

ANALISIS SECTORIALES DE LA RELACION
EMPLEO-PRODUCTO: 1964-1986

Arthur B. Treadway
Documento 88-15

INDICE

- 1.- Introducción
- 2.- Métodos de investigación
 - Procedimientos concretos empleados
 - Papel de la Teoría Económica
 - Informes de características
- 3.- Series anuales corregidas de EPA
- 4.- Relaciones entre las series de EPA
 - Dependencia del total de ACTIVOS sobre OCUPADOS
- 5.- Series de producto por Contabilidad Nacional
- 6.- Relaciones empleo-producto
 - Relaciones empleo-producto en los cuatro sectores agregados
- 7.- Conclusiones
 - Relaciones ACTIVOS-OCUPADOS
 - Relaciones empleo-producto
 - Lentitud de respuestas empleo-producto
 - Papel de los incidentes extremos e influyentes
 - Integración de otras variables
 - El Modelo conceptual de la relación empleo-producto
 - La Previsión y el seguimiento de OCUPADOS

REFERENCIAS

Lista de abreviaturas

Apéndice A: Series anuales homogeneizadas y corregidas de OCUPADOS por 14 sectores y 4 agregados, y ACTIVOS y PARADOS, 1964-1986

Apéndice B: Resumen de características de las series anuales corregidas de EPA 1964-1986

Apéndice C: Series anuales de producto por sectores por Contabilidad Nacional, 1964-1986

Apéndice D: Resumen de características de las series anuales de producto, 1964-1986

Apéndice E: Resumen de relaciones activos-empleo y empleo-producto

El autor agradece la colaboración de M^a Dolores Grandal Martín por la realización de los análisis univariantes de las series de producto, y también agradece a Rafael Flores la detección de un error conceptual importante en una versión preliminar del trabajo. Cualquier error que permanece es responsabilidad exclusiva del autor.

1. INTRODUCCION

El presente trabajo comienza la explotación de las series temporales homogeneizadas, presentadas en Treadway (1988), de OCUPADOS correspondientes a 15 sectores productivos, ACTIVOS y PARADOS (totales) de la Encuesta de Población Activa (EPA) del Instituto Nacional de Estadística (INE) en combinación con datos del Grupo de Trabajo sobre el Empleo (GTE, 1979). El trabajo citado aborda la homogeneización trimestral de estas series y contiene información detallada acerca de la elaboración de las series y de sus características univariantes más destacadas.

Son diversas las aplicaciones potenciales de estas nuevas series y este trabajo es solamente una que pretende orientar a otras. Mejorar la previsión y el seguimiento del paro, la actividad laboral total y el empleo total y por sectores es un objetivo principal de ambos trabajos. El primero de ellos produjo modelos trimestrales de las series homogeneizadas, siendo estas coincidentes con las series oficiales de la Encuesta de Población Activa en los últimos años. Dichos modelos probablemente ofrecen los mejores instrumentos de previsión y seguimiento disponibles para este conjunto de información en este momento, especialmente si se emplean con una atención adecuada a los incidentes extremos e influyentes que las series contienen.

En este trabajo se investigan ciertas clases de relación anual entre las series de EPA y entre las de EPA y las de producto en pesetas constantes

de la Contabilidad Nacional, en una exploración de las regularidades empíricas más sobresalientes con el objetivo de orientar otras investigaciones que aprovechen tales regularidades para mejorar la previsión y el seguimiento de nuevo, o para mejor investigar las regularidades relativas a otros tipos de información tales como los componentes del coste laboral real total por ocupado y la expansión monetaria.

Existen antecedentes de algunos de los resultados presentados en este documento; los resultados anteriores se extienden en distintos sentidos. Samamed (1985) describió la metodología de homogeneización aplicada intensivamente en Treadway (1988), aunque ella contaba con una muestra trimestral mucho más corta y solamente de agregados y no pudo tratar con tanta precisión los incidentes extremos, influyentes en el sentido de que hacen variar los parámetros estimados de los modelos según se extraen o no de los datos, y en muchos casos plenamente implausibles, que abundan en las series de EPA.

Se presentan relaciones anuales de la influencia de OCUPADOS en ACTIVOS, que parece una forma mejor de parametrizar la relación que Samamed (1985) estudió como influencia de PARADOS sobre ACTIVOS. En Treadway (1987), se detectó la misma relación en datos trimestrales de 4/76-4/86 y fué empleada en un ejercicio elemental de previsión y seguimiento. En este trabajo esta relación recibe un nuevo tratamiento por la desagregación de OCUPADOS y esto parece potenciar una capacidad de previsión y seguimiento mejor a la vez que indica ciertas estructuras con una plausible interpretación económica. El mismo tipo de estudio puede realizarse con las series trimestrales lar-

gas para concretarla aún más, empleándose el modelo resultante para mejorar la previsión y seguimiento de ACTIVOS y PARADOS.

El trabajo ofrece un intento de detectar y calibrar relaciones entre el empleo y el producto de los sectores desagregados y agregados estudiados. El caso del sector industrial sin construcción fue examinado en datos trimestrales en Treadway (1984), detectándose una débil relación empleo-producto. En análisis anuales emprendidos por Ramón Carbajo sobre este sector, ni este efecto débil sobrevive la agregación temporal. Este no es el caso de los resultados aquí presentados para el sector industrial agregado, ya que se detecta una fuerte dependencia empleo-producto, probablemente debido en parte a la utilización de la serie anual de OCUPADOS elaborado para este estudio, basada en la agregación de las series trimestrales homogeneizadas y también corregidas de algunos incidentes extremos e influyentes.

Además de la relación empleo-producto obtenido para la Industria sin construcción, se obtiene otra para la Construcción. Existe ya un fondo de resultados sobre los efectos de distintas variables sobre estos dos productos, pero ninguno sobre sus efectos en el empleo de cada sector, porque no se detectan, lo mismo que ocurría con la relación empleo-producto industrial. Estas dos relaciones sugieren que las nuevas series reflejan efectos de las mismas variables que el producto, y esto permite albergar la esperanza de obtener modelos sectoriales pronto para estos dos sectores agregados, incorporando series de salarios, de precios de producto, la expansión monetaria y algunos indicadores de las condiciones en el mercado exterior.

La situación no es tan inmediatamente prometedora de nuevas innovaciones en la dirección de modelos de relación en el caso de los sectores industriales desagregados. Se detectan solamente relaciones muy débiles, probablemente porque las series de OCUPADOS analizadas todavía contienen demasiados incidentes masivos, distorsionadores de los análisis hasta que se les encuentre explicaciones extramuestrales para orientar su tratamiento. También contribuye a la no-detección de relaciones empleo-producto en este caso, un conjunto de datos de producto que padece deficiencias graves y esencialmente insuperables dentro de los límites de este trabajo.

El resto de este documento, después de un resumen breve de los métodos de investigación empleados (Sección 2), ofrece una descripción de los datos y los modelos anuales de las series corregidas de EPA (Sección 3), de las relaciones anuales entre distintas series de EPA (Sección 4), de los datos y estructuras univariantes de las series de producto (Sección 5) y de las relaciones entre empleo y producto (Sección 6). El texto termina con la Sección 7 de conclusiones e indicaciones para la investigación. Una lista de abreviaturas se encuentra después de la lista de referencias y puede ayudar al lector a descifrar el contenido de los Apéndices que apoyan las Secciones 3-6 del texto con los principales detalles técnicos.

2. METODOS DE INVESTIGACION

Se emplean los métodos básicos del Análisis de Series Temporales Estadísticas (ASTE) en el dominio temporal discreto, concretamente los del análisis estocástico univariante (US), del análisis de transferencia con un solo output (UT), introducidos por Box y Jenkins (1970), los del análisis de intervención (UTI) de Box y Tiao (1975) y, para buscar estructuras de relación sin perjuicio de su dirección, se emplean algunos de los métodos del análisis estocástico multivariante (MS), los métodos de identificación multivariante por preblanqueo propuestos por Alavi y Jenkins (1981). Todas las estimaciones de parámetros de este trabajo se obtienen con el criterio de mínima suma de cuadrados con retroprevisión (backcasting), una aproximación al criterio de máxima verosimilitud que parece adecuada en la práctica. No se estiman modelos MS, limitándose el estudio a modelos US y UT. Peña (1987) presenta un tratamiento en español de los métodos fundamentales del ASTE empleados en este trabajo.

Procedimientos concretos empleados

Las series temporales de empleo básicas para este trabajo se elaboran en Treadway (1988), aunque aquí las series trimestrales se corrigen de algunos incidentes extremos, influyentes y muy poco plausibles, que aparecen principalmente en los años 1964-1965, antes de agregarlas a anual para los análisis. Los detalles de estas correc-

ciones se describen en el Apéndice A. Las series de producto se elaboran también y estas elaboraciones se describen en el Apéndice C.

El análisis de las relaciones entre dos series comienza con el examen de una función estimada de correlación cruzada doble, calculada con los residuos US de las dos series. Cuando se habla en este documento de una ccf doble, siempre es de estas características. Este instrumento es poco potente para detectar relaciones, pero puede revelar hasta una primera aproximación muy tosca las relaciones más contundentes, permite una evaluación inicial de la hipótesis de realimentación en aquellos casos en que se espera detectar una relación en una dirección determinada, y resulta conveniente para la evaluación de la densidad de relaciones en un sistema de series de más de dos o tres componentes. La ccf doble no es el único instrumento empleado para especificar la estructura de un UT, solamente el primero que se aplica. Especificada una hipótesis de direccionalidad de la relación, se pasa a emplear la metodología UT tal como se describe en Box y Jenkins (1970) y Peña (1987).

Papel de la Teoría Económica

El análisis de sistemas de series temporales anuales en Economía casi siempre se encuentra limitado por el reducido número de observaciones disponibles. Es común en la práctica econométrica suplir esta deficiencia con dosis amplias de estructura a priori basada en alguna Teoría Económica supuestamente de aceptación generalizada y convincentemente contrastada; la estimación de parámetros preconcebidos (y la exclusión sin aten-

ción empírica a otros que los datos podrían manifestar) constituye la única conexión con los datos. La existencia de tal orden de Teoría Económica es evidentemente ficticia, ya que el grado de aceptación de las teorías disponibles no es grande en la mayoría de los casos y el carácter de los contrastes empíricos que se esgrimen en su defensa no es muy convincente para nadie y nada convincente para el especialista del ASTE del enfoque Box-Jenkins (B-J).

Este trabajo no emplea ninguna teoría económica con una convicción capaz de censurar los datos. Cuando se encuentran regularidades de relación entre series, es necesario emplear un mínimo modelo conceptual para interpretarlas y especialmente para justificar la elaboración de un modelo unidireccional cuando las correlaciones más fuertes son contemporáneas. Los resultados con diferentes tipos de modelo, basados en diferentes hipótesis no-contrastadas, se presentan de forma que el lector puede escoger por su cuenta los resultados que más le convencen.

Informes de características

Se presentan informes de las características univariantes de las series anuales de OCUPADOS en el Apéndice B, de las características univariantes de las series de producto en pesetas constantes de 1980 en el Apéndice D, y de las relaciones analizadas en el Apéndice E.

El resumen de características de cada serie de OCUPADOS comienza con los porcentajes del total de OCUPADOS para evaluar el peso del sector. Estos porcentajes se presentan para 4/66 (datos GTE) y

para 4/76 y 4/86 (datos EPA), que también permite conocer la evolución del peso; no son exactamente los mismos en 1964 como los de las series homogeneizadas y corregidas que se estudian en este trabajo pero permiten una orientación aproximada.

Los modelos se resumen por el tipo, ARIMA (p,d,q) para las estructuras estocásticas univariantes, y se emplean las representaciones (s,b,r) de las funciones de transferencia en los UT. Se presentan los parámetros estimados con el error estándar estimado en paréntesis después. En los modelos UT, se presenta la ganancia a largo plazo estimada en el mismo formato y, debido al carácter semilogarítmica de los UT de empleo versus producto, se presentan elasticidades a largo plazo estimadas en distintos años cuando tomaron sus valores extremos en la muestra.

Se presenta muy poca información de diagnóstico, una evaluación de la media de residuos, el estadístico Q de Box y Pierce para acf y, en su caso, ccf residuales, y una lista de residuos extremos y otros aspectos dudosos de los residuos. Es destacable que no se encuentran correlaciones elevadas entre parámetros estimados en ningún caso. No existe ninguna evidencia de sobreparametrización no indicada en el informe. Las funciones residuales ccf, acf y pacf de las series se encuentran razonablemente limpias en la gran mayoría de casos; se presentan las pocas excepciones en el informe. Los valores más extremos de residuos se presentan en los informes en unidades de la desviación típica residual. Los materiales gráficos esenciales para la evaluación técnica de los análisis no se presentan por constituir un volumen de detalles excesivo para este documento.

3. SERIES ANUALES CORREGIDAS DE EPA

Las series anuales de OCUPADOS por sectores, de distintos agregados de OCUPADOS y los totales de ACTIVOS y PARADOS, que se analizan en este trabajo, se basan en la agregación anual por media aritmética simple de las series trimestrales homogeneizadas presentadas en Treadway (1988), con ciertas correcciones adicionales que se describen con detalle en el Apéndice A.

Dados los 46 incidentes extremos e influyentes que se detectan en las series trimestrales homogéneas del trabajo citado, las 17 correcciones empleadas en este trabajo son pocas y, con una sola excepción, solamente cambian los valores de algunas series en los primeros dos años de la muestra trimestral de 1/64-4/86. En todos los casos de corrección, se trata de efectos muy masivos y de muy dudosa realidad, dadas las características detectadas del resto de cada serie trimestral.

Sería deseable emplear en el futuro series corregidas por muchos de los otros efectos anómalos detectados pero no eliminados de las series empleadas en este trabajo, pero tales correcciones deben fundamentarse en un estudio minucioso de la historia trimestral de cada sector para obtener explicaciones convincentes, una tarea que rebasa los límites de este trabajo.

