

PREVISIONES DE EMPLEO PARA FINALES DE
1989: UN ANALISIS ESTADISTICO
EN DETALLE

Alfonso Novales
Documento 89-16

INDICE

Introducción.

1. Análisis de resultados para el tercer trimestre de 1989.
2. Previsiones para finales de 1989.
3. Comentarios sobre los modelos utilizados.
4. Análisis de las intervenciones efectuadas.
5. Elección entre esquemas de previsión alternativos.

INTRODUCCION

El objeto de este artículo es presentar, de forma detallada, los resultados del análisis estadístico de las principales variables que configuran el mercado de trabajo en España.

El artículo es un complemento de Mateos y Novales (1989), donde se presentaba un esquema de seguimiento de las mismas variables que aquí se consideran, con previsiones para los dos últimos trimestres de 1989. El mayor detalle en la exposición se concreta en que, en este documento, se presentan los resultados de la estimación de los modelos econométricos para las variables consideradas.

Aunque es difícil evaluar la bondad de un modelo de previsión a través tan sólo de una utilización del mismo, los buenos resultados alcanzados con las predicciones incluídas en Mateos y Novales (1989) para el tercer trimestre de 1989 sugieren continuar actualizando el esquema de seguimiento del mercado de trabajo que en dicho artículo se presentaba.

En el presente documento se incluyen las previsiones de evolución del mercado de trabajo para finales de 1989, actualizadas tras recibir el dato del tercer trimestre, lo que tiene un interés propio, al margen de la discusión puramente técnica de los modelos estadísticos utilizados.

1. ANALISIS DE RESULTADOS PARA EL TERCER TRIMESTRE DE 1989

El Cuadro 1 muestra las previsiones que, a mitad de año, se habían elaborado para el tercer trimestre; aparecen asimismo los valores posteriormente realizados para dicho trimestre, así como los errores porcentuales de previsión cometidos. Todo el análisis contenido en este trabajo se basa en modelos univariantes para cada una de las variables que se citan. Los modelos estimados se presentan y comentan en la Sección 4.

Cuadro 1

ANALISIS DE PREVISIONES PARA EL TERCER TRIMESTRE DE 1989

		Hombres	Mujeres	TOTAL
Activos	R:	9.753,2	5.141,3	14.895,2
	P:	9.665,3 (0,9%)	5.177,0 (0,7%)	14.845,2 (0,3%)
Ocupados	R:	8.566,7	3.859,4	12.426,8
	P:	8.483,1 (1,0%)	3.866,0 (-0,2%)	12.400,5 (0,3%)
Parados	R:	1.186,5	1.281,9	2.468,4
	P:	1.216,4 (-2,5%)	1.270,7 (0,9%)	2.475,2 (-0,3%)
Tasa de Paro	R:	12,2 %	24,9 %	16,6 %
	P:	12,5 %	24,8 %	16,7 %

R:Realización

P:Previsión FEDEA, elaborada con el dato de (1989,II)

OCUPADOS

	Agri- cultura	Indus- tria	Cons- trucción	Servi- cios
Realización	1.615,7	2.915,2	1.172,8	6.723,2
Previsión	1.621,5	2.902,6	1.144,4	6.732,0
	(-0,4%)	(0,4%)	(2,4%)	(-0,1%)

Como puede verse, las previsiones de los agregados de actividad, ocupación y paro con horizonte de un trimestre son bastante fiables. Los errores de previsión de estos agregados son muy reducidos, aunque algo mayores para sus componentes femeninas; los errores cometidos en la previsión de los componentes masculinos han sido superiores. Analizando por variables, la actividad y la ocupación se predicen bastante bien; el paro presenta mayores dificultades, lo que sugiere el cálculo de su previsión como diferencia de las correspondientes a actividad y ocupación más que a partir de su propio modelo univariante. Estos resultados son consistentes con los obtenidos en Mateos y Novales (1989).

Esta conclusión es asimismo acorde con las sugerencias hechas en Treadway (1989b), quien sugiere utilizar la dependencia estimada de la actividad con respecto al empleo para mejorar la previsión univariante, tanto de la actividad como del desempleo.

Sin embargo, para el caso particular del tercer trimestre del año en curso, no resulta evidente que la previsión del desempleo como diferencia de previsiones de actividad y ocupación hubiera dado mejores resultados, como puede verse mediante sencillos cálculos aritméticos a partir de la información contenida en el Cuadro 1¹.

En conjunto, la actividad fue algo superior a la esperada, y lo mismo ocurrió con el empleo; en última instancia, el paro fue muy ligeramente inferior al previsto. El reparto por sexos revela unos niveles de actividad y empleo masculinos superiores a los previstos, con un paro inferior al anticipado, mientras que ocurría todo lo contrario en los componentes femeninos.

Las previsiones de empleo sectorial han sido bastante acertadas, con errores de previsión reducidos, excepto en la construcción, donde dicho error debe considerarse importante. El buen comportamiento de la previsión agregada de empleo se debe al acierto en la previsión del empleo en el sector de servicios, que ocupa un 55% del total.

