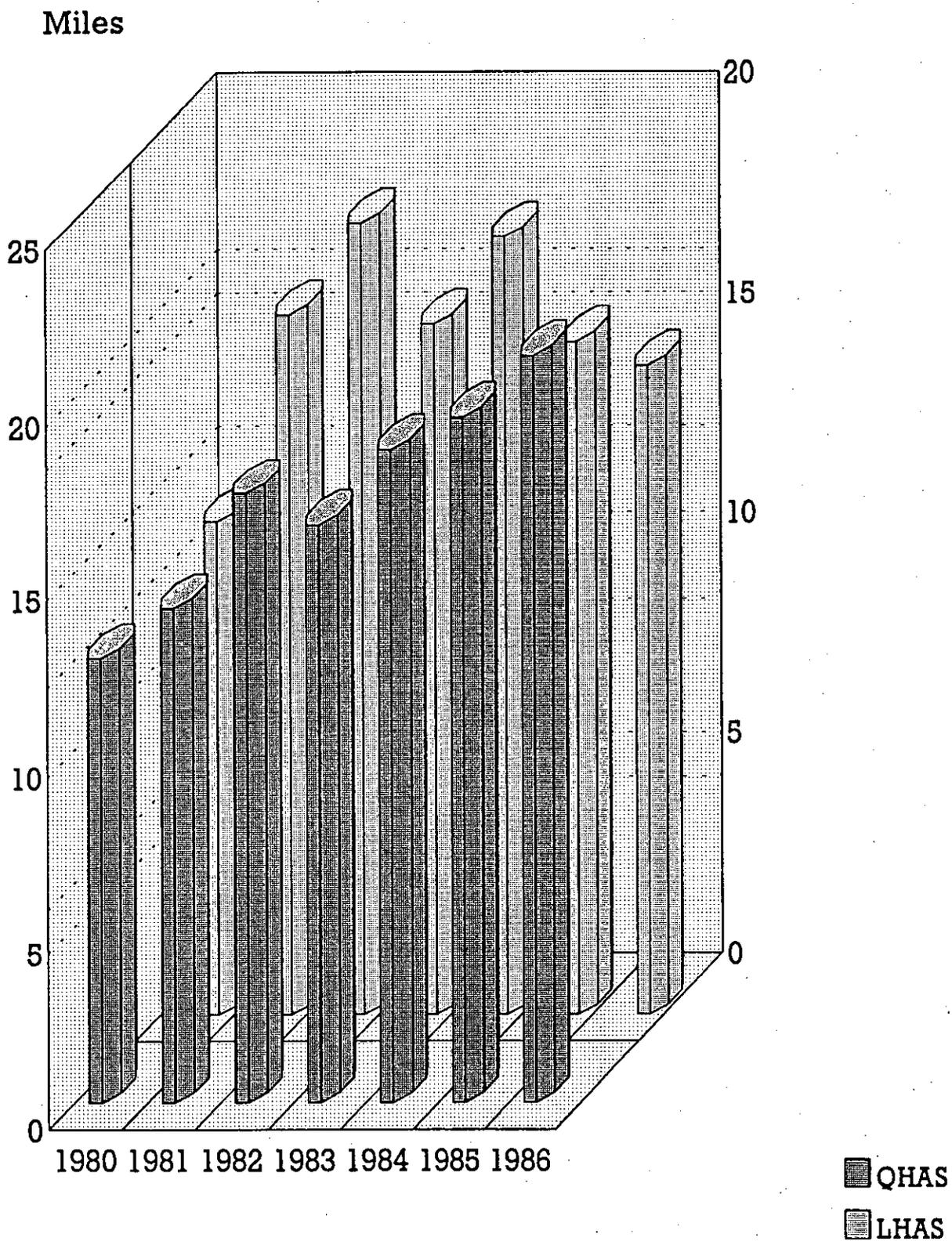
CANTABRIA Y ASTURIAS comparten la séptima posición, con un sector hostelero que aporta algo más de un 4.5% a la producción regional, y da empleo al 4% de las respectivas poblaciones ocupadas. Sin embargo la aportación que cada una de ellas efectúa al Valor Añadido nacional es muy diferente. Así mientras Asturias fija una cuota de participación próxima al 2%, inferior no sólo a las regiones hasta ahora expuestas, sino también a la castillo-leonesa y a la vasca, Cantabria con un 0.9% se sitúa entre las regiones con menor participación en el conjunto nacional, junto con Navarra y La Rioja.

Las tasas de crecimiento que durante el período comprendido entre 1980 y 1984 se observan en la Comunidad Asturiana, llegan a superar el 23% (1982). En 1983 se registra un decrecimiento en la producción ligeramente superior al 5%.

El aumento que, a lo largo del período, se observa en el empleo del sector, es aproximadamente de tres mil quinientos ocupados, incremento que se genera sobre todo, entre 1980 y 1984, apreciándose un importante decrecimiento en los dos últimos años de la muestra. La participación del empleo en el total generado por el sector servicios en su conjunto se cifra en un 10%, superando así, tanto a la media nacional (9.3%), como a la valenciana (9.3%), gallega (8.77%), catalana (7.2%) y madrileña (7.8%).

Su rentabilidad, desde el punto de vista de la productividad sectorial, es inferior tanto a la media nacional, como a la de las regiones situadas al norte peninsular, a excepción del País Vasco y Navarra.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (ASTURIAS)

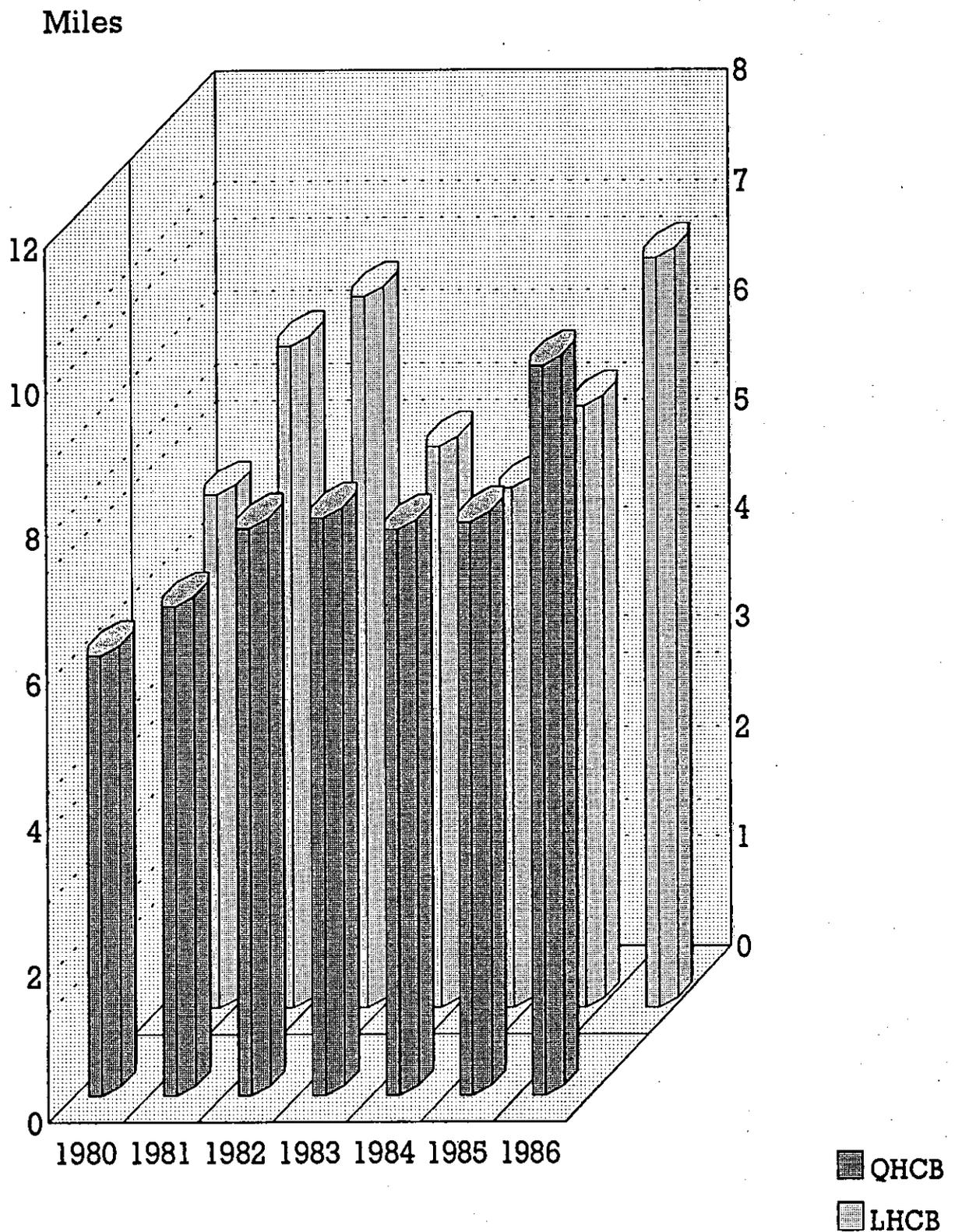


A pesar de poseer una producción hostelera inferior a la registrada en la Comunidad asturiana, la dependencia económica del sector en la región cántabra, tal como se expuso anteriormente, es muy similar a ésta. Su Valor Añadido sigue una tendencia creciente hasta 1984, en el que se registra una tasa de variación negativa ligeramente superior al 2%. En el último año de la muestra, se aprecia un destacado crecimiento, cuya tasa supera el 27%.

La creciente evolución del empleo sectorial en los primeros años de la serie (80-82), se transforma a partir de 1983, en un continuo decrecimiento que ocasiona la pérdida de casi dos mil empleos con respecto a los registrados en 1982. Sin embargo esta desfavorable situación comienza a resolverse a partir de 1985, llegando incluso a superar en 1986, la cifra de empleo que se registraba en 1982. El 9.6% del empleo generado en el sector servicios en su conjunto se concentra en este subsector, situándose así en un nivel escasamente superior al nacional (9.3%).

Destaca la relativamente elevada productividad del sector hostelero cántabro, cuya rentabilidad resulta superior a la de las restantes regiones situadas al norte de España, si bien Galicia la supera en los dos últimos años de la serie disponible.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (CANTABRIA)



La octava posición la ocupan dos regiones del interior, **EXTREMADURA Y CASTILLA LEON**. Ambas poseen un sector hostelero cuya producción representa aproximadamente el 4% del total regional y emplea a casi un 4.5% de la población ocupada correspondiente. Sin embargo, la región Castillo-Leonesa aporta algo más de un 3% a la producción hostelera nacional lo que la sitúa, junto con Galicia, Andalucía, Baleares, Canarias, Cataluña, Comunidad Valenciana y Madrid, dentro del grupo de regiones de mayor participación en la producción hostelera nacional. Por el contrario, Extremadura, al igual que Aragón y Castilla La Mancha, aporta un escaso 1% al Valor Añadido nacional correspondiente al sector que nos ocupa.

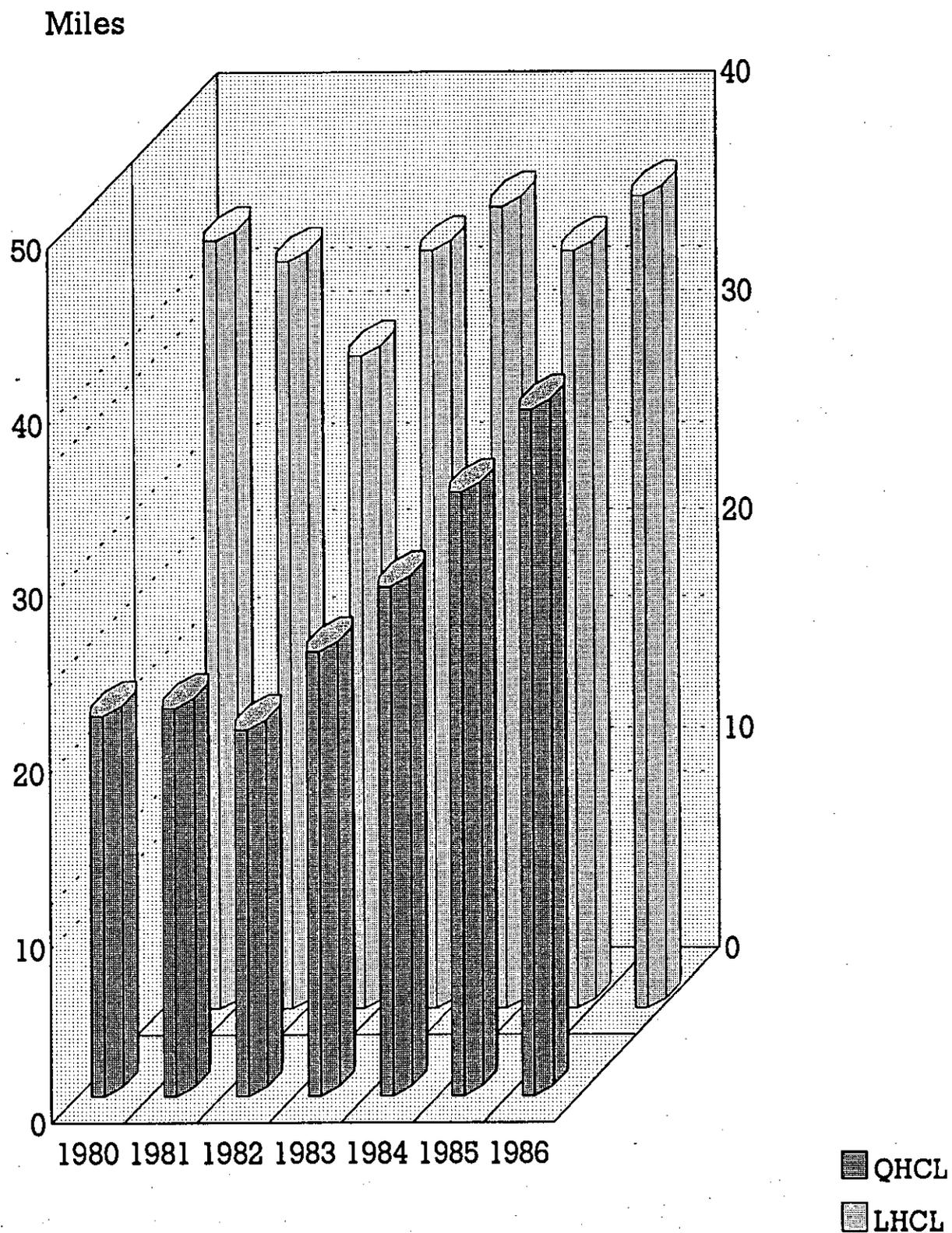
La tendencia del Valor Añadido de la hostelería en la Comunidad de Castilla-León es, en general creciente, registrándose tasas de variación que superan el 15% tanto en 1983, como en 1985. En 1982 se observa un decrecimiento cuya tasa se sitúa en torno al 5%.

El continuo descenso del empleo observado en los tres primeros años de la muestra ocasiona una pérdida de algo más de cuatro mil puestos de trabajo, alcanzando así, en 1982, el nivel mínimo en lo que al número de personas ocupadas en el sector se refiere. A partir de este momento la serie sigue, en general, una tendencia creciente, a excepción del año 85 en el que se observa

un decrecimiento muy próximo al 6%, compensado posteriormente con la creación de algo más de dos mil quinientos empleos. Su participación dentro del sector servicios en su conjunto se cifra en un 10.8%, superior tanto a la media nacional (9.3%), a la andaluza (10.76%) y a la valenciana (9.24%).

Su productividad media se sitúa a un nivel muy inferior a la media nacional, así como a la de las regiones turísticas, superando a las restantes comunidades españolas, a excepción de Galicia, de la que se encuentra bastante distanciada.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (CASTILLA LEON)

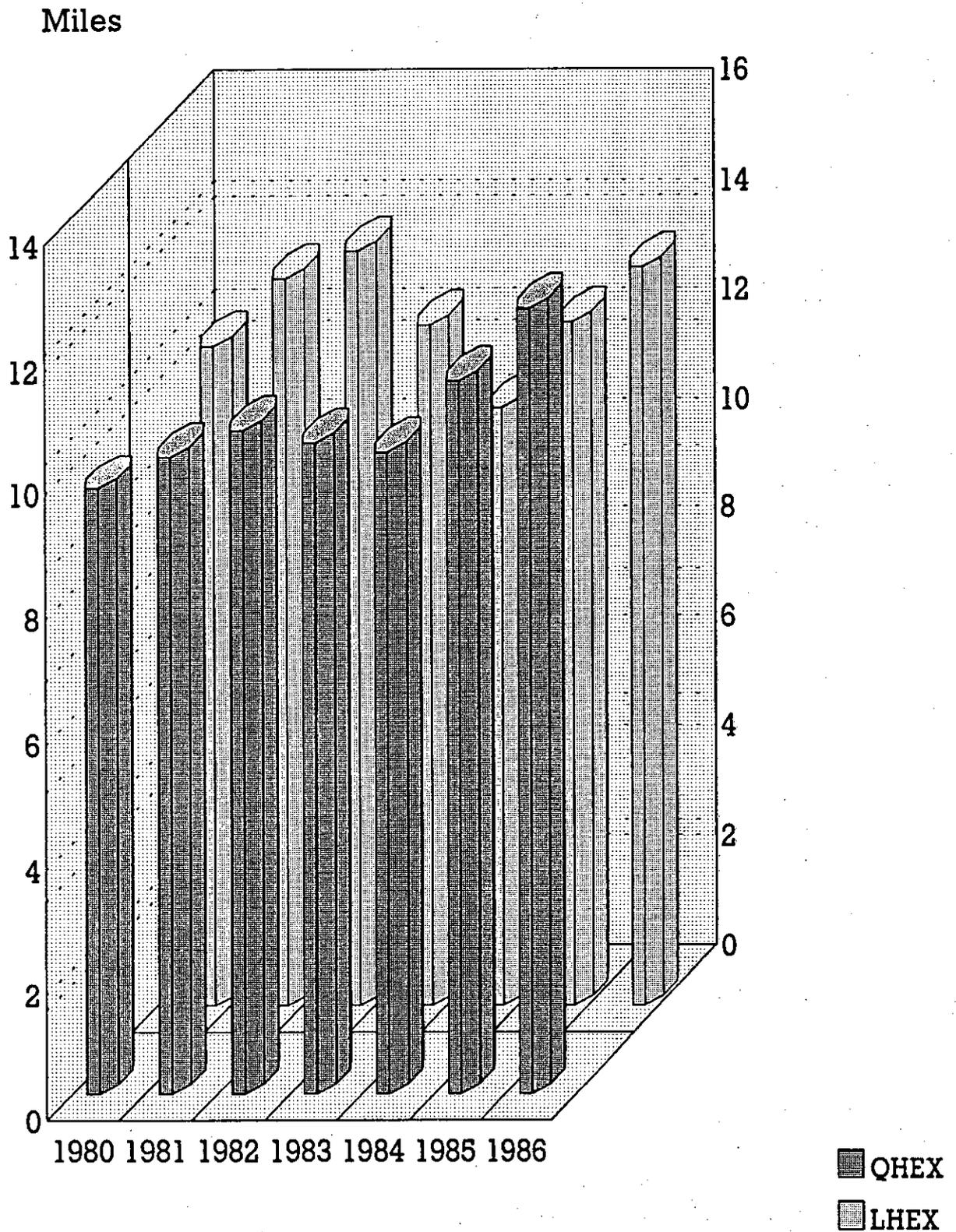


A excepción de 1983 y 1984 en lo que se aprecia un descenso en la producción, la hostelería en Extremadura a lo largo del período objeto de análisis, presenta una tendencia creciente, destacando las notables tasas de crecimiento observadas tanto en 1985 (11%), como en 1986 (10%).

El empleo sectorial presenta una tendencia creciente hasta 1983, año en el que se contabilizan alrededor de trescientos cincuenta mil empleos menos en relación con el que le precede, pérdida, no obstante, muy inferior a la registrada en 1984 en el que el descenso alcanza la cifra de tres mil. A partir de este momento, se observa una rápida recuperación en el nivel de ocupación. Su peso en el sector servicios (10.7%) es muy similar al de Castilla-León (10.8%), superando, a la media nacional casi en un punto y medio.

Su rentabilidad desde el punto de vista de la productividad sectorial, no sólo es inferior a la media nacional, sino que es superada por la mayoría de las regiones españolas, a excepción de Navarra.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (EXTREMADURA)



ARAGON, LA RIOJA y el PAIS VASCO comparten la novena posición en el ranking de regiones más dependientes económicamente del sector hostelero, cuya producción representa aproximadamente el 3% del total regional correspondiente, y da empleo a casi un 5% de la población ocupada en el país vasco, el 4% de la aragonesa y el 3% de la riojana.

La cuota de participación de cada una de estas regiones en la producción hostelera nacional es muy diferente, el País vasco aporta casi un 3%, situándose junto con Murcia, a continuación de Galicia, Castilla León y las seis regiones turísticas; Aragón aporta un 1.6%; y la Rioja un 0.4%.

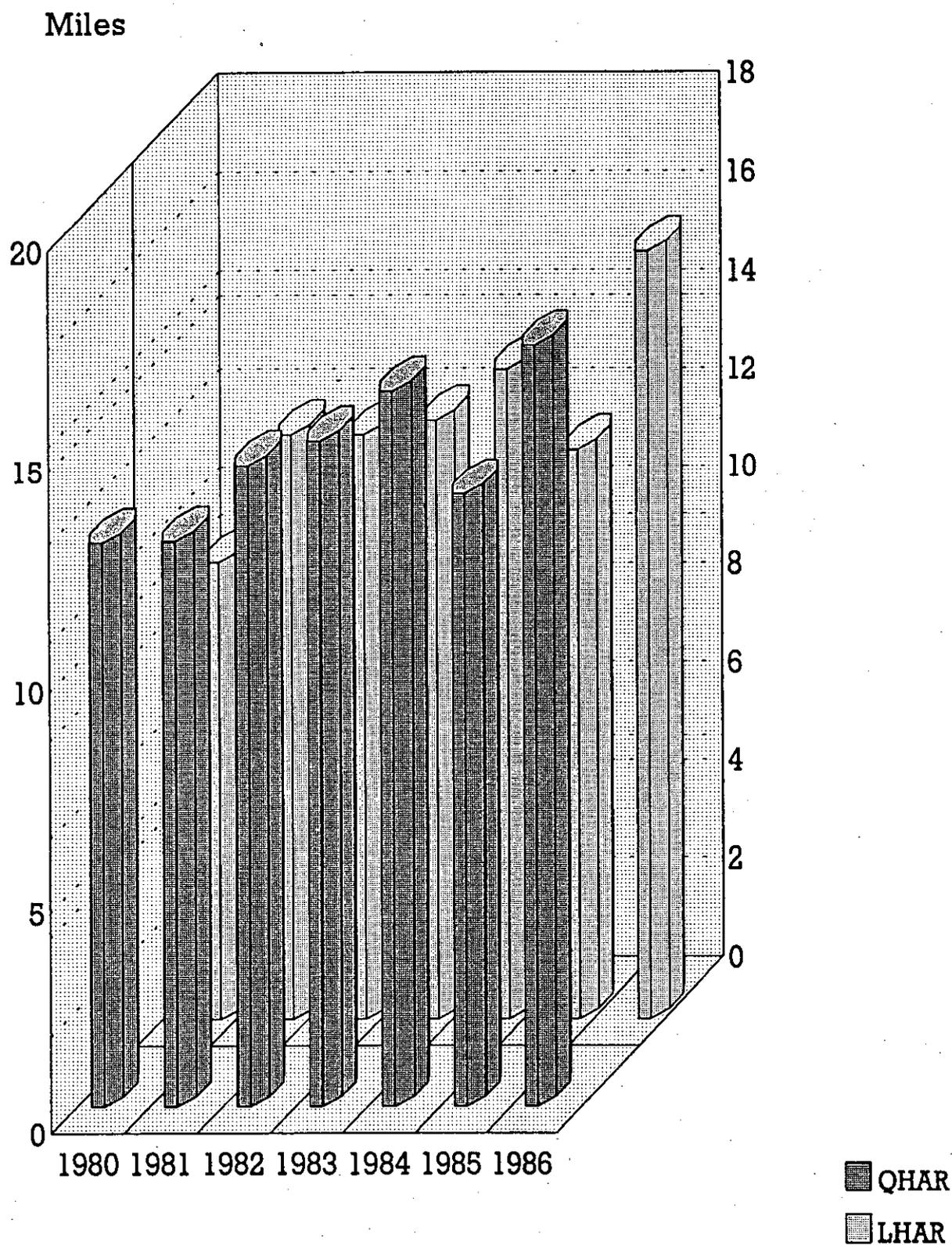
Hasta 1984 la hostelería Aragonesa genera un Valor Añadido caracterizado por una creciente evolución en la que destacan las notables tasas de variación registradas tanto en 1982 (14%), como en 1984 (7.5%). En 1985 se observa una notable caída de la producción que se recupera en el período siguiente.

El empleo de la hostelería aragonesa permanece estable en torno a la cifra de doce mil empleos hasta 1984, año en el que se observa un incremento próximo al 8%. Esta tendencia se mantiene en 1986, si bien en el año 85 la pérdida registrada alcanza la cifra de casi mil setecientos empleos. Su

participación dentro del empleo generado en el sector servicios en su conjunto (8.8%) es muy similar al registrado en Galicia (8.7%) e inferior a la media nacional (9.3%).

Su rentabilidad desde el punto de vista de la productividad sectorial se sitúa a un nivel inferior tanto a la media española, como a la de las regiones turísticas.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (ARAGON)

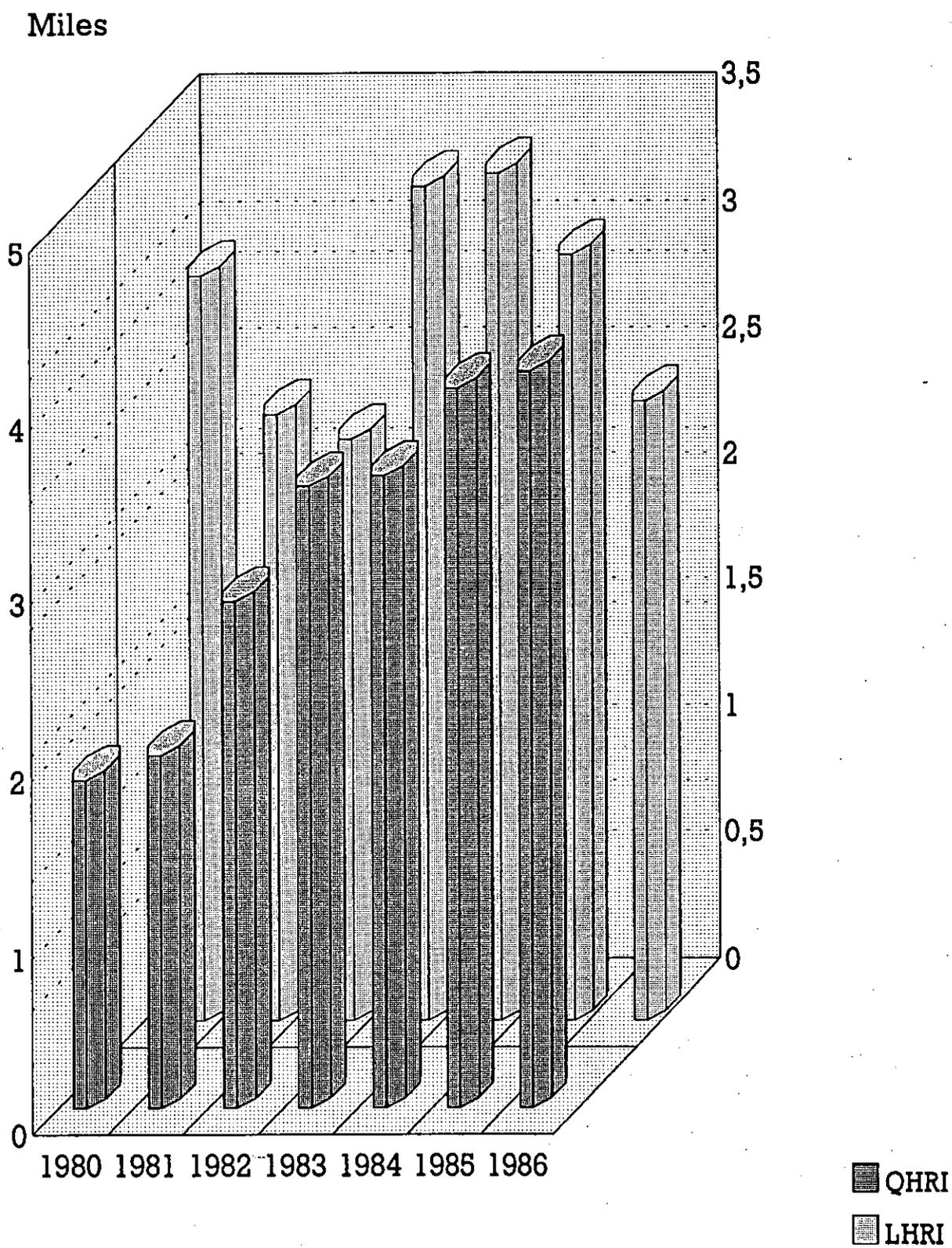


En términos generales el sector hostelero en la Comunidad riojana presenta una tendencia creciente, con tasa de variación que superan el 43% el 1982, el 22% en el 83 y aproximadamente el 14% en el 85.

La cifra total de empleados en el sector se sitúa alrededor de tres mil personas ocupadas, registrándose, entre 1980 y 1982, una pérdida de seis cientos cincuenta empleos que se recuperan posteriormente en el período 83/85, en el que el incremento se cifra en setecientos treinta ocupados. Sin embargo, el número de empleos que en 1986 existen en la Comunidad Riojana se cuantifica en dos mil cuatrocientos cincuenta, cifra ligeramente inferior a la registrada en el primer año de la serie (dos mil novecientos cincuenta). Su participación en el número de empleos generados en el sector servicios en su conjunto se cifra en un escaso 7%, lo que la sitúa muy por debajo de la media nacional, de las regiones turísticas, y de la mayoría de las restantes, a excepción de Murcia (5.5%).