Las estructuras univariantes detectadas en las series anuales corregidas son muy semejantes en todos los casos a las estructuras detectadas en

Treadway (1988). Las correcciones reducen la frecuencia de valores anómalos en los primeros años de la muestra, reduciendo un poco la varianza residual de las series corregidas y mejorando el aspecto de los residuos correspondientes a los primeros años, pero las estructuras US no cambian excepto en un caso, el Sector 12 de Restaurantes, cafés y hostelería, un sector que presenta en las series no corregidas un residuo extremo de 3.5 desviaciones típicas que desaparece con las correcciones. El modelo en este caso pasa de ser IMA (1,0) a ser IMA (2,1) con un parámetro alto, lo que apenas refleja un cambio de estructura.

Es muy común en los análisis econométricos de series de empleo postular sin contrastar la hipótesis de estacionariedad de las series en nivel o en primeras diferencias. Los análisis univariantes de las series EPA corregidas rechazan esta hipótesis contundentemente. Todas las series requieren dos diferencias y esto es muy obvio en la mayoría de los casos.

Hay algunos casos de sectores pequeños (Sectores 4, 6, 9, 13) en que un número reducido (1, 2 ó 3) de incidentes anómalos producen la impresión de estacionariedad con una sola diferencia. Pero esta impresión es esencialmente falsa, porque los incidentes anómalos, que forman la parte determinista de la serie, la dominan. Es ocioso discutir las aparentes características de estacionariedad de series dominadas por factores deterministas. Este tipo de casos ocurre cada vez con mayor frecuencia cuando las series de agregados se van desagregando en sectores cada vez más pequeños. Se describen en el Apéndice B con modelos en una diferencia, aunque dicho modelo no debe tomarse como adecuado. Estos sectores no se estudian en

los análisis de relación.

La serie típica, diferenciada dos veces, presenta un valor medio no estadísticamente diferente de cero. Es decir, las estructuras de tendencia no incluyen la determinista.

Se detectan estructuras AR(2) con carácter cuasiperiódico de periodo entre 3.1 y 4.7 años en las series agregadas de A y E, en la serie EC de Construcción, y en las series desagregadas E14 y E15. Se detecta la estructura MA (1) en la serie EA de Agricultura y Pesca y E5 de Material de Transporte. Las demás series no presentan ninguna estructura estacionaria.

Son diversos los casos en que valores extremos podrían generar las diferencias de estructura estacionaria, es decir, entre estructuras ARMA (2,0), ARMA (0,1) y ARMA (0,0). Se intenta evitar la asignación de una estructura estacionaria dependiente de valores extremos, pero no es completamente posible evitar este tipo de error en análisis de series tan cortas como éstas.

El Cuadro 1 presenta un resumen de la precisión de los distintos modelos US de las series de OCUPADOS en términos de la desviación típica residual de cada uno. También presenta la desviación típica calculada de los agregados principales cuando estos se prevén con la agregación de las previsiones US de los componentes. (Todas las desviaciones típicas presentadas se calculan sobre los 21 residuos de 1966-1986 para facilitar las comparaciones indicadas, dando lugar a pequeñas diferencias con los valores eficientemente estimados y presentados en el Apéndice B). Como estas medidas de precisión se asocian con la precisión

de la previsión puntual al horizonte de un año, el cuadro permite evaluar la posible ventaja de prever los agregados por la agregación de previsiones desagregadas. Se aprecia en el Cuadro 1 que la desagregación puede beneficiar la precisión de la previsión de EI y ES, pero no la previsión del agregado total. La desviación típica del error de previsión del total es 134.7 para el modelo US, pero es 146.3 para la desagregación en 14 sectores y 162.2 para la desagregación en cuatro sectores. Es probable que este resultado sea diferente para las series trimestrales, el caso más relevante para operaciones de previsión y seguimiento, pero es llamativo que la previsión del agregado anual de OCUPADOS se hace mejor con su propio modelo US.

Los resultados univariantes de las series homogeneizadas y corregidas que se detallan en el Apéndice B ofrecen reglas de medida para evaluar los diversos resultados que relacionan estas series con otras más adelante en el trabajo.

CUADRO 1

Desviaciones típicas residuales US
de las series desagregadas de OCUPADOS
y las calculadas para agregados

<u>Variable</u>	<u>Desviación típica</u>
E3 Industria no incluida en sectores 4-9	34.0
E4 Electricidad, gas y agua	4.3
E5 Material de transporte	12.8
E6 Alimentación, bebidas y tabaco	14.0
E7 Textiles, confección y cuero	31.0
E8 Madera, corcho y muebles	11.7
E9 Papel, artes gráficas y edición	9.8
Suma de E3,E4,E5,E6,E7,E8,E9	66.6
EI Industria sin construcción (US)	73.1
E11 Comercio	42.7
E12 Restaurantes, cafés y hostelería	12.3
E13 Transportes	18.0
E14 Comunicaciones	6.9
E15 Otros servicios	47.0
Suma de E11,E12,E13,E14,E15	88.4
ES Servicios (total)(US)	97.5
EA Agricultura y pesca	70.6
EI Industria sin construcción	73.1
EC Construcción	33.2
ES Servicios (total)	97.5
Suma de EA,EI,EC,ES	162.2
Suma de EA,E3,...,E9,EC,E11,...,E15	146.3
E Total de la economía (US)	134.7

4. RELACIONES ENTRE SERIES EPA

Los valores más destacables de las funciones de correlación cruzada entre los cuatro grandes subagregados de OCUPADOS (EA, EI, EC y ES) se presentan en el Cuadro 2. El error estándar es en todos los casos .22.

CUADRO 2

Funciones de correlación cruzada: EA, EI, EC y ES

<u>Variable</u>		<u>Orden de retardo</u>								
<u>t</u>	<u>t+k</u>	<u>-4</u>	<u>-3</u>	<u>-2</u>	<u>-1</u>	<u>0</u>	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>
EA	EI	-.35	-.34				.26		.44	.28
EA	EC						.26		.36	.34
EA	ES				.30	-.35			.31	.42
EI	EC					.58			.26	-.35
EI	ES	.43	-.28							
EC	ES					.64				

Los dos valores más destacados son correlaciones contemporáneas entre EC y EI, y EC y ES. Pero en el caso primero, el valor de .58 contiene un .22 debido solamente a la interacción de valores extremos en las dos series en 1986, dejando solamente un valor de .36. También en el segundo caso, el valor de .64 contiene un .31 debido a valores extremos en las dos series en 1986, dejando un .33. Si se examinan los otros valores del Cuadro 2, es típico que se encuentran valores extremos adecuadamente situadas en las dos series para afirmar que estas correlaciones dependen

fuertemente de muy pocas de las 21 observaciones empleadas. No parece que estos datos revelen ninguna relación muy clara entre estas series. Tampoco existe ninguna teoría convincente para indicar a priori que alguna de estas series debe adelantar a otra. Por estas razones, no se construyen modelos de relación.

Se examinaron las 45 ccf dobles de todas las pares de series del conjunto de EA, E3, E5, E7, E8, EC = E10, E11, E12, E14 y E15. Se encuentran muy pocos valores estadísticamente destacables, lo mismo que ocurre con las series agregadas, y los valores destacables se deben en muchos casos a unas pocas observaciones extremas en las series correlacionadas. En cuanto a configuraciones, se ven algunos casos aparentemente unidireccionales y otros casos casi seguramente bidireccionales. A falta de una orientación teórica para profundizar en estas relaciones con modelos de transferencia u otros más complejos, estas ccf no indican mucho. Parece aceptable tratar las series de empleo por sectores como independientes como una aproximación para modelos de previsión del empleo agregado.

Dependencia del total de ACTIVOS sobre OCUPADOS

Dentro de las series de EPA, un tipo de relación probablemente altamente relevante es el que describe como el empleo estimula la actividad laboral. El tratamiento adecuado de esta relación podría mejorar significativamente la previsión de ACTIVOS y, por implicación, la previsión de PARADOS.

La ccf doble entre las variables totales de ACTIVOS (A) Y OCUPADOS (E) presenta solamente un

valor contemporáneo alto. En general, las correlaciones contemporáneas no pueden ser interpretadas en un sentido direccional salvo con el empleo de una hipótesis no contrastada (en esos mismos datos).

En el contexto de la correlación entre A y E, una hipótesis bastante sensata indica que E influye en A pero A no influye en E. Se concibe a E como cantidad stock demandada de números de trabajadores, cantidad determinada por el sector empleador de la economía. El número de ACTIVOS, sin embargo, es una cantidad stock de oferta de números de trabajadores, determinada por el sector de empleados potenciales. La noción en términos estocásticos es que E se genera exógenamente relativo a A, esto por la razón siguiente.

Dado el número total de personas en edad de trabajar, parte de ellos elige trabajar o buscar trabajo y se llaman ACTIVOS, y los demás se llaman INACTIVOS, dedicándose a actividades del hogar, los estudios, y una larga etcetera de otras. La decisión de ser "activo" o "inactivo" en este sentido depende seguramente del salario real esperado por cada sujeto que se encuentre en la situación de tomar la decisión. Una aproximación al salario real esperado es el salario real de hecho recibido por los OCUPADOS multiplicado por la tasa de empleo (OCUPADOS/ACTIVOS) como estimador de la probabilidad de colocación en el caso de buscar trabajo. Estos razonamientos indican que la tasa de actividad (ACTIVOS/POBLACION EN EDAD DE TRABAJAR) recibe efectos positivos de la tasa de empleo. Y esto implica que ACTIVOS recibe efectos positivos de OCUPADOS.

Este mismo razonamiento indica que la elas-

tividad-salario real de ACTIVOS es igual a la elasticidad-empleo de ACTIVOS. Se pueden emplear los resultados de la relación aquí estimada para inferir la elasticidad-salario real de ACTIVOS, aunque la variable salario-real no se estudia en este trabajo. En el Apéndice E se presentan dos modelos de transferencia, uno con ACTIVOS dependiendo del total de OCUPADOS, y uno desagregando OCUPADOS. Para justificar la desagregación de OCUPADOS en esta relación, se extiende la misma teoría un poco más. El salario real esperado del sujeto decisor entre actividad laboral o inactividad, será el salario real esperado para aquellos sectores que interesan al sujeto. Por ejemplo, parece muy dudoso que el salario real en la agricultura estimule la tasa agregada de actividad; esto sugiere que ACTIVOS no depende de OCUPADOS en la Agricultura, no dependiendo del salario real esperado en este sector.

La relación de ACTIVOS con el agregado de OCUPADOS para toda la economía se resume en un coeficiente estimado de $.53(.12)$, altamente significativo y positivo como indica la teoría. Esto implica una elasticidad-salario real variable para ACTIVOS, con valor mínimo en 1985 de $.41(.09)$ y valor máximo en 1966 de $.52(.12)$. La desviación típica residual de este modelo es 73.7 frente al 94.4 del modelo US, señalando una reducción de la varianza residual de 39%.

Cuando se examina la relación de ACTIVOS con los cuatro componentes de OCUPADOS, se descubre que solamente OCUPADOS en la Industria sin construcción (EI) y en Servicios (ES) son empíricamente relevantes. El coeficiente estimado del término industrial es $.35(.14)$, el del término de Servicios es $.49(.12)$, ambos positivos y muy sig-

nificativos.

Se pueden ponderar estos coeficientes por las tasas de empleo por sectores (EI/A y ES/A) para calcular las elasticidades-salario real de ACTIVOS para cada sector, y la suma de estas elasticidades es la elasticidad-salario real de ACTIVOS frente a aumentos generalizados de los salarios reales. La elasticidad industrial es máxima en 1977 con 10% (4%), mínima en 1985 con 7% (3%). La elasticidad de servicios es máxima en 1986 con 19% (5%), mínima en 1964 con 14% (3%). La elasticidad total es máxima en 1977 con 28% (6%) y mínima en 1964 con 23% (5%). La desagregación de OCUPADOS en esta relación proporciona una reducción de 22% de la varianza residual del modelo con OCUPADOS sin desagregar.

Es probable que este conjunto de resultados permita mejorar la previsión de los totales de ACTIVOS y PARADOS, aunque emplea una hipótesis no-contrastada acerca de la exogeneidad de las series de OCUPADOS. Se puede realizar este mismo tipo de análisis en las series trimestrales; de hecho, los resultados anuales son muy coherentes con resultados no publicados sobre las series EPA trimestrales de 4/76-4/86 y es de esperar que el análisis trimestral de 1/64-4/86 confirme las mismas regularidades.

Cabe observar un tipo de sesgo posiblemente importante en estos resultados sobre la relación ACTIVOS-OCUPADOS. La misma teoría empleada para racionalizar los resultados indica que la no-inclusión de una serie (o series sectoriales en el caso desagregado) del salario real conduce a un sesgo hacia cero de los coeficientes estimados. Si el salario real es exógeno a este sistema, influ-

yendo positivamente en la cantidad de oferta (ACTIVOS) y negativamente en la cantidad de demanda (OCUPADOS), siguiendo la teoría de la demanda más simple, entonces el sesgo en los coeficientes de A versus E (o sus componentes) es negativo. Evitar este sesgo requiere introducir datos de salarios, una tarea que rebasa los límites de este trabajo.

5. SERIES DE PRODUCTO POR CONTABILIDAD NACIONAL: DATOS Y ESTRUCTURAS UNIVARIANTES

El Apéndice C describe los procesos de elaboración de las series anuales de producto (en pesetas constantes de 1980) para cada sector analizado en este trabajo, y presenta los valores numéricos. El Apéndice D presenta los resultados detallados de los análisis univariantes de las series de producto. En cuanto a las series del agregado de toda la economía (Y) y de los cuatro subagregados (YA, YI, YC y YS) de Agricultura y Pesca, Industria sin construcción, Construcción y Servicios, los datos empleados son elaboraciones más o menos simples y justificables de los datos oficiales de la Contabilidad Nacional de base 1970 y de base 1980. En estos casos importantes, se trata de 23 observaciones desde 1964 hasta 1986. Se puede decir lo mismo de las cinco series desagregadas del producto de Servicios (Y11-Y15) excepto que los valores de 1986 no se conocen, tratándose entonces de solamente 22 observaciones.