Tras este examen de lo acaecido en el tercer trimestre de 1989, estamos en condiciones de presentar las previsiones actualizadas de actividad, ocupación y desempleo para el último trimestre del año.

¹Las previsiones así obtenidas para (1989, III) habrían sido de 1.182,2 miles de parados varones, 1.311,0 miles de parados mujeres y un total de 2.444,7 miles de parados en el agregado.

2. PREVISIONES PARA FINALES DE 1989

El Cuadro 2 muestra, junto con las previsiones actuales para el último trimestre del año, las previsiones que para dicho momento se habían elaborado antes de disponer del dato correspondiente al tercer trimestre de 1989. La diferencia entre ambas cifras ilustra, por consiguiente, la actualización generada por dicho dato. Debe esperarse que tal actualización venga producida por la componente de dicho dato que representa información realmente nueva, y ello viene dado por el error de previsión cometido para (1989, III).

De hecho, puede observarse que, con total generalidad, en las líneas 1, 2 y 4 del Cuadro 2, la actualización en las previsiones tiene el mismo signo del error de previsión cometido en (1989, III) y que se mostró en el Cuadro 1.

La tercera línea del Cuadro 2 muestra las previsiones de paro que se obtienen como diferencia de las calculadas para actividad y empleo, y tanto para el agregado como para los componentes por sexos. Alternativamente, la cuarta línea muestra las previsiones obtenidas de los respectivos modelos univariantes. Una de las cuestiones que discutiremos a lo largo de este documento se refiere a cuál de estos esquemas resulta preferible como previsión del paro.

Cuadro 2
PREVISIONES PARA FINALES DE 1989

	Hombres	Mujeres	TOTAL
Activos	9.750,0 (9.662,7)	5.229,0 (5.280,0)	14.984,1 (14.912,1)
Ocupados	8.678,9 (8.568,4)	3.908,0 (3.907,3)	12.566,8 (12.533,3)
Parados (por diferencia)	1.071,1 (1.094,3)	1.321,0 (1.372,7)	2.417,3 (2.378,8)
Parados (a partir de su propio modelo)	1.066,9 (1.106,9)	1.316,7 (1.302,5)	2.422,1 (2.431,4)
Tasa de Paro	11,0 % (11,3 %)	25,3 % (26,0 %)	16,1 % (15,9 %)
Tasa de Paro	10,9 % (11,5 %)	25,2 % (24,7 %)	(16,2 %) (16,3 %)

NOTA: Las cifras entre paréntesis contienen las previsiones que, para (1989, IV) se tenían antes de disponer del dato del tercer trimestre de 1989.

OCUPACION POR SECTORES

	Agri- cultura	Industria	Cons- trucción	Servicios
Ocupados	1.623,4 (1.630,7)	2.947,7 (2.934,1)	1.202,6 (1.166,9)	6.793,1 (6.801,6)

NOTA: a) Las previsiones de empleo sectorial han sido ajustadas de modo que su suma coincida con la previsión del modelo de ocupados totales.

Una segunda cuestión se refiere a la elección entre la previsión de los agregados de actividad y empleo como suma de las previsiones para sus componentes masculino y femenino o, alternativamente, el ajuste de las previsiones de los componentes de modo que su suma coincida con la previsión del agregado². Es deseable que un esquema de seguimiento y elaboración de previsiones satisfaga este tipo de condiciones de consistencia, por lo que su discusión es uno de los aspectos de interés de este artículo. Aún una tercera posibilidad de consistencia se refiere a la relación entre la previsión de empleo agregado y los de empleo sectorial.

Aun teniendo en cuenta las varias alternativas posibles, puede afirmarse que la tasa de paro agregada estará a finales de año muy próxima al 16%, si bien con grandes diferencias entre las tasas correspondientes a hombres y mujeres. El número de activos habrá crecido en 363.400 personas, habiéndose creado 647.200 puestos de trabajo en términos netos, lo que constituye una cifra realmente impresionante, independientemente de la discusión acerca de su posible precariedad. El número de parados habrá descendido en 283.900 personas.

² Este tipo de consistencia no se ha tenido en cuenta en la elaboración de la parte superior del Cuadro 2, pero sí se incorpora en las previsiones finales, que se presentan en la Sección 5 de este artículo.

3. COMENTARIOS SOBRE LOS MODELOS UTILIZADOS

Como ya se ha dicho, los resultados presentados en este trabajo han surgido en su totalidad de modelos univariantes estimados para cada una de las variables consideradas. El Cuadro 3 muestra los modelos para los agregados de actividad, empleo y paro, los cuadros 4, 5 y 6 desagregan estas variables por sexo, mientras que el cuadro 7 presenta los modelos de ocupados por sectores.

Para las variables agregadas, así como para la ocupación en Agricultura y Pesca³ y en Construcción, se han utilizado los datos trimestrales procedentes de la EPA, homogeneizados por A. Treadway (1989a) a partir del primer trimestre de 1964. Para las variables desagregadas por sexos, así como para el empleo en la Industria o los Servicios, no se dispone de dicha homogeneización, por lo que las muestras comienzan en tales casos en el cuarto trimestre de 1976, a partir del cual la EPA ha mantenido unos criterios de homogeneidad bastante aceptables⁴. En todos los casos, los modelos se han estimado incorporando el dato del tercer trimestre de 1989.