La rentabilidad desde el punto de vista de la productividad sectorial es superior tanto a la asturiana, como a la de las dos Castillas, Extremadura, Navarra y el país vasco; e inferior a la media nacional así como a la de las restantes regiones españolas.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (LA RIOJA)

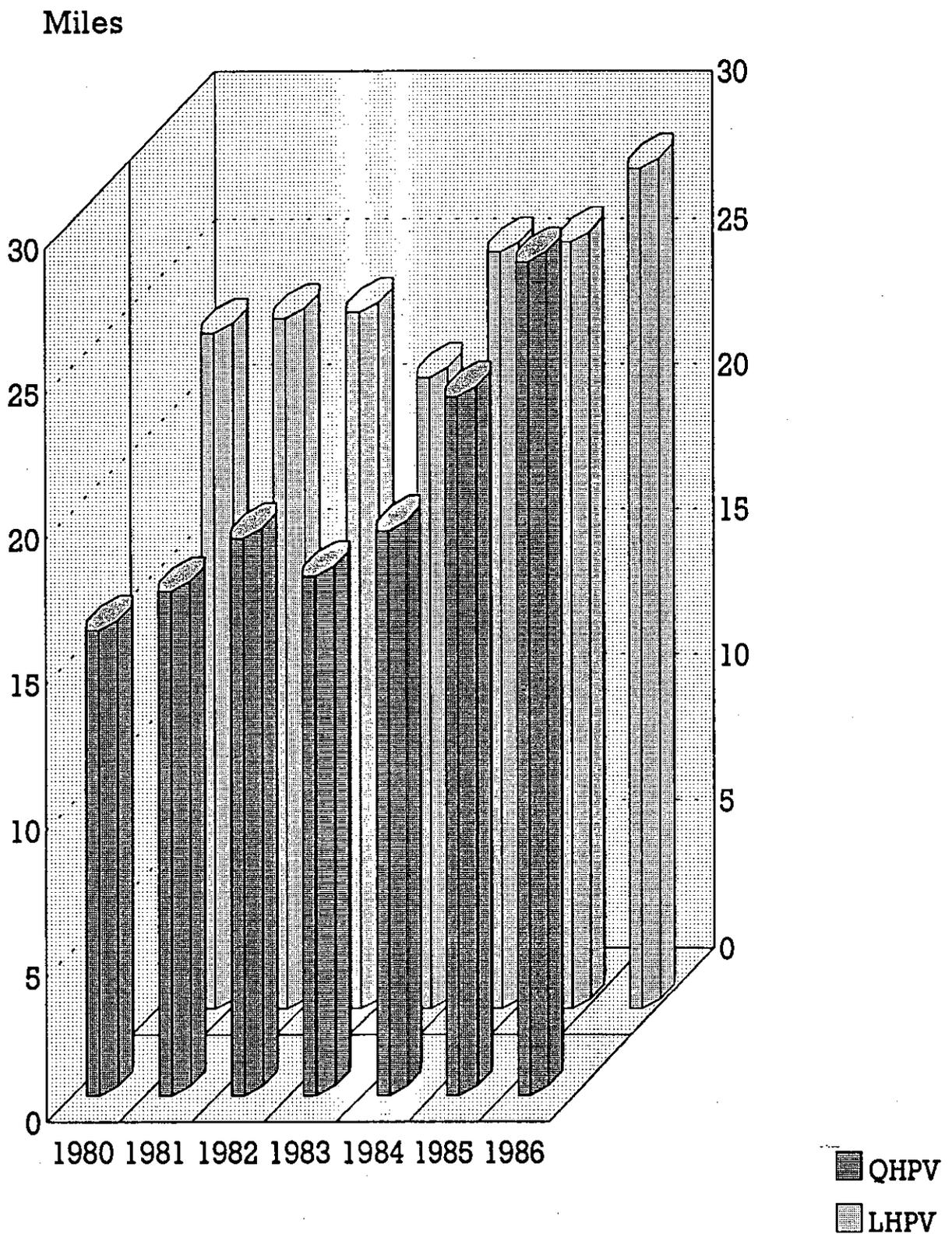


La participación de la hostelería en el Valor Añadido regional en el País Vasco se sitúa en un porcentaje próximo al 3%. Su producción, en general, presenta una tendencia creciente, destacando las notables tasas de crecimiento observadas tanto en 1985 (23.9%), como en el 86 (19.4%), años en los que el crecimiento en el volumen de demanda se cuantifica en tasas de variación próximas al 5% en ambos períodos.

El empleo presenta una evolución cuya característica principal es el crecimiento presente en todo el período muestral. En 1984 se registra un incremento próximo al 20%, que traducido a valores absolutos supone la creación de algo más de cuatro mil puestos de trabajo, dos mil de los cuales se habían contabilizado como una pérdida en el año anterior. Este sector representa el 9% del empleo que en su totalidad se genera en el sector servicios en su conjunto, cuota muy próxima a la media nacional (9.3%).

Su rentabilidad desde el punto de vista de la productividad sectorial es muy inferior a la media nacional, si bien supera tanto a las dos Castillas, como a Extremadura y Navarra.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (PAIS VASCO)



Entre las regiones que muestran una menor dependencia económica del sector que nos ocupa se encuentran **CASTILLA LA MANCHA** y **NAVARRA** cuya producción representa algo más del 2% del Valor Añadido regional y da empleo aproximadamente a un 3.6% de la población ocupada en las respectivas Comunidades.

La participación de estas regiones en el Valor Añadido del sector a nivel nacional, se cifra en un 1.35% para Castilla La Mancha y un 0.50% para Navarra, situándose así, entre las áreas que menos aportan al conjunto nacional, junto con Cantabria (0.92%) y La Rioja (0.38%).

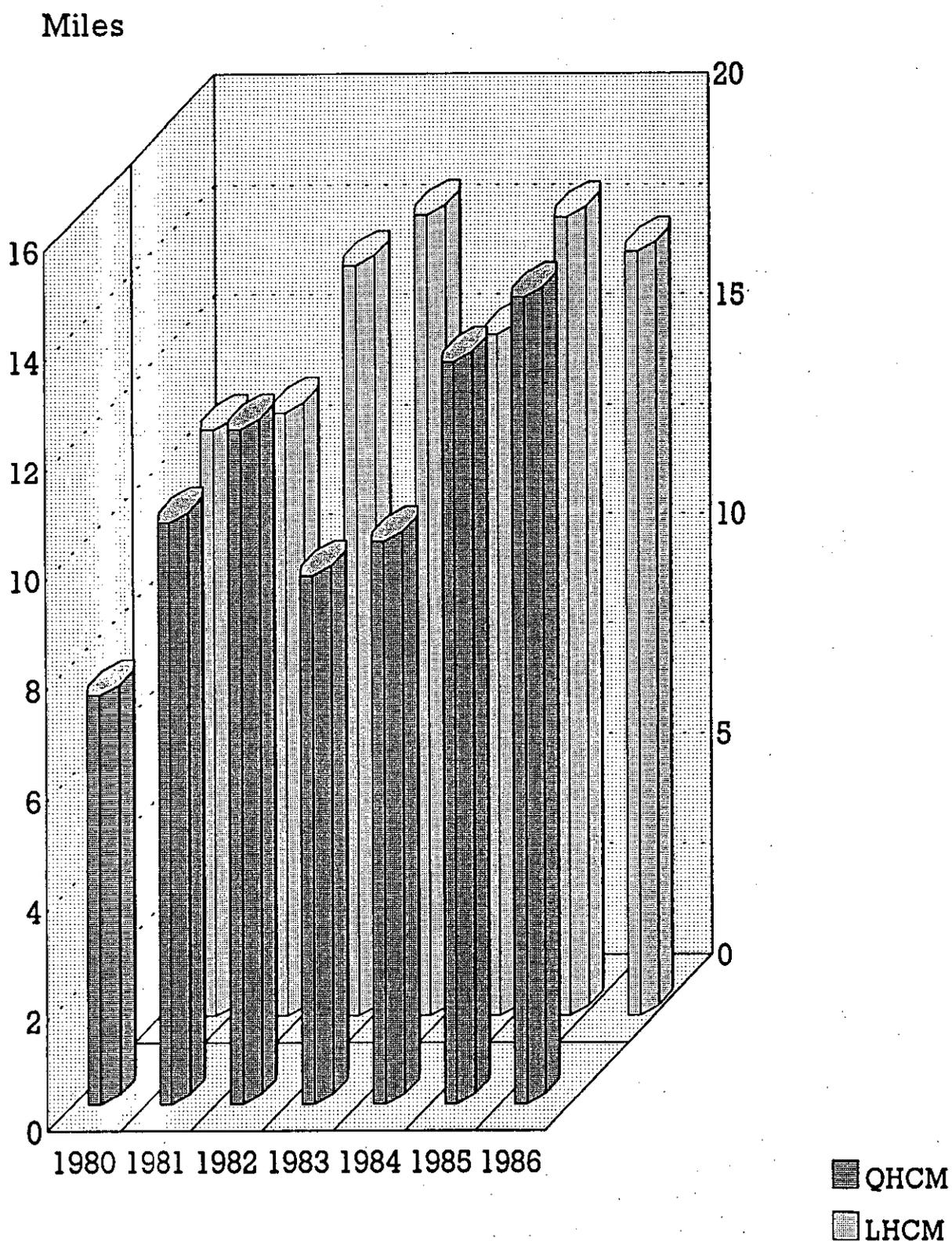
El Valor Añadido de la hostelería en Castilla La Mancha, en términos generales, sigue una tendencia creciente, a excepción del año 83 en el que la tasa de variación se sitúa en torno al 22%, observándose tanto en este año, como en los anteriores, una constante caída en el número de pernoctaciones registradas en establecimientos hoteleros de esta región. Sin embargo, su posterior incremento impulsa la producción, llegando a registrarse tasas de crecimiento ligeramente superiores al 32% en 1985.

En la evolución del empleo del sector en esta comunidad, destaca la creación de aproximadamente tres mil puestos de trabajo, tanto en 1982, como

en 1985. Sin embargo, en lo que respecta a los años 84 y 86, se aprecia una pérdida de empleo que se cuantifica en casi tres mil en el primero de estos años y en torno a ocho cientos en el segundo. El volumen de ocupación que se registra en este sector, representa el 8.7% del sector servicios en su conjunto, cifra muy próxima a la registrada por término medio en el territorio nacional y muy similar, tanto a la gallega (8.8%), como a la aragonesa (8.8%) y vasca (9%).

Su rentabilidad desde el punto de vista de la productividad sectorial es muy inferior a la media nacional, así como a las restantes regiones españolas, situándose por encima de Castilla León y Navarra hasta 1982.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (CASTILLA LA MANCHA)

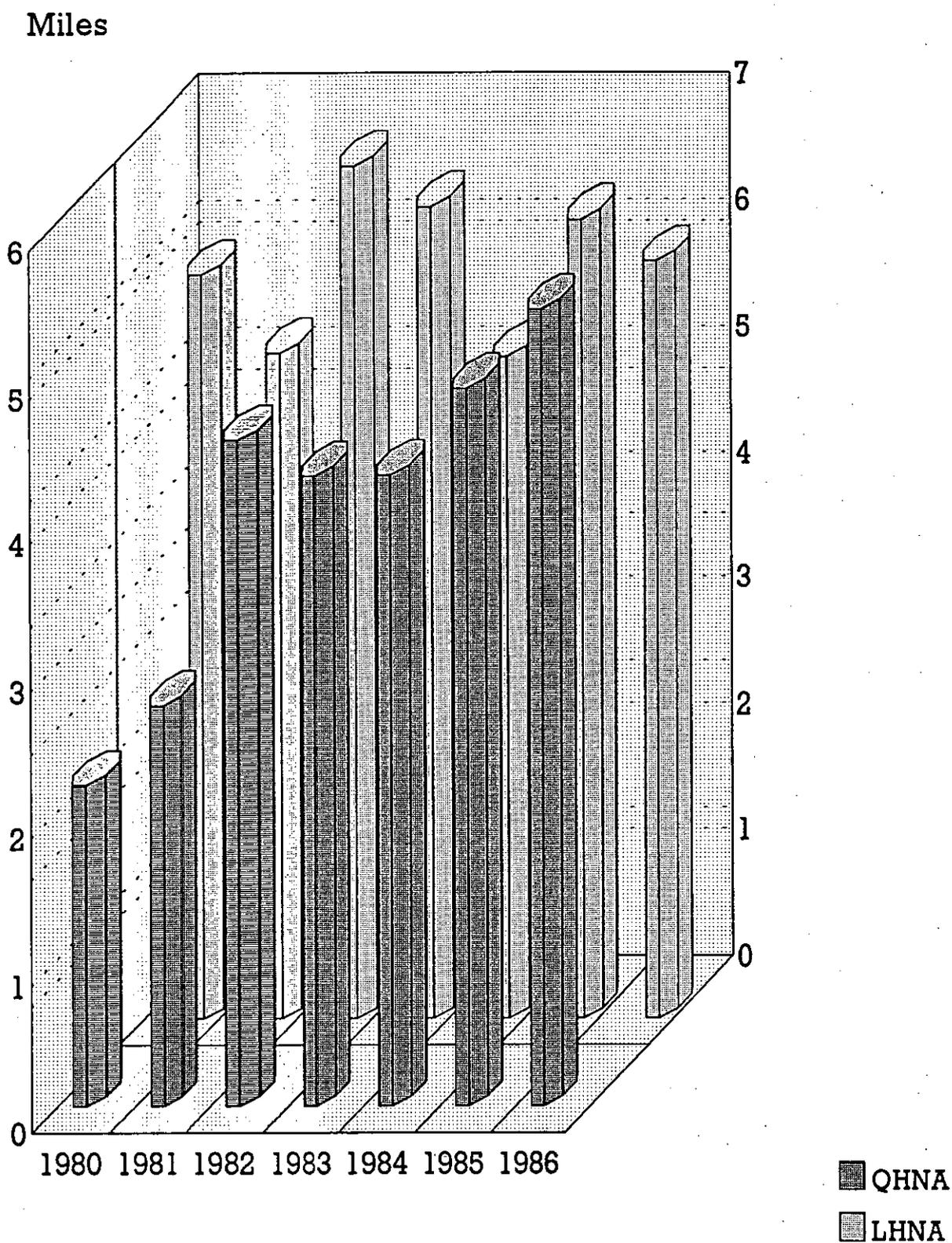


La Comunidad Autónoma menos dependiente económicamente del sector hostelero es Navarra. En general la producción del sector sigue una tendencia creciente, observándose un decrecimiento en el año 84 del 5.5% a la vez que se registra un descenso en el número de pernoctaciones en establecimientos hoteleros registrados en la región.

El empleo presenta una tendencia decreciente con mínimos tanto en 1981 como en 1984, en los que el número de personas ocupadas en el sector es ligeramente superior a las cinco mil, no llegando nunca a superarse la cifra de siete mil empleados. Su cuota de participación en el empleo registrado en el sector servicios en su conjunto, se sitúa en torno al 8%, inferior, por tanto, a la media nacional en la que este porcentaje alcanza el 9.3%.

Su productividad media es inferior no sólo a la nacional, si no también a la de las restantes regiones españolas, superando solamente a Castilla La Mancha a partir de 1984 y hasta el final del período objeto de estudio.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (NAVARRA)



6.3.- MODELIZACION DEL VALOR AÑADIDO REGIONAL EN HOSTELERIA

VARIABLES UTILIZADAS

La variable endógena utilizada en los modelos que se presentan a continuación, es el Valor Añadido de la hostelería correspondiente a las diecisiete comunidades autónomas que componen el estado español, denotada por QH_r y expresada en millones de pesetas constantes de 1980, para el período comprendido entre 1980 y 1986. En la sección 3.1.1. del presente capítulo se expone la metodología empleada para el cálculo de esta variable.

Las variables explicativas empleadas han sido, fundamentalmente, dos: El consumo de las familias residentes en cada región ($CR80_r$) y el de las no residentes ($CN80_r$), ambas expresadas en millones de pesetas constantes de 1980. En aquellos casos en los que se observa una clara mejoría de la estimación, se ha incluido también la variable tiempo.

El consumo de las familias residentes figura en la serie "Contabilidad Regional de España. Base 1980", mientras que el de no residentes ha sido estimado por el equipo Mecalink de Canarias, utilizando como indicador el número de pernoctaciones en establecimientos hoteleros.

METODOLOGIA

Como consecuencia del pequeño número de observaciones disponibles, se aprecia la existencia de un elevado grado de multicolinealidad entre las variables utilizadas para explicar el comportamiento del Valor Añadido de la hostelería, en cada una de las diecisiete comunidades autónomas. Por consiguiente, unido a la imprecisión de los estimadores, obtenemos coeficientes estimados con signos incorrectos. Debemos, pues, recurrir a métodos de estimación alternativos.

Utilizamos, como método de estimación el de mínimos cuadrados con restricciones lineales estocásticas. Para la aplicación de este método es necesario obtener una estimación extrínseca insesgada de alguno de los parámetros del modelo. En nuestro caso se ha obtenido una estimación del coeficiente del consumo de los residentes, expresado en pesetas constantes de 1980, estimando un modelo de regresión lineal, para el período comprendido entre 1970 y 1989, en el que el Valor Añadido real de la hostelería en España se explica en función del consumo real de los residentes, de los no residentes y del tiempo. Los resultados obtenidos son los siguientes:

$$\begin{aligned}
 QH\hat{E}SP = & -423231.02 + 0.9616109 * CN80ESP + 0.0549606 * CR80ESP + \\
 & (199574.73) \quad (0.1442854) \quad (0.0181040) \\
 & + 1823.0132TI \\
 & (5103.2714)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9533$$

En base a esto se crea una nueva variable que representa la parte del Valor Añadido de la hostelería de la región i en el período t que se debe, bien al consumo de los no residentes, bien a una propensión al consumo residente superior a la de la media nacional.

$$Y_{it} = QH_{it} - 0.0549606 * CR80_{it}$$

A continuación se efectúa la regresión mínimo cuadrática ordinaria de Y_{it} con respecto al consumo de los no residentes en la región correspondiente ($CN80_{it}$), incluyendo además, la variables "consumo residentes" ($CR80_{it}$) y/o tiempo, en aquellos casos en los que resultan significativas.

RESULTADOS

A continuación se presentan los resultados obtenidos en la estimación de las ecuaciones correspondientes a cada comunidad autónoma, en las que el

coeficiente de determinación (R^2) se calcula en base a la suma de cuadrados totales de la variable original (QH_n).

ANDALUCIA:

$$\hat{Y}_t = -31358.098 + 0.4936846CN80_t$$

(5730.1855) (0.0623741)

$$R^2 = 0.99065 \quad SCE = 40573618$$

ARAGON:

$$\hat{Y}_t = -10441.229 + 0.62654214CN80_t$$

(4433.3494) (0.4146638)

$$R^2 = 0.38022 \quad SCE = 10562457$$

ASTURIAS:

$$\hat{Y}_t = -18061.807 + 4.1112020CN80_t$$

(3380.9615) (0.7484044)

$$R^2 = 0.86944 \quad SCE = 7202509$$

BALEARES:

$$\hat{Y}_t = -137699.52 + 0.5216178CN80_t + 0.61800035CR80_t +$$

(32406.518) (0.0423747) (0.1510241)

$$+ 4478.5484T$$

(740.87126)

$$R^2 = 0.99928 \quad SCE = 3766987$$

CANARIAS:

$$\hat{Y}_t = -531277.29 + 0.7422283CN80_t + 1.6354965CR80_t$$

(143257.42) (0.0658464) (0.4589497)

$$R^2 = 0.9899 \quad SCE = 33125244$$

CANTABRIA:

$$\hat{Y}_t = -5901.1019 + 1.0585726CN80_t$$

(1527.0165) (0.2960796)

$$R^2 = 0.7362 \quad SCE = 2437566$$

CASTILLA-LEON:

$$\hat{Y}_t = -54142.674 + 2.7277545CN80_t$$

(1958.9655) (0.1171982)

$$R^2 = 0.9920 \quad SCE = 2373923$$

CASTILLA-LA MANCHA:

$$\hat{Y}_t = -16607.128 + 1.1285840CN80_t$$

(4592.5542) (0.6925072)

$$R^2 = 0.5066 \quad SCE = 18036504$$

CATALUÑA:

$$\hat{Y}_t = -60937.628 + 0.8231678CN80_t$$

(4657.2881) (0.0469803)

$$R^2 = 0.9863 \quad SCE = 40098684$$

COMUNIDAD VALENCIANA:

$$\hat{Y}_t = -20238.171 + 0.8853984CN80_t$$

(6558.3160) (0.0964933)

$$R^2 = 0.9508 \quad SCE = 53622723$$

EXTREMADURA:

$$\hat{Y}_t = -4529.6829 + 0.8801083CN80_t$$

(1344.9814) (0.2967732)

$$R^2 = 0.8052 \quad SCE = 1071902$$

GALICIA:

$$\hat{Y}_t = -32823.713 + 2.0838932CN80_t$$

(2909.8260) (0.1963220)

$$R^2 = 0.9976 \quad SCE = 5840168$$

MADRID:

$$\hat{Y}_t = -78644.684 + 1.8712249CN80_t$$

(26680.235) (0.5865151)

$$R^2 = 0.7083 \quad SCE = 4.52E+08$$

MURCIA:

$$\hat{Y}_t = -10086.082 + 1.2644665CN80_t$$

(1737.1817) (0.2507159)

$$R^2 = 0.9545 \quad SCE = 6145005$$

NAVARRA:

$$\hat{Y}_t = -7582.0348 + 0.6763670CN80_t$$

(1158.5870) (0.3941137)

$$R^2 = 0.7975 \quad SCE = 1653782$$

PAIS VASCO:

$$\hat{Y}_t = -31726.571 + 2.3521897CN80_t$$

(3101.1307) (0.4112998)

$$R^2 = 0.9175 \quad SCE = 9902800$$

LA RIOJA:

$$\hat{Y}_t = -3435.3748 + 1.3625374CN80_t$$

(1356.8674) (0.7975383)

$$R^2 = 0.8049 \quad SCE = 1035010$$

En secciones precedentes se hace mención a la posibilidad de incluir en el modelo, como variable explicativa, el consumo de las familias residentes en la región, en aquellas comunidades en las que el coeficiente estimado resultase significativo, en cuyo caso el consumo de los residentes tendría un efecto sobre el Valor Añadido de la hostelería superior a la media nacional. Sólo dos, Baleares y Canarias, de las diecisiete, se encuentran en esta situación, quizá debido a la atracción que el ambiente turístico ejerce sobre los residentes en ambos archipiélagos, aunque debe existir algún otro motivo, que será objeto de análisis cuando podamos disponer de una serie más amplia.

En Andalucía, Aragón, Baleares, Canarias, Cataluña, Valencia, Extremadura y Navarra el valor estimado para el coeficiente del consumo de los no residentes indica que el gasto en consumo de hostelería es superior, en todos los casos, al 50%, y en las comunidades catalana, valenciana y extremeña se sitúa por encima del 80%.

En las restantes comunidades este coeficiente es superior al 100%, destacando la de Asturias con un 411%, seguida por la leonesa (272%), la vasca (235%), la gallega (208%) y la madrileña (187%). Esta circunstancia se puede explicar:

En primer lugar, en base a la metodología seguida en la estimación de la variable "consumo no residentes", ya que, tal como apunta el equipo Mecalink, el empleo de las pernoctaciones como indicador de este consumo presenta una importante dificultad, al suponer implícitamente la igualdad de gasto diario por turista en las diferentes autonomías. Aunque no existen en este momento datos relativos al gasto turístico regionalizado que permita perfeccionar esta estimación. Esta hipótesis irreal provoca una infravaloración del consumo no residente en las autonomías de turismo rico, y una sobrevaloración en las de turismo pobre, además de no tener en cuenta el consumo realizado por los turistas de paso, que en determinadas Comunidades, como Castilla-León, pueden tener mayor importancia que los que pernoctan.

6.4.- CONTRASTE DE HOMOGENEIDAD ENTRE DISTINTAS REGIONES.

Se efectúa un contraste de homogeneidad, tanto de los coeficientes angulares, como de la ordenada en el origen, ya que si resultasen homogéneos sería más correcto utilizar la muestra conjunta para la estimación mínimo cuadrática ordinaria. El método habitualmente, utilizado para realizar este tipo de contrastes se basa en el análisis de la covarianza. Estudiaremos las posibles diferencias en el comportamiento de los consumidores en las diferentes

Comunidades Autónomas, incluyendo diecisiete variables ficticias (D_i), que tomarán el valor uno si la observación corresponde a la Comunidad i -ésima y el valor cero en otro caso. Esto significa que el parámetro correspondiente a la variable explicativa ($CN80_i$) es común a todas las Comunidades, siendo la ordenada en el origen diferente: igual a α_1 en la primera región, α_2 en la segunda (Aragón), y así sucesivamente, hasta α_{17} en la última. El modelo especificado sería, pues, el siguiente:

$$Y_{it} = \sum_{i=1}^{17} \alpha_{it} D_{it} + \beta_1 CN80_{it}$$

$$(Y_{it} = QH_{it} - 0.0549606 * CR80_{it})$$

Este modelo se estima por mínimos cuadrados ordinarios, en base a una muestra atemporal compuesta por 119 observaciones, en la que los datos son una combinación de series temporales ($t = 80, \dots, 86$), y atemporales ($i = 1, \dots, 17$), obteniendo los siguientes resultados:

$$\begin{aligned}
\hat{Y}_{it} = & -60264.437D_{1t} - 12442.303D_{2t} - 3301.3708D_{3t} - \\
& - 50898.828D_{4t} - 16048.574D_{5t} - 4542.6284D_{6t} - \\
& - 22438.933D_{7t} - 14546.791D_{8t} - 60057.102D_{9t} - \\
& - 15475.435D_{10t} - 4232.811D_{11t} - 14188.729D_{12t} - \\
& - 30992.294D_{13t} - 7057.284D_{14t} - 7979.572D_{15t} - \\
& - 20301.06D_{16t} - 2509.732D_{17t} + 0.8140412CN80_{it}
\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.988$$

$$SCE = 1.65E+09$$

El contraste de hipótesis de homogeneidad de los coeficientes angulares se efectúa comparando la suma de las diecisiete sumas de cuadrados de errores de las correspondientes regresiones individuales, con la que resulta al efectuar la regresión con variables ficticias, utilizando toda la muestra. Si al pasar de la estimación individual a la conjunta, la suma de cuadrados de errores se incrementa de forma significativa, rechazamos la hipótesis de homogeneidad de los coeficientes angulares en los distintos grupos ($\beta_{1i} = \beta_1$) El estadístico apropiado para efectuar este contraste es:

$$F_1 = \frac{\Delta_1 / gl_2 - gl_1}{S_1 / gl_1}$$

$$(\Delta_1 = S_2 - S_1)$$

Donde: Δ_1 es la diferencia entre la suma de cuadrados de errores que resulta al efectuar la regresión con variables ficticias utilizando toda la muestra (S_2), y la suma de las obtenidas en cada una de las regresiones individuales (S_1). El estadístico se distribuye como una F de Snedecor con $(gl_2 - gl_1)$ grados de libertad en el numerador y gl_1 en el denominador.

Los resultados obtenidos al efectuar el contraste son los siguientes:

$S_1 = SCE_1 + \dots + SCE_{17} =$ 6.89E+08	$gl_1 = 85$
$S_2 = SCE (D_{it}, CN80) =$ 1.65E+09	$gl_2 = 101$
$\Delta_1 = 961E+06$	$gl_2 - gl_1 = 16$
$F = 7.40974238$	$F_{(16,85)}^{(0.05)} = 1.7$

En base a esto concluimos que el incremento que se produce en la suma de cuadrados de errores es significativo y por consiguiente, debemos rechazar

la hipótesis de homogeneidad de los coeficientes angulares. No obstante el valor obtenido para el estadístico F, indica la existencia de un grado bastante elevado de homogeneidad, obteniéndose un coeficiente estimado del consumo de los no residentes más preciso y con un valor más razonable que en las regresiones individuales.

Para completar el análisis se procede a efectuar el contraste de homogeneidad de la ordenada en el origen en los distintos grupos ($\beta_{0i} = \beta_0$), para ello se comparará la suma de cuadrados de errores que resulta al efectuar la regresión con variables ficticias utilizando toda la muestra (S_2), con la que se obtiene al estimar el modelo, utilizando este mismo tamaño muestral pero con una única ordenada en el origen, común a ambos grupos. Los resultados obtenidos en esta última estimación han sido los siguientes:

$$\hat{Y}_{it} = -10498.899 + 0.5667053CN80_{it}$$

$$(1484.8319) \quad (0.0216797)$$

$$R^2 = 0.8538 \quad SCE = 2.02E+10$$

El estadístico utilizado para contrastar esta hipótesis es:

$$F_2 = \frac{\Delta_2 / (gl_3 - gl_2)}{S_2 / gl_2}$$

$$\Delta_2 = S_3 - S_2$$

Que se distribuye como una F de Snedecor con (gl3-gl2) grados de libertad en el numerador y gl2 en el denominador.

Los resultados obtenidos al efectuar el contraste son los siguientes:

$S_2 = \text{SCE } (D_{\text{R}}, \text{CN80}) =$ 1.65E+09	$gl_2 = 101$
$S_3 = \text{SCE } (\text{CN80}) =$ 2.02E+10	$gl_3 = 117$
$\Delta_1 =$ 961E+06	$gl_3 - gl_2 = 16$
$F =$ 70.9678303	$F_{(16,101)}^{(0.05)} = 1.7$

En base a esto concluimos que el incremento que se produce en la suma de cuadrados de errores es significativo y por consiguiente, debemos rechazar la hipótesis de homogeneidad de la ordenada en el origen de los distintos grupos.

De los resultados anteriores se desprende que la especificación individual resulta ser la más adecuada, ya que hemos rechazado tanto la hipótesis de homogeneidad de las pendientes, como la de la ordenada en el origen.