Uno de los objetivos principales de este trabajo, el estudio de las relaciones empleo-producto en los sectores desagregados de la Industria sin construcción para establecer diferencias sectoriales entre elasticidades empleo-producto, se ve limitado de modo radical por una deficiencia sorprendente de los datos oficiales. El INE no ha publicado nunca los valores (del producto en pesetas constantes de los sectores industriales) correspondientes de los años 1978-1980 de la CN70. Esta laguna se justificó en su día por las limitaciones de las fuentes estadísticas de base, pero

el INE tampoco rectificó la laguna cuando tales fuentes, la Encuesta Industrial de 1978-1980 y la estadística de Precios Industriales, aparecieron. Reconstruir los valores en cuestión en función de dichas fuentes, es una tarea que supera en mucho las posibilidades de este trabajo. Por esta razón, aquí se emplea el procedimiento expediente de estimar los valores faltantes, nada atractivo cuando se dispone en primer lugar de tan pocas observaciones. En estos casos (Y3-Y9), no se conocen todavía los valores de 1986, dejando 22 observaciones, pero dos de ellas se absorben en la diferenciación requerida para alcanzar estacionariedad. Esto quiere decir que quedan solamente 17 grados de libertad después de estimar estos datos ausentes de 1978-1980. Esta situación no es favorable para la tarea posterior de estudiar las relaciones empleo-producto.

Lo mismo que ocurre con las series de OCUPADOS, en las series de producto se detectan incidentes extremos y sin duda influyentes en muchos casos. La búsqueda de las explicaciones de estos incidentes puede en el futuro dar lugar a un conocimiento mucho mejor de cada caso. En este trabajo y a falta de tales explicaciones en la mayoría de los casos, se procede a un análisis inicial sin realizar análisis de influencia, pero intentando evitar los tipos peores de error que estos efectos influyentes pueden facilitar.

Por distintas razones de orden teórico tanto como empírico, las series de producto se representan en logaritmos en todos los casos. Esto contrasta con el empleo de las series de OCUPADOS sin transformar, igualmente justificable. Esto da lugar a representaciones semilogarítmicas de las relaciones empleo-producto.

Las series de producto requieren en todos los casos dos diferencias para alcanzar la estacionariedad. Esto es muy obvio al examinar las series en primeras diferencias; éstas no muestran afinidad hacia ningún valor constante, sino que presentan tendencias en algunos casos o deambulan. La presencia de incidentes extremos, del tipo escalón en muchos casos, puede dar la impresión en las acf de estacionariedad en una diferencia, pero esto tiene que desecharse al consultar las series mismas. Por supuesto, los mismos incidentes extremos sesgan los valores estimados de los parámetros MA(1) hacia la unidad y sesgan los parámetros del AR(2) también.

Se detecta la estructura AR (2) de tipo cuasicíclico tanto en el agregado (Y) como en los subagregados de la Industria (YI) y la Construcción (YC). Esta forma no se detecta en ninguna de las series desagregadas de la Industria (Y3-Y9). En las series desagregadas de Servicios sólo se detecta en Restaurantes, cafés y hostelería (Y12).

La estructura MA(1) con parámetro positivo aparece en las variables YA, Y3, Y5, Y6, Y7, Y8, Y9, Y11, Y13, Y14, Y15. En ningún caso se presentan grandes dudas en cuanto a la invertibilidad, aunque los parámetros están sesgados hacia arriba con toda seguridad.

En este trabajo no se abordan las cuestiones relativas a la previsión de agregados de producto, ni se estudian las relaciones entre el producto de distintos sectores. Por esta razón, no se comparan aquí las precisiones estimadas de distintos tipos de modelo de previsión.

6. RELACIONES EMPLEO-PRODUCTO

Los resultados del estudio de las relaciones empleo-producto sugieren bastantes cuestiones para análisis posteriores. Por una parte, tales relaciones no se detectan en la mayoría de los sectores, apareciendo con cierta nitidez sólomente en algunos agregados, seguramente debido al aumento de la importancia relativa de los incidentes extremos (sin explicar) cuando los agregados se separan en sectores, aunque también se debe al número reducidísimo de observaciones que se estudiaba.

Un análisis inicial de los agregados de toda la economía, E e Y, basado en la hipótesis (dudosa) de una relación unidireccional del producto influyendo sobre el empleo, indica una fuerte dependencia con efectos tanto contemporáneo como retardado un año. El efecto total, alcanzado al final del año siguiente al estímulo, se estima en un aumento de 89.8(16.8) miles de OCUPADOS por un aumento permanente del 1% en el producto. La elasticidad estimada del efecto a largo plazo es mínima en 1974 con .71(.13) y máxima en 1985 con .85(.16). La dependencia aporta una reducción de la varianza residual de OCUPADOS del 47% relativo al modelo US de E.

Probablemente este modelo capta fundamentalmente la correlación de los valores extremos de 1975 en ambas series, ya que la serie residual no contiene un extremo en este año. Por supuesto, dado el conocido carácter de 1975 como comienzo de

la crisis económica, no es sorprendente que ocurran valores extremos en 1975 en las dos series y no sería inteligente ignorarlos en el intento de calibrar esta relación.

Relaciones empleo-producto en los cuatro sectores agregados

Aunque la serie del total de OCUPADOS presenta un valor negativo y extremo en 1975 (-2.5 desviaciones típicas), las cuatro series de que se compone no presentan en ningún caso un valor extremo en este año. Todas estas series presentan valores negativos del residuo univariante en 1975, pero no llegan a superar el criterio de dos-desviaciones-típicas y ninguno llega cerca, excepto Construcción.

Cuando se examina la distribución entre los cuatro sectores del valor residual extremo de 1975 en el producto total, se detectan residuos extremos en Industria (-3.2 desviaciones típicas) y en Construcción (-2.0 desviaciones típicas), pero no aparecen en Agricultura y Pesca, ni en Servicios.

Se detecta una relación empleo-producto débil y puramente contemporánea en el caso de Agricultura y Pesca, con una elasticidad mínima en 1964 de .09(.05) y máxima en 1986 con .23(.12). Parece probable que se trata de las huellas de los efectos climatológicos; la Agricultura absorbe mano de obra transitoriamente cuando afronta una buena cosecha. Esta relación es muy débil y probablemente de poca utilidad para la previsión.

El análisis de la relación empleo-producto en la Industria presenta resultados más relevantes

y bastante más alentadores que los obtenidos en trabajos anteriores, del autor y de Ramón Carbajo. En dichos trabajos, la serie de OCUPADOS era bastante diferente de la aquí utilizada, basándose en la homogeneización trimestral del agregado en vez de en la agregación de las series trimestrales homogeneizadas, y también partiendo de las series del GTE hasta 4/78 en vez de 4/76 y de las series no revisadas de EPA para 1979-1984; también se trataba de 22 observaciones de 1964-1984 y se empleaba la transformación logarítmica de la variable OCUPADOS.

La ccf doble de EI con lnYI no sugiere ningún efecto retardado de EI sobre lnYI, pero presenta una correlación contemporánea destacable de .50(.22) y la configuración de correlaciones de EI con lnYI retardada se encuentra dominada por valores positivos pequeños.

Si se mantiene la hipótesis (dudosa) de efectos unidireccionales de lnYI sobre EI, se obtiene un modelo con efectos retardados, 36% del efecto a largo plazo en el mismo año del estímulo, 23% en el siguiente, 15% en el segundo año y 10% en el tercero. La elasticidad-producto a largo plazo del empleo industrial se estima con un valor mínimo en 1977 de .75(.27) y un valor máximo en 1985 de .97(.35). Se trata de una relación aparentemente muy significativa. La varianza residual del empleo industrial se reduce en un 40% relativo al modelo US de EI. Aunque son diversas las críticas posibles a esta relación, los resultados en este caso son interesantes y prometedores en cuanto a extensiones para afrontar algunas de las críticas.

En la Construcción se obtienen resultados semejantes, aunque la reacción solamente implica

el año contemporáneo y el siguiente del estímulo. La elasticidad-producto a largo plazo (después del año siguiente en este caso) del empleo en la Construcción se estima con un valor mínimo en 1974 de .56(.16) y un valor máximo en 1984 de .80(.24). La varianza residual se reduce en un 18% en relación con el modelo US de EC, bastante para tener en cuenta.

Los análisis de la relación empleo-producto en el agregado de Servicios revelan un efecto muy tenue y solamente contemporáneo de elasticidad mínima en 1986 con .36(.32) y máxima en 1964 con .59(.51). Este resultado sorprende un poco, porque la CN inevitablemente emplea medidas de producto en Servicios dominadas por el coste del factor trabajo; este hecho mismo sugiere que el papel de los salarios, no analizado aquí, puede ser esencial para el estudio del sector Servicios.

Los análisis de la relación empleo-producto en los sectores desagregados de la Industria sin construcción (3, 5, 7, 8) y de Servicios (11, 12, 14, 15) ofrecen resultados frustrantes, ya que las ccf dobles presentan muy pocos valores altos, los que hay ocurren en órdenes elevados de retardo (3-5 años) en la mayoría de los casos y se encuentran indicios de efectos retardados del empleo sobre el producto en muchos casos, indicios por lo menos tan destacables como los que favorecen efectos contemporáneos o retardados del producto sobre el empleo.

A modo de ejemplo de uno de los casos mejores, en el Apéndice E se describe el caso del sector 5 de Material de Transporte. Ignorando dos correlaciones negativas indicativas de realimentación (efectos retardados de E5 sobre lnY5), se estima un modelo solamente con efectos contemporá-

neos de $\ln Y_5$ sobre E_5 . La elasticidad estimada es mínima en 1977 con $.23(.10)$ y máxima en 1965 con $.34(.16)$. La reducción de la varianza residual relativo al modelo US es del 13%.

Se puede forzar la estimación de modelos simples como este último para los otros sectores. En algunos pocos casos se obtienen elasticidades estimadas positivas con estadísticos "t" en un entorno de la unidad, es decir, parámetros estimados no significativamente diferentes de cero. En los otros casos ni siquiera se encuentra este efecto tan débil. Ninguno de estos modelos se presenta, porque no ofrecen ninguna información fiable que no se encuentre ya en el modelo US correspondiente del empleo.

Son diversas las razones tanto de Teoría Económica como de orden empírico que podrían explicar la no detección de relaciones empleo-producto, especialmente en las series más desagregadas. De orden empírico, los incidentes extremos no explicados en las series tanto de OCUPADOS como de producto pueden enmascarar una relación. También las diversas deficiencias de los datos empleados pueden incidir sobre tal resultado. La Teoría Económica sugiere otras variables cuya influencia sobre las variables aquí estudiadas podría enmascarar la relación empleo-producto, pero la mayoría de tales variables, las que representan elementos del coste laboral total (salario neto, tipos impositivos del IRPF, tipos efectivos de cotización a la Seguridad Social,...), tendrían efectos negativos sobre el empleo y sobre el producto, implicando sesgos (por omisión de tales variables) positivos para las elasticidades-producto del empleo estimadas aquí. De hecho, los casos de relación que se presentan podrían, según este tipo

de razonamiento, reflejar las influencias comunes de terceras variables indicativas del coste laboral.

En el caso de Servicios, si la medida del producto es esencialmente un indicador del valor real de los servicios del trabajo, siendo éste el producto de un indicador del salario real por empleado y el número de éstos, resulta fácil comprender la no-detección de relaciones. La variable producto tiene dos componentes: una esencialmente idéntica a la variable dependiente (empleo) generando así una relación positiva, la otra un indicador del salario real, con efectos previsiblemente negativos sobre el empleo. La relación no se detecta, si los dos efectos de signo contrario se cancelan entre sí. Este es un caso en que tiene mucho más sentido estudiar la relación empleo-salario e interpretar el empleo como el indicador de actividad relevante para el sector.

7. CONCLUSIONES

Los análisis anuales de las series cortas (pero disponibles) de este trabajo tienen como fin la búsqueda de estructuras de relación que podrían orientar investigaciones futuras de sectores concretos y de agregados, esto haciendo uso de las nuevas series homogeneizadas. Los modelos concretos presentados no ofrecen regularidades bien calibradas en muchos casos, ya que el número insuficiente de observaciones no lo permite. Tampoco es evidente desde la perspectiva de la Teoría Económica que el producto de un sector debe siempre y sólomente adelantar el empleo, supuesto necesario para la representación de la relación con un modelo UT.

Relaciones ACTIVOS-OCUPADOS

Los resultados sobre este tema confirman resultados anteriores no-publicados y los extienden por la desagregación sectorial de la variable OCUPADOS, encontrando que el empleo en la Industria sin construcción y en Servicios tiende a animar la oferta de trabajo mientras el empleo en la Agricultura y Pesca y en la Construcción no parece animarla. Dado que esta relación cuenta con cierta base teórica y aporta una inmensa reducción en la varianza de la parte no-explicada de ACTIVOS, los resultados en este caso favorecen la utilización de la relación en sistemas de previsión de ACTIVOS y PARADOS y abonan la utilidad de investigaciones nuevas que estudien en ambas variables las in-

fluencias de los componentes del coste laboral real total.

Relaciones empleo-producto

Cabe destacar un resultado especialmente alentador, la relación empleo-producto para la Industria sin construcción. En trabajos anteriores, la dificultad de encontrar esta relación aunque fuera débil superaba nuestros esfuerzos. Ahora se aprecia que este resultado puede depender de manera crítica del tratamiento dado a los numerosos incidentes, extremos e influyentes, incluyendo con toda seguridad algunos errores masivos en el aparato estadístico estatal en los primeros años de la EPA, que se detectan en las series trimestrales homogeneizadas de EPA.

Ramón Carbajo, en la investigación para su tesis doctoral, ya encontró un conjunto de relaciones anuales entre variables de producto, precios y salarios del sector industrial y entre éstas y otras como la expansión monetaria. Pero no detectaba ninguna relación entre el empleo del sector y casi ninguna de las otras variables. Hay diversas otras razones que podrían motivar esta diferencia de resultados, pero parece muy probable que la nueva serie de EI estudiada en este trabajo sea una razón central. Esta cuestión se despejará en parte con la presentación de la tesis mencionada con más resultados obtenidos a partir de esta nueva serie. Habiendo detectado una fuerte relación empleo-producto, y contando con las relaciones ya detectadas del producto con otras variables, es probable que se logre detectar y calibrar los efectos de estas otras variables en el empleo.