En los casos mencionados en que se ha dispuesto de muestras largas homogeneizadas, se han tomado como modelos de partida los estimados en

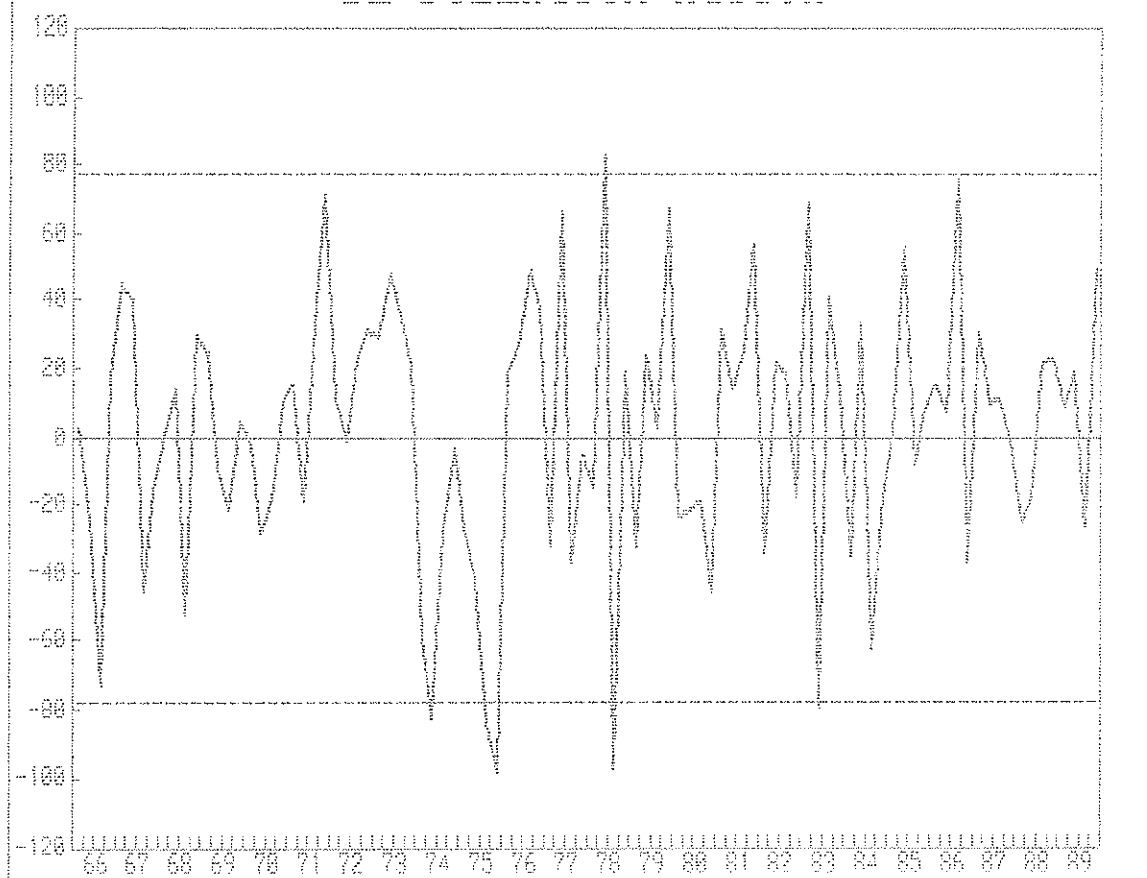
³ En este caso, agregando las series homogeneizadas para Agricultura, Ganadería, Silvicultura y Caza con la obtenida para el sector Pesca.

⁴ Aunque todavía hubo modificaciones posteriores a las que nos referiremos más adelante.