CAPITULO VII

EL TURISMO EN GALICIA

EL TURISMO EN GALICIA

El origen del turismo gallego se remonta a la Edad Media, cuando la veneración de los restos del Apóstol Santiago , tras el descubrimiento de su tumba en Compostela, generó una corriente de peregrinos procedente de toda Europa, creándose así, una ruta que, cruzando los Pirineos, se extendió por todo el norte de España.

En la actualidad la región gallega representa casi un 3% del volumen de demanda nacional, registrando, aproximadamente, el 6% de las pernoctaciones de los españoles que viajan por el país. Su actividad turística se concentra en dos provincias: La Coruña y Pontevedra, tal como se puede apreciar en los cuadros 11 y 12 y en la figura 24, en los que se refleja la distribución espacial, tanto de la demanda, como de la oferta hotelera.

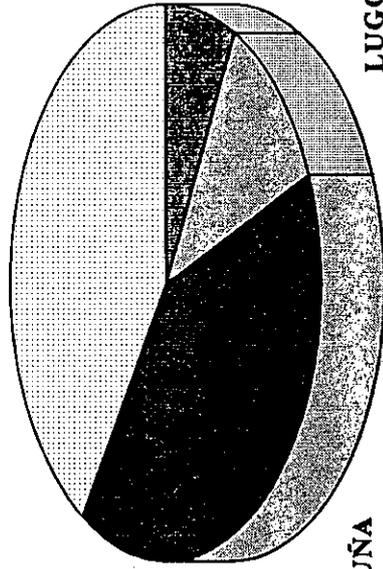
CUADRO 11		
DISTRIBUCION ESPACIAL DE LA DEMANDA TURISTICA GALLEGA		
(Nº PERNOCTACIONES)		
	1985	1990
LA CORUÑA	1.128.564	1.350.560
LUGO	269.746	377.337
ORENSE	270.660	246.263
PONTEVEDRA	989.492	1.365.700
TOTAL GALICIA	2.658.462	3.339.860
TOTAL ESPAÑA	121.015.808	119.879.719

CUADRO 12		
DISTRIBUCION ESPACIAL DE LA OFERTA TURISTICA GALLEGA		
(Nº PLAZAS)		
	1985	1990
LA CORUÑA	4.571	5.586
LUGO	1.127	1.574
ORENSE	1.021	1.279
PONTEVEDRA	7.596	10.376
TOTAL GALICIA	14.315	18.815
TOTAL ESPAÑA	622.408	735.749

FUENTE: Anuarios Estadísticas Turismo. Secretaría Gral.Turismo

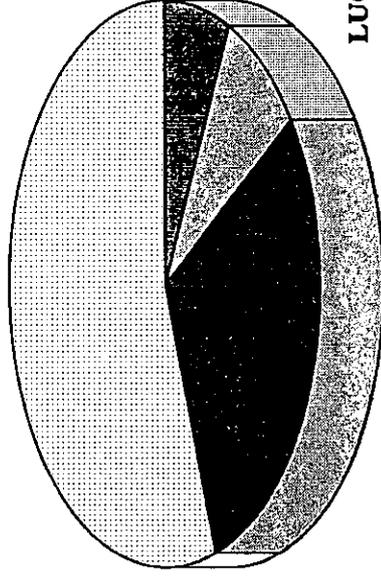
DISTRIBUCION ESPACIAL DEMANDA Y OFERTA HOTELERA (GALICIA - 1990)

PONTEVEDRA
41%



DEMANDA

PONTEVEDRA 55%



LA CORUÑA 30%

LUGO 8%

ORENSE 7%

OFERTA

La Coruña y Pontevedra son las provincias que poseen una mayor potencialidad turística, tanto por el número de plazas ofertadas (el 85% del total gallego), como por la demanda final de las mismas (81% del total regional), dado que en ellas se concentran los principales atractivos de la región: Santiago de Compostela y el litoral gallego. Sus rías poseen extraordinarias condiciones naturales que las convierten en zonas muy adecuadas para la navegación, esto podría constituir la base de un potencial desarrollo turístico inspirado en los deportes náuticos, que tanta actividad atraen hacia otras zonas, no sólo mediterráneas, sino también de la costa Europea Atlántica.

Ambas provincias son las únicas oferentes de plazas de tipo alto (cinco estrellas) de la región. Sus precios, en 1990, oscilan alrededor de las 15.000 pesetas por noche en habitación doble con baño en La Coruña y las 12.000 en Pontevedra, cifras muy inferiores a la media nacional (33.690 Pts/noche). Poseen además: el 87% de las plazas de tipo medio alto (cuatro estrellas), cuyos precios se sitúan en torno a las 10.000 pesetas por noche en ambas provincias; el 85% de las de tres estrellas, con un coste aproximado de 7.000 pesetas por noche y el 82% de las plazas de dos y una estrellas, destacando la provincia de Pontevedra, que posee el 66% de la totalidad de plazas de este tipo existentes en la región. Los precios en este caso, se sitúan próximos a la

media nacional (casi 5.000 pesetas por noche).

Las provincias de Lugo y Orense se definen como vías de acceso a aquellas zonas que ofrecen un desarrollo turístico más avanzado. Su turismo, por consiguiente, depende del costero, dando lugar, así, a un "turismo de paso". Sin embargo cuentan con recursos propios de elevado interés, entre los que cabe destacar sus ríos y embalses, cuyo desarrollo potenciaría la atracción hacia estas zonas de turistas-pescadores, generalmente de elevado nivel económico; actuando, además, como factor corrector de la estacionalidad, reforzando la ocupación hotelera, tanto durante el invierno como los fines de semana.

Poseen el 13% de las plazas de tipo medio alto existentes en la región, cuyo precio, al igual que en las anteriores provincias, se sitúa en torno a las 10.000 pesetas por noche; el 15% de las de tres estrellas con un coste aproximado de 5.000 pesetas por noche y el 18% de las de tipo bajo cuyo precio aproximado es de 4.000 pesetas/noche, ligeramente inferior tanto a la media gallega, como a la nacional.

Cabe destacar que en Galicia se ha observado un incremento en los

precios hoteleros superior al registrado en el territorio nacional en su conjunto.

A excepción de Pontevedra, las restantes provincias gallegas poseen un grado de ocupación temporal superior a la media nacional (casi 163 noches al año); destacando La Coruña y Lugo con un grado de ocupación superior al 65%, seguidas por Orense con un 53%. Por tanto es Pontevedra la provincia que presenta un mayor grado de estacionalidad, ya que su turismo es principalmente de playa.

A lo largo de los últimos años y, en contraste con el estancamiento observado en el país, los indicadores de pernoctaciones en establecimientos hoteleros gallegos, muestran un incremento que, en valores absolutos se cifra en 681.398 (25.6%) pernoctaciones en el quinquenio 85/90, mientras que en este mismo período en el total nacional se registra un decremento próximo al 1% (1.136.089 pernoctaciones en cifras absolutas).

Galicia, al igual que las restantes regiones que, junto a ella, componen lo que hemos denominado "regiones no turísticas", posee, mayoritariamente, un turismo de origen nacional (superior al 90%). En el cuadro 13 se puede apreciar la cuota de participación del turismo internacional en la demanda turística gallega.

CUADRO 13		
LA DEMANDA TURISTICA GALLEGA (1990)		
	PERNOCTACIONES NACIONALES	PERNOCTACIONES EXTRANJERAS
LA CORUÑA	1.239.102	111.458
LUGO	358.401	18.936
ORENSE	237.954	8.309
PONTEVEDRA	1.276.852	88.848
TOTAL GALICIA	3.112.309	227.551
TOTAL ESPAÑA	55.253.215	64.626.504

FUENTE: Anuario Estadísticas Turismo. Secretaría Gral.Turismo.

La provincia de la Coruña es la que registra un mayor número de pernoctaciones de origen extranjero, el 17% de las cuales es de origen Alemán, el 13% Francés, el 12.6% Inglés y el 25% de los restantes países europeos, entre los que destaca Portugal, que representa casi el 11% de la demanda extranjera coruñesa. Así mismo cabe señalar la elevada participación tanto de los Norteamericanos (9.2%), como de los Hispanoamericanos (17%).

Pontevedra es la segunda provincia en los que a volumen de demanda extranjera se refiere. En su composición sobresale el importante papel que juega el turismo procedente de Portugal (36.5%), seguido por el Alemán (16%), Inglés (12%), Hispanoamericano (11%) y Francés (8%).

La demanda de turismo internacional representa un 5% de la demanda total en la provincia de Lugo y algo más de un 3% en la de Orense. Su origen, al igual que en las zonas de mayor desarrollo turístico de la región es, mayoritariamente europeo.

El sector hostelero en esta Comunidad, genera aproximadamente un 5% del valor añadido regional, empleando un 3% de la población ocupada de la región y contribuyendo en un escaso 5% a la producción hostelera nacional. Por consiguiente su dependencia económica del sector es inferior a la media nacional cuya producción es aproximadamente el 7% del valor añadido que se genera en el país, empleando casi a un 5% de la población ocupada de España.

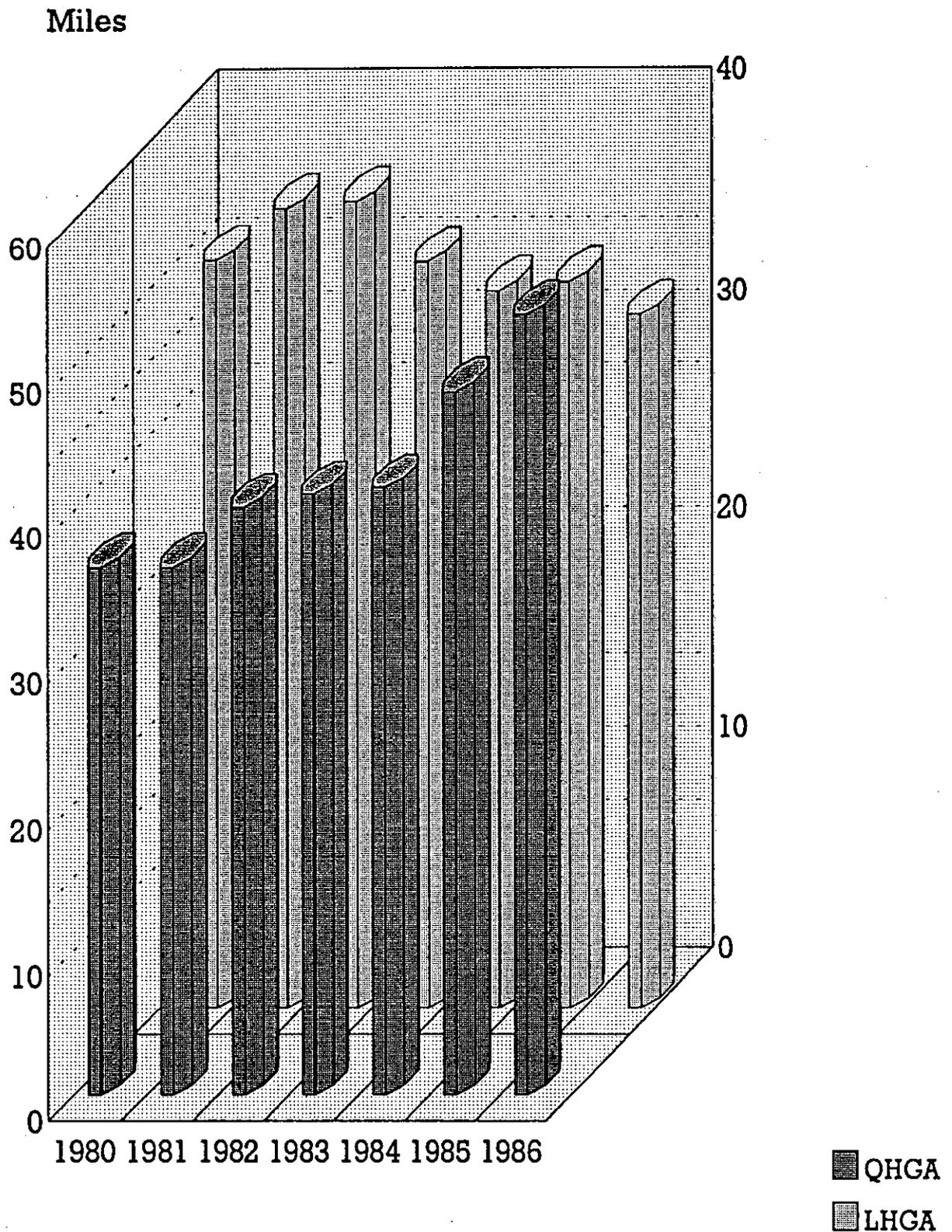
Su Valor Añadido presenta una tendencia creciente, destacando las tasas de variación registradas, en 1982 (11.4%), en 1985 (15.9%), y en 1986 (10.9%), año este último en el que la producción alcanza su máximo

nivel.

La evolución temporal del empleo en la región gallega permite diferenciar dos períodos. El primero corresponde a los años comprendidos entre 1980 y 1982, caracterizado por un apreciable crecimiento que le permite alcanzar en este último año la cifra de casi treinta y siete mil ocupados. En 1983, y con la pérdida de casi tres mil empleos, comienza el segundo período, con una tendencia decreciente que le lleva a niveles muy inferiores a los registrados en 1980. Este sector representa el 8.8% del total de empleos generados en el sector servicios en su conjunto, muy próximo a la media nacional (9.3%).

Su rentabilidad desde el punto de vista de la productividad sectorial es muy inferior a la media española, así como a las restantes regiones turísticas de nuestro país.

VALOR AÑADIDO Y EMPLEO (GALICIA)



Los resultados de la estimación correspondientes al modelo que ha sido especificado para explicar el comportamiento del Valor Añadido de la hostelería en esta región son los siguientes:

$$\hat{Y}_t = -32823.713 + 2.0838932CN80_t$$

(2909.8260) (0.1963220)

$$R^2 = 0.9976 \quad SCE = 5840168$$

Donde $Y_t = QH_{it} - 0.0549606*CR80_{it}$

El consumo de las familias residentes en la región no resultó significativo al nivel del 95%, por consiguiente el efecto del consumo residente se sitúa al mismo nivel que la media nacional.

El coeficiente correspondiente al consumo de los no residentes es superior al 100%, circunstancia que se puede explicar, tal como se indica en la sección 3.5 del capítulo 6, en primer lugar, en base a la metodología seguida en la estimación de la variable "consumo no residentes", ya que, tal como apunta el equipo Mecalink, el empleo de las pernoctaciones como indicador de este consumo presenta una importante dificultad, al suponer

implicítamente la igualdad de gasto diario por turista en las diferentes autonomías. No existen, sin embargo, en este momento, datos relativos al gasto turístico regionalizado que permita perfeccionar la estimación. Esta hipótesis irreal provoca una infravaloración del consumo no residente en las autonomías de turismo rico, y una sobrevaloración en las de turismo pobre, además de no tener en cuenta el consumo realizado por los turistas de paso, que en esta Comunidades pueden tener una gran importancia.

Por otra parte, en la Comunidad gallega pueden generarse una serie de efectos indirectos a consecuencia del tipo de turista que frecuenta estas zonas, el turismo de paso y/o negocios, probablemente sea de gran importancia, sobre todo en las provincias de La Coruña y Lugo. En este último caso, el gasto en consumo en hostelería es muy superior a la media de un turista cuyo viaje tenga por objeto única y exclusivamente el disfrute del período vacacional. La total carencia de datos relativos al denominado "turismo de negocios" nos impide confirmar esta teoría.

CAPITULO VIII

CONCLUSIONES

CONCLUSIONES

En el presente capítulo se exponen las conclusiones correspondientes a cada uno de los tres estudios empíricos realizados en esta Tesis. Las cuatro primeras se refieren a la demanda de turismo en España, de la cinco a la ocho a la distribución espacial de esta demanda y de la nueve a la doce a la importancia del sector hostelería dentro de las diferentes economías regionales.

1.- La oferta española está fundamentada sobre la demanda procedente del exterior, en su mayoría de origen europeo, la proporción de pernoctaciones extranjeras sobre las totales registradas en España llega a situarse en torno al 69% en el año 1984, observándose un continuo decrecimiento hasta el comienzo de la década de los 90, año en el que este porcentaje se cifra en un 54% aproximadamente. El proceso inverso se produce en el turismo de origen nacional, pasando de un 31% en 1984 a un 46% en el 90.

2.- A partir de 1976 y hasta el final de la década de los 80 se aprecia un notable decrecimiento en los principales indicadores de la demanda de

turismo en nuestro país. Este decrecimiento ha estado determinado, en gran medida, por la crisis económica mundial, que ha influido tanto en el número de visitantes extranjeros que llegan a nuestras fronteras, como en la duración de su estancia, además de una crisis en el sector, en cierta medida, de carácter estructural.

3.- Del análisis del total de pernoctaciones registradas en establecimientos hoteleros, se desprende el bajo poder adquisitivo del turista que visita el país, obteniéndose una elasticidad demanda-renta superior a la unidad (2.6) y una elasticidad demanda-precio ligeramente superior a -0.5. Se aprecia una escasa sensibilidad de la demanda ante variaciones en el tipo de cambio. Por otra parte, la variable utilizada como indicador de la oferta, ha resultado muy significativa en la explicación del comportamiento de las pernoctaciones registradas en España, su coeficiente, positivo y superior a la unidad, es indicativo del importante papel que juega en el crecimiento de la demanda de turismo. Por último, la elasticidad de la demanda con respecto a las pernoctaciones de períodos anteriores resultó casi nula, aunque de signo negativo, no obstante sería interesante incluir otro indicador que reflejase el papel que juega la publicidad procedente de los turistas que nos han visitado.

4.- De los resultados de los modelos relativos al total de visitantes entrados en España procedentes del extranjero, en base a los tres modelos utilizados: modelo de Brown, modelo ARIMA y modelo causal se deduce que la mayor capacidad predictiva corresponde a este último, estando los gráficos correspondientes al CUSUM y al CUSUMQ dentro de los límites establecidos.

5.- Además de la preponderancia del turismo internacional y de la importante componente estacional, la demanda de turismo se caracteriza por una destacada concentración espacial. Así, aproximadamente el 85% del total de pernoctaciones se concentran en seis regiones españolas: Baleares, Canarias, Cataluña, Andalucía, Valencia y Madrid, que responden a esta demanda ofreciendo un 86% de las plazas hoteleras existentes.

6.- Del análisis econométrico de la distribución, efectuado mediante dos modelos alternativos estimados en los años 85 y 90 con muestras cross-section de todas las regiones españolas y en base a los resultados obtenidos en el contraste de especificación elaborado por Pesaran y Deaton para modelo no anidados y no lineales se deduce que el modelo lineal resulta ser el más adecuado.

7.- De todos los modelos utilizados para el análisis de la distribución espacial tanto expresado en términos absolutos, como en términos relativos, se deduce la influencia significativa de la oferta hotelera de categoría superior sobre la demanda, que se evalúa en 43 pernoctaciones adicionales anuales para el 85 en las plazas de tipo alto (cinco estrellas) y en 162 aproximadamente para las de tipo medio alto (cuatro estrellas) en este mismo año. En 1990 las pernoctaciones adicionales generadas por las plazas de categoría superior se sitúan en torno a 537, mientras que las de tipo medio alto superan ligeramente el 5%.

8.- Otras variables significativas en el estudio de la distribución son el clima y los precios, apreciándose la creciente importancia de la relación precio/calidad como factor determinante de la distribución de la demanda turística.

9.- A nivel nacional el sector hostelería genera aproximadamente un 7% de su Valor Añadido, empleando a casi un 5% de la población ocupada de nuestro país, sin embargo esta situación difiere mucho de unas regiones a otras, de acuerdo con los datos elaborados en esta Tesis. Así mientras

Baleares obtiene alrededor del 45% de su producción en este sector, que además emplea al 12% de la población ocupada de la región; en Navarra solo se genera un 2.23% del Valor Añadido regional, ocupando a casi un 4% del empleo registrado.

10.- El impacto del consumo de residentes y de los no residentes sobre el Valor Añadido de la hostelería se ha medido con modelos individuales para cada región, un modelo nacional para el conjunto de España y un modelo combinado de observaciones temporales y atemporales de 119 observaciones correspondientes a las diecisiete Comunidades Autónomas en siete años, deduciéndose una propensión al consumo de hostelería en torno al 5% en el caso del consumo de residentes, y entre 80% y el 90% para el consumo no residente.

11.- En base a los resultados obtenidos en la estimación de los modelos propuestos para la explicación del comportamiento del Valor Añadido de la hostelería en las diecisiete Comunidades Autónomas (véase sección 3.3 del capítulo 6), concluimos que sólo en dos regiones, Baleares y Canarias, de las diecisiete, el consumo de los residentes tiene un efecto sobre el Valor

Añadido de la hostelería en la región superior a la media nacional.

12.- Del contraste de homogeneidad del coeficiente de consumo de los no residentes entre las distintas regiones se deduce que no existe homogeneidad total, si bien el valor del estadístico F, es suficientemente bajo como para indicar que el grado de heterogeneidad no es excesivo.

CAPITULO IX

BIBLIOGRAFIA

BIBLIOGRAFIA

ALCAIDE, A.(1964). "Econometria del turismo". Revista de Estudios Turísticos, Nº 4 - Octubre-Diciembre. pp 5-7.

A.I.E.S.T. (1972) "Methodes de Recherches touristiques". Compendio de estudios. Edit. Gurten. Berna.

ALMAGRO, J. (1979). "Aplicaciones del enfoque Box-Jenkins a series del turismo español". Cuadernos Económicos del ICE, Nº 11-12. pp. 53-107.

ALMAGRO, J. (1982). "Ingresos por turismo: un analisis en un contexto multivariante". Papeles de Economía Española, Nº 11. pp. 69-100.

ANASTASOPOULOS, P.(1984). "Independencies in International Travel: The role of relative prices. A case study of the Mediterranean region". Tesis Doctoral. New School for Social Research. Grecia.

ARCHER, B.H. (1980). "Forecasting Demand Quantitative and Intuitive Techniques". International Journal of Tourism Management, Vol 1. Marzo. pp. 5-12.

ARESPACOHAGA, J. (1964). "Hipótesis sobre el fenómeno turístico". Revista de Estudios Turísticos Num.2. Abril-Junio 1964. pp. 5-56.

ARESPACOHAGA, J. (1967). "Turismo y Desarrollo Económico". Documentos económicos. Servicios informativos. Madrid. Nº 5. Enero-Marzo. pp. 89-102.

ARMSTRONG, J.S.(1985). "Longe Range Forecasting". Wiley. Segunda edición. New York.

ARMSTRONG, J.S.(1972). "International Tourism: Coming or Going. The metodological problems of forecasting". Futures. Vol 4. Nº1. Junio. pp. 115-125.

ARTUS, J. (1970). "The effect of revaluation on the foreign travel balance of Germany". International Monetary Fund Staff Papers. Vol.17. pp. 602-619.

ARTUS, J. (1972). "An Econometric Analysis of International Travel". International Monetary Fund, Staff Papers, N°19. pp. 579-614.

ASKARI, H. (1971). "Demand for Package Tours". Journal of Transport Economics and Policy, N° 5. pp 40-51.

BANCO BILBAO.(1984). "Análisis del turismo en España". Revista Situación.
Primer trimestre.

BAR ON, R.R.V. (1972). "Seasonality in tourism - Part 1". International Tourism Quarterly, Special Article N° 6.

BAR ON, R.R.V. (1973). "Seasonality in tourism - Part 2". International Tourism Quarterly, Special Article N° 6.

BAR ON, R.R.V. (1975). "Forecasting on Tourism Flows". The measurement of Tourism. Londres, British Torist Authority.

BAR ON, R.R.V. (1984). "Forecasting Tourism and travel series". Problems of Tourism, Ed. J. Van Doorn. Vol 3. pp. 24-39.

BARRY, K. y O'HAGAN J.(1972). "An Econometric Study of British Tourist expenditure in Ireland". Economic and Social Review. Vol 5 - N°2. Enero. pp. 143-161

BLACKWELL,J.(1970). "Tourist traffic and the demand for accommodation: some projections". Economic and Social Review. Vol 1.N° 3 Abril 1970. pp. 323-343.

BOND, D., COHEN, B. Y SCHACHTER, G. (1977). "The Spatial Distribution of Tourism Demand and Exchange Rate Variation: OCDE European Countries". Revue de Tourisme, N° 32. pp 13-17.

BRANDON, C.H. Y LACKMAN, C.M. (1984/85). "Combined Forecast Based on Weighting Scheme Sharply Reduces Size of Error". Journal of Business Forecasting. Invierno. pp. 7-16.

BECHDOLT, V. (1973). "Cross-Section Travel demand funtions: U.S. visitors to Hawaii, 1961-1970". Quartely Review of Economics and Business. Vol 13 Parte 4, Invierno . pp 37-47.

BROWN, R.L., DURBIN, J. Y EVANS, J.M. (1975). "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time". Journal of the Royal Statistical Society, B, 37. pp.149-192.

CALANTONE, R.J., DI BENEDETTO, C.A. Y BOJANIC, D. (1987). "A Comprehensive Review of the Tourism Forecasting Literature". Journal of Travel Research, N° 26. pp.28-39.

CESARIO, F.J.(1973). "A Generalized Trip Distribution Model". Journal of Regional Science, N° 13. pp. 233-247.

CESARIO, F.J.(1974). "More on the Generalized Trip Distribution Model". Journal of Regional Science, N° 14. pp. 389-397.

CRAMON, L.J. Y TAN, K.T.(1973)."A Model of Tourism Flow into The Pacific". Revue de Tourisme, N° 28. Julio-Septiembre. pp. 98-104.

DIAZ ALVAREZ, J.R.(1988)."Geografía del turismo". Editorial Síntesis, S.A. Madrid.

DIRECCION GENERAL DE POLITICA TURISTICA (1990). "Modelos de prediccion de las series de turismo español y análisis de coyuntura". Madrid.

DIRECCION GENERAL DE POLITICA TURISTICA (1990). "Estudio de la demanda extrahotelera en España". Madrid.

DIRECCION GENERAL DE POLITICA TURISTICA (1991). "Las vacaciones de los españoles en 1990". Revista de Estudios Turísticos. Nº 109. pp. 65-97.

EDGE, D. Y SEELY, R. (1980). "A Multi-Stage Model for the Development of International Tourism Forecast for States and Regions". Tourism Planning and Development Issues. Washinton D.C.: George Washinton University. pp. 407-410.

EQUIPO INVESTIGADOR INSTITUTO ESTUDIOS TURISTICOS (1987). "Estudio de la demanda extrahotelera en España". Revista de estudios turísticos Nº 96. Invierno. pp. 19-51.

ESTEBAN, A. (1987). "Análisis de la demanda: aplicación a la actividad turística de las técnicas de predicción". Tesis Doctoral 1987. Universidad Complutense de Madrid.

FIGUEROLA, M. (1985). "Teoría Económica del Turismo". Alianza editorial. Madrid.

FIGUEROLA, M. (1972). "Aportaciones Teorométricas al Análisis Cuantitativo del Sector Turístico". Revista de Estudios Turísticos, 34. Abril-Junio. pp. 5-27.

FIGUEROLA, M. Y ESTEBAN, A. (1984). "Técnicas de Previsión y Análisis de Comportamiento de la Demanda turística". Revista de Estudios Turísticos, N° 84. pp. 3-16.

FREUND, J.R. Y WILSON, R.R. (1984). "An Example of a Gravity Model to Estimate Recreation Travel". Journal of Leisure Research, N° 6. Verano. pp. 241-256.

FRITZ, R.G., BRANDON, C.H. Y XANDER, J.(1984). "Combining Time-Series and Econometric Forecast of Tourism Activity". Annals of Tourism Research, 11. pp. 219-229.

FUJII, E. Y MAK, J.(1980). "Forecasting Travel Demand when the Explanatory variables are Highly Correlated". Journal of Travel Research, XVIII. Primavera. pp. 31-34.

FUJII, E. Y MAK, J.(1981). "Forecasting Tourism Demand, some methodological issues". Annals of Regional Science, 15. pp. 72-83.

GABINETE ESTUDIOS ECONOMICOS DEL INTITUTO DE ESTUDIOS TURISTICOS. (1982). "El crecimiento de los precios hoteleros en España". Revista de Estudios Turísticos. Nº 35. Julio-Septiembre. pp. 5-29.

GABINETE ESTUDIOS ECONOMICOS DEL INTITUTO DE ESTUDIOS TURISTICOS. (1982). "Evolución del índice de precios en Hoteles (1976-1981)". Revista de Estudios Turísticos. N° 73/74. Enero-Junio. pp. 235-283.

GEURTS, M.D. Y IBRAHIM, I.B. (1975). "Use of the Box-Jenkins Approach with the Exponentially Smoothed Forecasting Model Aplication to Hawaii Tourist". Journal of Marketting Research, 12. pp. 182-188.

GEURTS, M.D., IBRAHIM, I.B. Y BUCHMAN, T.A. (1976). "Use of the Box-Jenkins Approach to Forecast Tourist Arrivals". Journal of Travel Research, 14. pp 5-8.

GORDON, I.E. y EDWARDS, S.L. (1973). "Holiday trip generation". Journal of Transport Economics and Policy. Vol 7. N° 2. Mayo. pp. 153-168.

GRAY, P. (1966). "The demand for international travel by the United States and Canada". International Economic Review. Vol 7 N° 1, Enero 1966. pp. 83-92.

GUISAN, M.C. (1984). "Fundamentos de econometría". Tórculo textos. Santiago.

HARVEY, A.C. (1981). "The Econometric Analysis of Time Series". Philip Allan. Oxkord.

HAUGHTON, J., O'DONOGHUE, M., O'HAGAN J. Y O'HIGGINS, M. (1975). "The Economic Significance of Tourism Within The European Comunity". Fith Report, British Tourist Authority, Londres.

HUNZINKER, W. (1963). " Consideraciones para la Investigación y la Ciencia Turística". Revista de Estudios Turísticos, N° 0. Octubre-Diciembre. pp. 7-22.

JOHNSTON, J.(1984). "Métodos de econometría". Vicens Universidad.
Barcelona

JUD, G.D. y H.JOSEPH (1974). "International demand for Latin American
Tourism". Growth and Change. Enero 1974. pp. 25-31.