También es alentador el resultado sobre la relación empleo-producto en la Construcción. Son diversas las otras variables que se observan en las estadísticas oficiales y que se pueden integrar para crear un modelo mejor de este sector, pero el producto es seguramente la de primera prioridad.

En investigaciones todavía sin publicar sobre los efectos de la expansión monetaria, variable macroeconómica política de gran importancia, se aprecia que la expansión monetaria no influye en la producción del sector Agricultura y Pesca, pero que influye fuertemente tanto en el producto industrial (Treadway et al. (1986)) como en el de la Construcción, mientras la influencia en el caso de Servicios es menos clara. Los resultados aquí presentados sobre las relaciones empleo-producto en estos dos sectores se pueden entonces traducir en relaciones empleo-expansión monetaria y relaciones paro-expansión monetaria. Se trata de relaciones encadenadas que implican relaciones entre las variables en los extremos de la cadena, relaciones que a veces no se detectan o no se calibran bien en análisis directos de relación por la lentitud de la respuesta compuesta.

Un conjunto de resultados de este trabajo concierne el fracaso del experimento principal propuesto, la búsqueda de relaciones empleo-producto en los sectores más desagregados tanto como en los agregados. No se detectan relaciones empleo-producto en ninguno de los dos sectores agregados grandes de la Agricultura y Pesca y de Servicios; no era de esperar que se detectaran en ninguno de los dos casos, ni era de esperar que se detectaran en los sectores desagregados de Servicios, esto por razones comentadas en la sección

anterior. Los resultados en el caso de la Construcción cumplen plenamente los objetivos del trabajo y éste es un sector que los datos disponibles no permiten desagregar. Se obtiene una relación útil en el agregado de la Industria sin construcción, pero, con la única excepción del sector de Material de Transporte, las relaciones empleo-producto en los sectores industriales desagregados no se detectan o parecen muy tenues.

Las siguientes son algunas de las causas posibles de este resultado negativo: (1) las respuestas del empleo al producto son tan lentas en la Industria que la longitud del registro de datos es insuficiente para detectar y calibrarlas con precisión, (2) al desagregar, la frecuencia y el tamaño de los incidentes extremos e influyentes crecen y enmascaran las relaciones empleo-producto, (3) la omisión de otras variables, que influyen tanto sobre el empleo como sobre el producto, p.e., los componentes del coste laboral real total por ocupado, genera un sesgo hacia cero de los parámetros aquí estimados de las relaciones empleo-producto y también en los coeficientes de las funciones de correlación cruzada que se emplean para ayudar a detectarlas y parametrizarlas, (4) el modelo conceptual que sugiere una relación unidireccional del producto influyendo en el empleo sin realimentación es deficiente.

Lentitud de respuestas empleo-producto

La respuesta en el caso del agregado de la Industria se calibra bien en la muestra disponible, pero es bastante lenta. Ello indica que algunos de los sectores deben caracterizarse por respuestas bastante más lentas, incluso hasta el

punto de no ser detectables en esta muestra de 17 observaciones.

Papel de los incidentes extremos e influyentes

El resultado con la relación empleo-producto del sector industrial agregado, empleando la nueva serie EI basada en la agregación de series trimestrales homogeneizadas y también corregidas por algunos incidentes extremos e influyentes, teniendo en cuenta los resultados antecedentes de no-relación con la serie agregada, homogeneizada y no-corregida de ninguno de los incidentes, indica que estos incidentes son importantes en el agregado. Probablemente son aún más importantes en las series desagregadas.

Esto apunta claramente la utilidad de estudios sectoriales que intenten integrar informaciones estadísticas y no-estadísticas para explicar los incidentes extremos, corrigiendo las series cuando se revelen errores en los datos, representando el papel de otros incidentes de modo explícito cuando se llegan a explicar adecuadamente. Al reducir los incidentes extremos e influyentes no-explicados al mínimo, se reduce el ruido que enmascara la señal buscada. Este tipo de trabajo que busca explicaciones extramuestrales de los incidentes extremos e influyentes es siempre de alta productividad en el ASTE.

Integración de otras variables

Aunque la introducción de información sobre los componentes del coste laboral real total por ocupado y sobre otras variables, no tiene tanta prioridad como la búsqueda de explicaciones para

los incidentes extremos e influyentes en las series trimestrales homogeneizadas, ofrece una vía de investigación complementaria y muy relevante tanto para la previsión de ACTIVOS como para la de OCUPADOS. Esta tarea requiere bastante trabajo de base en las series de la Encuesta de Salarios(ES) del INE y/o en otras fuentes, la homogeneización trimestral de las series de salarios de la ES o las secundarias de Malo de Molina(1982), y la misma búsqueda de explicaciones extramuestrales necesaria para todas las series. También hace falta un nuevo intento de estimar series más largas de los componentes del coste laboral total (salario neto, IRPF, cotizaciones a la Seguridad Social, etc.).

Otra variable omitida aquí es la tasa de expansión monetaria. Esta variable mide la disponibilidad del crédito, la cantidad en un mercado clave de la economía y siempre sujeto a racionamiento, y se han detectado fuertes efectos de ella tanto sobre el producto industrial como sobre el deflactor de precios industriales de CN, aumentando el producto y reduciendo el deflactor, como ocurre para una reducción del coste de capital en teoría. Una investigación de gran rentabilidad inmediata estudiaría estos efectos en las nuevas series trimestrales homogeneizadas de EPA; con los resultados de Treadway (1988), que identifica los incidentes extremos e influyentes en las series dependientes en tal trabajo, se podrían incorporar los efectos de la expansión monetaria re-estimando conjuntamente los incidentes.

El Modelo conceptual de la relación empleo-producto

El modelo conceptual de las relaciones em-

pleo-producto no es en absoluto firme, aunque se toma casi por incuestionable en muchos estudios econométricos, difiriendo curiosamente de unos a otros. El concepto de una función de producción es básico, pero difícilmente implica que el producto adelanta al empleo; el concepto, extendido más plausiblemente al de una funcional de producción, explicaría que el empleo adelantara al producto, no el contrario. Si se recurre al concepto de la demanda del factor trabajo, entonces tampoco resulta convincente que el producto adelante el empleo excepto si el producto actual o pasado influye en las expectativas de producto del futuro, argumento que en todo caso requeriría una función o funcional de producción, indicando la simultaneidad de empleo y producto o que el empleo también adelanta al producto. Si se reconocen las variaciones en la distribución por tamaño de las empresas en un determinado sector, la cuestión conceptual se vuelve aún más complicada. Dada la gran ambigüedad de las teorías existentes, parece prudente buscar información en los datos para desarrollar la teoría en función de ella.

La Previsión y el seguimiento de OCUPADOS

Para la previsión y el seguimiento del empleo de un sector, en datos trimestrales o anuales, el modelo US trimestral es seguramente ahora el mejor instrumento en todos los casos, siempre que se aplique con la debida atención a los incidentes extremos e influyentes.

La investigación de sistemas trimestrales por sectores podría cambiar la situación en cuanto a la ventaja de los modelos US, especialmente si ésta tratara sistemáticamente algunas de las variables omitidas en este trabajo.

Es dudoso que la incorporación de la información acerca del producto ayudara significativamente a prever el empleo anual aun en los pocos casos donde se detecta una relación anual, esto porque la información de CN llega con mucho retraso en relación a la información de EPA y también porque las relaciones encontradas pueden estar captando efectos simultáneos de terceras variables cuyo comportamiento en el futuro puede tomar pautas diferentes de las del pasado.

REFERENCIAS

Alavi, A.S. y G.M. Jenkins.1981.Some aspects of modelling and forecasting multivariate time series. Journal of Time Series Analysis.2(1):1-47.

Box, G.E.P. y G.M. Jenkins.1970. Time series analysis: Forecasting and control.San Francisco: Holden-Day (edición revisada 1976).

Box, G.E.P. y G.C. Tiao.1975. Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. Journal of the American Statistical Association.70(349):70-9.

Grupo de Trabajo sobre Problemas del Empleo. 1979. Población, Actividad y Ocupación en España (reconstrucción de las series históricas 1960-1978). Ministerio de Economía, Madrid.

Peña Sánchez de Rivera, D. 1987.Estadística: Modelos y métodos. vol. 2. Modelos lineales y series temporales. Madrid: Alianza Editorial.

Samamed Rodríguez, M.O.R. 1985. Una Metodología para homogeneizar trimestralmente las series temporales de la Encuesta de Población Activa. Tesis doctoral no publicada. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad Complutense de Madrid.

Treadway, A.B. 1984. La Función de empleo industrial: Análisis de las series trimestrales. Informe encargado por la Dirección General de

Planificación, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.

Treadway, A.B. 1987. Las Series agregadas de la Encuesta de Población Activa: Análisis (3/76-4/86), seguimiento (1/87) y previsión (2/87). Informe encargado por el Instituto Nacional de Estadística. 29/7/87.

Treadway, A.B. y R. Carbajo Isla y J. García-Pardo García-Lorezanza. 1986. Efectos de la Expansión Monetaria sobre la Economía Real Española, informe final del trabajo de investigación patrocinado por la Fundación Ramón Areces, Madrid.

Treadway, A.B. 1988. El Empleo por sectores productivos en 1964-1986: Análisis y homogeneización de las series EPA y GTE. Documento de Trabajo, FEDEA.

ABREVIATURAS

LISTA DE ABREVIATURAS

Abreviatura	Definición-Desarrollo
$acf(k)$	Valor de la función de autocorrelación simple en el retardo de orden k
$ARIMA(p,d,q)$	Forma de modelo univariante con d diferencias, p términos autorregresivos, y q de media-móvil
ASTE	Análisis de Series Temporales Estadísticas
B-J	Box-Jenkins, enfoque del ASTE
$ccf(k)$	Valor de la función de correlación cruzada en el retardo de orden k
CN70	Contabilidad Nacional de España, base 1970
CN80	Contabilidad Nacional de España, base 1980
$DELTA_i$	Parámetro autorregresivo de transferencia de orden i
EPA	Encuesta de Población Activa
ES	Encuesta de Salarios
factor amort.	Factor de amortiguamiento del cuasíciclo de un operador de orden dos con raíces complejas
GTE	Grupo de Trabajo sobre Problemas del Empleo
IRPF	Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas
INE	Instituto Nacional de Estadística
$OMEGA_i$	Parámetro media-móvil de transferencia de orden i
$pacf(k)$	Valor de la función de autocorrelación parcial en el retardo k
per	Periodo del cuasíciclo de un operador de orden dos con raíces complejas
PHI_i	Parámetro autorregresivo univariante de orden i
$Q(k)$	Estadístico Box-Pierce con k grados de libertad

LISTA DE ABREVIATURAS (cont.)

Abreviatura	Definición-Desarrollo
THETA1	Parámetro media-móvil univariante de primer orden (también THETA)
US	Univariante estocástico
UT	de Transferencia con un solo output
UTI	de Transferencia de Intervención, con un solo output e inputs deterministas

Nota: Los símbolos mnemotécnicos de las variables analizadas se definen en los Apéndices A (variables con prefijo "E") y C (variables con prefijo "Y").

APENDICE A:

SERIES ANUALES HOMOGENEIZADAS Y CORREGIDAS
DE OCUPADOS POR 14 SECTORES Y 4 AGREGADOS,
Y ACTIVOS Y PARADOS, 1964-1986
(miles de personas)

COMENTARIOS

El presente trabajo comienza la explotación de las series temporales homogeneizadas de OCUPADOS por sectores, ACTIVOS y PARADOS (totales), presentadas en Treadway(1988). El trabajo citado aborda la homogeneización trimestral de estas series y contiene resúmenes de sus características univariantes más destacadas. Los análisis allí resumidos indican que las series presentan numerosos incidentes influyentes cuyo tratamiento puede condicionar de manera contundente los resultados de cualquier análisis posterior de las relaciones entre estas variables y otras. Este apéndice presenta las series temporales anuales que se emplean en el presente trabajo; los datos numéricos se encuentran en el Cuadro A.1 al final de este apéndice. Estas series anuales son las mismas que se presentan en el Apéndice B del trabajo citado, pero con las correcciones por incidentes influyentes que se comentan a continuación.

Entre las 15 series de OCUPADOS por sectores y ACTIVOS (total) tratadas en el trabajo citado, se detectan 46 incidentes influyentes, pero de momento no se conoce con seguridad la causa de ninguno de ellos. Si se conociese la causa de cada incidente, lo idóneo sería solamente eliminar de las series aquellos efectos que corresponden a errores, dejando que los demás ayuden a detectar y calibrar las relaciones por reflejar hechos reales aunque especiales. Eliminar un efecto extremo y/o influyente, pero verdadero, es tan mala práctica como lo es la no-eliminación de valores erróneos; ambos tipos de error metodológico implican una

pérdida de información que puede conducir a la no-detección de relaciones que de hecho existen o a la detección de efectos fantasma, es decir, efectos que de hecho no existen.

Aunque no se conocen con seguridad las causas de los valores influyentes en este caso, parece sensato realizar algunas correcciones en casos donde el incidente parece erróneo con alta probabilidad. Si no se hace esto, es muy probable que fracasen los intentos de analizar relaciones por tratarse de series fuertemente contaminadas de errores en los datos. De hecho, son numerosos los estudios de series temporales económicas que no detectan relaciones en casos en que tales relaciones están apoyadas por elementales razonamientos económico-teóricos, y esto podría ser debido a errores en los datos.