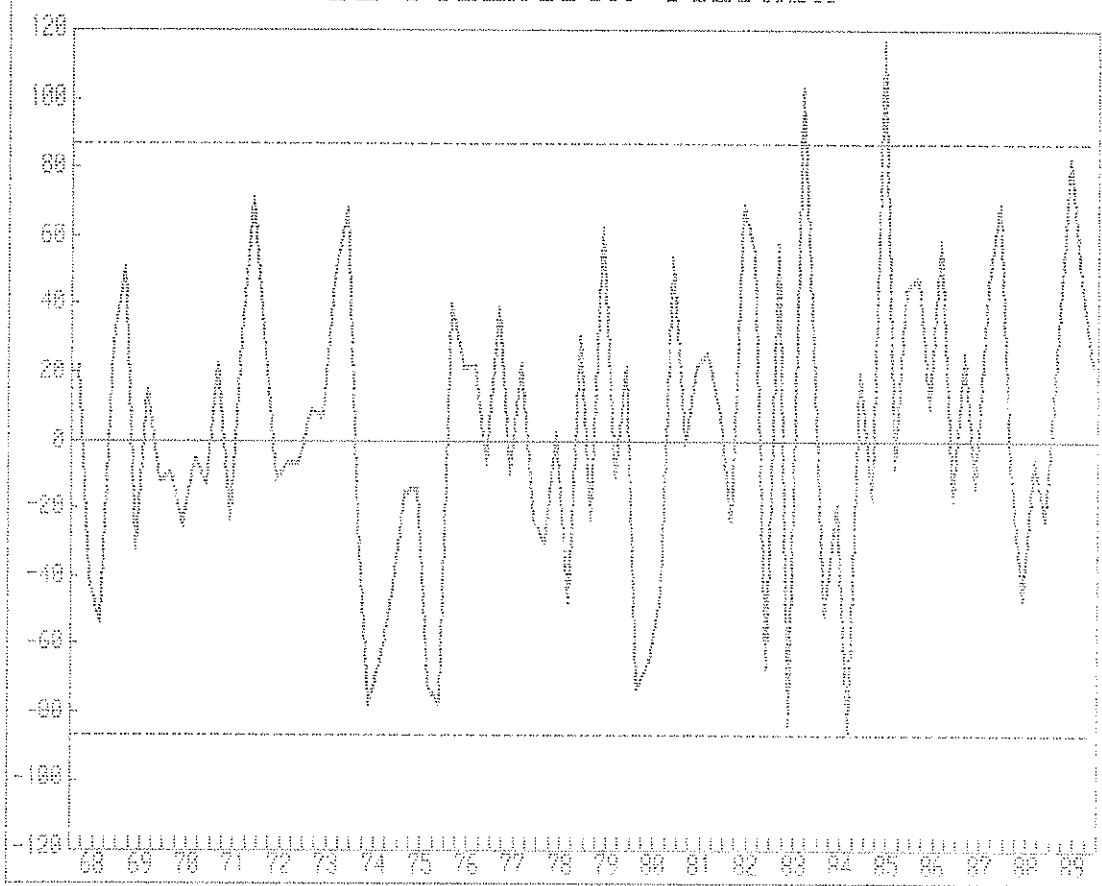
Cuadro 3

	$\hat{\sigma}$	$t\bar{a}$
$VV_4 \text{ ACT}_T = -171,5 \begin{matrix} I/64, IV \\ (21,36) \end{matrix} \begin{matrix} \hat{z}_t \\ + (223,9 + 100,2 B) \\ (27,17)(27,01) \end{matrix} \begin{matrix} S/87, II \\ \hat{z}_t \\ -152,8 \hat{z}_t \\ (37,73) \end{matrix} \begin{matrix} S/88, IV \\ \hat{z}_t \end{matrix}$		
$+ \frac{\begin{matrix} (,09) \\ 1-,31B^6 \end{matrix}}{1-,45B \begin{matrix} (,09) \end{matrix}} a_t$	38,8 (,26%)	0,4
$VV_4 \text{ OCU}_t = 209,7 \begin{matrix} S/87, II \\ (27,5) \end{matrix} \begin{matrix} \hat{z}_t \\ (1-,25B^3) \end{matrix} \begin{matrix} \begin{matrix} (,11) \hat{z}_t \\ (1-,24B^6) \end{matrix} \\ (1-,54B-,29B^2)(1+,35B^4+,22B^8) \\ (,11)(,11) \end{matrix} \begin{matrix} \begin{matrix} (,11) \hat{z}_t \\ (1-,24B^6) \end{matrix} \\ (,11) \end{matrix} a_t$	42,6 (,34%)	0,69
$VV_4 \text{ PAR}_t = 183,5 \begin{matrix} I/65, I \\ (21,14) \end{matrix} \begin{matrix} \hat{z}_t \\ -114,5 \hat{z}_t \\ (34,5) \end{matrix} \begin{matrix} S/88, IV \\ \hat{z}_t \\ + \frac{1}{1-,31 B} a_t \\ (,09) \end{matrix}$	36,0 (1,5%)	-0,4