KIMBOKO, A. (1978). " A Direct and Behavioral Travel Demand Model for
Prediction of Campground Use by Urbans Recreationists". Ponencia. Portland
State University.

KRAPT, K. (1963) " Papel Importante del Turismo Internacional". Revista de
Estudios Turísticos, N° 0. Octubre-Diciembre. pp. 65-110.

KWACK, Y.(1972). "Effects of Income and Prices on Travel spending abroad:
1960 III-1967 IV". International Economic Review. Vol. 13. N°2. Junio 1972

LABEAU, G.(1963)."Quelques aspects de la consommation touristique".
Cahiers Economiques de Bruxelles. Num.17, primer semestre.

LABEAU, G.(1964). "Estadísticas del Turismo en España. Análisis turístico regional. Análisis Económico del Turismo". Revista de Estudios Turísticos, 3. Julio-Septiembre. pp. 47-107.

LACONA, F.J. " El Turismo dentro de la Teoría del Comercio Exterior: Un Análisis Económico". Revista de Estudios Turísticos, 44. Octubre-Diciembre. pp. 71-99.

MAK, J., MONCUR y YONAMINE, D. " Determinants of visitor expenditure and visitors lengths of stay: A cross-section analysis of U.S. visitors to Hawaii". Journal of Travel Research. Vol XV. - N° 3. Invierno. pp 5-8.

MCALISTER, D.M. y KLETT, F.R. (1976). "A modified gravity model of regional recreation activity with an application to ski trip". Journal of Leisure Research. Vol. VIII. Nº 2. Primavera. pp 21-32.

MENGES, G. (1957). "Macro-Economic approaches to the problem of Investment in the Tourist Industry". The Tourist Review, Nº4. pp. 153-159.

MALAMUD, B. (1973). "Gravity Model Calibration of Tourist Travel to Las Vegas". Journal of Leisure Research, Vol. 5. pp. 23-32.

MONTANER, J. (1991). "Estructura del mercado turístico". Editorial Síntesis. Madrid.

O'HAGAN, J.W. Y HARRISON, M.J. (1984). "Marked Shares of US Tourist Expenditure in Europe, an Econometric Analysis". Applied Economics, 16. pp. 919-931.

OTERO, J.M. y F.TRUJILLO. (1988). "Modelos de predicción del turismo a corto plazo en la costa del sol". II Reunión Asepelt- España. Junio.

OTERO, J.M. (1989). "Modelos econométricos y predicción de serie temporales". Ed. AC. Madrid.

PAULINE, J. y TUGURT VAR (1985). "Tourist Forecasting: A review of empirical research". Journal of Forecasting, Vol. 4. Abril-Junio. pp. 183-195.

PADILLA, R. (1988). "La Demanda de Servivios Turísticos en España". Revista de Investigaciones Económicas, Vol XII. Nº 1. pp. 133-157.

PLANES DE DESARROLLO ESPAÑOLES (1964/67): "Monografía del turismo I Plan de Desarrollo". Madrid.

PESARAN, M.H. Y DEATON, A.S.(1978)."Testing non-nested nonlinear regression models".Econometrica. Vol.46. pp. 677-694.

PETERSON, G.L., STYNES, D.J. Y ARNOLD. (1985). "The Stability of a Recreation Demand Model over Time". Journal of Leisure Research, 17. pp. 121-132.

PULIDO, A. (1966). "Introducción al Análisis Económico del Turismo". Cuadernos monográficos Nº 5. Instituto de Estudios Turísticos. (Tesis Doctoral). Madrid.

PULIDO, A. (1975). "Modelos Económicos". Editorial Pirámide. Madrid.

SAUNDERS D.R., SEUTER, H.F. y JERVIS J.P. (1981). "Forecasting recreation demand in the upper savannah river Basin". Annals of Tourism research. Vol 8.- Nº 2. pp. 236-256.

SCOTT, D.R., SCHEWE, C.D. Y FREDERICK, D.G. (1978). "Multi-Brand/Multi-Attribute Model of Tourism State Choice". Journal of Travel Research, 17. pp. 23-29.

SHELDON, P.J. Y VAR, T. (1987). "Tourism Forecastin : A Review of Empirical Research". Journal of Travel Research, 26. pp. 183-195.

SMERAL, E. (1988). "Tourism Demand, Economic Theory and Econometrics: An Integrated Approach". Journal of Travel Research. pp. 38-43.

SMITH, S.L. Y BROWN, B. (1981). "Directional Bias in Vacational Travel". Annals of Tourism Research, 8. pp. 257-270.

SUNDAY, A. "Foreign travel and tourism prices and demand". Annals of Tourism Research. Vol 5. N° 2. pp. 268-273.

SWART, W.W., VAR, T. Y GEARING, E.C.(1978). "Operation Research Application to Tourism". Annals of Tourism Research (Octubre/Diciembre). pp. 33-51.

URIEL, E.(1985) "Análisis de series temporales". Ed. Paraninfo. Madrid.

VAN DOREN, C.S. (1967). "An international model for projecting attendance of campers at Michigan State parks: A study in recreational geography". Tesis Doctoral. Michigan University..

VAN DOORN, J.W.M. (1984). "Tourism Forecasting and the Policy Maker". Criteria of usefulness. Tourism Management, Vol. 1 N° 2. Marzo. pp. 24-39.

VAN DOORN, J.W.M. (1984). "Tourism Forecasting Techniques: A Brief Overview". Problem of Tourism, Vol 3. pp. 7-15.

VANHOVE, N. (1980). "Forecasting in Tourism". Revue de Tourisme, 3. Julio-Octubre. pp 2-7.

WANDNER, S.A. Y VAN ERDEN, J.D. (1979). "Estimating the Demand for International Tourism Using Time Series Analysis". Articulo presentado en el symposium internacional: Tourism in the Next Decade, celebrado en Washinton D.C. el 13 de Marzo del 79. pp. 381-392.

WHITE, K.J. Y WALKER, M.B. (1982). "Trouble in the Travel Account". Annals of Tourism Research, 9. pp 1-24.

WILLIAMS, A. y GARETH SHAW.(1991) "Tourism and economic development : Western European experiences". Belhaven Press. Londres.

WITT, S.F. Y MARTIN, CH.A. (1987). "Econometric Models for Forecasting International Demand". Journal of Travel Research. Vol 25. Invierno. pp. 23-30.

WITT, S.F. y MARTIN, CH.A. (1989). "Forecasting tourism demand: A comparison of the accuracy of several quantitative methods". International Journal of Forecasting 5. pp. 7-19.

WITT, S.F. y WITT, CH.A. (1992). "Modeling and forecasting demand in tourism". Ed. Academic Press Limited. Londres.

WOLFE, R.I. (1972). "The inertia model". Journal of Leisure Research. Vol IV. Invierno. pp 73-76.

WOOD, D. (1979). "Forecasting for business: Methods and applications". Longman Group Limited, New York.

ESTADISTICAS UTILIZADAS:

ANUARIO ESTADISTICAS DEL TURISMO. Secretaria general de Turismo.

Varios años. Madrid

CONTABILIDAD NACIONAL DE ESPAÑA. BASE 1980. Instituto Nacional de Estadística. Madrid 1988.

CONTABILIDAD REGIONAL DE ESPAÑA. BASE 1980. Instituto Nacional de Estadística. Madrid 1990.

ENCUESTA DE POBLACION ACTIVA (EPA). Instituto Nacional de Estadística.

Varios años. Madrid.

GUIA DE HOTELES. Secretaría General de Turismo. Varios años. Madrid.

NATIONAL ACCOUNTS: MAIN AGGREGATES. OCDE. Paris 1991

NATIONAL ACCOUNTS. EUROSTAT. OCDE. Paris 1991

**RENTA NACIONAL DE ESPAÑA Y SU DISTRIBUCION PROVINCIAL. Servicio
de Estudios del Banco de Bilbao. Varios años. Vizcaya.**

**TOURISM POLICY AND INTERNATIONAL TOURISM IN OCDE MEMBER
COUNTRIES. OCDE. Varios años. Paris.**

CAPITULO X

ANEXOS

LS // Dependent Variable is LPERTOT
 Date: 2-26-1992 / Time: 16:33
 SMPL range: 1978 - 1989
 Number of observations: 12
 Convergence achieved after 5 iterations

```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-44.510823	4.6944342	-9.4816162	0.000
LPERTOT(-1)	-0.0323729	0.0736943	-0.4392859	0.679
LPIB	2.6572123	0.2737079	9.7082030	0.000
LTC	0.1513944	0.0243428	6.2192634	0.002
LPCPI	-0.5125410	0.0508997	-10.069619	0.000
LPTT	1.1671620	0.1985030	5.8798196	0.002

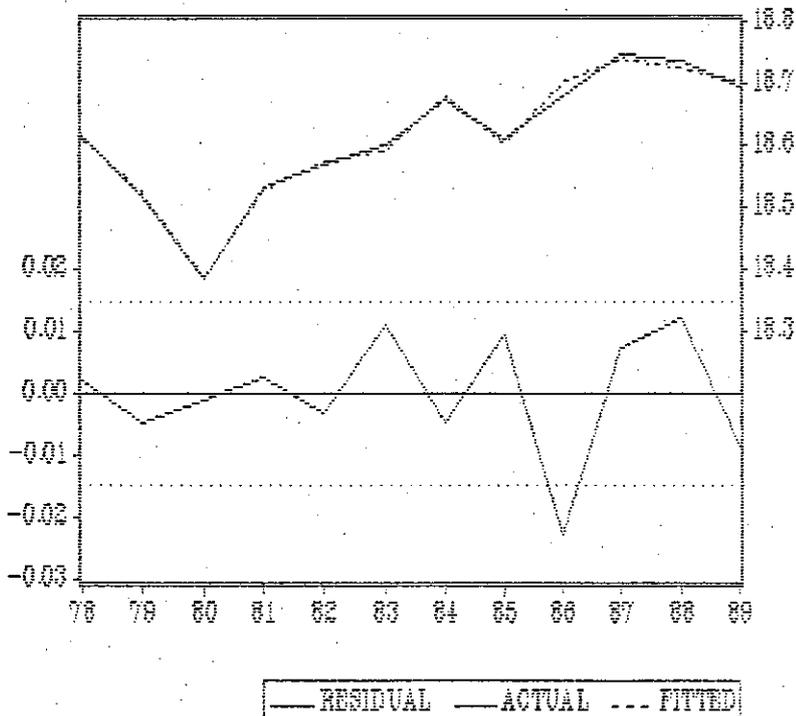
```
-----
```

AR(1)	-0.4433899	0.1295109	-3.4235720	0.019
-------	------------	-----------	------------	-------

```
=====
```

R-squared	0.991017	Mean of dependent var	18.61370
Adjusted R-squared	0.980237	S.D. of dependent var	0.103968
S.E. of regression	0.014616	Sum of squared resid	0.001068
Durbin-Watson stat	2.944047	F-statistic	91.93130
Log likelihood	38.93317		

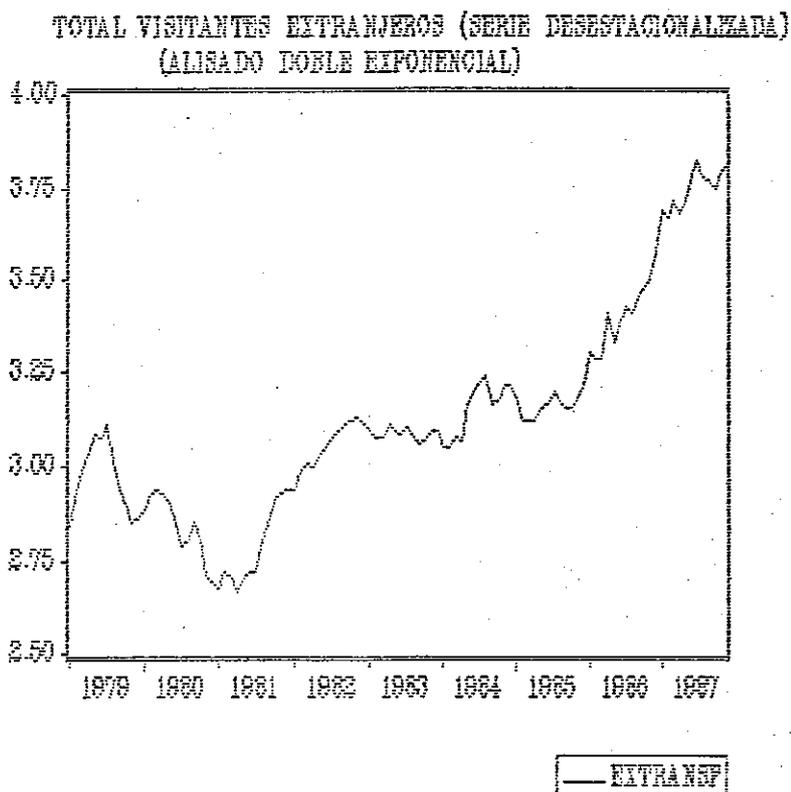
```
=====
```

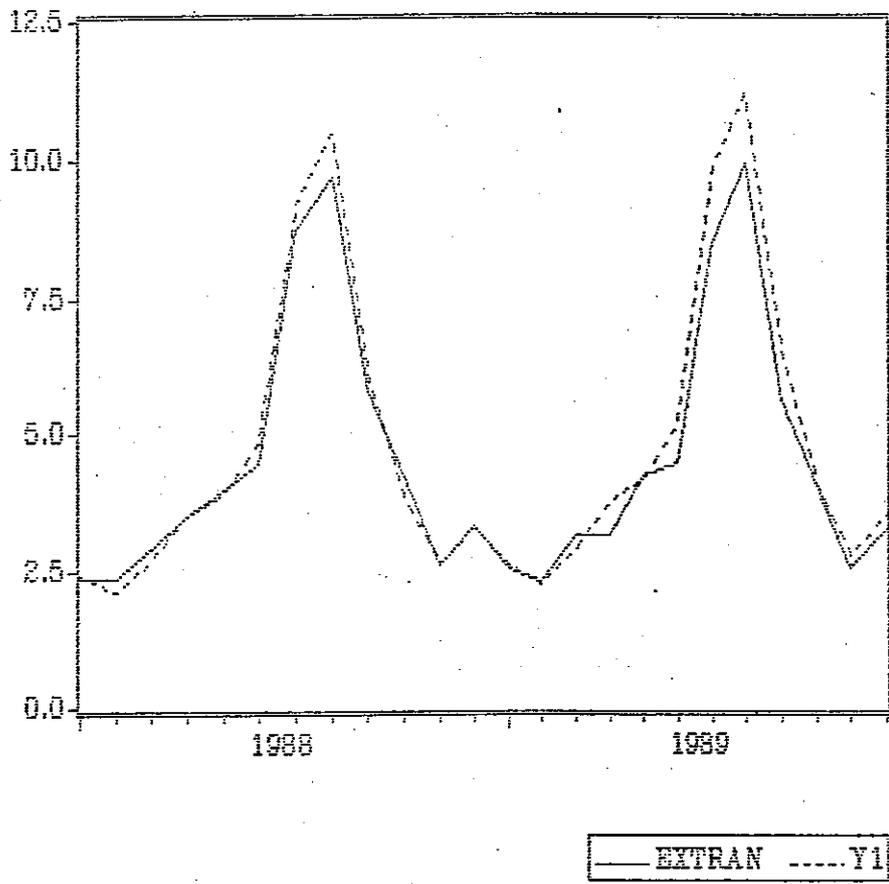


obs	PERTOT	PIB	TC	PCPI	PTT
1976	99014760	1.12E+08	81.42909	49.72240	584387.0
1977	1.19E+08	1.22E+08	88.60638	61.65900	588789.0
1978	1.21E+08	1.32E+08	206.9366	73.46120	591992.0
1979	1.10E+08	1.33E+08	82.90112	85.78980	592410.0
1980	96438064	1.31E+08	85.55743	100.0000	596874.0
1981	1.12E+08	1.39E+08	111.8880	114.3597	596718.0
1982	1.16E+08	1.43E+08	133.8706	131.1629	605709.0
1983	1.20E+08	1.45E+08	158.9942	147.4410	612678.0
1984	1.29E+08	1.52E+08	184.2813	163.8940	614281.0
1985	1.21E+08	1.48E+08	198.3956	177.4693	622408.0
1986	1.30E+08	1.57E+08	161.7668	193.4694	637073.0
1987	1.39E+08	1.59E+08	142.7449	203.9912	658569.0
1988	1.37E+08	1.59E+08	140.3703	214.4852	683152.0
1989	1.31E+08	1.56E+08	145.2445	228.5309	707974.0

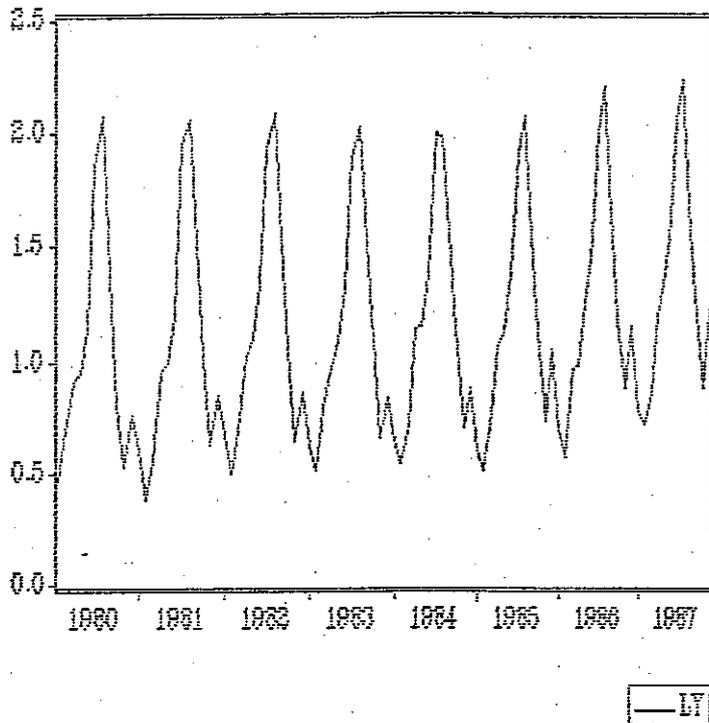
Date: 5-10-1991 / Time: 8:41
 SMPL range: 1979.01 - 1987.12
 Number of observations: 108
 Smoothing Method: Double exponential
 Original Series: EXTRANS Forecast Series: EXTRANSF

Parameters: ALPHA	0.110
Sum of squared residuals	4.268595
Root mean squared error	0.198806
End of period levels: MEAN	3.902688
TREND	0.022844

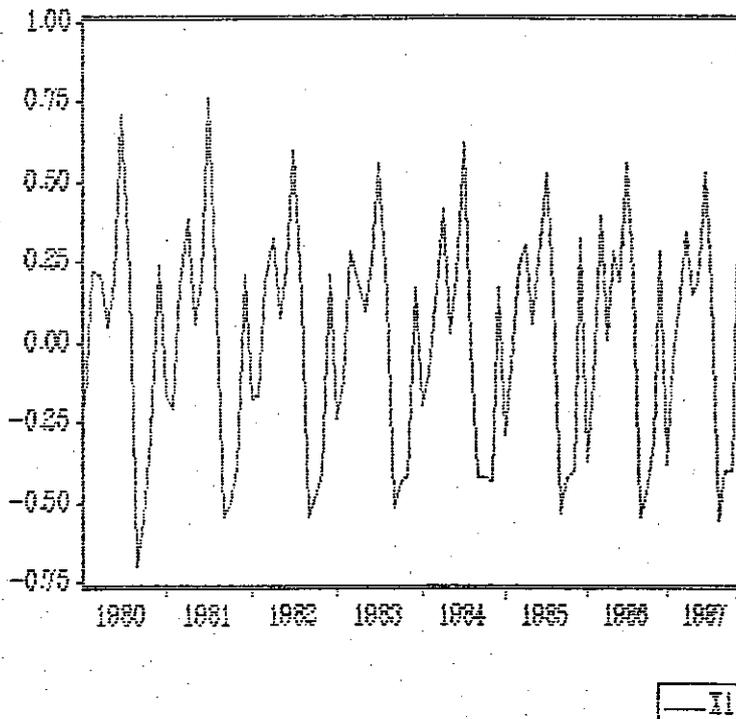




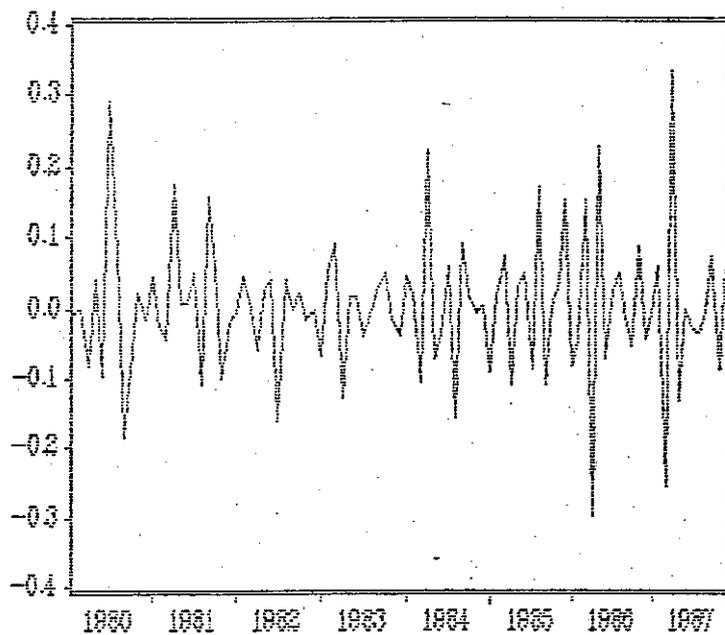
TRANSFORMACION LOGARITMICA DE LA SERIE EXTRAY



PRIMERA DIFERENCIA DE LA SERIE TRANSFORMADA



PRIMERA DIFERENCIA ESTACIONAL



— 12

IDENT X2

Date: 5-10-1991 / Time: 9:04

SMPL range: 1980.02 - 1987.12

Number of observations: 95

```

=====
Autocorrelations      Partial Autocorrelations      ac      pac
=====
ñ      *****ñ      ñ      *****ñ      ñ  1 -0.516 -0.516
ñ      .  ñ      .      ñ      *****ñ      ñ  2  0.017 -0.339
ñ      .  ñ*     .      ñ      .  *ñ      .      ñ  3  0.111 -0.081
ñ      .  ***ñ    .      ñ      *****ñ    .      ñ  4 -0.222 -0.276
ñ      .  ñ**   .      ñ      .  **ñ      .      ñ  5  0.171 -0.127
ñ      .  ñ*     .      ñ      .  ñ*     .      ñ  6  0.057  0.082
ñ      .  **ñ    .      ñ      .  *ñ      .      ñ  7 -0.185 -0.078
ñ      .  ñ*     .      ñ      .  **ñ    .      ñ  8  0.069 -0.158
ñ      .  ñ**   .      ñ      .  ñ*     .      ñ  9  0.119  0.107
ñ      .  ***ñ    .      ñ      .  *ñ      .      ñ 10 -0.222 -0.097
ñ      .  ñ****   .      ñ      .  ñ**   .      ñ 11  0.294  0.147
ñ      .  *****ñ .      ñ      .  **ñ    .      ñ 12 -0.317 -0.181
ñ      .  ñ**   .      ñ      .  ñ      .      ñ 13  0.139 -0.014
ñ      .  ñ*     .      ñ      .  ñ      .      ñ 14  0.083  0.014
ñ      .  **ñ    .      ñ      .  ñ      .      ñ 15 -0.144 -0.018
ñ      .  ñ*     .      ñ      .  *ñ      .      ñ 16  0.056 -0.111
ñ      .  ñ      .      ñ      .  *ñ      .      ñ 17  0.004 -0.044
ñ      .  ñ      .      ñ      .  ñ      .      ñ 18 -0.014  0.034
ñ      .  *ñ      .      ñ      .  ***ñ    .      ñ 19 -0.095 -0.255
ñ      .  ñ****   .      ñ      .  ñ      .      ñ 20  0.221  0.019
ñ      .  *****ñ .      ñ      .  ñ      .      ñ 21 -0.217 -0.001
ñ      .  ñ*     .      ñ      .  *ñ      .      ñ 22  0.105 -0.109
ñ      .  ñ*     .      ñ      .  ñ**   .      ñ 23  0.090  0.147
ñ      .  ***ñ    .      ñ      .  *****ñ .      ñ 24 -0.259 -0.206
ñ      .  ñ**   .      ñ      .  *ñ      .      ñ 25  0.184 -0.072
ñ      .  ñ      .      ñ      .  ñ      .      ñ 26 -0.008 -0.015
ñ      .  ñ      .      ñ      .  ñ      .      ñ 27 -0.063 -0.026
ñ      .  *ñ      .      ñ      .  ñ      .      ñ 28  0.080 -0.038
ñ      .  ñ*     .      ñ      .  .  *ñ      .      ñ 29 -0.059 -0.101
ñ      .  *ñ      .      ñ      .  ñ      .      ñ 30 -0.059  0.006
ñ      .  ñ****   .      ñ      .  ñ      .      ñ 31  0.216 -0.013
ñ      .  *****ñ .      ñ      .  ñ      .      ñ 32 -0.207 -0.015
ñ      .  ñ**   .      ñ      .  .  ñ**   .      ñ 33  0.119  0.121
ñ      .  ñ*     .      ñ      .  .  ñ      .      ñ 34  0.039  0.033
ñ      .  ***ñ    .      ñ      .  .  ñ      .      ñ 35 -0.231 -0.022
ñ      .  ñ****   .      ñ      .  .  ñ      .      ñ 36  0.291  0.013
=====
Q-Statistic (36 lags) 112.727      S.E. of Correlations 0.103
=====

```

LS // Dependent Variable is X2
 Date: 5-10-1991 / Time: 9:08
 SMPL range: 1982.02 - 1987.12
 Number of observations: 71
 Convergence achieved after 4 iterations

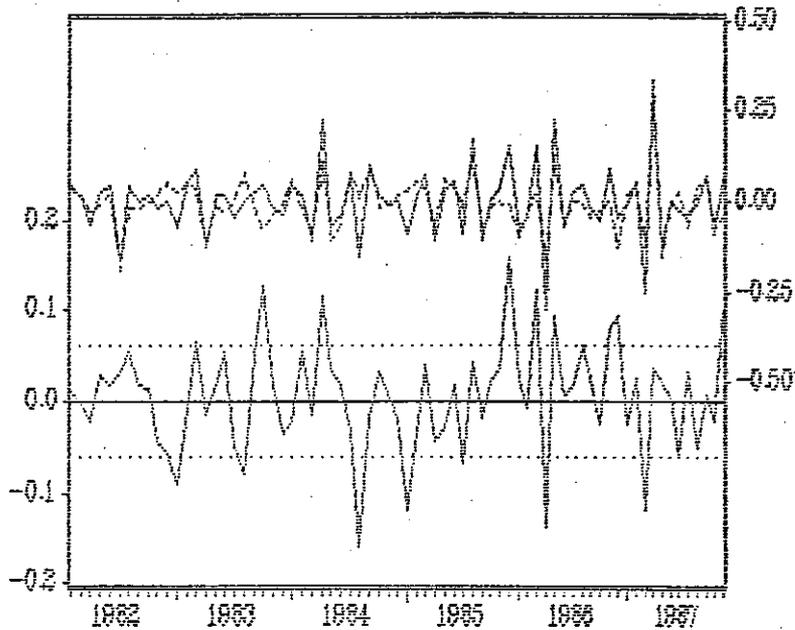
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
MA(1)	-0.7752320	0.1245657	-6.2234765	0.000
AR(12)	-0.4816535	0.0844639	-5.7024773	0.000
AR(24)	-0.5328672	0.0873143	-6.1028624	0.000

```
=====
```

R-squared	0.625903	Mean of dependent var	-0.000181
Adjusted R-squared	0.614901	S.D. of dependent var	0.099875
S.E. of regression	0.061979	Sum of squared resid	0.261215
Durbin-Watson stat	1.998847	F-statistic	56.88561
Log likelihood	98.23611		

```
=====
```



— RESIDUAL — ACTUAL - - - FITTED

IDENT RESID

Date: 5-10-1991 / Time: 9:10

SMPL range: 1980.02 - 1987.12

Number of observations: 95

Autocorrelations		Partial Autocorrelations		ac	pac
ñ	*ñ	ñ	*ñ	ñ 1	-0.091 -0.091
ñ	**ñ	ñ	**ñ	ñ 2	-0.148 -0.157
ñ	ñ	ñ	*ñ	ñ 3	-0.033 -0.065
ñ	**ñ	ñ	**ñ	ñ 4	-0.116 -0.156
ñ	ñ**	ñ	ñ*	ñ 5	0.126 0.084
ñ	ñ*	ñ	ñ*	ñ 6	0.100 0.082
ñ	**ñ	ñ	**ñ	ñ 7	-0.154 -0.119
ñ	ñ	ñ	ñ	ñ 8	0.030 0.027
ñ	ñ*	ñ	ñ*	ñ 9	0.055 0.060
ñ	**ñ	ñ	**ñ	ñ 10	-0.178 -0.177
ñ	ñ*	ñ	ñ	ñ 11	0.071 0.006
ñ	*ñ	ñ	*ñ	ñ 12	-0.052 -0.069
ñ	ñ	ñ	ñ	ñ 13	0.010 0.017
ñ	ñ*	ñ	ñ	ñ 14	0.106 0.028
ñ	**ñ	ñ	*ñ	ñ 15	-0.118 -0.073
ñ	**ñ	ñ	**ñ	ñ 16	-0.167 -0.163
ñ	ñ	ñ	*ñ	ñ 17	-0.008 -0.110
ñ	ñ	ñ	*ñ	ñ 18	0.000 -0.051
ñ	*ñ	ñ	**ñ	ñ 19	-0.053 -0.162
ñ	ñ*	ñ	ñ	ñ 20	0.087 -0.009
ñ	ñ	ñ	ñ*	ñ 21	-0.001 0.047
ñ	*ñ	ñ	**ñ	ñ 22	-0.079 -0.119
ñ	ñ	ñ	*ñ	ñ 23	-0.036 -0.112
ñ	ñ	ñ	ñ	ñ 24	0.024 0.025
ñ	ñ*	ñ	ñ*	ñ 25	0.111 0.064
ñ	ñ*	ñ	ñ*	ñ 26	0.111 0.040
ñ	ñ	ñ	ñ	ñ 27	-0.021 0.029
ñ	*ñ	ñ	ñ	ñ 28	-0.059 0.000
ñ	ñ	ñ	*ñ	ñ 29	-0.028 -0.066
ñ	ñ	ñ	*ñ	ñ 30	-0.036 -0.063
ñ	ñ**	ñ	ñ*	ñ 31	0.116 0.050
ñ	ñ	ñ	ñ	ñ 32	0.027 -0.033
ñ	ñ*	ñ	ñ*	ñ 33	0.048 0.075
ñ	ñ*	ñ	ñ*	ñ 34	0.058 0.071
ñ	**ñ	ñ	*ñ	ñ 35	-0.116 -0.105
ñ	ñ	ñ	ñ	ñ 36	-0.030 -0.010

Q-Statistic (36 lags) 26.069 S.E. of Correlations 0.103

LS // Dependent Variable is EXTRAN

Date: 2-26-1992 / Time: 16:44

SMPL range: 1979.02 - 1987.12

Number of observations: 107