El primer conjunto de correcciones que parecen sensatas corresponde a los efectos impulso masivos que se detectan en el primer trimestre de realización de la EPA (2/64). Es posible que un efecto escalón sea erróneo, pero los errores de datos más típicos son efectos impulso. En 2/64 se detectan los efectos impulso siguientes: 223.8 (31.6) en E1, -113.7 (15.6) en E3, 62.4 (7.8) en E6, -75.4 (11.2) en E7, 21.6 (4.9) en E8, -26.5 (4.1) en E9, -82.7 (14.3) en E11 y -33.5 (8.8) en E13. (Véase la definición de símbolos mnemotécnicos más adelante en este mismo apéndice.) El número en paréntesis es el error estándar estimado; en todos los casos, se puede apreciar que se trata de efectos muy grandes y significativos. Es muy difícil creer que 224 mil personas entraran a trabajar en el Sector 1 (Agricultura, Silvicultura y Caza) en 2/64 para que un número igual abandonara dicho sector en el trimestre siguiente. Es

igualmente difícil creer en la realidad de los otros efectos señalados. Además, se trata del primer trimestre de realización de la EPA y no parece descabellado interpretar estos efectos como errores debidos a la puesta en marcha de esta gran encuesta. El efecto sobre el total de OCUPADOS es solamente -34.0, lo que sugiere efectivamente un cambio transitorio de las proporciones que la EPA pretende medir. Por estas razones, todos estos efectos se eliminan de las series presentadas a continuación y analizadas en este trabajo.

En 4/64 el total de ACTIVOS sufre un efecto impulso de -172.9 (23.0) que también se elimina de la serie para este trabajo, porque es un valor radicalmente inconsistente con el resto de la serie trimestral.

En 4/64 se detectan grandes efectos escalón en cuatro sectores: 14.2 (2.8) en E2, -36.3 (12.7) en E3, -12.8 (5.1) en E5 y -19.1 (8.1) en E7. En 1/65 se detecta un gran efecto escalón en E12, de 40.3 (6.3). En 2/65 se detectan grandes efectos escalón en dos sectores: 258.2 (26.4) en E1 y -18.6(7.7) en E7. Todos estos efectos se eliminan en las series presentadas a continuación, sobre todo por el poco plausible tamaño masivo de los movimientos de la ocupación que estos efectos implican.

Con las correcciones hasta aquí expuestas se eliminan todos los valores extremos e influyentes que se detectan en 1964-1965, los primeros dos años de la EPA. Es interesante observar que no aparece otro valor extremo e influyente en ninguna de las series hasta 3/75, aunque seguramente esto se debe en parte a la homogeneización de las faltas (datos ausentes y/o solamente semestrales) que

ocurren en ese periodo, tratadas en Treadway (1988). En cualquier caso, no aparece una densidad tal de efectos extremos e influyentes en un periodo de uno o dos años en ninguna otra época de la muestra EPA, al menos si se excluye 1986.

En 1986 ocurren nueve incidentes extremos e influyentes, pero no parece aconsejable eliminarlos sin contar con explicaciones extramuestrales convincentes, ya que se trata de datos de una época en que la calidad de la EPA es la mayor del periodo 1964-1986. Por otra parte, la mayoría de estos incidentes son positivos y probablemente indican una verdadera expansión generalizada del empleo en 1986. Si este es el caso, los incidentes extremos e influyentes detectados podrían resultar de gran valor para detectar y calibrar las relaciones determinantes del empleo que motivan este trabajo. Y ocurre en algunos casos, como el de la Construcción, que el valor extremo e influyente surge dentro de un tramo de valores del mismo signo positivo, reforzando su interpretación como parte de un fenómeno de expansión general del empleo. Por estas razones, no se elimina ninguno de los incidentes influyentes que surgen en 1986.

Hay todavía por comentar 21 incidentes extremos e influyentes en el periodo desde 3/75 hasta 2/83, no apareciendo ninguno en 3/83-4/85. El único de ellos que se elimina en este trabajo es el efecto impulso de -6.5 (1.9) en el Sector 4 en 2/76. Este se corrige, porque resulta muy difícil imaginar que cerca de un 10% de los OCUPADOS de un sector desaparezcan en un trimestre para ser reemplazados por otros (o los mismos) en el trimestre siguiente.

En cada uno de los sectores 7, 9 y 12 se en-

cuentran dos impulsos, y hay uno en el sector 6, pero estos no representan porcentajes tan elevados del empleo en los sectores en cuestión en el momento del impulso y parece más prudente no eliminarlos. Todos los efectos restantes son escalones y, aunque son extremos e influyentes, no parece aconsejable eliminarlos sin contar con explicaciones extramuestrales. Por ejemplo, aparecen escalones en cuatro sectores en 3/77, 57.0 (26.4) en E1, -31.8 (10.4) en E3, -10.5 (3.3) en E5 y -15.5 (6.9) en E7, presentándose una configuración en que reducciones del empleo en tres sectores industriales se ven casi exactamente compensadas en conjunto por un aumento del empleo en la Agricultura. Esta configuración compensada podría surgir de un cambio no público de definiciones de la EPA, ya que solamente las proporciones se ven alteradas, pero parece prudente no corregir en este caso hasta disponer de la información extramuestral adecuada para fundamentar tal decisión.

Queda por realizar una tarea de estudio sector por sector de la evidencia extramuestral para dar mejor fundamento a las correcciones y para entender mejor las causas reales de los valores extremos e influyentes no erróneos. Tal tarea debe referirse a los datos trimestrales y desborda los límites de la presente investigación.

Símbolos mnemotécnicos

Las series de OCUPADOS se designan por la letra "E" seguido por un número (el número del sector desagregado) o por una letra indicativa del agregado de que se trata; el total se designa con la letra "E" solo. Los números de los sectores desagregados son los mismos que los empleados en el trabajo citado: (E1) Agricultura, ganadería,

silvicultura y caza, (E2) Pesca, (E3) Resto de la Industria no incluido en otros sectores (Industrias extractivas, industria química, caucho y materias plásticas, otras industrias fabriles, industria de minerales no metálicos, metalurgia, maquinaria y material eléctrico), (E4) Electricidad, gas y agua, (E5) Material de transporte, (E6) Alimentación, bebidas y tabaco, (E7) Textiles, confección y cuero, (E8) Madera, corcho y muebles, (E9) Papel, artes gráficas y edición, (E10 = EC) Construcción, (E11) Comercio, (E12) Restaurantes, cafés y hostelería, (E13) Transportes, (E14) Comunicaciones, (E15) Otros servicios.

Estos sectores se definen en el Apéndice A del trabajo citado y el lector puede encontrar allí las justificaciones de las definiciones.

Los agregados tratados en el presente trabajo son los siguientes: (EA) Agricultura y Pesca (sectores 1 y 2), (EI) Industria sin Construcción (sectores de 3 a 9), (EC) Construcción (sector 10), (ES) Servicios (sectores de 11 a 15).

El símbolo solo "A" representa el total de ACTIVOS y "D" representa el total de PARADOS. En el presente trabajo se analiza el agregado EA y no las series desagregadas de los sectores 1 y 2 por separado, esto porque: (1) a efectos tanto del empleo como del producto, la Pesca es uno de los sectores muy pequeños del conjunto de sectores estudiado y (2) la Contabilidad Nacional de base 1980 solamente ofrece en este caso la serie del producto agregado, así limitando el estudio de las relaciones empleo-producto.

CUADRO A.1

SERIES ANUALES HOMOGENEIZADAS Y CORREGIDAS
DE OCUPADOS POR 14 SECTORES Y 4 AGREGADOS,
Y ACTIVOS Y PARADOS

Año	E1	E2	EA	E3	E4	E5	E6	E7
1964	4382.7	139.2	4521.9	1134.3	75.0	239.1	380.0	772.2
1965	4201.7	138.9	4340.5	1154.4	71.4	238.6	377.8	700.2
1966	4195.5	140.0	4335.5	1206.3	75.1	251.9	383.2	668.2
1967	4044.0	137.4	4181.3	1242.4	79.3	276.9	394.1	678.6
1968	3974.4	136.7	4111.1	1242.3	80.2	271.5	392.2	663.5
1969	3818.1	129.4	3947.4	1255.4	81.3	304.8	423.3	679.2
1970	3628.4	121.0	3749.4	1302.5	91.8	295.5	419.3	649.8
1971	3440.0	114.4	3554.4	1356.6	89.8	293.1	416.5	639.6
1972	3323.5	107.6	3431.2	1413.6	86.0	303.2	415.2	658.9
1973	3219.9	101.0	3320.8	1473.2	75.9	313.0	416.2	701.8
1974	3110.8	92.4	3203.2	1523.6	73.4	328.7	445.7	729.1
1975	2884.5	92.4	2976.9	1550.4	75.7	342.7	452.4	686.2
1976	2653.3	92.8	2746.0	1566.6	77.1	360.4	443.5	661.9
1977	2458.1	95.5	2553.5	1616.8	82.2	362.1	425.7	652.5
1978	2373.7	98.3	2472.0	1602.0	83.9	353.9	421.8	622.5
1979	2243.2	95.9	2339.1	1561.8	79.4	353.4	423.1	612.8
1980	2097.4	94.7	2192.0	1526.2	81.6	353.1	393.0	565.2
1981	1978.9	93.7	2072.6	1472.6	85.4	340.7	384.7	521.6
1982	1936.2	92.4	2028.6	1378.9	85.2	329.6	370.5	507.7
1983	1942.3	91.9	2034.2	1351.5	87.0	331.3	369.0	494.6
1984	1873.1	91.7	1964.8	1302.1	82.1	317.9	375.6	452.8
1985	1829.6	96.3	1925.9	1262.8	84.4	301.4	387.0	433.0
1986	1638.4	102.1	1740.6	1297.4	82.9	307.1	376.8	433.8
Año	E8	E9	EC	E11	E12	E13	E14	E15
1964	197.0	108.9	828.4	937.3	357.8	575.0	59.6	1435.1
1965	202.6	107.3	916.5	1014.3	366.7	582.1	62.9	1513.8
1966	226.2	101.6	955.3	1033.5	358.6	573.2	71.4	1506.0
1967	237.5	112.3	989.9	1108.3	355.8	600.5	75.8	1491.9
1968	236.5	127.1	1012.9	1166.6	349.8	625.4	73.6	1522.0
1969	228.8	134.0	1051.5	1179.6	354.4	637.7	75.5	1583.8
1970	224.6	126.0	1070.2	1226.8	372.8	624.9	82.8	1697.5
1971	230.5	135.2	1067.1	1294.6	380.2	613.2	90.2	1806.3
1972	238.1	143.7	1089.5	1383.4	398.8	595.9	98.8	1935.3
1973	258.4	154.6	1123.2	1501.2	409.4	563.1	107.1	2068.2
1974	261.9	148.8	1164.5	1563.0	434.0	575.9	112.7	2090.0
1975	264.3	157.7	1135.2	1558.2	444.2	583.6	111.0	2093.9
1976	276.2	168.0	1117.9	1516.5	446.7	564.0	105.5	2145.4
1977	288.2	167.7	1139.3	1543.1	456.6	553.9	95.1	2197.8
1978	280.3	168.0	1099.2	1525.4	462.0	529.4	94.5	2216.8
1979	263.6	161.9	1041.0	1523.1	466.7	552.3	95.4	2263.7
1980	249.5	159.7	969.2	1506.5	451.3	565.2	99.3	2272.5
1981	226.1	160.3	897.2	1488.6	463.7	549.0	97.5	2293.6
1982	212.8	148.3	885.6	1462.0	482.2	537.9	110.9	2402.9
1983	195.4	140.1	863.7	1438.7	469.2	510.7	108.4	2474.6
1984	204.5	134.6	808.7	1431.9	487.7	502.9	103.5	2499.1
1985	199.0	118.4	769.9	1432.5	493.0	494.3	117.6	2551.4
1986	202.4	139.5	827.0	1524.7	521.1	509.4	118.0	2739.7

CUADRO A.1 (cont.)

SERIES ANUALES HOMOGENEIZADAS Y CORREGIDAS
DE OCUPADOS POR 14 SECTORES Y 4 AGREGADOS,
Y ACTIVOS Y PARADOS

Año	EI	ES	E	A	D
1964	2906.4	3364.8	11621.4	11611.5	-10.0
1965	2852.2	3539.8	11649.0	11834.1	185.1
1966	2912.3	3542.7	11745.8	11889.0	143.2
1967	3021.1	3632.4	11824.7	11979.1	154.4
1968	3013.3	3737.4	11874.7	12042.9	168.2
1969	3106.9	3830.8	11936.5	12111.8	175.3
1970	3109.5	4004.8	11933.8	12121.7	187.9
1971	3161.4	4184.5	11967.4	12206.6	239.3
1972	3258.7	4412.2	12191.6	12468.9	277.3
1973	3393.0	4648.9	12485.8	12891.1	405.3
1974	3511.2	4775.7	12654.5	13090.8	436.3
1975	3529.4	4790.9	12432.4	12974.0	541.6
1976	3553.6	4778.1	12195.5	12865.4	669.8
1977	3595.2	4846.4	12134.4	12937.2	802.8
1978	3532.3	4828.0	11931.5	12965.5	1033.9
1979	3456.0	4901.1	11737.2	12987.8	1250.5
1980	3328.2	4894.8	11384.3	13003.7	1619.4
1981	3191.3	4892.5	11053.5	13045.0	1991.5
1982	3033.0	4995.9	10943.1	13205.9	2262.8
1983	2968.9	5001.7	10868.5	13353.1	2484.6
1984	2869.5	5025.2	10668.2	13436.8	2768.5
1985	2786.1	5088.8	10570.7	13541.5	2970.8
1986	2839.9	5413.0	10820.4	13781.2	2960.8

APENDICE B:

RESUMEN DE CARACTERISTICAS DE LAS SERIES ANUALES
CORREGIDAS DE EPA 1964-1986

D: PARADOS (Activos - Ocupados)

Estable en 1964-1972, tendencia creciente en 1973-1985, 1986 bajo.

Modelo US: ARIMA(0,2,0) con media cero

Desviación típica de residuos = 93.5 miles de personas

Diagnosis:

media de residuos = -9.8(20.4) acf limpia

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1966	-2.5
1986	-2.3

Racha positiva de 75 a 80

A: ACTIVOS (total)

Tendencia creciente y deambula un poco en nivel.

Modelo US: ARIMA (2,2,0)

$\text{PHI1} = .38(.15)$ $\text{PHI2} = -.68(.15)$

per = 4.7 Años, factor amort. = .82

Desviación típica residual = 94.4 miles de personas

Diagnosis:

media de residuos = -0.2(21.1) $Q(4) = 3.6$

Residuos destacables: ninguno

Racha positiva de 71 a 73, racha negativa de 74 a

E: OCUPADOS (Agregado de todos los sectores)

Tendencia creciente en 1964-1974, decreciente en 1975-1985, 1986 alto.