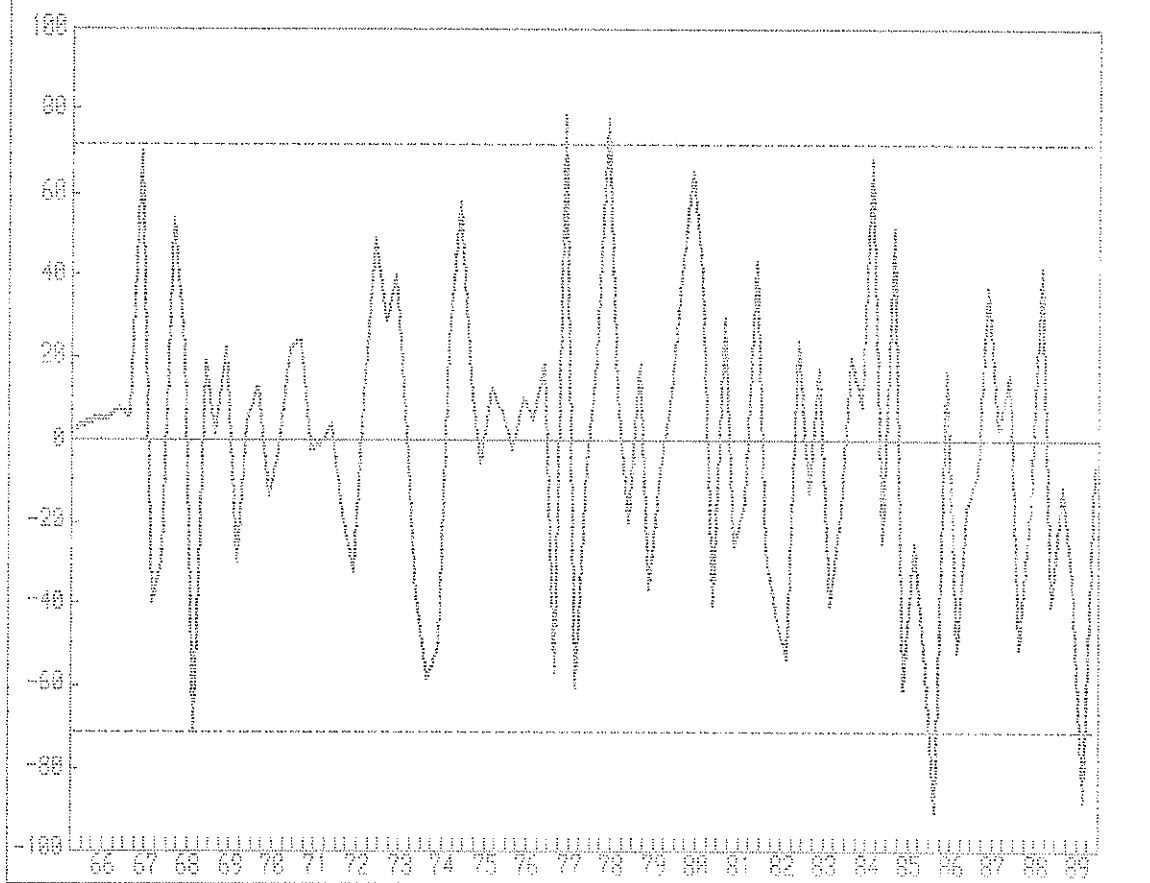
RESIDUOS DEL MODELO MTCORRAME DE POBLACION ACTIVA



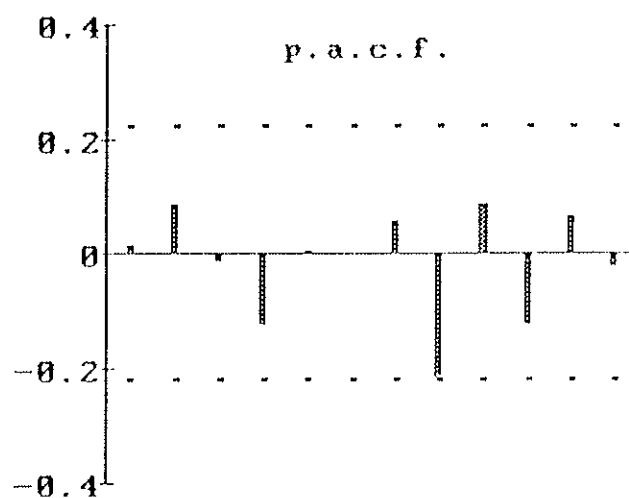
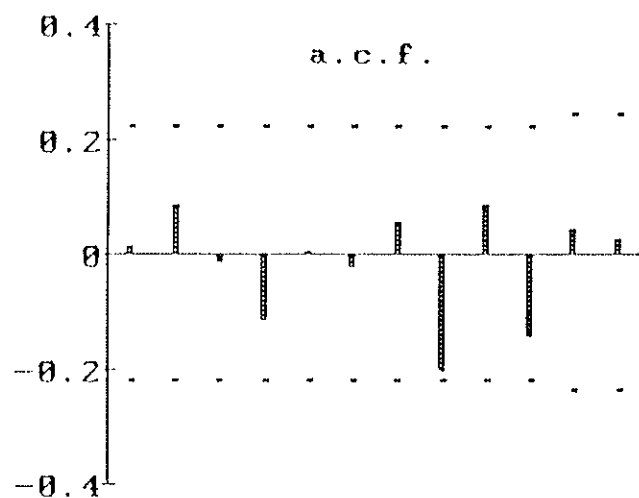
RESIDUOS DEL MODELO UNITARIO DE POBLACION OCUPADA