```
=====
```

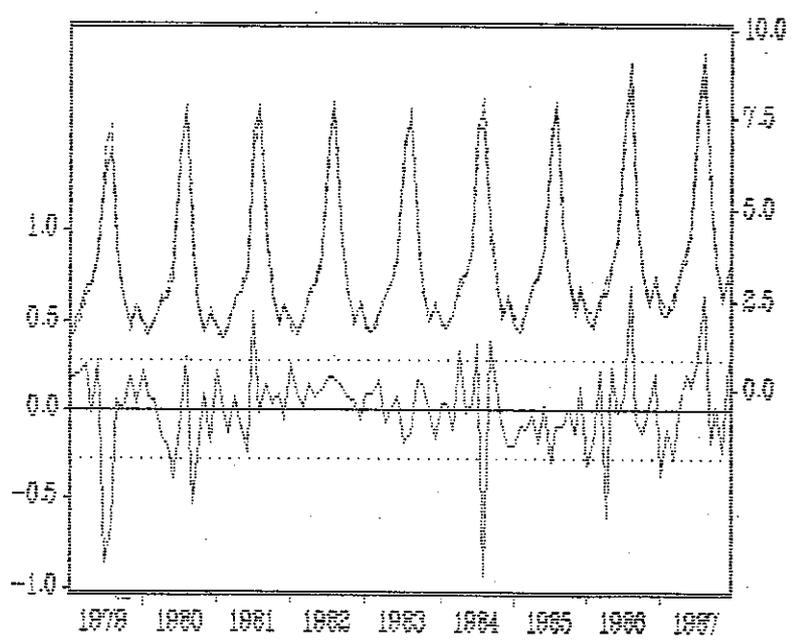
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-3.7502730	0.7659938	-4.8959574	0.000
F3	0.5393440	0.1173191	4.5972401	0.000
F4	1.0464766	0.1093392	9.5709220	0.000
F5	1.0565319	0.1228118	8.6028542	0.000
F6	1.7371557	0.1352493	12.844097	0.000
F7	4.5112120	0.1845817	24.440192	0.000
F8	4.3948660	0.4338238	10.130533	0.000
F9	0.6448953	0.5245161	1.2295052	0.222
F10	0.2125831	0.2436229	0.8725909	0.385
F11	-0.0612341	0.1281498	-0.4778324	0.634
F12	0.8724954	0.1102723	7.9121902	0.000
EXTRAN(-1)	0.3815698	0.0882190	4.3252553	0.000
PIB8OEPC	0.0064457	0.0012154	5.3034833	0.000

```
=====
```

```
=====
```

R-squared	0.984289	Mean of dependent var	3.573753
Adjusted R-squared	0.982283	S.D. of dependent var	1.991430
S.E. of regression	0.265067	Sum of squared resid	6.604470
Durbin-Watson stat	2.094862	F-statistic	490.7577
Log likelihood	-2.824524		

```
=====
```

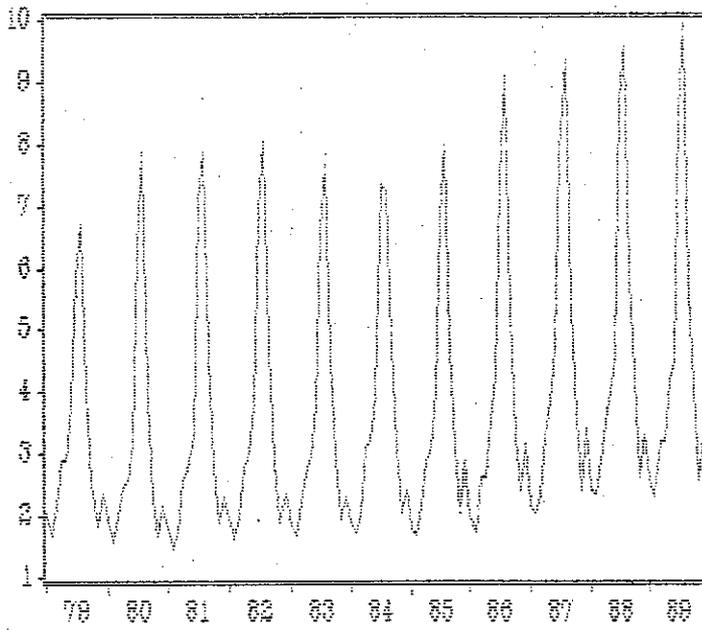


— RESIDUAL — ACTUAL --- FITTED

```

=====
obs                                EXTRAN
=====
1979.01  2.042190  1.709543  2.141265  2.869457  2.895520  3.867278
1979.07  5.881384  6.744742  4.025115  2.512156  1.838606  2.375220
1980.01  1.926215  1.599149  1.995489  2.467354  2.590503  3.138153
1980.07  6.389443  7.919709  3.937921  2.250079  1.680699  2.132102
1981.01  1.808151  1.464866  1.748698  2.571631  2.719120  3.315464
1981.07  7.100990  7.872830  4.568445  2.766701  1.869674  2.322753
1982.01  1.956108  1.655762  2.000711  2.768815  2.998042  3.810388
1982.07  6.953828  8.040918  4.665211  2.881237  1.912437  2.367684
1983.01  1.861374  1.660730  2.199483  2.671888  2.943001  3.797188
1983.07  6.645627  7.674030  4.590932  2.972699  1.939699  2.306683
1984.01  1.893032  1.727653  2.057087  3.124812  3.197066  3.966746
1984.07  7.365809  7.262045  4.765686  3.129638  2.028559  2.413525
1985.01  1.809238  1.679790  2.149235  2.919590  3.079927  4.019152
1985.07  6.837385  8.002015  4.696554  3.093360  2.073529  2.875588
1986.01  1.984935  1.760252  2.626673  2.645591  3.501433  4.248450
1986.07  7.403956  9.102854  5.253947  3.279344  2.398096  3.183262
1987.01  2.178426  2.047278  2.372760  3.337538  3.864519  4.672446
1987.07  7.911943  9.376459  5.368966  3.602793  2.411988  3.399758
1988.01  2.412358  2.362577  2.920339  3.505098  4.000187  4.515161
1988.07  8.735355  9.684267  5.818146  4.243678  2.624818  3.356166
1989.01  2.597707  2.335168  3.199704  3.195122  4.219202  4.475617
1989.07  8.513964  9.927516  5.647302  4.057131  2.577443  3.311686
=====

```



— EITRAK

LS // Dependent Variable is PPER85

Date: 1-17-1992 / Time: 22:11

SMPL range: 1 - 17

Number of observations: 17

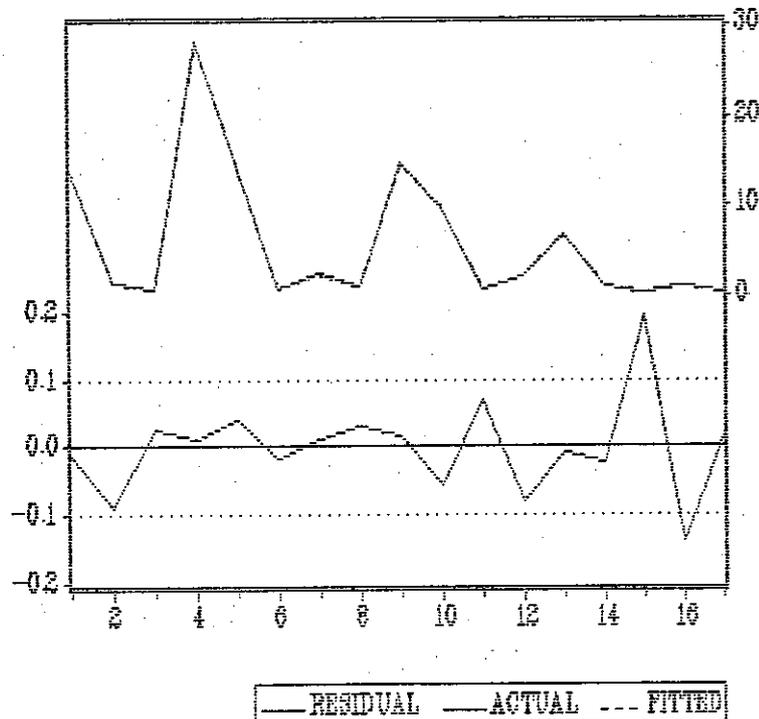
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.4321514	0.2861415	1.5102714	0.165
PPER80	0.4618909	0.0273135	16.910690	0.000
PPA85	0.0240733	0.0059160	4.0691590	0.003
PPMA85	0.2087633	0.0156168	13.367853	0.000
PPB85	0.1317781	0.0080076	16.456560	0.000
PPMB85	0.1292461	0.0239189	5.4035154	0.000
PRT85	-0.0059690	0.0034238	-1.7433604	0.115
DCLIM	1.3184495	0.1527236	8.6329111	0.000

```
=====
```

R-squared	0.999914	Mean of dependent var	5.882353
Adjusted R-squared	0.999847	S.D. of dependent var	7.855070
S.E. of regression	0.097233	Sum of squared resid	0.085089
Durbin-Watson stat	3.044721	F-statistic	14916.04
Log likelihood	20.90485		

```
=====
```



LS // Dependent Variable is PPER90

Date: 11-20-1991 / Time: 13:35

SMPL range: 1 - 17

Number of observations: 17

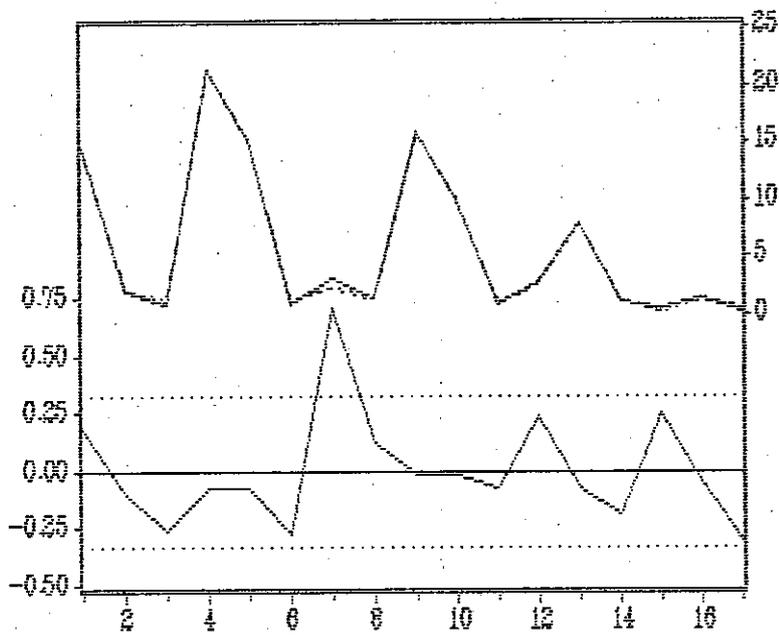
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	1.2156785	0.4547310	2.6734014	0.025
PPER85	0.4628608	0.1310507	3.5319209	0.006
PPA90	0.1425832	0.0223997	6.3654086	0.000
PPMA90	0.0612652	0.0380548	1.6099219	0.142
PPB90	0.1157413	0.0326552	3.5443477	0.006
PPMB90	-0.0073968	0.0950374	-0.0778299	0.940
PRT90	-0.0095183	0.0053700	-1.7724993	0.110
DCLIM	3.1337234	0.4820335	6.5010488	0.000

```
=====
```

R-squared	0.998690	Mean of dependent var	5.882354
Adjusted R-squared	0.997672	S.D. of dependent var	6.830128
S.E. of regression	0.329550	Sum of squared resid	0.977428
Durbin-Watson stat	2.108418	F-statistic	980.5467
Log likelihood	0.154419		

```
=====
```



— RESIDUAL — ACTUAL - - - FITTED

LS // Dependent Variable is LPPER85

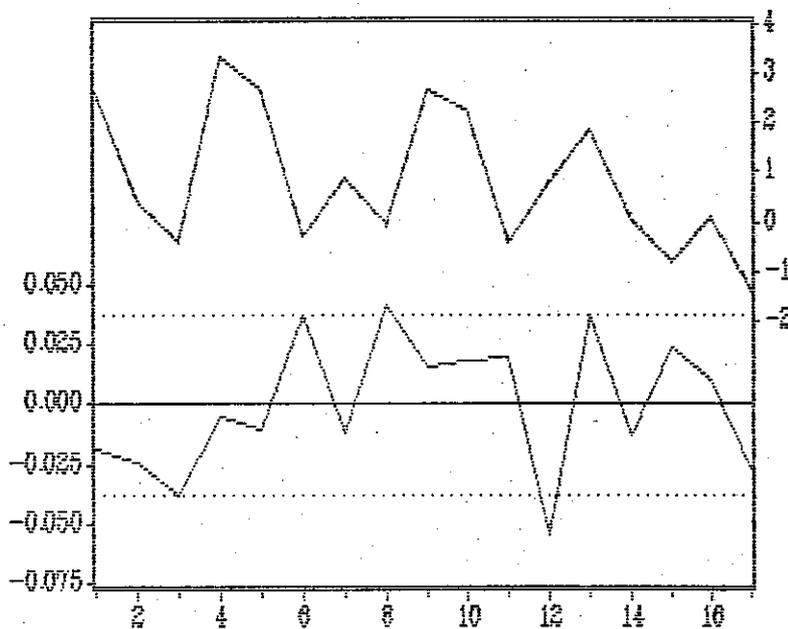
Date: 11-20-1991 / Time: 13:45

SMPL range: 1 - 17

Number of observations: 17

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	1.3887318	0.6100925	2.2762644	0.049
LPPER80	0.7199075	0.0486074	14.810647	0.000
LPPA85	0.0593159	0.0176125	3.3678317	0.008
LPPMA85	0.2383696	0.0359388	6.6326463	0.000
LPPB85	0.0840413	0.0346378	2.4262905	0.038
LPPMB85	-0.0346081	0.0468159	-0.7392390	0.479
LPRT85	-0.3511968	0.1380493	-2.5439959	0.032
DCLIM	0.1608847	0.0519510	3.0968566	0.013

R-squared	0.999621	Mean of dependent var	0.853531
Adjusted R-squared	0.999327	S.D. of dependent var	1.448819
S.E. of regression	0.037595	Sum of squared resid	0.012721
Durbin-Watson stat	2.298066	F-statistic	3393.283
Log likelihood	37.05888		



— RESIDUAL — ACTUAL --- FITTED

LS // Dependent Variable is LPPER90

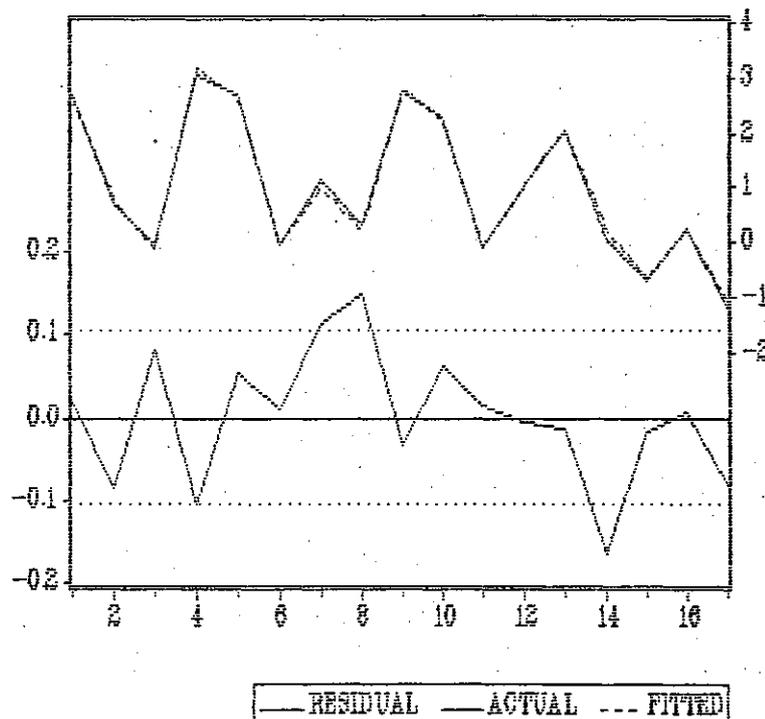
Date: 11-20-1991 / Time: 13:47

SMPL range: 1 - 17

Number of observations: 17

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	1.0561876	0.8758159	1.2059470	0.259
LPPER85	0.9275392	0.1690903	5.4854669	0.000
LPPA90	0.1699694	0.0613863	2.7688467	0.022
LPPMA90	-0.0589653	0.0986359	-0.5978082	0.565
LPPB90	0.0874686	0.0834852	1.0477133	0.322
LPPMB90	-0.1538385	0.1347918	-1.1413046	0.283
LPRT90	-0.2136661	0.1983570	-1.0771795	0.309
DCLIM	0.0258669	0.1600915	0.1615756	0.875

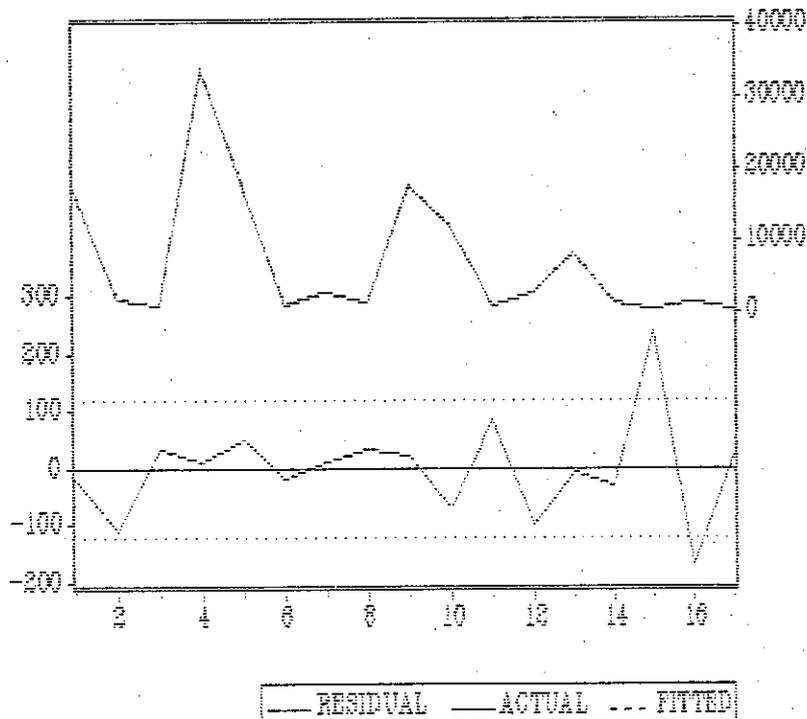
R-squared	0.996459	Mean of dependent var	1.005424
Adjusted R-squared	0.993705	S.D. of dependent var	1.341922
S.E. of regression	0.106466	Sum of squared resid	0.102015
Durbin-Watson stat	2.039961	F-statistic	361.8387
Log likelihood	19.36277		



LS // Dependent Variable is PER85
 Date: 3-16-1992 / Time: 15:28
 SMPL range: 1 - 17
 Number of observations: 17

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	522.97208	346.27579	1.5102762	0.165
PER80	0.5796051	0.0342745	16.910702	0.000
PTT85	67.203386	4.0836754	16.456593	0.000
PTA85	42.826447	29.081546	1.4726331	0.175
PTMA85	161.81450	16.870521	9.5915532	0.000
PTMB85	-4.2165644	13.493493	-0.3124887	0.762
PRT85	-7.2234327	4.1433872	-1.7433641	0.115
DCLIM	1595.5391	184.81934	8.6329661	0.000

R-squared	0.999914	Mean of dependent var	7118.577
Adjusted R-squared	0.999847	S.D. of dependent var	9505.876
S.E. of regression	117.6675	Sum of squared resid	124610.9
Durbin-Watson stat	3.044717	F-statistic	14916.10
Log likelihood	-99.76973		



LS // Dependent Variable is PER90
 Date: 3-16-1992 / Time: 15:32
 SMPL range: 1 - 17
 Number of observations: 17

```
=====
```

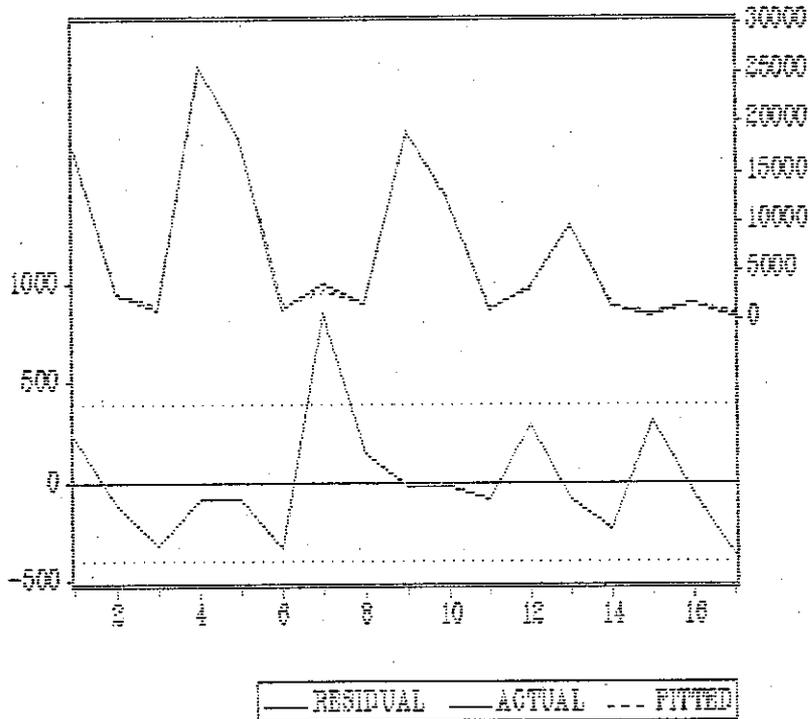
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	1457.3492	545.12977	2.6733987	0.025
PER85	0.4585169	0.1298205	3.5319289	0.006
PTT90	54.626942	15.412347	3.5443623	0.006
PTA90	536.90126	99.844521	5.3773732	0.000
PTMA90	5.4077010	36.308100	0.1489392	0.885
PTMB90	-57.310226	43.084201	-1.3301912	0.216
PRT90	-11.410444	6.4374943	-1.7724977	0.110
DCLIM	3756.6909	577.86052	6.5010341	0.000

```
=====
```

```
=====
```

R-squared	0.998690	Mean of dependent var	7051.748
Adjusted R-squared	0.997672	S.D. of dependent var	8187.936
S.E. of regression	395.0631	Sum of squared resid	1404674.
Durbin-Watson stat	2.108419	F-statistic	980.5479
Log likelihood	-120.3598		

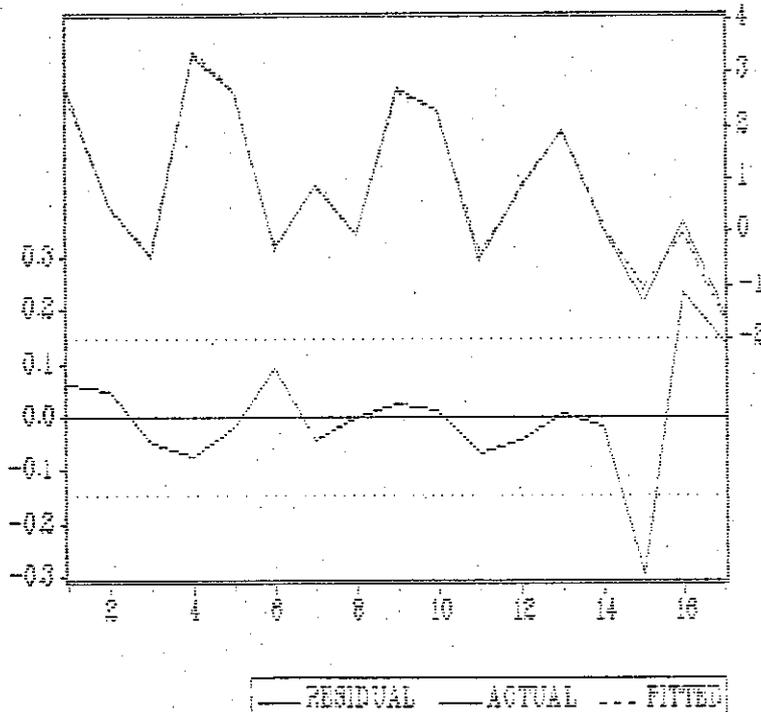
```
=====
```



LS // Dependent Variable is LYFO
 Date: 3-28-1992 / Time: 18:41
 SMPL range: 1 - 17
 Number of observations: 17

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	1.8921314	2.3808751	0.7947210	0.447
LPPER80	1.0005666	0.1896896	5.2747567	0.001
LPPA85	0.0207880	0.0687324	0.3024486	0.769
LPPMA85	0.2581020	0.1402507	1.8402901	0.099
LPPB85	0.1163942	0.1351734	0.8610737	0.412
LPPMB85	-0.2751393	0.1826982	-1.5059767	0.166
LPRT85	-0.4869611	0.5387349	-0.9038974	0.390
DCLIM	0.1434588	0.2027378	0.7076075	0.497

R-squared	0.994660	Mean of dependent var	0.819427
Adjusted R-squared	0.990507	S.D. of dependent var	1.505802
S.E. of regression	0.146715	Sum of squared resid	0.193727
Durbin-Watson stat	2.186892	F-statistic	239.4887
Log likelihood	13.91146		



LS // Dependent Variable is X1

Date: 3-28-1992 / Time: 18:47

SMPL range: 1 - 17

Number of observations: 17

```
=====
```

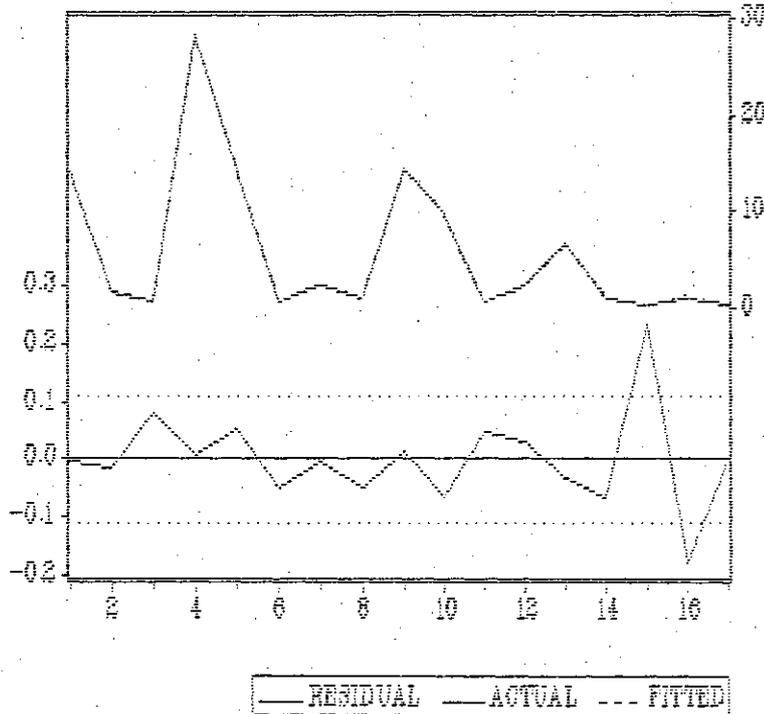
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.7271253	0.3284183	2.2140215	0.054
PPER80	0.4280271	0.0313491	13.653585	0.000
PPA85	0.0102653	0.0067901	1.5118039	0.165
PPMA85	0.2531699	0.0179242	14.124501	0.000
PPB85	0.1145917	0.0091907	12.468162	0.000
PPMB85	0.1715369	0.0274528	6.2484195	0.000
PRT85	-0.0095195	0.0039297	-2.4224316	0.038
DCLIM	1.0186132	0.1752882	5.8110760	0.000