Modelo US: ARIMA(2,2,0)

PHI1 = .20(.21) PHI2 = -.58(.22)

per = 4.4 Años, factor amort. = .76

Desviación típica de residuos = 131.8 miles de personas

Diagnosís:

media de residuos = 4.9(30.2) Q(4) = 2.0

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1975	-2.5
1980	-1.8
1986	1.8

EA: AGRICULTURA Y PESCA (agregado de sectores 1 y 2)

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:36 4/76:22
4/86:16

Tendencia decreciente

Modelo US: ARIMA(0,2,1) con THETA = .90(.11)

Desviación típica residual = 70.7 miles de personas

Diagnosís:

media de residuos = 12.7(15.4) Q(5) = 3.1

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1966	1.8
1983	1.8

Racha positiva de 78 a 85

EI: INDUSTRIA SIN CONSTRUCCION (Agregado de sectores 3-9)

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:25 4/76:29
4/86:26

Tendencia creciente en 1964-1977, decreciente en
1978-1985, 1986 alto.

Modelo US: ARIMA(0,2,0) con media cero

Desviación típica de residuos = 71.4 miles de per-
sonas

Diagnosís:

media de residuos = 5.1(15.6) acf limpia

Residuos destacables: ninguno

EC = E10: CONSTRUCCION

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:9 4/76:10
4/86:8

Tendencia creciente en 1964-1974, decreciente en
1975-1985, 1986 alto.

Modelo US: ARIMA(2,2,0)

PHI1 = -.17(.21) PHI2 = -.61(.21)

per = 3.7 Años, factor amort. = .78

Desviación típica residual = 33.3 miles de personas

Diagnosís:

media de residuos = -5.4(7.4) Q(5) = 3.7

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1986	2.4

ES: SERVICIOS (Agregado de sectores 11-15)

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:31 4/76:41
4/86:51

Tendencia creciente, deambula.

Modelo US: ARIMA(0,2,0) con media cero

Desviación típica de residuos = 95.1 miles de personas

Diagnosis:

media de residuos = 7.1(20.8) acf limpia

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1986	2.7

E3: RESTO INDUSTRIA NO INCLUIDA EN OTROS SECTORES

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:10 4/76:13
4/86:12

Tendencia creciente en 1964-1977, decreciente en
1978-1985.

Modelo US: ARIMA(0,2,0) con media cero

Desviación típica residual = 33.2 miles de personas

Diagnosis:

media de residuos = 0.7(7.2) acf limpia

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1978	-2.0
1983	2.0
1986	2.2

E4: ELECTRICIDAD, GAS Y AGUA

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:1 4/76:1
4/86:1

Modelo US: ARIMA(0,1,0) con media cero

Desviación típica residual = 4.2 miles de personas

Diagnosís:

media de residuos = 0.4(0.9) acf limpia

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1970	2.4
1973	-2.5

Racha negativa (excepto 83) de 77 a 85.

En IMA (2,1), THETA1 = .96 (.05).

Los efectos escalón en 70 y 73 son masivos en relación con esta serie y dominan el modelo. Distorsionan una representación IMA (2,1) hacía no-invertibilidad. La escasa proporción del total de OCUPADOS que representa el sector, conjuntamente con el carácter de la serie (dos escalones masivos), justifica que no se incluye en análisis estocásticos de relación.

E5: MATERIAL DE TRANSPORTE

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:2 4/76:3
4/86:3

Tendencia creciente en 1964-1976, decreciente en 1977-1985, 1986 alto.

Modelo US: ARIMA(0,2,1) con THETA1 = .80(.14)

Desviación típica residual = 12.9 miles de personas

Diagnosís: media de residuos = -2.4(2.8) Q(5) = 2.0

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1969	2.0

E6: ALIMENTACION, BEBIDAS Y TABACO

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:3 4/76:4
4/86:3

Tendencia creciente en 1964-1975, decreciente en 1976-1983, después una pequeña recuperación.

Modelo US: ARIMA (0,1,0) con media cero

Desviación típica residual = 13.4 miles de personas

Diagnosis:

media de residuos = -0.1(2.9) acf limpia

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1969	2.3
1974	2.2
1980	-2.2

Racha negativa de 76 a 82. En IMA(2,1), THETA1= .92(.06).

Los efectos escalón en 69, 74 y 80 son masivos en esta serie y dominan el modelo. Distorsinan la representación IMA (2,1) hacia la no-invertibilidad. La escasa proporción del total de OCUPADOS representada por este sector, conjuntamente con el carácter de la serie (tres escalones masivos), justifica que no se incluye en análisis estocásticos de relación.

E7: TEXTILES, CONFECCION Y CUERO

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:6 4/76:5
4/86:4

Tendencia decreciente, deambula.

Modelo US: ARIMA(0,2,0) con media cero

Desviación típica residual = 30.2 miles de personas

Diagnosis:

media de residuos = 3.5(6.6) acf limpia

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1975	-2.4

E8: MADERA, CORCHO Y MUEBLES

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:2 4/76:2
4/86:2

Valores bajos en 1964-1965, tendencia creciente en
1970-1977, decreciente en 1978-1983, estable 1984-1986.

Modelo US: ARIMA (0,2,1) con THETA1 = .34 (.21)

Desviación típica residual = 11.4 miles de personas

Diagnosís:

media de residuos = -0.4(2.6) Q(5) = 2.4

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>	
1984	2.3	Racha negativa de 78 a 81.

E9: PAPEL, ARTES GRAFICAS Y EDICION

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:1 4/76:1
4/86:1

Tendencia creciente en 1964-1977, decreciente en
1978-1985, 1986 alto.

Modelo US: ARIMA(0,1,0) con media cero

Desviación típica residual = 9.4 miles de personas

Diagnosís:

media de residuos = 1.4(2.0) acf limpia

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>	
1986	2.1	Racha negativa de 79 a 85

En IMA(2,1), THETA1 = .89(.09).

El efecto en 86, sea escalón o impulso, es masivo
en relación con esta serie y domina el modelo. La pequeña
proporción que representa este sector en el total de
OCUPADOS, conjuntamente con el carácter de la serie (este
efecto anómalo), justifica que no se incluye en análisis
estocásticos de relación.

E11: COMERCIO

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:9 4/76:13
4/86:14

Tendencia creciente en 1964-1974, después estable.

Modelo US: ARIMA(0,2,0) con media cero

Desviación típica residual = 41.6 miles de personas

Diagnosís:

media de residuos = 0.7(9.1) acf limpia

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1986	2.2

E12: RESTAURANTES, CAFES Y HOSTELERIA

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:3 4/76:4
4/86:5

Tendencia creciente

Modelo US: ARIMA (0,2,1) con THETA1 = .91(.05)

Desviación típica residual = 12.0 miles de personas

Diagnosís:

media de residuos = 0.2(2.7) Q(5) = 6.7

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1980	-1.9
1983	-1.7
1986	1.7

Racha positiva de 70 a 74.

Los valores destacados de residuos reflejan efectos escalón, excepto en el caso de 86 en que no se puede saber todavía, y tienden a distorsionar hacia arriba el parámetro THETA1.

E13: TRANSPORTES

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:5 4/76:5
4/86:5

Tendencia creciente en 1964-1969, decreciente en
1970-1986.

Modelo US: ARIMA (0,1,0) con media cero

Desviación típica residual = 17.3 miles de personas

Diagnosis:

media de residuos = -3.0(3.7) acf limpia

Residuos destacables:

No hay valores extremos, pero la serie deambula demasiado. Hay una racha positiva de 67 a 69, una racha negativa de 70 a 73, una racha negativa de 76 a 78 y otra racha negativa de 81 a 85.

En el IMA(2,1), THETA1 = .92(.09).

Un examen minucioso de los gráficos de la serie en distintas transformaciones indica la presencia de tres efectos impulso de cierta entidad: basándose en aproximaciones, son del orden de -18.1 en 1966, -22.8 en 1973 y -23.7 en 1978. Estos valores, aunque no muy extremos, generan suficiente distorsión en THETA1 para hacerlo no-invertible. Sin comprender alguno(s) de estos tres incidentes, no es justificable aplicar métodos del análisis estocástico de relaciones.

E14: COMUNICACIONES

Porcentajes del total de OCUPADOS: 4/66:1 4/76:1
4/86:1

Tendencia creciente, deambula

Modelo US: ARIMA(2,2,0)

$\text{PHI1} = -.60(.20)$ $\text{PHI2} = -.49(.23)$

per = 3.1 Años, factor amort. = .70

Desviación típica residual = 6.7 miles de personas

Diagnosis:

media de residuos = -0.1(1.6) $Q(4) = 4.9$

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
--------------	--------------

1983	1.9
------	-----

Racha negativa de 75 a 77

E15: OTROS SERVICIOS

Porcentaje del total de OCUPADOS: 4/66:13 4/76:18
4/86:26

Tendencia creciente

Modelo US: ARIMA (2,2,0)

$\text{PHI1} = .07(.19)$ $\text{PHI2} = -.66(.19)$

per = 4.1 Años, factor amort. = .81

Desviación típica residual = 47.2 miles de personas

Diagnosis:

media de residuos = 5.3(10.5) $Q(4) = 1.4$

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
--------------	--------------

1974	-2.1
------	------

1986	2.2
------	-----

Racha positiva de 69 a 72

APENDICE C:

SERIES ANUALES DE PRODUCTO POR SECTORES
CONTABILIDAD NACIONAL, 1964-1986
(Pesetas constantes de 1980)

COMENTARIOS

Este apéndice describe la elaboración de las series anuales de producto analizadas en el trabajo.

Se trata de datos de Contabilidad Nacional (CN). El INE publica las series oficiales más recientes de producto en base 1980 y se encuentran en Contabilidad Nacional de España: Base 1980-Serie 1980-84 definitivos, 1985 provisional y 1986 avance, Madrid, 1987. Para los años anteriores a 1980 hace falta recurrir a las series oficiales de base 1970, que se encuentran en Contabilidad Nacional de España: Base 1970 - Años 1970-1980, 1981 provisional y avance de 1982, Madrid, 1983 y publicaciones anteriores de la serie. Las dos fuentes no son homogéneas en cuanto a definiciones y surgen ciertos problemas para enlazar los dos sistemas de series.

La CN emplea tipos de números índice que permiten, para las variables cantidad en pesetas constantes (el caso de las series de producto), el enlace de CN70 con CN80, simplemente multiplicando la serie 64-80 de CN70 por un constante que iguala el valor resultante en 1980 con el valor de CN80. Este procedimiento se emplea en este trabajo en todos los casos, si bien es cierto que las series industriales desagregadas, en que faltan las observaciones de 78-80 en CN70, se elaboran con un enlace estadístico y no determinista.

Una primera diferencia de definiciones surge en los conceptos diferentes del producto que emplean CN70 y CN80. La CN70 ofrece datos desagregados de producto con la definición de Producto

Interior Bruto (PIB) al Coste de los Factores (CF); la CN80 los ofrece con la de Valor Añadido Bruto (VAB) a Precios de Mercado (PM). La diferencia entre VAB y PIB es que el primero contiene "impuestos ligados a la importación", y el segundo no los contiene. La diferencia entre PM y CF es que el primero contiene "impuestos ligados a la producción menos subvenciones de explotación", y el segundo no los contiene. Es probable que estas diferencias sean empíricamente importantes en las series de producto en pesetas corrientes y en los deflatores implícitos, pero no deben producir efectos importantes en las series de producto en pesetas constantes. En todo caso, CN no ofrece otros datos con que contrastar esta opinión o tomar otra opción para la elaboración de las series anuales de producto.

Otra diferencia, ya comentada en Treadway (1988), ocurre con la contabilización del producto del sector "Reparaciones". La CN70 asigna el producto al sector del bien reparado. La CN80 asigna el producto al sector Comercio. El procedimiento de enlace de niveles en 1980 elimina de paso cualquier diferencia de niveles debido a este cambio de definición, pero no se puede asegurar que el cambio de definición no cambie otros aspectos de las series que el nivel.

Una tercera diferencia surge del tratamiento de los "costes de servicios bancarios". La CN70 los resta del producto del sector que emplea dichos servicios bancarios, pero la CN80 los trata aparte. El procedimiento de enlace tiene las mismas propiedades en este caso que en el anterior.

El Cuadro C.1 al final del apéndice define las series que se analizan en este trabajo en

términos de los sectores de CN70 y CN80. El Cuadro C.2 presenta los valores numéricos analizados.

Las series del agregado Y, y de los cuatro subagregados YA, YI, YC e YS que lo componen, se basan exclusivamente en los datos oficiales enlazados por igualdad de niveles en 1980, y son 23 datos de 1964-1986, donde el dato de 1985 es provisional y el de 1986 un avance. Las cuatro series Y11-Y15, componentes del subagregado YS de Servicios, se elaboran de la misma manera, aunque el INE no ha presentado un avance de 1986; se analizan con 22 observaciones de 1964 a 1985. Las siete series Y3-Y9, componentes del subagregado YI de Industria, tampoco se conocen para 1986, dejando las 22 observaciones de 1964 a 1985, pero en el caso de estas series aparece un problema de mucho mayor importancia.

En el caso de las series Y3-Y9, la CN70 no presentó en su día los valores para 1978-1980. Una consulta al INE revela que tampoco ofrece esos valores hoy, aunque anima a quien quiera intentar estimarlos empleando datos de la Encuesta Industrial y los Índices de Precios Industriales.

Al proponer los análisis presentados en este trabajo, no fue previsto que las series desagregadas del sector industrial presentaran tal deficiencia. Al descubrirla, se realizaron diversos intentos de simular las series industriales CN80 de 1980-1984, empleando las fuentes de datos indicados, esto para descubrir aproximaciones adecuadas que podrían aplicarse en la estimación de los valores ausentes de 1978-1980 de CN70. Es precisamente el sector industrial el que más razones ofrece para desagregar y se dedicó un gran esfuerzo a esta exploración. La conclusión de estos

experimentos es que no se puede hacer este tipo de reconstrucción sin manejar volúmenes inmensos de datos mensuales, algo radicalmente fuera del alcance de este trabajo.