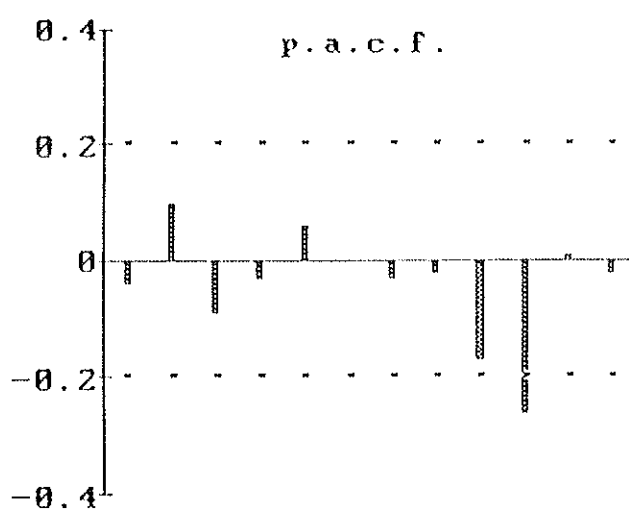
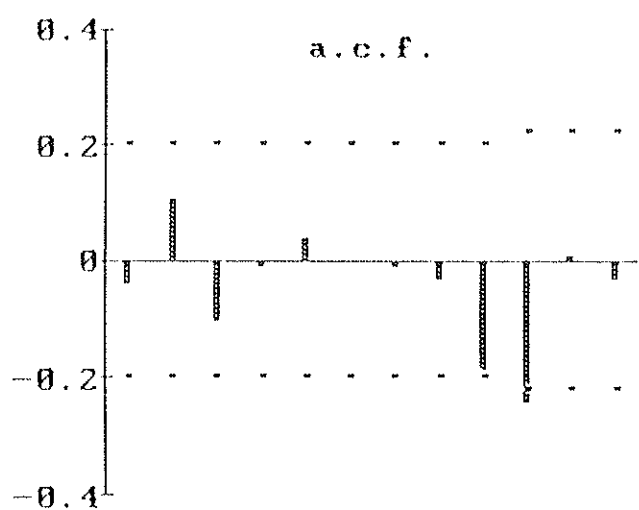
REGIONES DEL MODELO UNICARIANTE DE POBLACION EN PARO



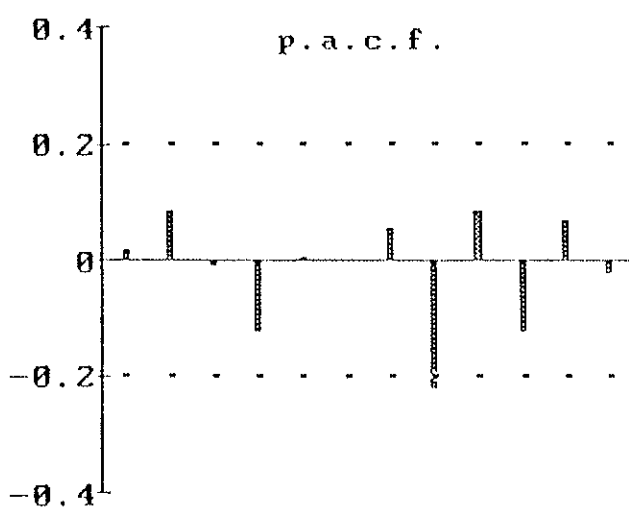
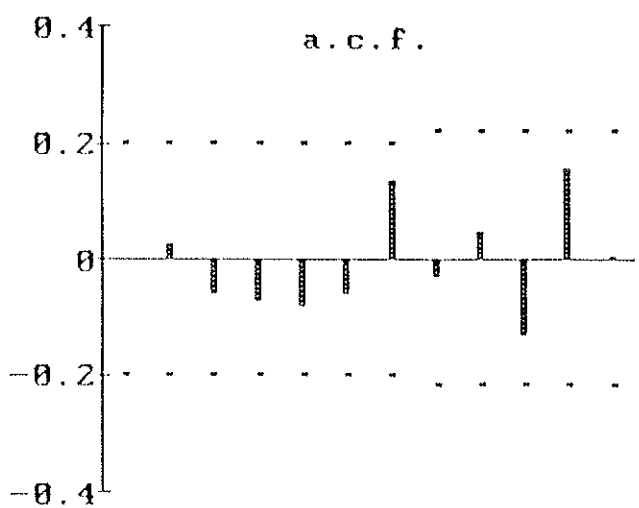
IV. AGREGADOS



IV.1. POBLACION OCUPADA



IV.2. POBLACION ACTIVA



IV.3. POBLACION EN PARO

Treadway (1989a), aunque ha sido preciso incorporar algunas modificaciones; en algunos casos, los parámetros estimados cambian de modo significativo.

Las tres variables agregadas son estacionarias en primeras diferencias regulares y estacionales. Los modelos estimados para actividad y paro tienen cierta similitud; ambos presentan un descenso permanente en la media, de magnitud similar, en el último trimestre de 1988.

No deja de sorprender que aparezcan intervenciones de tipo impulso, siempre difíciles de justificar en series del mercado de trabajo, en trimestres sucesivos en la población activa y parada⁵. Por otra parte, el aumento permanente que en la media de la población activa se produjo en el segundo trimestre de 1987 se corresponde asimismo con un incremento en ocupación. Esta última es la única de las tres variables que presenta evidencia de estructura cíclica, con un período algo superior a los 3 años; dicho ciclo tiene un factor de amortiguamiento estimado en .47.

Puede verse ahora que los errores de previsión cometidos en el tercer trimestre de 1989 y que se mostraron en el Cuadro 1 son acordes con los valores estimados de σ_a en el caso de la población activa y el empleo. El error de previsión de la población parada fue, sin embargo, bastante menor de lo que el modelo estimado en el Cuadro 3 haría esperar.

⁵ Dichas intervenciones aparecen ya en Treadway (1988a).