```
=====
```

```
=====
```

R-squared	0.999887	Mean of dependent var	5.884719
Adjusted R-squared	0.999800	S.D. of dependent var	7.883222
S.E. of regression	0.111599	Sum of squared resid	0.112090
Durbin-Watson stat	3.093628	F-statistic	11403.98
Log likelihood	18.56222		

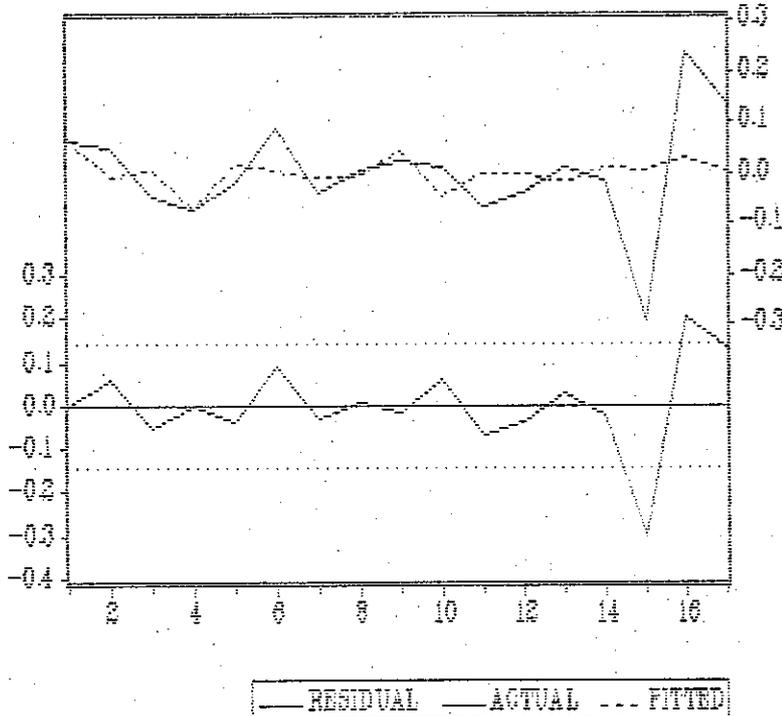
```
=====
```



LS // Dependent Variable is E2
 Date: 3-28-1992 / Time: 18:44
 SMPL range: 1 - 17
 Number of observations: 17

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.0120357	0.4137692	-0.0290879	0.977
PPER80	-0.0290132	0.0394962	-0.7345814	0.481
PPA85	-0.0002223	0.0085548	-0.0259889	0.980
PPMA85	0.0107829	0.0225824	0.4774919	0.644
PPB85	0.0008537	0.0115793	0.0737284	0.943
FPMB85	0.0191927	0.0345874	0.5549052	0.592
PRT85	0.0001795	0.0049510	0.0362469	0.972
DCLIM	-0.0481633	0.2208429	-0.2180883	0.832

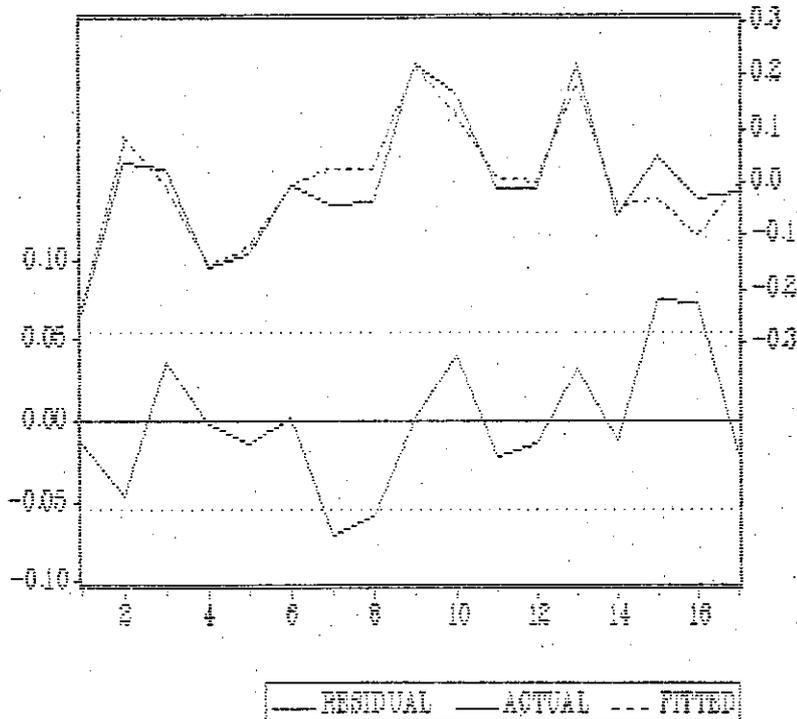
R-squared	0.081586	Mean of dependent var	3.33E-08
Adjusted R-squared	-0.632736	S.D. of dependent var	0.110036
S.E. of regression	0.140602	Sum of squared resid	0.177921
Durbin-Watson stat	2.340963	F-statistic	0.114215
Log likelihood	14.63488		



LS // Dependent Variable is E4
 Date: 3-28-1992 / Time: 18:49
 SMPL range: 1 - 17
 Number of observations: 17

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
F0	0.1638005	0.4449420	0.3681389	0.721
F1	0.0923562	0.0352892	2.6171221	0.028
F2	0.0287253	0.0139867	2.0537578	0.070
F3	-0.0612066	0.0370500	-1.6520000	0.133
F4	-0.0557956	0.0252643	-2.2084742	0.055
F5	0.0009720	0.0165311	0.0587955	0.954
F6	-0.0412297	0.1039474	-0.3966402	0.701
F7	0.0222841	0.0153983	1.4471767	0.182

R-squared	0.883724	Mean of dependent var	-0.002366
Adjusted R-squared	0.793286	S.D. of dependent var	0.122683
S.E. of regression	0.055779	Sum of squared resid	0.028002
Durbin-Watson stat	1.649929	F-statistic	9.771674
Log likelihood	30.35205		



LS // Dependent Variable is LYFO
 Date: 3-28-1992 / Time: 18:58
 SMPL range: 1 - 17
 Number of observations: 17

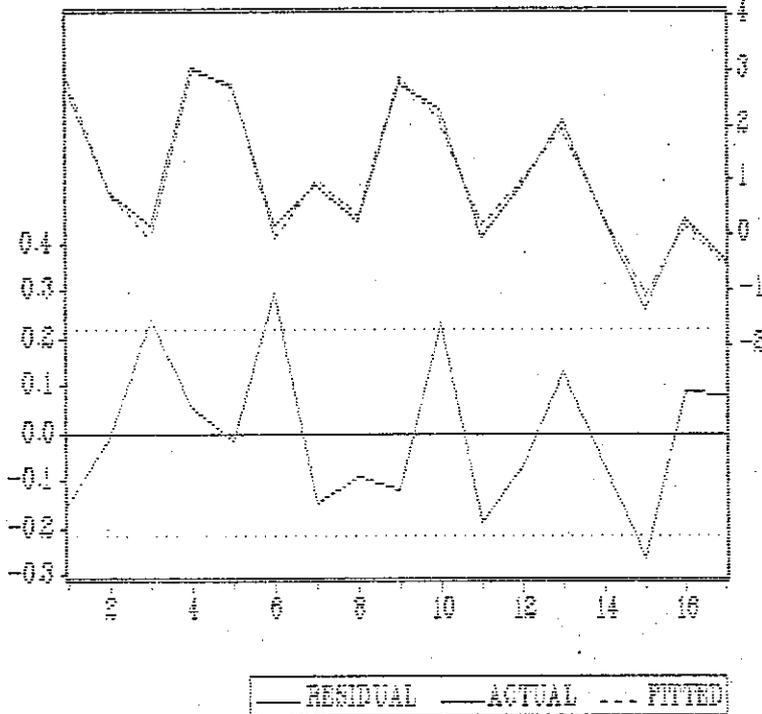
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	7.0062463	1.7803812	3.9352507	0.003
LPPER85	0.8363768	0.3437311	2.4332299	0.038
LPPA90	0.3582088	0.1247878	2.8705443	0.018
LPPMA90	0.0143148	0.2005095	0.0713922	0.945
LPPB90	-0.1892313	0.1697110	-1.1150212	0.294
LPPMB90	-0.2303613	0.2740083	-0.8407093	0.422
LPRT90	-1.5756219	0.4032252	-3.9075482	0.004
DCLIM	0.7053615	0.3254380	2.1674219	0.058

```
=====
```

R-squared	0.984833	Mean of dependent var	1.028085
Adjusted R-squared	0.973037	S.D. of dependent var	1.318036
S.E. of regression	0.216427	Sum of squared resid	0.421564
Durbin-Watson stat	2.355570	F-statistic	83.48685
Log likelihood	7.302512		

```
=====
```



LS // Dependent Variable is X1
 Date: 3-28-1992 / Time: 19:02
 SMPL range: 1 - 17
 Number of observations: 17

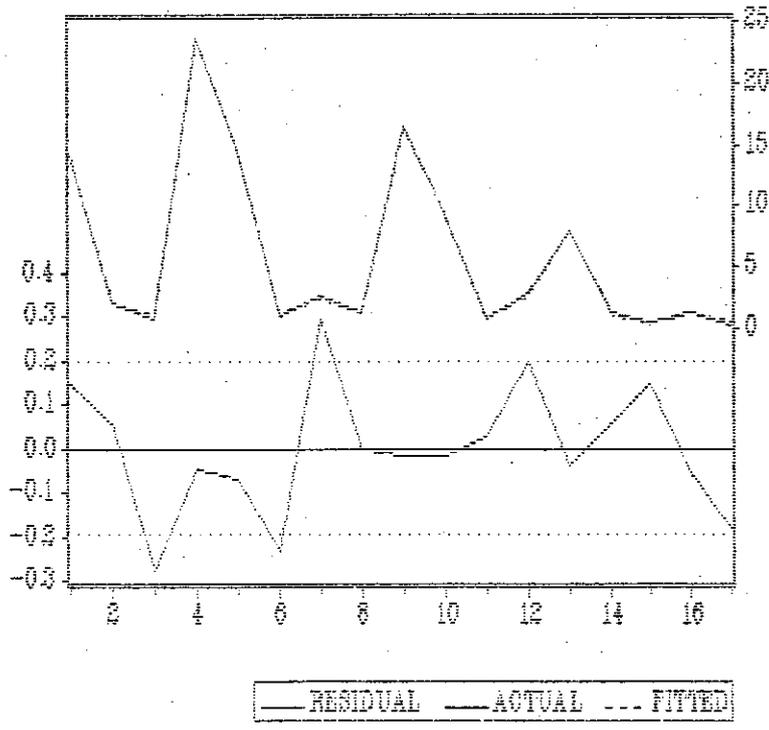
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.7912055	0.2746831	2.8804307	0.018
PPER85	0.4730971	0.0791620	5.9763157	0.000
PPA90	0.1337151	0.0135307	9.8823660	0.000
PPMA90	0.0599949	0.0229872	2.6099240	0.028
PPB90	0.1471681	0.0197256	7.4607855	0.000
PPMB90	0.0727483	0.0574079	1.2672184	0.237
PRT90	-0.0059742	0.0032438	-1.8417618	0.099
DCLIM	1.5346896	0.2911753	5.2706721	0.001

```
=====
```

R-squared	0.999561	Mean of dependent var	5.947598
Adjusted R-squared	0.999220	S.D. of dependent var	7.129379
S.E. of regression	0.199067	Sum of squared resid	0.356648
Durbin-Watson stat	2.089685	F-statistic	2930.474
Log likelihood	8.723917		

```
=====
```



LS // Dependent Variable is E2

Date: 3-28-1992 / Time: 19:00

SMPL range: 1 - 17

Number of observations: 17

```
=====
```

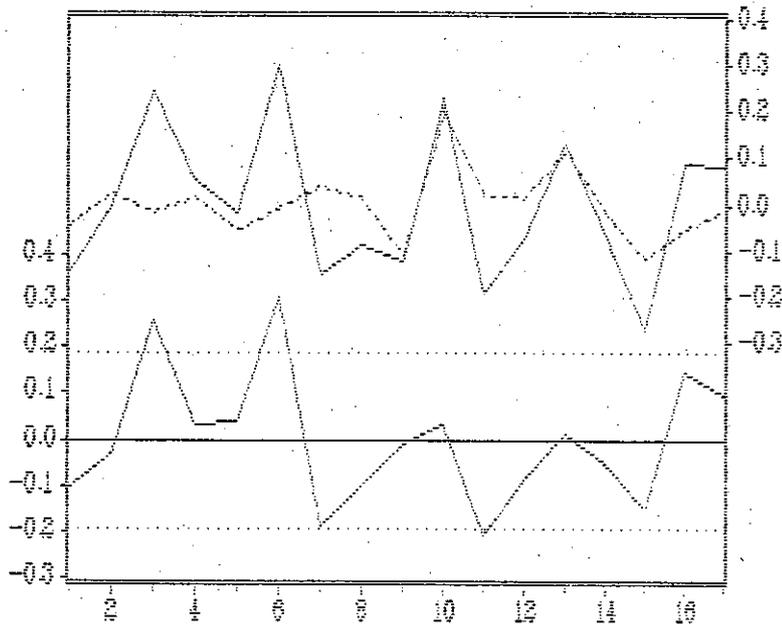
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.1540665	0.2636176	0.5844317	0.573
PPER85	0.0908144	0.0759730	1.1953516	0.262
PPA90	0.0046789	0.0129856	0.3603160	0.727
PPMA90	-0.0320957	0.0220612	-1.4548474	0.180
PPB90	-0.0099323	0.0189309	-0.5246579	0.612
PPMB90	-0.0551827	0.0550953	-1.0015864	0.343
PRT90	-0.0019395	0.0031131	-0.6230266	0.549
DCLIM	0.0745745	0.2794455	0.2668660	0.796

```
=====
```

```
=====
```

R-squared	0.220780	Mean of dependent var	-1.26E-09
Adjusted R-squared	-0.385280	S.D. of dependent var	0.162320
S.E. of regression	0.191047	Sum of squared resid	0.328492
Durbin-Watson stat	2.005533	F-statistic	0.364287
Log likelihood	9.422927		