Frente a esta situación, no cabe otra alternativa que la interpolación estadística de los valores de 1978 y 1979 y el enlace estadístico en 1980. El procedimiento es idéntico al de la homogeneización empleado en Treadway (1988) con las series trimestrales de EPA. En esta aplicación se estiman valores impulso en cada uno de 1978 y 1979 y un valor escalón en 1980, y estos se emplean para enlazar e interpolar los valores ausentes.

La diferencia es que aquí se trata solamente de 22 observaciones anuales, que se reducen a 20 con la aplicación de las dos diferencias requeridas por estas series para alcanzar estacionariedad, quedando solamente 17 grados de libertad después de estimar tres parámetros de homogeneización. (En la aplicación trimestral EPA se trata de 92 observaciones formales que se reducen a 87 con las diferencias requeridas, y quedan 65 grados de libertad aún después de estimar los 22 parámetros de homogeneización). El análisis de series anuales cortas, incluso con los 21 grados de libertad característicos de las series agregadas Y, YA, YI, YC e YS, siempre se encuentra con esta misma limitación, el número tan reducido de observaciones que no permite recurrir seriamente a los principios de la Inferencia Estadística para valorar los resultados.

El procedimiento empleado es univariante y no genera interpolaciones y el enlace en 1980 se realiza de forma que se cumple la identidad contable que define YI como la suma de Y3-Y9 para los

años antes de 1980. Los datos de Y3-Y9 ya interpolados y enlazados, se presentan en el Cuadro C.2 al final del apéndice conjuntamente con los datos de las otras series de producto. La suma de las series Y3-Y9 es siempre inferior a YI en 1964-1979, con un porcentaje de error que comienza en 1964 en un nivel aproximado de 2.2%, creciendo de manera suave hasta un 4.8% en 1977, presentando un 3.7% en 1978 y un 1.3% en 1979.

CUADRO C.1

SECTORES PRODUCTIVOS
MNEMOTECNICOS Y DEFINICIONES POR CN70 Y CN80

YA.-Agricultura y Pesca

Treadway (1988): 1 y 2 CN70: 0. = 0.1 + 0.2
CN80: 01.*

Y3.-Resto de la industria no incluida en otros sectores

CN70: 1.1 + 2. + 3.1 + 4.6 + 4.7
CN80: (03-11) + 05 + 07 + 13 + 15 + 17 + 19 + + 21
+ 23 + 25 + 49 + 51

Y4.-Electricidad, gas y agua

CN70: 1.2 CN80: 09

Y5.-Material de transporte

CN70: 3.2 CN80: 27 + 29

Y6.-Alimentación, bebidas y tabaco

CN70: 4.1 CN80: 31 + 33 + 35 + 37+39

Y7.-Textiles, confección y cuero

CN70: 4.2 + 4.3 CN80: 41 + 43

Y8.-Madera, corcho y muebles

CN70: 4.4 CN80: 45

Y9.-Papel, artes gráficas y edición

CN70: 4.5 CN80: 47

YI.-Agregado de la Industria sin construcción

Y3 + Y4 + Y5 + Y6 + Y7 + Y8 + Y9

CUADRO C.1
(continuación)

SECTORES PRODUCTIVOS
MNEMOTECNICOS Y DEFINICIONES POR CN70 Y CN80

YC = Y10.-Construcción

CN70: 5.

CN80: 53*

Y11.-Comercio

CN70: 6.1

CN80: 55-57

Y12.-Restaurantes, cafés y hostelería

CN70: 6.2

CN80: 59

Y13.-Transportes

CN70: 7.1 + 7.2 + 7.3 +
+ 7.4 + 7.5

CN80: 61 + 63 + 65

Y14.-Comunicaciones

CN70: 7.6

CN80: 67

Y15.-Otros servicios

CN70: 8. + 9. + 10. + 11.

CN80: (69.1-69.5) + 71 + 73 + 75 + 77 + 79 + 81 +
+ 85 + 89 + 93

YS.-Agregado de Servicios

Y11 + Y12 + Y13 + Y14 + Y15

Y.-Agregado total de la economía

YA + YI + YC + YS

CUADRO C.2

SERIES ANUALES DE PRODUCTO POR SECTORES
POR CONTABILIDAD NACIONAL
(Pesetas constantes de 1980)

Año	YA	YI	YC=Y10	YS	Y
1964	748290.6	1693513.2	821263.3	3989299.1	7252366.2
1965	707129.2	1890255.3	918172.5	4199167.7	7714724.8
1966	747256.1	2084825.2	1027434.9	4434583.9	8294100.1
1967	776583.3	2198954.8	1061340.2	4661011.4	8697889.7
1968	777521.7	2373996.6	1205682.6	4928844.2	9286045.1
1969	790898.0	2696472.3	1285257.0	5339509.1	10112136.4
1970	784066.2	2915256.7	1283972.1	5618085.3	10601380.3
1971	867053.0	3095010.2	1269848.1	5906685.4	11138596.7
1972	868639.8	3549939.1	1386673.9	6294898.8	12100151.5
1973	900788.4	3928637.4	1504541.1	6745814.8	13079781.6
1974	966235.4	4172376.1	1572245.1	7129167.1	13840023.7
1975	964563.3	4147751.6	1509355.1	7409542.5	14031212.5
1976	1006816.2	4290507.7	1450490.7	7708918.3	14456732.8
1977	963546.4	4490771.7	1421481.1	8045414.9	14921214.2
1978	1027858.2	4580537.5	1354671.4	8286054.9	15249122.0
1979	986164.8	4575555.0	1305903.5	8425258.8	15292882.2
1980	1073432.0	4593269.0	1283703.0	8522971.0	15473375.0
1981	971746.0	4582433.0	1281080.0	8626882.0	15462141.0
1982	956899.0	4526476.0	1315320.0	8838965.0	15637660.0
1983	1016621.0	4599807.0	1316624.0	9000627.0	15933679.0
1984	1104121.0	4649690.0	1235487.0	9239049.0	16228347.0
1985	1130564.0	4747054.0	1263266.0	9456405.0	16597289.0
1986	1005891.0	5000405.0	1338161.0	9779183.0	17123640.0

Año	Y3	Y4	Y5	Y6	Y7
1964	743906.9	92389.3	88803.1	335973.6	233201.1
1965	859032.4	102090.2	102390.0	356803.8	248044.7
1966	929569.2	111482.4	121434.7	391057.1	274633.3
1967	994582.1	110590.5	130056.5	418821.9	276810.8
1968	1099521.0	121870.5	140721.1	438506.7	283554.4
1969	1255928.4	153557.1	167317.4	473587.1	318854.5
1970	1367724.1	168452.1	187060.8	498687.4	336674.3
1971	1421896.8	182895.2	198845.6	507165.2	362229.8
1972	1659813.2	202635.9	246170.7	527452.0	400660.8
1973	1904784.2	214685.2	292697.1	554879.5	412526.7
1974	2065749.1	227136.8	313186.0	599269.6	418433.0
1975	2042841.1	222594.0	323207.9	611254.8	417468.1
1976	2105015.2	233723.5	323207.9	623479.9	440711.6
1977	2193858.4	264107.7	360376.9	645302.0	439635.1
1978	2260085.9	288194.6	378503.2	664712.3	443065.1
1979	2314671.6	303680.7	393932.8	683364.5	444003.7
1980	2356687.0	309011.0	406271.0	701163.0	442435.0
1981	2399998.0	303639.0	387802.0	711271.0	413088.0
1982	2335895.0	312248.0	382624.0	718579.0	412963.0
1983	2329478.0	312464.0	425176.0	743824.0	417282.0
1984	2368692.0	345767.0	404958.0	759417.0	404220.0
1985	2407924.0	367973.0	415011.0	786194.0	413485.0

CUADRO C.2
(continuación)

SERIES ANUALES DE PRODUCTO POR SECTORES
POR CONTABILIDAD NACIONAL
(Pesetas constantes de 1980)

Año	Y8	Y9	Y11	Y12	Y13
1964	105491.8	56109.3	1110198.2	317130.7	218600.1
1965	114986.1	61832.4	1155716.3	323473.4	239240.2
1966	125910.0	73704.2	1251640.9	341264.4	261153.7
1967	137745.4	78495.2	1315474.7	356280.0	294658.2
1968	149040.8	84698.0	1379933.1	385851.7	309235.5
1969	149636.8	95113.9	1517148.7	439479.9	333626.3
1970	151731.7	107668.8	1577829.1	484751.7	369881.5
1971	164477.1	138785.1	1631475.4	524501.3	403596.9
1972	200168.9	157937.5	1748787.7	566461.5	446484.9
1973	200168.9	169624.9	1871202.7	600449.0	487602.7
1974	194964.5	172338.7	1955406.7	607654.3	529906.9
1975	183266.6	165445.2	1978871.5	644113.4	537596.6
1976	194262.6	180335.4	2032300.9	644113.4	562626.2
1977	190377.4	182138.7	2083108.4	666657.3	598664.2
1978	189334.4	186606.9	2141435.3	686657.1	620640.2
1979	187347.9	190328.3	2141435.3	658003.1	633952.6
1980	184448.0	193254.0	2154284.0	618523.0	648730.0
1981	173381.0	193254.0	2111198.0	655345.0	666026.0
1982	174768.0	189399.0	2123865.0	680903.0	667029.0
1983	172146.0	199437.0	2166342.0	687712.0	671152.0
1984	162213.0	204423.0	2211835.0	716596.0	687708.0
1985	155724.0	200743.0	2254966.0	731293.0	707892.0

Año	Y14	Y15
1964	42748.9	2402432.6
1965	47637.3	2531801.4
1966	49524.4	2630407.0
1967	56271.5	2724853.2
1968	60299.2	2885312.7
1969	72290.3	3073704.1
1970	78582.2	3190060.2
1971	86088.7	3332469.5
1972	99518.5	3492953.1
1973	117080.6	3721041.3
1974	130692.1	3945821.8
1975	154004.0	4135015.9
1976	175954.6	4325909.9
1977	194254.9	4520342.0
1978	211155.2	4635504.0
1979	225302.5	4769723.0
1980	228006.0	4873428.0
1981	234231.0	4960082.0
1982	239475.0	5127693.0
1983	258969.0	5216452.0
1984	268272.0	5354638.0
1985	285039.0	5477215.0

APENDICE D:

RESUMEN DE CARACTERISTICAS
DE LAS SERIES ANUALES DE PRODUCTO,
1964-1986

Y: PRODUCTO TOTAL (Agregado de todos los sectores)

Tendencia creciente en 1964-1977, estancamiento después.

Modelo US: ARIMA(2,2,0) con logaritmo

$\text{PHI1} = -.20(.19)$ $\text{PHI2} = -.49(.18)$

per = 3.7 Años, factor amort. = .70

Desviación típica de residuos = 1.7%

Diagnosís:

media de residuos = .0027(.0037) $Q(4)=0.7$

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1975	-3.0

YA: AGRICULTURA Y PESCA (agregado de sectores 1 y 2)

Tendencia creciente, deambula.

Modelo US: ARIMA(0,2,1) con logaritmo

$\text{THETA} = .91(.06)$

Desviación típica residual = 6.1%

Diagnosís:

media de residuos = .0052(.0134) $Q(5) = 5.8$

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1981	-2.0
1986	-2.2

YI: INDUSTRIA SIN CONSTRUCCION (Agregado de sectores 3-9)

Tendencia creciente en 1964-1976, estancamiento después.

Modelo US: ARIMA (2,2,0) con logaritmo

$$\text{PHI1} = -.21(.18) \quad \text{PHI2} = -.57(.17)$$

$$\text{per} = 3.7 \text{ Años, factor amort.} = .76$$

Desviación típica de residuos = 2.9%

Diagnosís:

$$\text{media de residuos} = -.0053(.0066) \quad Q(4) = 1.0$$

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1975	-3.2

El valor extremo no es muy influyente en esta estructura, aunque aporta casi la mitad de la varianza de residuos. Refleja el comienzo de la crisis económica, de carácter industrial.

YC = Y10: CONSTRUCCION

Tendencia creciente en 1964-1974, estancamiento después.

Modelo US: ARIMA (2,2,0) con logaritmo

$$\text{PHI1} = -.25(.20) \quad \text{PHI2} = -.48(.20)$$

$$\text{per} = 3.6 \text{ Años, factor amort.} = .69$$

Desviación típica residual = 4.8%

Diagnosís:

$$\text{media de residuos} = .0065(.0107) \quad Q(4) = 3.8$$

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1975	-2.0

El valor extremo no es muy influyente en los parámetros, aunque aporta un porcentaje alto de la varianza residual. Refleja claramente el comienzo de la crisis industrial.

YS: SERVICIOS (Agregado de sectores 11-15)

Tendencia creciente

Modelo US: ARIMA (0,2,0) con logaritmo y media cero

Desviación típica de residuos = 1.2%

Diagnosís:

media de residuos = -.0008(.0118) acf limpia

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1969	2.1
1970	-2.5

Y3: RESTO INDUSTRIA NO INCLUIDA EN OTROS SECTORES

Por falta de los datos de 78-80 de CN70, no publicados por el INE, esta serie ha sido interpolado en 78-79 y enlazado en 80 empleando métodos de homogeneización y el modelo US.

Modelo US: ARIMA(0,2,1) con logaritmo

THETA1 = .59(.17)

Desviación típica residual = 4.3%

Diagnosís:

media de residuos = -.0138(.0100) Q(5) = 10.8

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1972	2.1
1975	-2.7

El estadístico Q indica mala especificación, porque la acf(2) es muy negativa debido a distorsiones producidas por las interacciones 72-74 y 73-75.

Y4: ELECTRICIDAD, GAS Y AGUA

Por falta de los datos de 78-80 de CN70, no publicados por el INE, esta serie ha sido interpolado en 78-79 y enlazado en 80 empleando métodos de homogeneización y el modelo US.

Modelo US: ARIMA (0,2,0) con logaritmo y media cero

Desviación típica residual = 6.9%

Diagnosis: media de residuos = -.0019(.0168)

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1970	-2.0

Residuo negativo en 67 y residuos positivos en 68 y 69; interacciones 67-69 y 68-70 producen acf(2) muy negativo por distorsión. Esta serie no se emplea en análisis de relación, por el tamaño muy pequeño del sector y el carácter de ambas series del sector, dominadas por incidentes extremos.