3.a Modelos univariantes de activos

Los modelos estimados para el número de activos agregado, así como desagregado por sexos, presentan la aparente dificultad de un número de diferencias bastante dispar; debe tenerse en cuenta, sin embargo, que el término $AR_1(4)$ en activos varones compensa parcialmente la ausencia de una diferencia estacional, mientras que el término $MA(1)$ del modelo de mujeres activas anula, en parte, la segunda diferencia regular. Todo ello hace los modelos más similares entre sí de lo que parecen a primera vista.

Fue preciso introducir una variable de intervención en el modelo de actividad femenina en el segundo trimestre de 1987. Dicho trimestre, junto con el siguiente, supusieron un notable aumento en esta variable, que se estima como un incremento permanente en el número medio de mujeres activas, de 360.400 personas. Posteriormente, en el último trimestre de 1988 se produjo un fenómeno de signo opuesto, con un descenso permanente de 150.900 mujeres activas.

El número de mujeres activas es la única de las tres variables que presenta estructura cíclica, con un período de 3 años y medio aproximadamente y un factor de amortiguamiento de .82. El error de previsión de este componente de la población activa es superior, en términos porcentuales, a los de las otras dos variables de actividad.

Hay que recordar que el intervalo muestral utilizado en la estimación de la población activa masculina y femenina fue (1976,IV)-(1989,III),

Cuadro 4

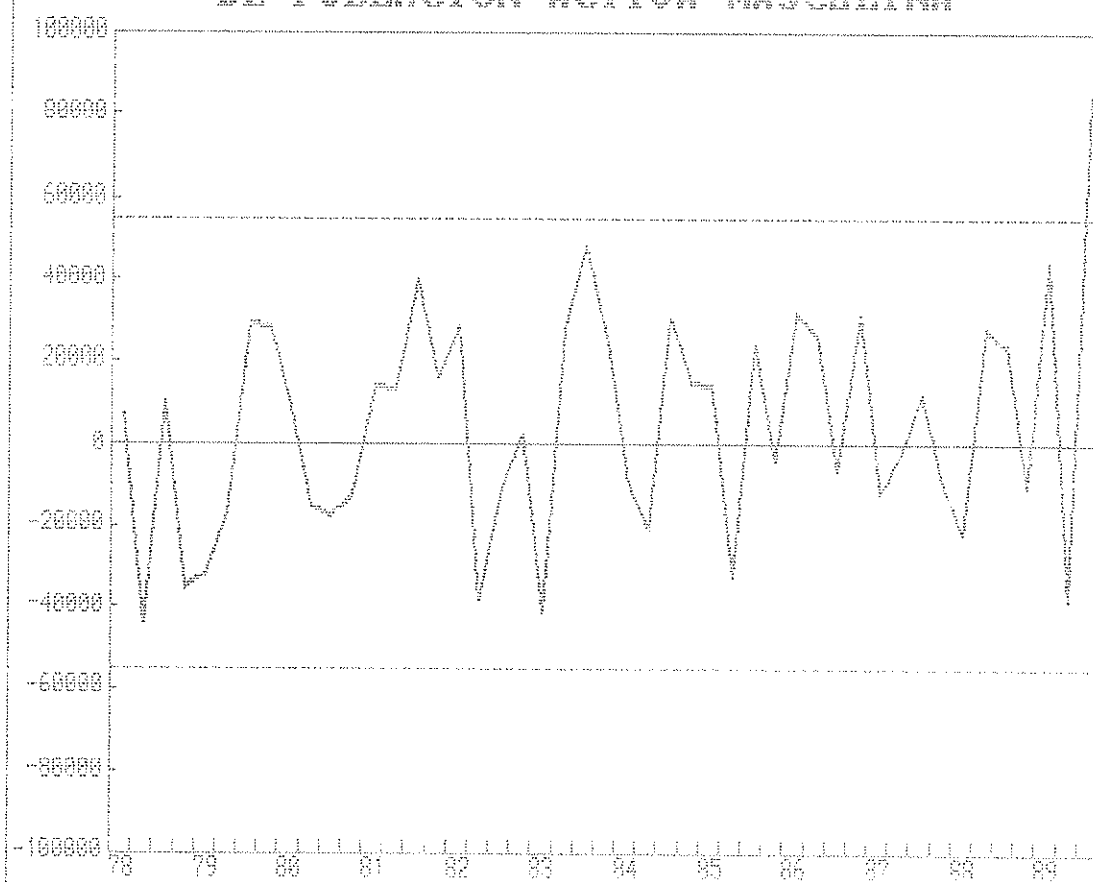
Modelo estimado	$\hat{\sigma}$	$t\hat{\sigma}$
$\begin{aligned} \nabla V_4 \text{ ACT}_t = & -171,5 \frac{I/64, IV}{(21,36)} + (223,9 + 100,2 B) \frac{S/87, II}{(27,17)(27,01)} - 152,8 \frac{S/88, IV}{(37,73)} + \\ & + \frac{(-,09)}{1 - ,31 B^6} + \frac{a_t}{1 - ,45 B^4} \quad (-,09) \end{aligned}$	38,8 (,26%)	0,4
$\nabla \text{ACTM}_t = 137,0 \frac{S/81, I}{(24,9)} + \frac{1}{1 - ,508^4} a_t \quad (-,15)$	27,4 (,28%)	1,24
$\begin{aligned} \nabla^2 \nabla_4 \text{ ACTF}_t = & (269,0 + 91,4 B) \frac{S/87, II}{(20,9)(19,9)} - 150,9 \frac{S/88, IV}{(23,4)} + \\ & + \frac{(-,13)}{(1 - ,65 B)} + \frac{a_t}{1 + ,52 B^4 + ,68 B^8} \quad (-,16) \quad (-,15) \end{aligned}$	24,6 (,48%)	0,43