```
=====
```

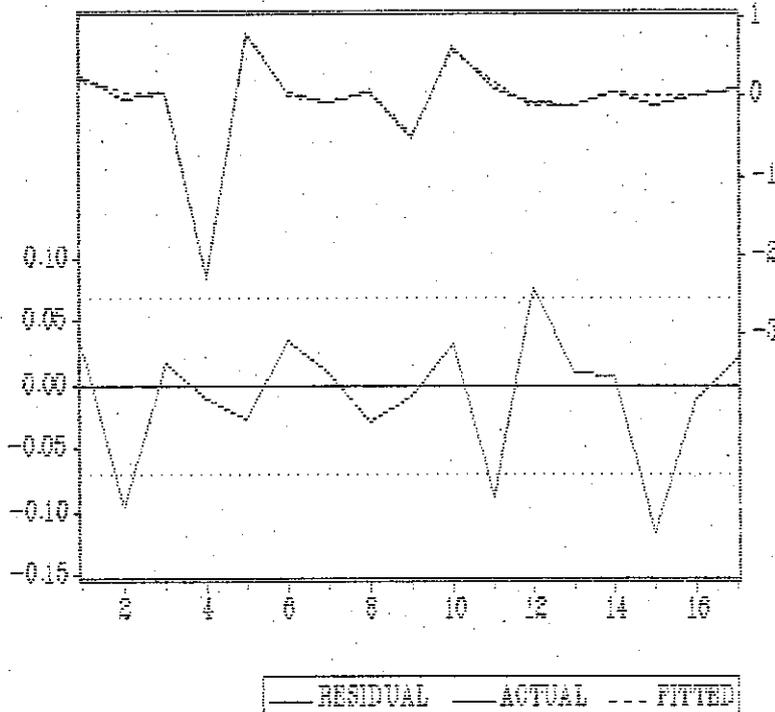


— RESIDUAL — ACTUAL ... FITTED

LS // Dependent Variable is E4
 Date: 3-28-1992 / Time: 19:04
 SMPL range: 1 - 17
 Number of observations: 17

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
F0	1.2566762	0.6384302	1.9683848	0.081
F1	0.1486122	0.0702877	2.1143404	0.064
F2	0.0625210	0.0163973	3.8128809	0.004
F3	-0.0983073	0.0253077	-3.8844816	0.004
F4	-0.1641333	0.0504579	-3.2528777	0.010
F5	-0.1077954	0.0350820	-3.0726681	0.013
F6	-0.2745701	0.1464955	-1.8742557	0.094
F7	0.3880508	0.0691278	5.6135291	0.000

R-squared	0.993582	Mean of dependent var	-0.065244
Adjusted R-squared	0.988591	S.D. of dependent var	0.646288
S.E. of regression	0.069032	Sum of squared resid	0.042888
Durbin-Watson stat	2.609611	F-statistic	199.0593
Log likelihood	26.72820		



PERNOCTACIONES DE LOS VIAJEROS SEGUN SU NACIONALIDAD POR CC.AA. (1980)

CC.AA.	ALEMANIA	FRANCIA	INGLATERRA	BENELUX	P. ESCANDI.	RESTO EUROPA	EE.UU. Y CANADA	OTROS PAISES	ESPAÑA	TOTAL
ANDALUCIA.....	1.146.983	1.023.907	1.276.135	891.331	271.576	545.554	606.271	489.115	6.220.786	12.471.658
ARAGON	13.743	36.047	21.082	7.596	1.366	21.568	10.341	12.367	1.632.424	1.756.534
ASTURIAS (P. DE)	5.677	5.603	4.320	2.091	1.418	5.879	4.136	13.146	678.767	721.037
BALEARES.....	10.383.742	2.255.471	9.669.964	1.915.368	1.700.359	1.574.910	111.203	190.423	2.754.990	30.556.430
CANARIAS	3.979.849	584.532	2.501.167	837.622	740.383	612.550	52.763	263.241	3.122.041	12.694.148
CANTABRIA	14.780	10.878	21.588	4.702	1.161	7.256	5.503	10.218	683.840	759.926
CAST.-LEON	29.141	62.038	21.818	17.191	2.655	55.127	18.584	20.867	2.544.654	2.772.075
CAST.-MANCHA(LA)	18.199	39.172	12.351	8.992	1.395	21.286	22.591	16.526	954.572	1.095.084
CATALUÑA	1.908.739	915.166	1.260.726	753.330	113.472	606.997	145.306	446.584	4.955.089	11.105.409
C. VALENCIANA...	352.277	320.214	3.124.883	610.710	215.810	112.204	52.322	118.539	4.338.388	9.245.347
EXTREMADURA	5.808	10.910	4.389	3.643	3.355	29.327	8.071	5.276	690.220	760.999
GALICIA	24.970	19.634	11.799	8.865	1.892	80.331	14.166	32.761	2.195.883	2.390.301
MADRID (C.A.)...	122.155	155.889	137.492	60.454	48.616	378.646	533.550	1.196.119	4.580.790	7.213.711
MURCIA (R. DE)..	89.073	17.048	11.419	41.224	2.828	10.540	3.937	7.554	885.365	1.068.988
C.P. NAVARRA	3.450	12.366	4.565	2.472	612	4.084	2.309	1.852	398.063	429.773
PAIS VASCO	31.340	48.641	24.179	14.440	5.430	42.282	22.605	46.997	869.333	1.105.247
RIOJA (LA).....	1.668	3.374	2.265	1.235	556	1.677	999	1.206	278.420	291.400
	18.131.594	5.520.890	18.110.142	5.181.266	3.112.884	4.110.218	1.614.657	2.872.791	37.783.625	96.438.067

PERNOCTACIONES DE LOS VIAJEROS SEGUN SU NACIONALIDAD POR CC.AA. (1985)

CC.AA.	ALEMANIA	FRANCIA	INGLATERRA	BENELUX	P.ESCANDI.	RESTO EUROPA	EE.UU. Y CANADA	OTROS PAISES	ESPAÑA	TOTAL
ANDALUCIA.....	1.793.060	862.016	3.185.717	962.908	537.762	776.121	1.202.035	635.611	6.735.164	16.690.394
ARAGON	17.350	44.008	36.978	8.279	4.308	37.826	25.436	14.183	1.707.446	1.895.814
ASTURIAS (P. DE)	9.702	4.391	5.305	1.957	587	5.728	4.813	13.518	734.866	780.867
BALEARES.....	11.311.484	2.515.114	11.136.830	1.605.865	1.592.066	2.797.150	145.659	187.637	2.911.635	34.203.440
CANARIAS	5.797.026	635.549	4.392.564	866.994	1.248.557	1.625.071	155.168	210.599	2.507.270	17.438.798
CANTABRIA	10.401	7.246	26.710	2.139	1.211	8.158	9.587	9.546	839.032	914.030
CAST.-LEON	50.908	69.972	37.457	20.285	4.073	65.965	51.927	26.784	2.608.250	2.935.621
CAST.-MANCHA(LA)	25.029	38.939	15.524	12.880	2.167	42.228	39.489	21.775	987.252	1.185.283
CATALUÑA	3.842.780	1.198.577	2.512.184	1.313.909	168.290	1.638.016	372.162	605.057	6.201.207	17.852.182
C. VALENCIANA...	448.338	344.866	3.352.865	1.191.612	114.023	302.280	80.089	112.795	5.918.476	11.865.344
EXTREMADURA	6.503	14.502	6.182	3.734	990	24.756	12.849	5.856	734.843	810.215
GALICIA	25.635	17.325	20.784	6.939	3.300	72.898	26.590	32.047	2.452.944	2.658.462
MADRID (C.A.)...	146.168	167.649	156.131	71.720	65.609	545.314	843.804	1.397.249	4.881.653	8.275.297
MURCIA (R. DE)..	78.062	20.456	98.974	27.442	9.962	30.359	8.490	11.488	1.018.559	1.303.792
C.P.NAVARRA	7.930	11.147	5.881	3.140	1.047	6.029	5.730	3.510	505.455	549.869
PAIS VASCO	39.608	36.338	31.464	17.477	9.833	55.632	36.674	58.849	1.073.111	1.358.986
RIOJA (LA).....	3.123	3.018	2.903	1.763	323	2.888	2.227	1.665	279.504	297.414
	23.613.107	5.991.113	25.024.453	6.119.043	3.764.108	8.036.419	3.022.729	3.348.169	42.096.667	121.015.808

PERNOCTACIONES DE LOS VIAJEROS SEGUN SU NACIONALIDAD POR CC.AA. (1990)

CC.AA.	ALEMANIA	FRANCIA	INGLATERRA	BENELUX	P.BSCANDI.	RESTO EUROPA	EE.UU. Y CANADA	OTROS PAISES	ESPAÑA	TOTAL
ANDALUCIA.....	1.278.843	911.974	2.756.732	605.033	286.910	1.009.180	654.777	619.930	9.154.338	17.277.717
ARAGON	18.629	48.873	23.019	11.846	5.668	39.938	22.788	15.863	2.293.311	2.479.935
ASTURIAS (P. DE)	11.057	7.075	16.827	2.945	1.290	9.123	3.777	9.764	1.063.699	1.125.557
BALEARES.....	8.441.747	1.806.790	6.341.685	802.339	732.889	2.189.757	39.884	250.676	4.967.867	25.573.634
CANARIAS	5.487.324	824.659	3.769.552	1.083.770	715.204	2.003.466	61.534	176.146	3.909.691	18.031.346
CANTABRIA	9.768	11.842	49.624	4.891	1.446	13.528	7.134	12.454	1.032.185	1.142.872
CAST.-LEON	56.248	102.989	67.126	36.215	6.891	89.687	44.100	32.035	3.306.860	3.742.151
CAST.-MANCHA(LA)	23.644	42.827	21.111	12.201	3.999	34.571	27.712	23.258	1.502.026	1.691.349
CATALUÑA	3.942.178	1.436.956	1.312.860	1.397.689	372.642	2.084.885	294.256	658.555	7.590.501	19.090.522
C. VALENCIANA...	254.144	377.453	2.677.229	1.015.469	61.464	478.449	47.883	106.901	6.959.308	11.978.300
EXTREMADURA	8.610	11.747	10.378	4.331	1.189	23.911	10.547	7.184	1.019.658	1.097.555
GALICIA	37.442	25.440	29.327	8.932	4.758	73.837	15.639	32.176	3.112.309	3.339.860
MADRID (C.A.)...	159.967	227.263	234.835	85.232	76.384	700.918	640.933	1.321.582	6.034.614	9.481.728
MURCIA (R. DE)..	52.390	15.828	10.752	5.505	8.181	20.885	4.047	6.816	1.178.367	1.302.771
C.F.NAVARRA	9.270	12.430	8.101	3.257	521	5.123	4.433	3.323	558.175	604.633
PAIS VASCO	49.348	48.479	35.480	21.475	10.659	89.155	23.790	47.474	1.223.740	1.549.600
RIOJA (LA).....	4.694	4.874	4.519	1.374	490	4.940	1.067	1.665	346.566	370.189
	19.845.303	5.917.499	17.369.157	5.102.504	2.290.585	8.871.353	1.904.301	3.325.802	55.253.215	119.879.719

NUMERO DE PLAZAS
AÑO 85

CC. AA.	PTA	PTMA	PTMB	PTB	TOTAL 85
ANDALUCIA.....	3.800	17.655	38.884	16.519	76.858
ARAGON	1.094	1.274	3.391	6.056	11.815
ASTURIAS (P. DE)	268	1.203	1.187	1.749	4.407
BALEARES.....	1.458	18.487	88.024	77.034	185.003
CANARIAS	5.372	26.123	23.013	13.023	67.531
CANTABRIA	240	1.007	1.509	3.174	5.930
CAST.-LEON	578	2.415	5.658	5.684	14.335
CAST.-MANCHA(LA)	0	874	1.990	3.134	5.998
CATALUÑA	3.095	11.012	38.049	67.759	119.915
C. VALENCIANA...	1.177	7.116	25.271	25.706	59.270
EXTREMADURA	0	861	1.259	1.390	3.510
GALICIA	787	3.111	4.338	6.079	14.315
MADRID (C.A.)...	8.031	12.658	8.616	3.274	32.579
MURCIA (R. DE)..	0	2.547	1.721	2.090	6.358
C.F.NAVARRA	313	0	1.484	1.175	2.972
PAIS VASCO	264	3.246	2.932	2.545	8.987
RIOJA (LA).....	0	356	855	531	1.742
CEUTA Y MELILLA	0	368	139	376	883
	26.477	110.313	248.320	237.298	622.408

NUMERO DE PLAZAS
AÑO 90

CC. AA.	PTA	PTMA	PTMB	PTB	TOTAL 90
ANDALUCIA.....	4.865	19.634	49.214	23.841	97.554
ARAGON	1.081	1.483	4.459	7.542	14.565
ASTURIAS (P. DE)	440	1.126	2.656	3.350	7.572
BALEARES.....	1.540	13.686	120.746	75.778	211.750
CANARIAS	6.026	35.018	29.481	12.692	83.217
CANTABRIA	240	1.348	2.240	4.246	8.074
CAST.-LEON	597	2.618	7.132	6.725	17.072
CAST.-MANCHA(LA)	0	1.473	2.752	3.956	8.181
CATALUÑA	3.623	13.476	58.678	68.222	143.999
C. VALENCIANA...	1.179	6.436	29.307	25.637	62.559
EXTREMADURA	0	973	1.398	2.062	4.433
GALICIA	763	3.712	4.976	9.364	18.815
MADRID (C.A.)...	8.012	14.247	9.493	3.142	34.894
MURCIA (R. DE)...	0	2.931	1.990	3.288	8.209
C.F.NAVARRA	0	740	1.921	1.269	3.930
PAIS VASCO	530	2.962	2.907	2.298	8.697
RIOJA (LA).....	0	474	1.169	585	2.228
	28.896	122.337	330.519	253.997	735.749

INDICE PRECIOS RELATIVOS 1985

	PA	PRA	PMA	PRMA	PMB	PRMB	PB	PRB	PT	PRT
ANDALUCIA ...	13.311	102,2	8.187	98,9	4.717	90,8	3.385	117,6	5.001	107,8
ARAGON.....	8.397	64,5	5.383	65,0	5.760	110,9	2.808	97,6	3.659	78,9
ASTURIAS.....	8.738	67,1	6.788	82,0	4.358	83,9	3.511	122,0	4.422	95,4
BALBARES.....	13.147	101,0	6.177	74,6	6.419	123,6	2.808	97,6	4.841	104,4
CANARIAS.....	11.146	85,6	9.328	112,6	5.582	107,5	4.194	145,7	6.320	136,3
CANTABRIA....	9.000	69,1	5.709	68,9	4.330	83,4	3.282	114,0	3.829	82,6
CAST.-LEON...	8.869	68,1	5.446	65,8	4.256	82,0	2.536	88,1	3.604	77,7
CAST.-MANCHA.	0	0,0	5.743	69,4	3.869	74,5	2.626	91,2	3.493	75,3
CATALUÑA.....	13.260	101,9	7.380	89,1	4.099	78,9	2.625	91,2	3.461	74,6
C.VALENCIANA.	8.113	62,3	10.846	131,0	3.754	72,3	2.527	87,8	3.999	86,2
EXTREMADURA..	0	0,0	5.744	69,4	4.058	78,1	2.657	92,3	3.917	84,5
GALICIA.....	10.379	79,7	5.883	71,0	4.273	82,3	3.519	122,3	4.069	87,8
MADRID	16.320	125,4	11.761	142,0	4.982	95,9	3.214	111,7	6.211	133,9
MURCIA.....	0	0,0	4.642	56,1	5.010	96,5	2.764	96,0	4.124	88,9
NAVARRA.....	11.500	88,3	0	0,0	5.262	101,3	4.152	144,3	4.273	92,2
P.VASCO.....	10.800	83,0	7.607	91,9	4.083	78,6	2.936	102,0	4.913	106,0
RIOJA.....	0	0,0	5.852	70,7	3.629	69,9	2.613	90,8	3.774	81,4
ESPAÑA.....	13.019	100,0	8.281	100,0	5.193	100,0	2.878	100,0	4.637	100,0

INDICE PRECIOS RELATIVOS 1990

	PA	PRA	PMA	PRMA	PMB	PRMB	PB	PRB	PT	PRT
ANDALUCIA ...	21.017	62,4	15.410	93,0	7.049	73,3	5.458	111,5	7.992	91,2
ARAGON.....	17.250	51,2	11.241	67,9	9.622	100,1	4.795	98,0	6.575	75,0
ASTURIAS.....	16.965	50,4	9.404	56,8	7.917	82,4	5.839	119,3	6.761	77,2
BALEARES.....	23.427	69,5	10.000	60,4	7.202	74,9	3.441	70,3	5.985	68,3
CANARIAS.....	20.262	60,1	15.824	95,5	7.784	81,0	6.991	142,8	10.403	119,7
CANTABRIA....	17.500	51,9	11.169	67,4	6.767	70,4	5.257	107,4	6.509	74,3
CAST.-LEON...	11.880	35,3	9.229	55,7	6.871	71,5	4.021	82,2	5.870	67,0
CAST.-MANCHA.	0	0,0	9.306	56,2	6.355	66,1	4.132	84,4	5.811	66,3
CATALUÑA.....	31.286	92,9	14.879	89,8	6.853	71,3	4.385	89,6	6.263	71,5
C.VALENCIANA.	15.386	45,7	24.288	146,6	6.513	67,8	6.281	128,3	8.124	92,7
EXTREMADURA..	0	0,0	9.710	58,6	6.915	71,9	4.226	86,4	6.278	71,7
GALICIA.....	13.544	40,2	9.519	57,5	6.793	70,7	4.832	98,7	6.080	69,4
MADRID	54.831	162,8	19.294	116,5	9.428	98,1	5.920	121,0	10.977	125,3
MURCIA.....	0	0,0	6.379	38,5	9.731	101,2	5.149	105,2	6.699	76,5
NAVARRA.....	0	0,0	17.088	103,2	11.148	116,0	9.199	188,0	11.637	132,8
P.VASCO.....	24.620	73,1	13.504	81,5	7.198	74,9	5.082	103,8	8.351	95,3
RIOJA.....	0	0,0	11.371	68,7	6.539	68,0	4.376	89,4	6.999	79,9
ESPAÑA.....	33.690	100,0	16.562	100,0	9.612	100,0	4.894	100,0	8.761	100,0

obs	CR80AN	CR80AR	CR80AS	CR80BL	CR80CN	CR80CB
1980	1486310.	335930.0	304107.0	209861.0	317206.0	151330.0
1981	1482166.	333633.3	302947.6	208777.2	318505.6	149917.3
1982	1486407.	332342.4	301443.5	208294.4	318082.3	149010.9
1983	1485244.	331506.8	302080.2	208030.3	319913.0	147721.5
1984	1474741.	328089.5	299724.8	207455.4	315119.5	146599.0
1985	1510219.	338121.0	305380.1	211000.4	320584.5	149079.9
1986	1583162.	348940.4	314783.6	218438.7	324712.8	153944.8

obs	CR80CL	CR80CM	CR80CV	CR80CT	CR80EX	CR80GA
1980	662454.0	361828.0	1009624.	1769562.	203510.0	680500.0
1981	658627.1	360633.2	1001824.	1755373.	202949.1	675758.1
1982	659257.3	361379.6	1005536.	1753635.	203183.2	679495.4
1983	658771.9	375705.5	1007122.	1755468.	204044.3	680928.6
1984	654110.6	370952.0	1009028.	1746683.	202541.3	674943.6
1985	668453.6	377829.3	1030285.	1798770.	207839.9	681231.1
1986	687375.4	388583.4	1054820.	1868178.	216661.1	709327.1

obs	CR80MT	CR80MU	CR80NA	CR80PV	CR80RI	CR80ESP
1980	1506424.	239290.0	153341.0	620302.0	68858.00	10080440
1981	1491795.	237902.0	152475.0	617052.2	68806.58	10019140
1982	1484614.	239904.7	151138.0	617999.4	68841.88	10020570
1983	1487753.	239151.9	150852.2	620294.2	68790.91	10043380
1984	1483451.	236583.4	149879.2	619114.2	69156.90	9988169.
1985	1519276.	238765.8	153091.3	639969.8	70285.40	10220180
1986	1554041.	245431.0	157770.7	665442.7	71158.02	10562770

obs	CN80AN	CN80AR	CN80AS	CN80BL	CN80CN	CN80CB
1980	64565.18	9287.369	3812.358	161561.8	67118.10	4017.977
1981	73268.23	9328.076	3778.780	172850.1	72647.41	4007.595
1982	80070.88	9364.561	4176.029	192073.5	81847.68	4327.160
1983	89889.45	10243.97	4282.515	210502.0	93791.95	5265.094
1984	101748.1	11107.46	4689.214	242049.0	108111.4	5661.450
1985	106723.7	12276.41	5056.533	221485.6	112925.6	5918.833
1986	115356.6	12655.39	5541.548	261064.0	122219.6	6360.825

obs	CN80CL	CN80CM	CN80CV	CN80CT	CN80EX	CN80GA
1980	14656.86	5790.067	48883.16	58717.92	4023.650	12638.30
1981	14313.63	5433.009	53123.95	78310.27	3734.731	12675.57
1982	14572.16	5675.948	58885.64	83476.27	3942.663	13741.52
1983	15709.21	6082.167	68271.58	98080.72	4467.282	13278.38
1984	17317.34	6806.283	73645.47	111146.1	4756.534	14919.37
1985	19009.72	7675.344	76834.47	115602.4	5071.738	17214.96
1986	20387.35	8389.001	87571.11	130021.0	5457.834	18256.38

obs	CN80MT	CN80MU	CN80NA	CN80PV	CN80RI	CN80ESP
1980	38141.24	5652.088	2272.355	6108.168	1540.727	508787.3
1981	38472.73	5096.764	2430.505	6070.706	1467.914	557009.9
1982	40296.56	5231.286	2489.787	6370.042	1480.764	608022.4
1983	43352.68	5429.260	2523.236	7262.511	1636.383	680068.4
1984	49033.31	7663.002	3218.975	7718.873	1682.264	771274.1
1985	53586.99	8442.750	3560.697	8800.164	1925.916	782111.8
1986	52640.42	9555.009	3717.113	9666.164	2079.237	870938.6

obs	VAHAN	VAHAR	VAHAS	VAHBL	VAHCN	VAHCB
1980	84421.41	12756.66	12574.47	92845.79	70362.10	6012.354
1981	101410.5	14629.47	16016.15	115390.7	85323.10	7634.750
1982	120597.0	19050.03	22683.78	151788.8	108911.0	10175.13
1983	158147.9	22222.36	24158.19	193789.3	135037.2	11648.72
1984	192243.9	26549.63	30426.63	245947.9	165937.5	12673.87
1985	242714.5	24563.55	34547.98	260207.1	205257.4	13901.35
1986	302524.8	33373.96	41017.45	342064.1	262832.4	19343.42

obs	VAHCL	VAHCM	VAHCT	VAHCV	VAHGX	VAHGA
1980	21724.37	7423.949	88725.01	78094.73	9674.011	36101.70
1981	25316.06	12088.34	110976.6	96559.87	11666.66	41271.78
1982	27440.53	16115.53	133451.1	112612.9	13937.19	52720.30
1983	37358.52	14141.06	171230.9	144040.9	15363.72	60544.83
1984	47649.41	16737.18	204655.0	162036.6	16840.83	68062.39
1985	61097.20	23934.89	237594.8	176411.9	20236.97	85445.13
1986	75883.86	28351.93	292336.4	229987.2	24296.84	103380.2

obs	VAHMT	VAHMU	VAHNA	VAHPV	VAHRI	VAHESP
1980	69312.07	8519.452	2181.593	15938.67	1854.401	618523.1
1981	82641.05	11561.22	3111.289	19753.51	2280.132	757630.9
1982	115103.3	15272.91	5947.627	25060.63	3748.193	954615.0
1983	129114.1	16934.36	6319.158	26238.64	5177.172	1171467.
1984	144737.0	22700.32	7037.735	31705.53	5859.438	1401803.
1985	168877.1	32461.36	8664.707	42548.45	7227.913	1645691.
1986	228528.2	42142.04	10478.66	55374.05	8069.276	2099986.

obs	QHAN	QHAR	QHAS	QHBL	QHCN	QHCB
1980	84421.41	12756.66	12574.47	92845.79	57204.96	6012.354
1981	87719.34	12792.50	14005.07	100901.5	60658.07	6676.084
1982	86018.81	14523.95	17294.36	115725.4	67508.05	7757.627
1983	92841.02	15072.03	16384.99	131435.1	74461.22	7900.597
1984	98274.30	16199.27	18564.82	150065.2	82314.51	7732.968
1985	107906.5	13841.01	19467.02	146620.9	94030.89	7833.101
1986	112673.7	17250.25	21201.00	176805.3	110448.9	9998.181

obs	QHCL	QHCM	QHCT	QHCV	QHEX	QHGA
1980	21724.37	7423.949	88725.01	78094.73	9674.011	30084.75
1981	22137.22	10570.45	97041.70	84435.22	10201.72	30074.55
1982	20920.95	12286.65	101744.5	85857.27	10625.86	33495.43
1983	25337.94	9590.995	116135.2	97693.92	10420.25	34219.80
1984	29073.31	10212.20	124870.3	98866.70	10275.44	34606.92
1985	34426.91	13486.78	133879.4	99404.18	11403.08	40122.02
1986	39222.67	14654.48	151102.1	118875.2	12558.49	44529.09

obs	QHMT	QHMU	QHNA	QHPV	QHRI	QHESP
1980	69312.07	8519.452	1678.149	15938.67	1854.401	618523.1
1981	72264.13	10000.37	2070.186	17273.14	1972.298	662498.1
1982	87755.98	10893.78	3263.303	19106.49	2673.492	727808.7
1983	87570.01	9941.348	2853.595	17796.03	3039.269	794532.7
1984	88311.35	11604.31	2767.432	19345.14	2995.321	855310.8
1985	95158.48	14431.74	2963.211	23975.10	3213.401	927310.3
1986	118121.1	15695.57	3729.071	28621.61	3005.357	1085436.

obs	LHAN	LHAR	LHAS	LHBL	LHCN	LHCB
1980	76.35000	9.280000	11.20000	20.50000	36.83000	4.680000
1981	80.88000	11.90000	15.90000	19.28000	30.98000	6.050000
1982	77.23000	11.90000	18.00000	19.10000	31.15000	6.500000
1983	79.35000	12.18000	15.60000	21.93000	36.23000	5.130000
1984	86.55000	13.23000	17.68000	25.10000	32.98000	4.730000
1985	87.28000	11.58000	15.28000	25.05000	30.58000	5.500000
1986	89.88000	15.63000	14.73000	25.20000	34.80000	6.850000

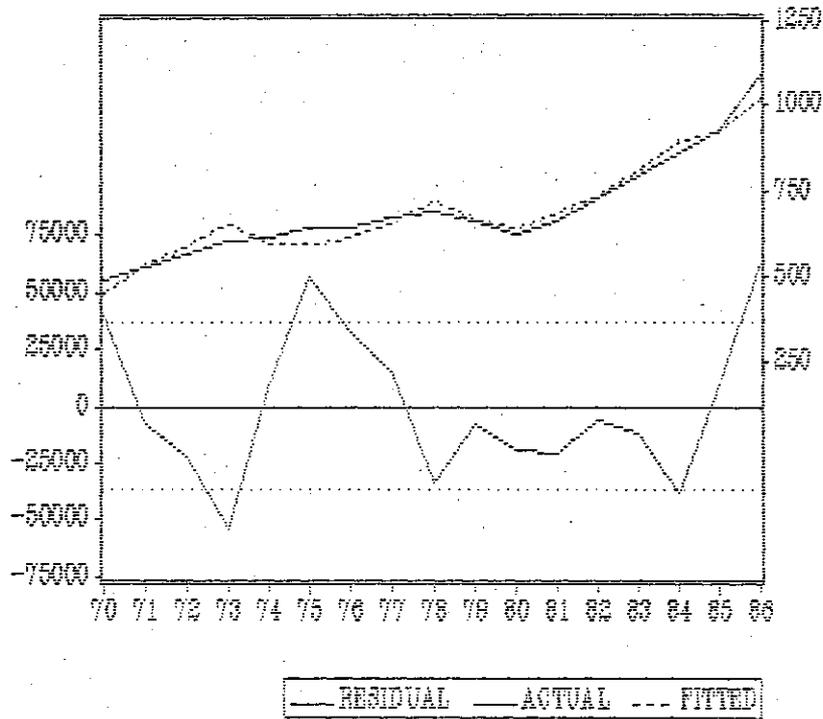
obs	LHCL	LHCM	LHCT	LHCV	LHEX	LHGA
1980	35.15000	13.35000	56.45000	45.93000	12.08000	34.18000
1981	34.18000	13.73000	59.88000	40.58000	13.30000	36.53000
1982	29.85000	17.05000	64.60000	41.63000	13.80000	36.85000
1983	34.65000	18.20000	61.85000	39.60000	12.45000	34.08000
1984	36.68000	15.48000	65.70000	43.08000	10.95000	32.75000
1985	34.60000	18.15000	72.00000	45.05000	12.50000	33.15000
1986	37.15000	17.35000	66.10000	50.63000	13.50000	31.63000

obs	LHMT	LHMU	LHNA	LHPV	LHRI	LHESP
1980	61.13000	6.350000	5.900000	23.18000	2.950000	455.4300
1981	63.10000	10.23000	5.280000	23.68000	2.400000	467.7300
1982	76.08000	9.030000	6.750000	23.88000	2.300000	485.6500
1983	61.58000	8.730000	6.430000	21.63000	3.300000	473.0300
1984	62.78000	9.580000	5.250000	25.95000	3.350000	491.7500
1985	62.65000	8.730000	6.330000	26.30000	3.030000	484.2200
1986	76.98000	7.430000	6.000000	28.78000	2.450000	525.0000

LS // Dependent Variable is QHESP
 Date: 2-25-1992 / Time: 15:33
 SMPL range: 1970 - 1986
 Number of observations: 17

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-423231.02	199574.73	-2.1206643	0.054
CN8OESP	0.9616109	0.1442854	6.6646464	0.000
CR8OESP	0.0549606	0.0181040	3.0358327	0.010
TI	1823.0132	5103.2714	0.3572244	0.727

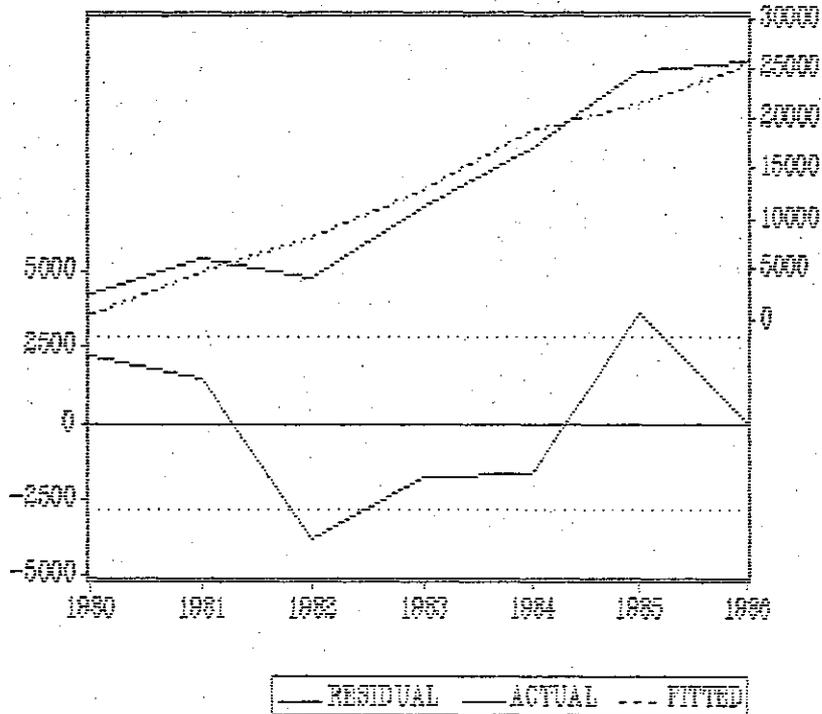
R-squared	0.953360	Mean of dependent var	691508.1
Adjusted R-squared	0.942597	S.D. of dependent var	150710.9
S.E. of regression	36108.64	Sum of squared resid	1.69E+10
Durbin-Watson stat	1.152507	F-statistic	88.57738
Log likelihood	-200.2446		



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 15:44
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-31358.098	5730.1855	-5.4724402	0.003
CN80AN	0.4936846	0.0623741	7.9148958	0.001

R-squared	0.926085	Mean of dependent var	13187.92
Adjusted R-squared	0.911302	S.D. of dependent var	9564.911
S.E. of regression	2848.635	Sum of squared resid	40573618
Durbin-Watson stat	1.783599	F-statistic	62.64558
Log likelihood	-64.43708		



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 15:46
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

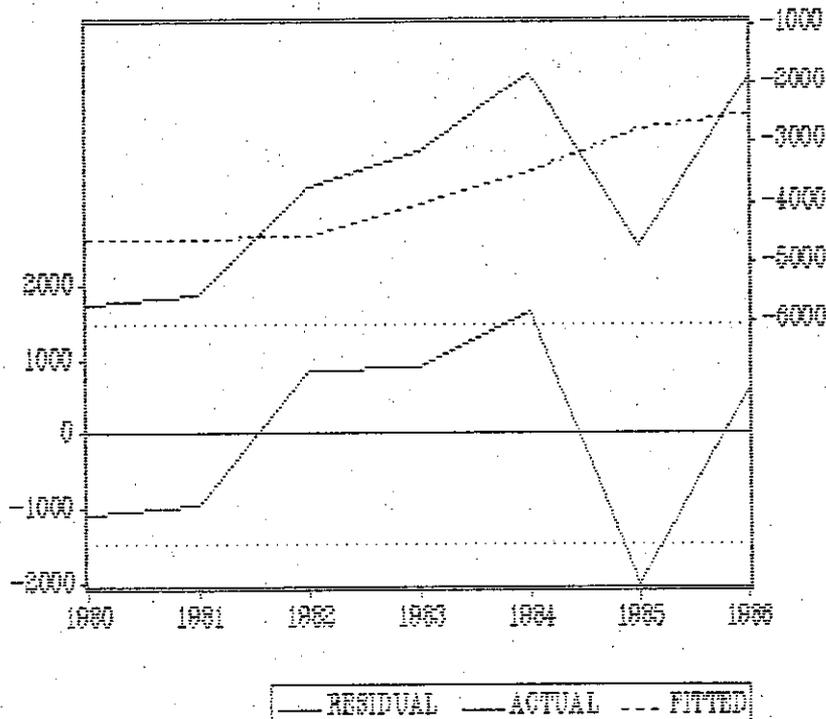
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-10441.229	4433.3494	-2.3551559	0.065
CN80AR	0.6254214	0.4146638	1.5082615	0.192

```
=====
```

R-squared	0.312701	Mean of dependent var	-3806.112
Adjusted R-squared	0.175241	S.D. of dependent var	1600.420
S.E. of regression	1453.441	Sum of squared resid	10562457
Durbin-Watson stat	2.242530	F-statistic	2.274853
Log likelihood	-59.72674		

```
=====
```



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 15:48
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

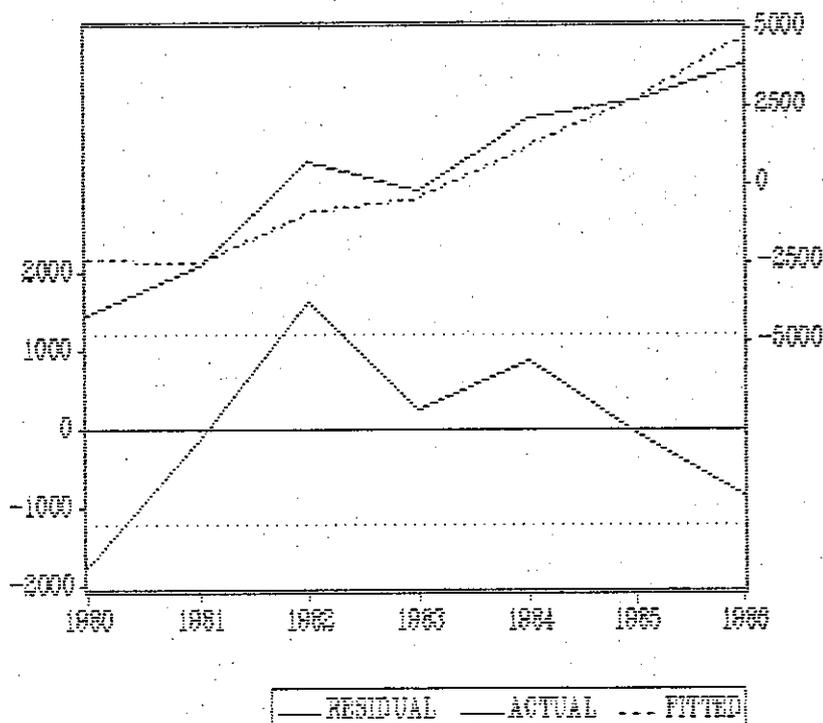
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-18061.807	3380.9615	-5.3422101	0.003
CN80AS	4.1112020	0.7484044	5.4932895	0.003

```
=====
```

R-squared	0.857859	Mean of dependent var	342.8566
Adjusted R-squared	0.829430	S.D. of dependent var	2906.069
S.E. of regression	1200.209	Sum of squared resid	7202509.
Durbin-Watson stat	1.312320	F-statistic	30.17623
Log likelihood	-58.38667		

```
=====
```



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 15:53
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

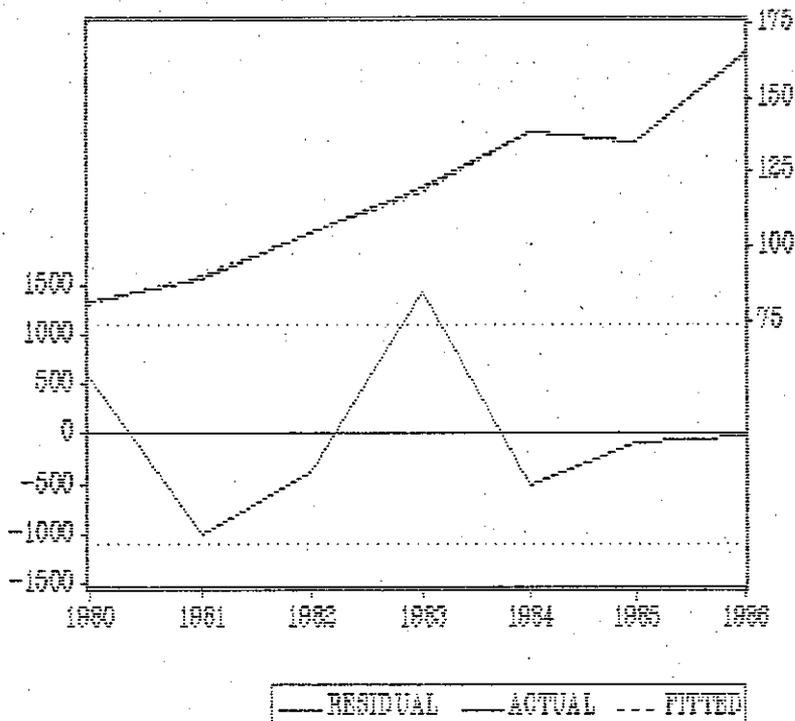
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-137699.52	32406.518	-4.2491302	0.024
CN8OBL	0.5216178	0.0423747	12.309643	0.001
CR8OBL	0.6180035	0.1510241	4.0920845	0.026
T	4478.5484	740.87126	6.0449753	0.009

```
=====
```

R-squared	0.999283	Mean of dependent var	119072.1
Adjusted R-squared	0.998566	S.D. of dependent var	29590.92
S.E. of regression	1120.563	Sum of squared resid	3766987.
Durbin-Watson stat	2.653104	F-statistic	1393.678
Log likelihood	-56.11814		

```
=====
```



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 15:56
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

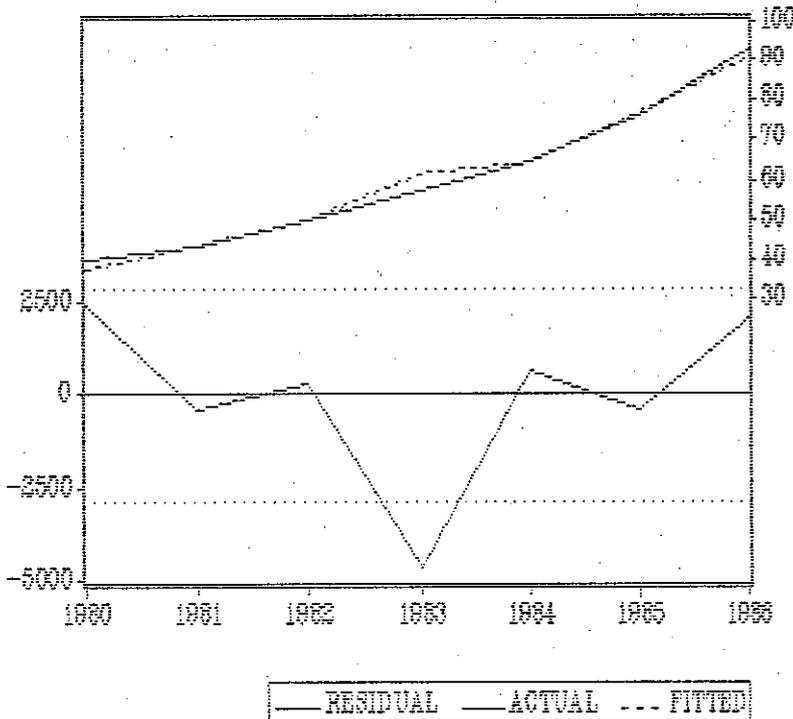
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-531277.29	143257.42	-3.7085500	0.021
CN80CN	0.7422283	0.0658464	11.272111	0.000
CR80CN	1.6354965	0.4589497	3.5635640	0.024

```
=====
```

R-squared	0.984645	Mean of dependent var	60548.26
Adjusted R-squared	0.976968	S.D. of dependent var	18962.08
S.E. of regression	2877.727	Sum of squared resid	33125244
Durbin-Watson stat	2.106179	F-statistic	128.2549
Log likelihood	-63.72721		

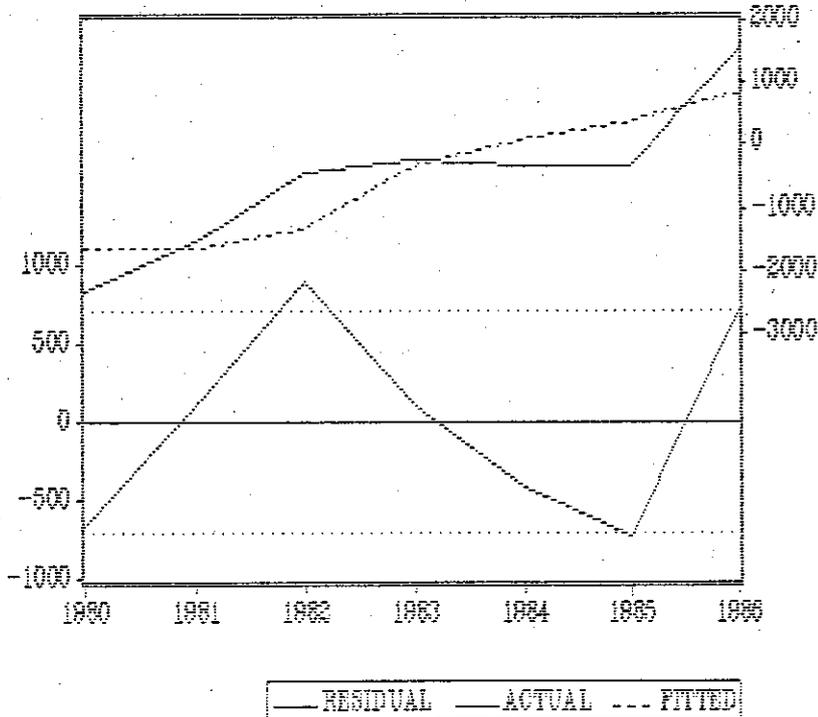
```
=====
```



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 15:58
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-5901.1019	1527.0165	-3.8644650	0.012
CN80CB	1.0585726	0.2960796	3.5752968	0.016

R-squared	0.718829	Mean of dependent var	-523.7143
Adjusted R-squared	0.662594	S.D. of dependent var	1202.035
S.E. of regression	698.2215	Sum of squared resid	2437566.
Durbin-Watson stat	1.730309	F-statistic	12.78275
Log likelihood	-54.59467		



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 16:00
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

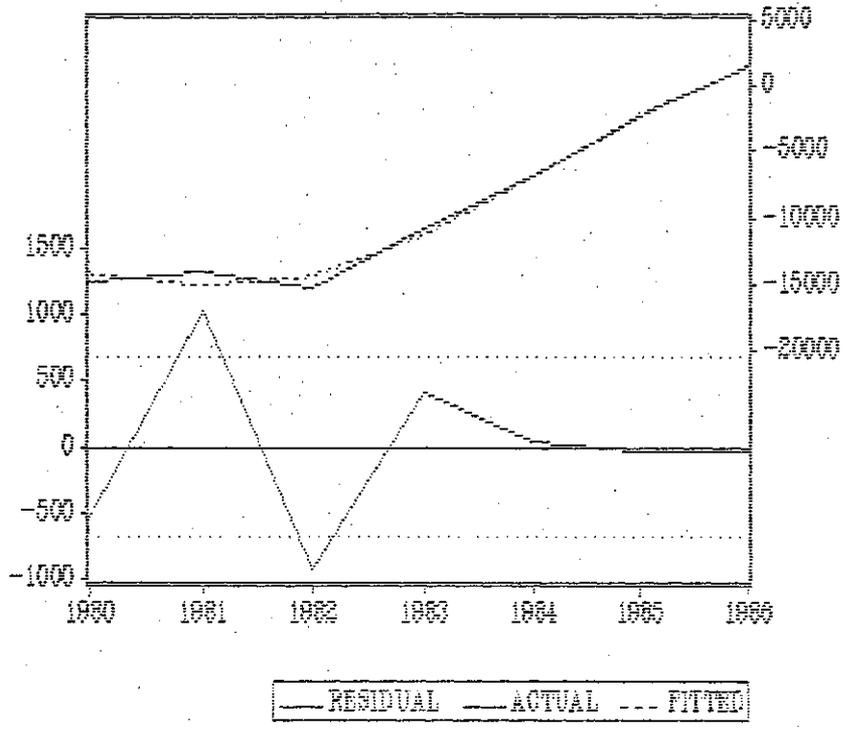
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-54142.674	1958.9655	-27.638401	0.000
CN8OCL	2.7277545	0.1171982	23.274717	0.000