Y5: MATERIAL DE TRANSPORTE

Por falta de los datos de 78-80 de CN70, no publicados por el INE, esta serie ha sido interpolado en 78-79 y enlazado en 80 empleando métodos de homogeneización y el modelo US.

Modelo US: ARIMA(0,2,1) con logaritmo

THETA1 = .71(.16)

Desviación típica residual = 6.6%

Diagnosis: media de residuos= .0197(.0157) Q(5)=3.0

Residuos destacables: ninguno.

Racha de negativos 74-82 con excepción de 77, marginalmente positivo.

Y6: ALIMENTACION, BEBIDAS Y TABACO

Por falta de los datos de 78-80 de CN70, no publicados por el INE, esta serie ha sido interpolado en 78-79 y enlazado en 80 empleando métodos de homogeneización y el modelo US.

Modelo US: ARIMA(0,2,1) con logaritmo

THETA1 = .66(.16)

Desviación típica residual = 1.9%

Diagnosis: media de residuos= .0054(.0048) Q(5)=3.5

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1971	-2.3

Interacciones entre el valor extremo en 1971 y residuos no extremos, pero de tamaño positivo suficiente, producen una distorsión negativa en acf (2). Esta serie no se emplea en análisis de relaciones debido al carácter de ambas series del sector, series dominadas por valores extremos.

Y7: TEXTILES, CONFECCION Y CUERO

Por falta de los datos de 78-80 de CN70, no publicados por el INE, esta serie ha sido interpolado en 78-79 y enlazado en 80 empleando métodos de homogeneización y el modelo US.

Modelo US: ARIMA(0,2,1) con logaritmo

THETA1 = .69(.16)

Desviación típica residual = 4.0%

Diagnosis:

media de residuos= -.0101(.0097) Q(5)=4.3

Residuos destacables: ninguno

Racha negativa de 73 a 81, con excepción de 76, positivo pequeño.

Y8: MADERA, CORCHO Y MUEBLES

Por falta de los datos de 78-80 de CN70, no publicados por el INE, esta serie ha sido interpolado en 78-79 y enlazado en 80 empleando métodos de homogeneización y el modelo US.

Modelo US: ARIMA(0,2,1) con logaritmo

THETA1 = .71 (.15)

Desviación típica residual = 5.9%

Diagnosís:

media de residuos = .0186(.0140) Q(5) = 9.2

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>	
1972	2.4	Escalón en 72

Racha negativa de 73 a 81 con la excepción de 76, positivo y pequeño. Los primeros valores de la racha interaccionan con el extremo en 1972 para distorsionar acf(2) y acf(3) negativamente.

Y9: PAPEL, ARTES GRAFICAS Y EDICION

Por falta de los datos de 78-80 de CN70, no publicados por el INE, esta serie ha sido interpolado en 78-79 y enlazado en 80 empleando mtodos de homogeneización y el modelo US.

Modelo US: ARIMA(0,2,1) con logaritmo

THETA1 = .59(.18)

Desviación típica residual = 6.1%

Diagnosís:

media de residuos = -.0124(.0151) acf limpia

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>	
1971	2.3	Escalón positivo.

Racha negativa de 72 a 75. Debido al tamaño pequeño del sector y el carácter de ambas series de producto y empleo, con efectos escalón aislados que las dominan, el sector no se emplea en análisis de relación.

Y11: COMERCIO

El INE todavía no ha publicado el dato de 1986, realizándose este análisis en 1964-1985 (N = 22).

Modelo US: ARIMA(0,2,1) con logaritmo

THETA1 = .60(.18)

Desviación típica residual = 2.2%

Diagnosís:

media de residuos = .0041(.0050) Q(5) = 1.9

Residuos destacables: ninguno

El valor en 69 es alto, indicando un efecto escalón.

Racha de negativos de 74 a 81, con 75 el más negativo.

Y12: RESTAURANTES, CAFES Y HOSTELERIA

El INE todavía no ha publicado el dato de 1986, realizándose este análisis en 1964-1985 (N = 22).

Modelo US: ARIMA(2,2,0) con logaritmo

PHI1 = -.37(.20) PHI2 = -.41(.20)

per = 3.4 Años, fact. de amort. = .64

Desviación típica residual = 3.9%

Diagnosís:

media de residuos = -.0003(.0091) Q(4) = 1.6

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1981	2.1

Racha negativa de 71 a 80 con excepciones (valores positivos pequeños) en 75 y 77.

Y13: TRANSPORTES

El INE todavía no ha publicado el dato de 1986, realizándose este análisis en 1964-1985 (N = 22).

Modelo US: ARIMA(0,2,1) con logaritmo

THETA1 = .53(.19)

Desviación típica residual = 2.5%

Diagnosis:

media de residuos = .0071(.0056) Q(5) = 2.2

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1968	-2.2
1975	-2.9

Estos dos valores extremos indican dos escalones negativos en las dos fechas en cuestión. Esta serie no se emplea en análisis de relación debido al carácter de la serie de empleo.

Y14: COMUNICACIONES

El INE todavía no ha publicado el dato de 1986, realizándose este análisis en 1964-1985 (N = 22).

Modelo US: ARIMA(0,2,1) con logaritmo

THETA1 = .58(.18)

Desviación típica residual = 4.4%

Diagnosis:

media de residuos = -.0057(.0100) Q(5) = 3.0

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1969	2.2

Este valor indica un efecto escalón positivo.

Racha negativa de 76 a 82 con 80 el más negativo.

Y15: OTROS SERVICIOS

El INE todavía no ha publicado el dato de 1986, realizándose este análisis en 1964-1985 (N = 22).

Modelo US: ARIMA(0,2,1) con logaritmo

THETA1 = .48(.19)

Desviación típica residual = 1.1%

Diagnosís:

media de residuos = -.0025(.0025) Q(5) = 2.5

Residuos destacables: ninguno

Racha negativa de 75 a 81.

APENDICE E:

RESUMEN DE RELACIONES ACTIVOS-EMPLEO
Y EMPLEO-PRODUCTO

A (ACTIVOS total) versus E (OCUPADOS total)

La ccf doble indica una relación contemporánea solamente; no se aprecian efectos retardados de E sobre A, ni se aprecia efectos retardados en el sentido contrario. Esta correlación se puede interpretar como E influyendo en A.

Modelo UT de A versus E:

$$\text{OMEGA0} = .53 (.12)$$

Modelo US del error: ARIMA (2,2,0)

$$\text{PHI1} = .12(.18) \quad \text{PHI2} = -.38(.17)$$

$$\text{per} = 4.3 \text{ Años, fact. de amort.} = .62$$

Desviación típica de residuos = 73.7

Diagnóstico:

$$\text{media de residuos} = -4.0(16.8)$$

$$Q(5) = 3.7 \text{ en ccf}$$

$$Q(4) = 4.5 \text{ en acf}$$

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1966	-2.3
1974	-2.0

CORRELACIONES ENTRE EA, EI, EC, ES

Las ccf dobles no presentan correlaciones retardadas destacables. Se presentan correlaciones contemporáneas entre EI y EC, $.58(.22)$, y entre ES y EC, $.64(.22)$. No se estiman modelos de relación entre estas variables, porque no se dispone de ninguna teoría convincente que asigna las direcciones de dependencia.

ACTIVOS-EMPLEO-2

A (ACTIVOS total) versus OCUPADOS por 4 Sectores (EA, EI, EC, ES) Un primer modelo estimado desagrega la variable E del modelo agregado en cuatro variables input (EA, EI, EC, ES), manteniendo la especificación de efectos solamente contemporáneas. La variable EA no se encuentra correlacionada con las otras tres inputs y con ella se obtiene $OMEGA0 = -.02(.19)$; EA se suprime de la relación.

El segundo modelo, con EA suprimida, es muy semejante al primero, y contiene los parámetros estimados siguientes:

EI	$OMEGA0 = .27(.16)$
EC	$OMEGA0 = .52(.55)$
ES	$OMEGA0 = .38(.16)$

Las correlaciones entre estos parámetros reflejan las correlaciones contemporáneas que se encuentran entre las tres variables input, pero no son lo suficiente altas para indicar un problema serio de multicolinealidad. Se suprime la variable EC.

El modelo final, con EA y EC suprimidas, presenta las características siguientes:

Modelo UT de A versus EI y ES:

EI	$OMEGA0 = .35(.14)$
ES	$OMEGA0 = .49(.12)$

Modelo US del error: ARIMA (2,2,0)

$PHI1 = .46(.14)$ $PHI2 = -.71(.14)$

per = 4.8 Años, fact. de amort. = .84

Desviación típica de residuos = 65.1

Diagnosis:

media de residuos = -3.1(15.4)

$Q(5) = 4.0$ en ccf $Q(5) = 4.3$ en acf

Residuos destacados: ninguno

E (OCUPADOS total) versus lnY
(logaritmo del PRODUCTO total)

La ccf doble presenta una correlación contemporánea de .55(.22), correlaciones positivas débiles de E versus lnY retardado un año (.22) y tres años (.26), y una correlación débil de lnY sobre E retardado un año (.29). No resulta obvio que haya una relación unidireccional. Si se supone una relación unidireccional, de E versus lnY retardada, con solamente el efecto contemporáneo, el parámetro estimado es:

$$\text{OMEGA0} = 6852.9(1371.4)$$

pero la ccf residual indica un efecto muy destacado de retardo un año. Al incorporar este efecto se obtiene el modelo final:

$$\text{OMEGA0} = 5452.5(1276.6)$$

$$\text{OMEGA1} = -3527.0(1281.4)$$

$$\text{ganancia a largo plazo} = 8979.5(1677.4)$$

$$\text{Elasticidad a largo plazo: mínima en 1974} = .71(.13)$$

$$\text{máxima en 1985} = .85(.16)$$

Modelo US del error: ARIMA (2,2,0)

$$\text{PHI1} = -.33(.22) \quad \text{PHI2} = -.72(.21)$$

$$\text{per} = 3.6 \text{ Años, fact. de amort.} = .85$$

$$\text{Desviación típica de residuos} = 95.7$$

Diagnosís:

$$\text{media de residuos} = 29.6(22.0)$$

$$Q(4) = 3.3 \text{ en ccf} \quad Q(4) = 2.2 \text{ en acf}$$

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1979	2.0
1980	-1.9
1986	2.1

EA versus lnYA: AGRICULTURA Y PESCA

La ccf doble presenta valores débiles, el mayor siendo el contemporáneo de .27(.22). Suponiendo que EA solo depende de lnYA con efecto contemporáneo, se obtiene el modelo siguiente:

$$\text{OMEGA0} = 407.9(217.4)$$

Elasticidad a largo plazo: mínima en 1964=.09(.05)

máxima en 1986=.23(.12)

Modelo US del error: ARIMA(0,2,1) con THETA1 =
=.69(.16)

Desviación típica de residuos = 66.1

Diagnosís:

media de residuos = 6.6(15.0)

Q(5) = 2.9 en ccf Q(5) = 2.5 en acf

Residuos destacables: ninguno

EI versus lnYI: INDUSTRIA SIN CONSTRUCCION

La ccf doble presenta una correlación contemporánea de .50(.22), no indica efectos retardados de EI sobre lnYI, pero sugiere un efecto retardado de lnYI sobre EI. Interpretando este como un sistema unidireccional con lnYI influyendo en EI, se obtiene el modelo siguiente:

$$\text{OMEGA0} = 981.2(324.1) \quad \text{DELTA1} = .64(.16)$$

ganancia a largo plazo = 2693.3(978.1)

Elasticidad a largo plazo:

mínima en 1977 = .75(.27)

máxima en 1985 = .97(.35)

Modelo US del error:

ARIMA (0,2,1) con THETA1 = .58(.18)

Desviación típica de residuos = 55.1

Diagnosís:

media de residuos = 21.2(11.3)

Q(4) = 5.6 en ccf Q(5) = 1.9 en acf

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1967	2.3

EC versus lnYC: CONSTRUCCION

La ccf doble presenta un valor contemporáneo débil de .27(.22), ninguna evidencia de efectos retardados de EC sobre lnYC, y una correlación de .31(22) entre EC y lnYC retardado un año. El modelo estimado con EI dependiendo de lnYI es:

$$\text{OMEGA0} = 363.7(126.2) \quad \text{OMEGA1} = -283.9(126.0)$$

$$\text{ganancia a largo plazo} = 647.6(191.2)$$

Elasticidad a largo plazo:

$$\text{mínima en 1974} = .56(.16)$$

$$\text{máxima en 1984} = .80(.24)$$

Modelo US del error: ARIMA(0,2,0)

Desviación típica de residuos = 30.2

Diagnosis:

$$\text{media de residuos} = 0.1(6.9)$$

$$Q(4) = 2.2 \text{ en ccf} \quad Q(6) = 1.8 \text{ en acf}$$

Residuos destacables:

<u>Fecha</u>	<u>Valor</u>
1966	-2.0

E5 versus lnY5: MATERIAL DE TRANSPORTE

La ccf doble presenta una correlación contemporánea débil de .24(.22), presenta una correlación de E5 con lnY5 retardado 3 años de .47(.22) y presenta correlaciones de E5 retardado 1 y 2 años de -.25(.22) y -.27(.22) respectivamente. Parece muy dudoso que este sistema sea unidireccional de lnY5 influyendo en E5, pero si se supone esto y se limita al efecto contemporáneo, se obtiene el modelo siguiente:

$$\text{OMEGA0} = 82.0(37.8)$$

$$\text{Elasticidad a largo plazo: mínima en 1977} = .23(.10)$$

$$\text{máxima en 1965} = .34(.16)$$

Modelo US del error:

$$\text{ARIMA}(0,2,1) \text{ con THETA1} = .91(.07)$$

Desviación típica de residuos = 12.0

Diagnosis:

$$\text{media de residuos} = -.3(2.8)$$

$$Q(5) = 5.3 \text{ en ccf} \quad Q(5) = 2.7 \text{ en acf}$$

Residuos destacables: ninguno