```
=====
```

R-squared	0.990854	Mean of dependent var	-8953.029
Adjusted R-squared	0.989025	S.D. of dependent var	6577.369
S.E. of regression	689.0462	Sum of squared resid	2373923.
Durbin-Watson stat	3.461799	F-statistic	541.7124
Log likelihood	-54.50208		

```
=====
```



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 16:22
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

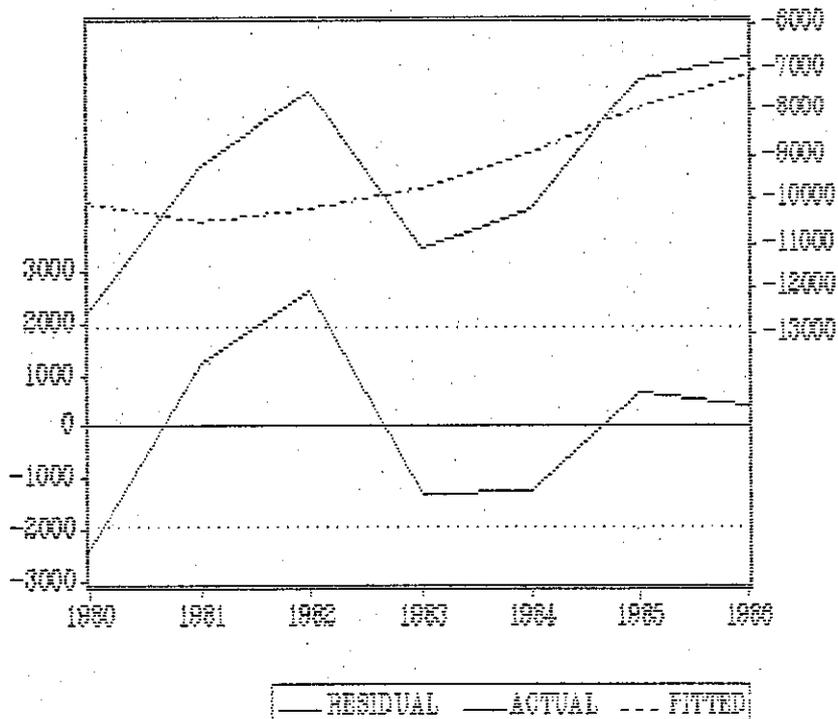
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-16607.128	4592.5542	-3.6160984	0.015
CN80CM	1.1285840	0.6925072	1.6297071	0.164

```
=====
```

R-squared	0.346913	Mean of dependent var	-9214.610
Adjusted R-squared	0.216295	S.D. of dependent var	2145.433
S.E. of regression	1899.290	Sum of squared resid	18036504
Durbin-Watson stat	1.901364	F-statistic	2.655945
Log likelihood	-61.59956		

```
=====
```



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 16:26
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

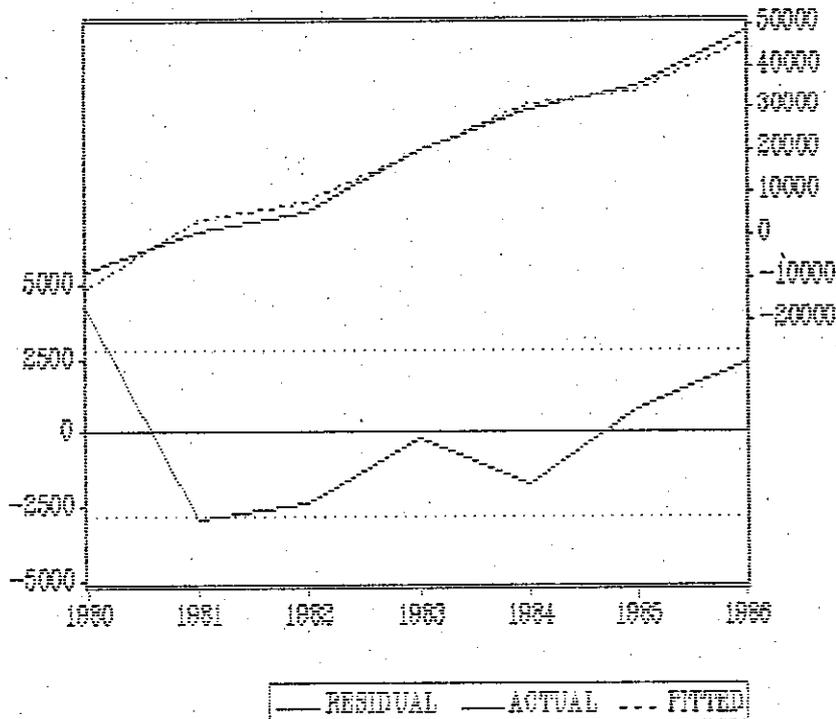
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-60937.628	4657.2881	-13.084359	0.000
CN8OCT	0.8231678	0.0469803	17.521562	0.000

```
=====
```

R-squared	0.983975	Mean of dependent var	18480.98
Adjusted R-squared	0.980770	S.D. of dependent var	20421.39
S.E. of regression	2831.914	Sum of squared resid	40098684
Durbin-Watson stat	1.639778	F-statistic	307.0051
Log likelihood	-64.39587		

```
=====
```



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 16:24
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

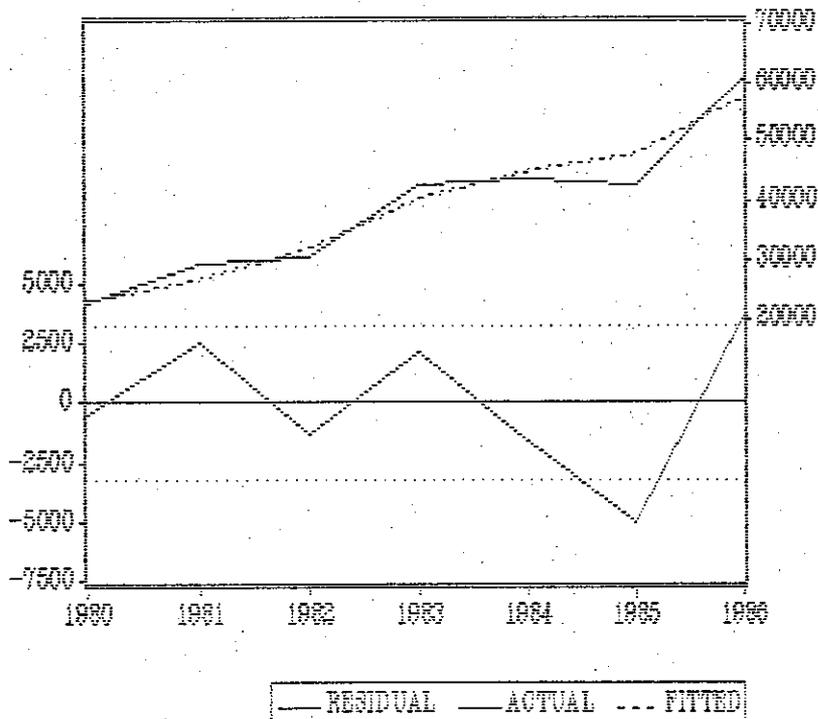
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-20238.171	6558.3160	-3.0858793	0.027
CN80CV	0.8853984	0.0964933	9.1757468	0.000

```
=====
```

R-squared	0.943943	Mean of dependent var	38857.79
Adjusted R-squared	0.932731	S.D. of dependent var	12626.48
S.E. of regression	3274.835	Sum of squared resid	53622723
Durbin-Watson stat	2.532233	F-statistic	84.19433
Log likelihood	-65.41308		

```
=====
```



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 16:31
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

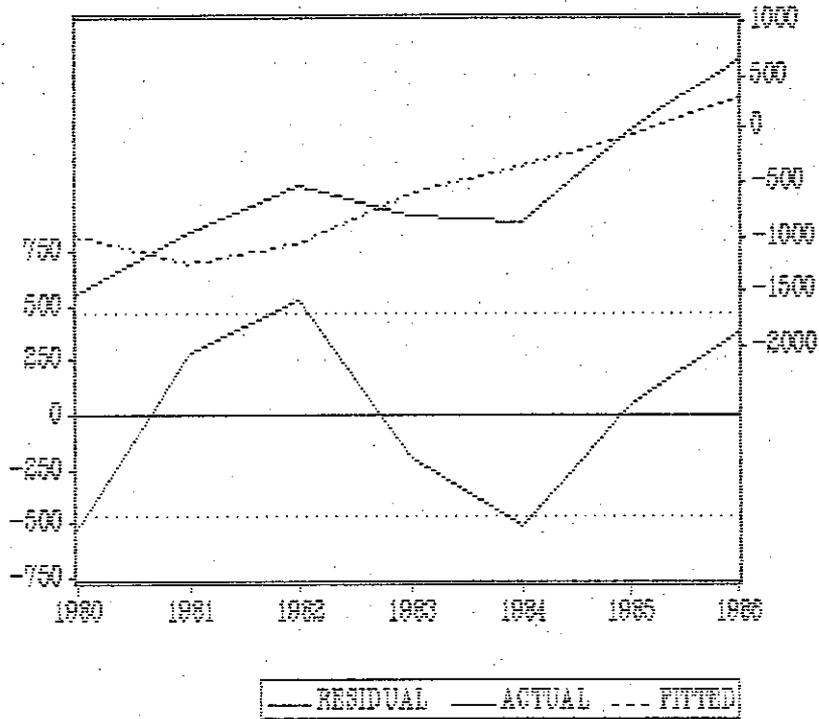
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-4529.6829	1344.9814	-3.3678406	0.020
CN8QEX	0.8801083	0.2967732	2.9655921	0.031

```
=====
```

R-squared	0.637543	Mean of dependent var	-574.9247
Adjusted R-squared	0.565051	S.D. of dependent var	702.0590
S.E. of regression	463.0123	Sum of squared resid	1071902.
Durbin-Watson stat	1.628672	F-statistic	8.794736
Log likelihood	-51.71919		

```
=====
```



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 16:33
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

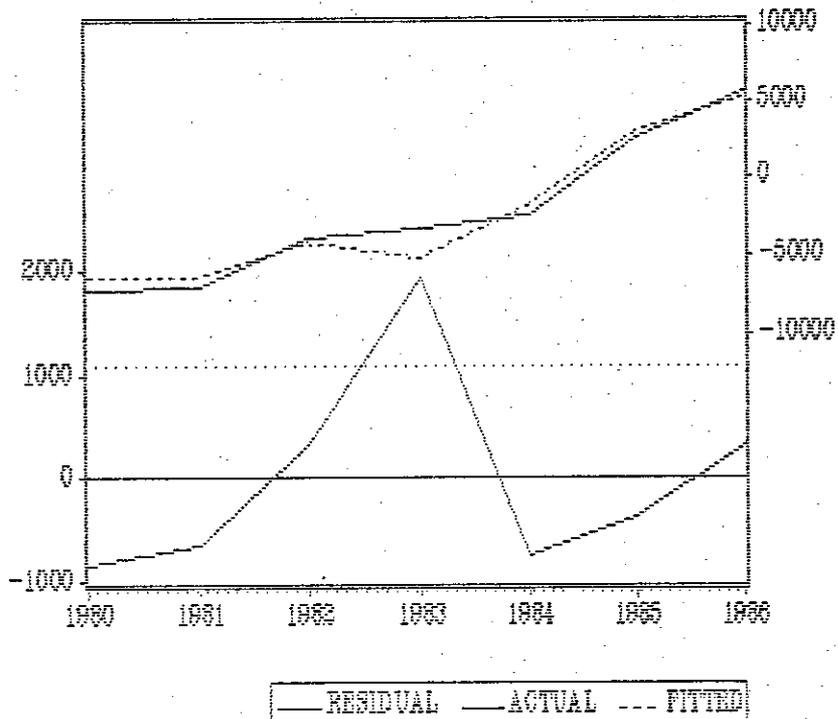
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-32823.713	2909.8260	-11.280301	0.000
CN80GA	2.0838932	0.1963220	10.614668	0.000

```
=====
```

R-squared	0.957509	Mean of dependent var	-2242.734
Adjusted R-squared	0.949010	S.D. of dependent var	4786.159
S.E. of regression	1080.756	Sum of squared resid	5840168.
Durbin-Watson stat	1.977797	F-statistic	112.6712
Log likelihood	-57.65283		

```
=====
```



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 16:35
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

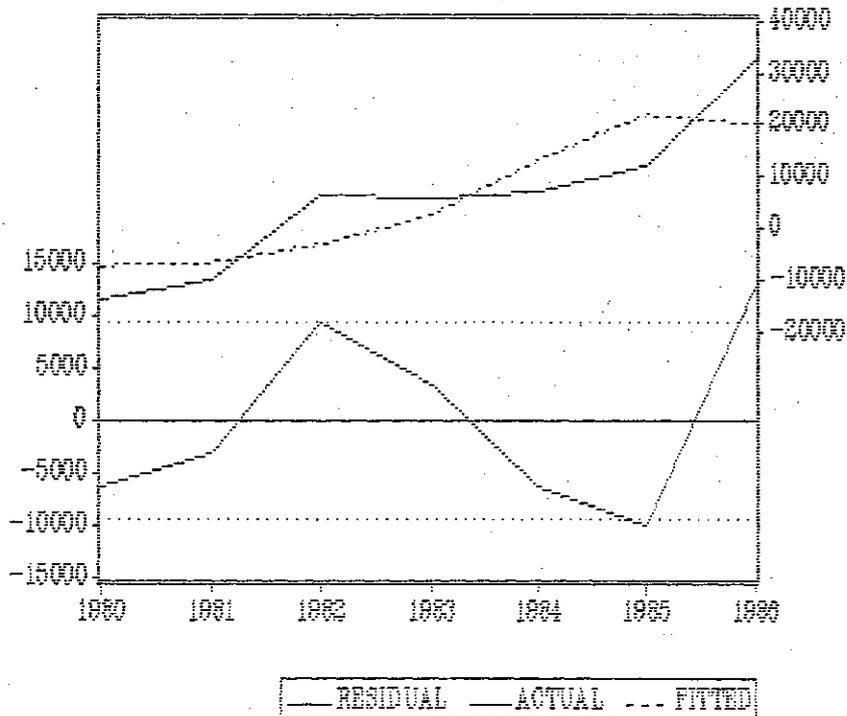
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-78644.684	26680.235	-2.9476758	0.032
CN8DMT	1.8712249	0.5865151	3.1904123	0.024

```
=====
```

R-squared	0.670592	Mean of dependent var	5700.490
Adjusted R-squared	0.604710	S.D. of dependent var	15123.57
S.E. of regression	9508.505	Sum of squared resid	4.52E+08
Durbin-Watson stat	1.835351	F-statistic	10.17873
Log likelihood	-72.87451		

```
=====
```



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 16:37
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

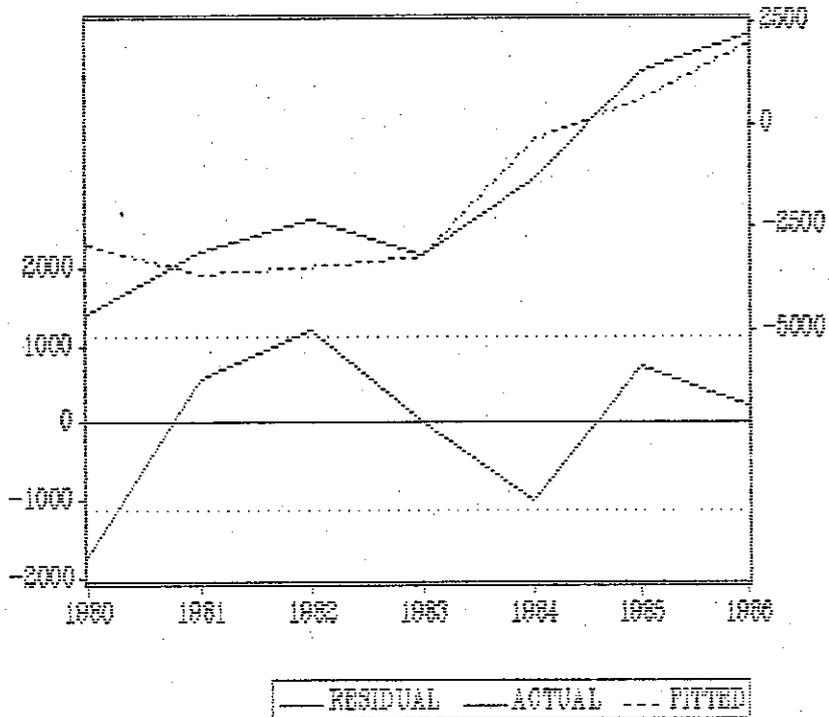
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-10086.082	1737.1817	-5.8060029	0.002
CN80MU	1.2644665	0.2507159	5.0434233	0.004

```
=====
```

R-squared	0.835721	Mean of dependent var	-1583.420
Adjusted R-squared	0.802866	S.D. of dependent var	2496.865
S.E. of regression	1108.603	Sum of squared resid	6145005.
Durbin-Watson stat	1.805288	F-statistic	25.43612
Log likelihood	-57.83091		

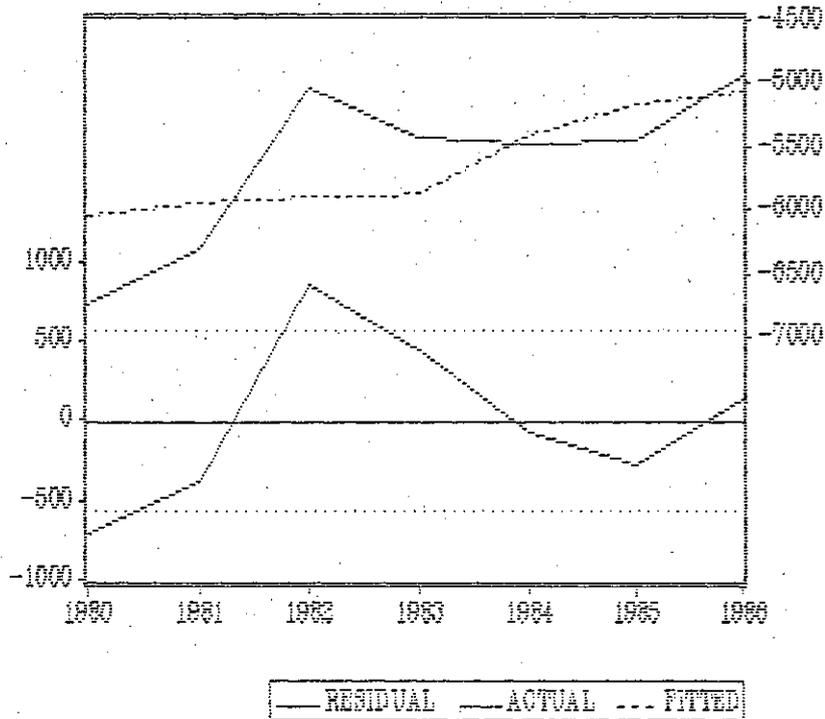
```
=====
```



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 16:39
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-7582.0348	1158.5870	-6.5442083	0.001
CN8ONA	0.6763670	0.3941137	1.7161724	0.147

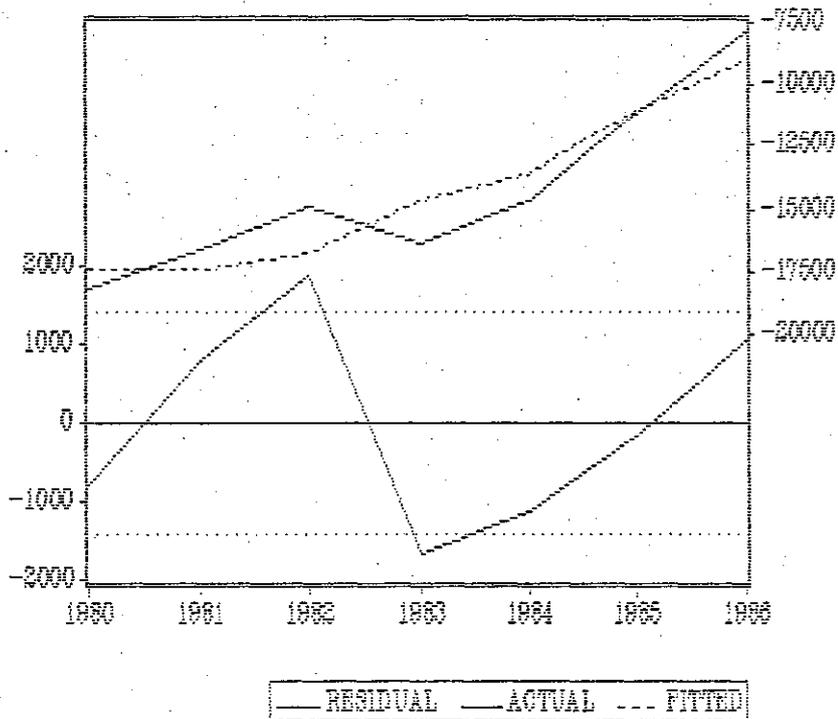
R-squared	0.370693	Mean of dependent var	-5629.009
Adjusted R-squared	0.244832	S.D. of dependent var	661.8084
S.E. of regression	575.1143	Sum of squared resid	1653782.
Durbin-Watson stat	1.359934	F-statistic	2.945248
Log likelihood	-53.23690		



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 16:41
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-31726.571	3101.1307	-10.230646	0.000
CN80PV	2.3521897	0.4112998	5.7189179	0.002

R-squared	0.867395	Mean of dependent var	-14254.29
Adjusted R-squared	0.840874	S.D. of dependent var	3527.961
S.E. of regression	1407.324	Sum of squared resid	9902800.
Durbin-Watson stat	1.905077	F-statistic	32.70602
Log likelihood	-59.50103		



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 16:43
 SMPL range: 1980 - 1986
 Number of observations: 7

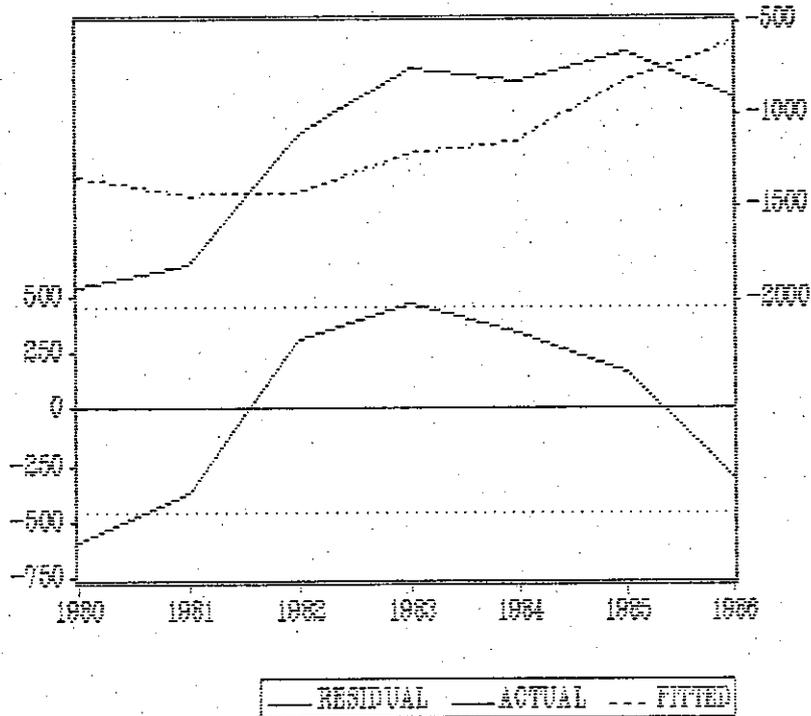
```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-3435.3748	1356.8674	-2.5318426	0.052
CN8ORI	1.3625374	0.7975383	1.7084288	0.148

```
=====
```

R-squared	0.368586	Mean of dependent var	-1135.956
Adjusted R-squared	0.242303	S.D. of dependent var	522.6843
S.E. of regression	454.9748	Sum of squared resid	1035010.
Durbin-Watson stat	0.773680	F-statistic	2.918729
Log likelihood	-51.59661		

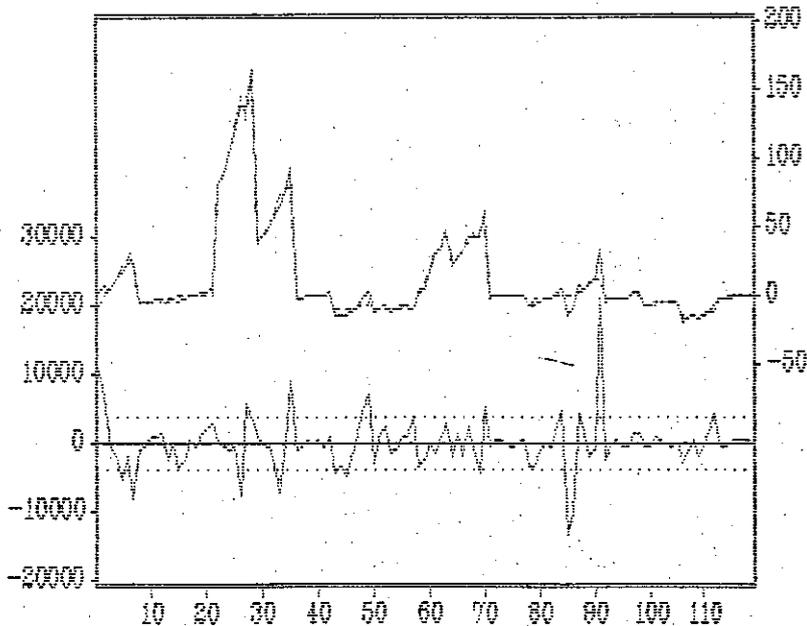
```
=====
```



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 16:53
 SMPL range: 1 - 119
 Number of observations: 119

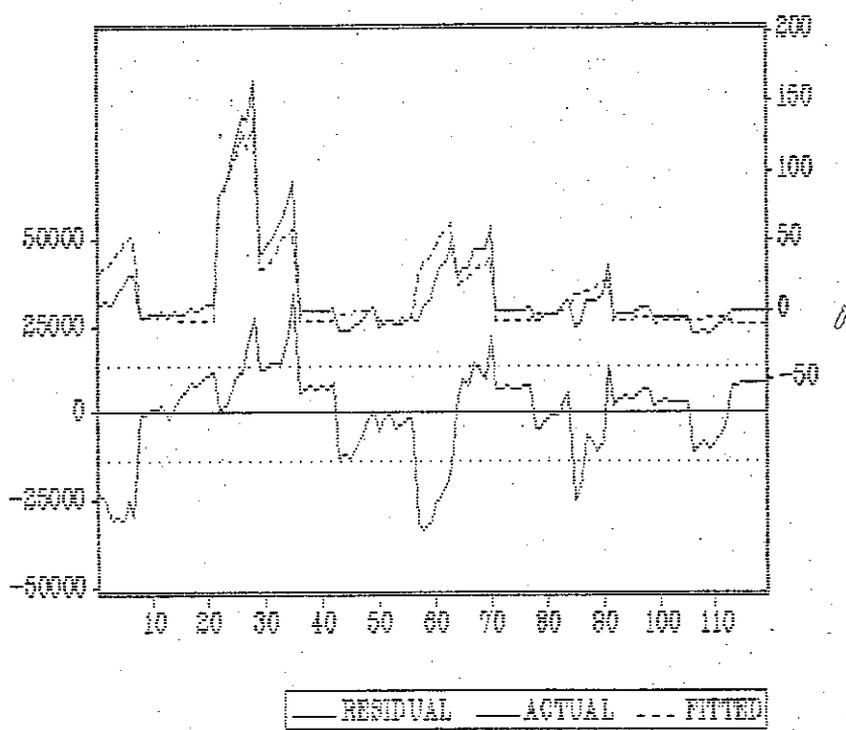
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D3	-60264.437	3134.4412	-19.226533	0.000
D4	-12442.303	1560.9162	-7.9711539	0.000
D5	-3301.3708	1533.4059	-2.1529660	0.034
D6	-50898.828	6515.3118	-7.8121861	0.000
D7	-16048.574	3237.2671	-4.9574450	0.000
D8	-4542.6284	1534.7054	-2.9599351	0.004
D9	-22438.933	1607.9291	-13.955175	0.000
D10	-14546.791	1540.2510	-9.4444288	0.000
D11	-60057.102	3301.2244	-18.192372	0.000
D12	-15475.435	2536.1725	-6.1018858	0.000
D13	-4232.8111	1533.4510	-2.7603171	0.007
D14	-14188.729	1590.9289	-8.9185188	0.000
D15	-30992.294	2049.9867	-15.118291	0.000
D16	-7057.2842	1540.9410	-4.5798535	0.000
D17	-7979.5724	1529.8904	-5.2157804	0.000
D18	-20301.066	1543.9120	-13.149108	0.000
D19	-2509.7323	1528.2386	-1.6422385	0.104
CN80	0.8140412	0.0303343	26.835630	0.000

R-squared	0.988033	Mean of dependent var	12251.28
Adjusted R-squared	0.986019	S.D. of dependent var	34176.76
S.E. of regression	4041.070	Sum of squared resid	1.65E+09
Durbin-Watson stat	1.768514	F-statistic	490.5392
Log likelihood	-1147.303		



LS // Dependent Variable is Y
 Date: 2-25-1992 / Time: 16:55
 SMPL range: 1 - 119
 Number of observations: 119

```
=====
VARIABLE      COEFFICIENT      STD. ERROR      T-STAT.      2-TAIL SIG.
=====
C              -10498.899       1484.8319      -7.0707663   0.000
CN80           0.5667053       0.0216797      26.139901    0.000
=====
R-squared              0.853804      Mean of dependent var    12251.28
Adjusted R-squared    0.852554      S.D. of dependent var    34176.76
S.E. of regression    13123.42      Sum of squared resid     2.02E+10
Durbin-Watson stat    0.356024      F-statistic              683.2944
Log likelihood         -1296.221
=====
```



UNIVERSIDADE DA CORUÑA
Servicio de Bibliotecas



1700759553