Nota: La intervención de (87,II) en ACTM permite identificar la estructura $AR_2(4)$, mientras que la intervención de (88,IV) conduce a la transformación $\nabla^2 \nabla_4$, en vez de $\nabla \nabla_4$.

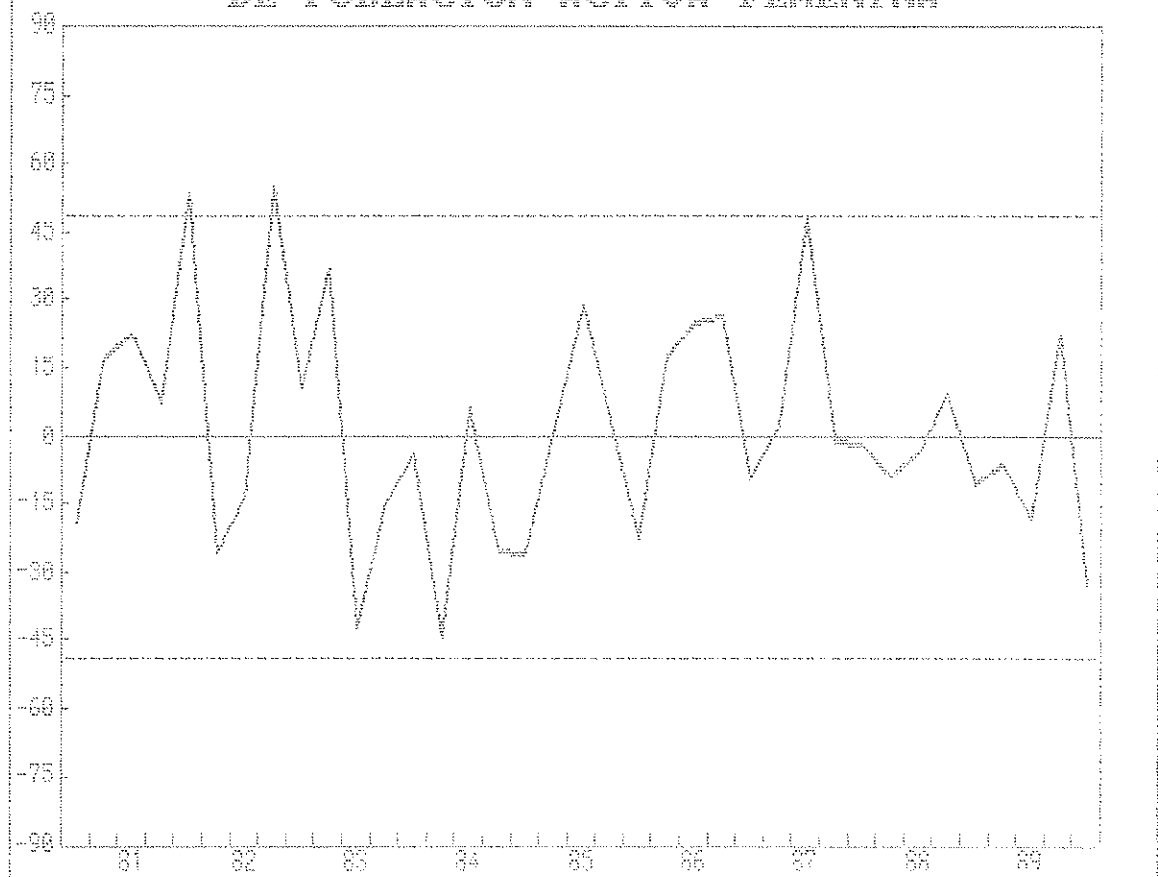
Cuadro 5

Modelo estimado	$\hat{\sigma}_a$	$\bar{t}_a$
$VV_{4\text{ OCU}} = 209,7 \begin{pmatrix} S/87, II \\ (27,5) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} (,11) \\ (1-,25B) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} (,11) \\ (1-,24B) \end{pmatrix} \frac{a_t}{(1-,548-,29B^2)(1+,358^4+,228^8)} \begin{pmatrix} (,11) \\ (,11) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} (,08) \end{pmatrix}$	42,6(,34%)	0,69
$V\text{ OCUM}_t = 99,0 \begin{pmatrix} S/81, I \\ (17,8) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S/84, I \\ (16,5) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S/87, II \\ (17,4) \end{pmatrix} +$ $+ \frac{(,13)}{(1-,62\ B^6)} \frac{a_t}{(1-,358-,48B^2)(1-,758^4)} \begin{pmatrix} (,15) \\ (,13) \end{pmatrix}$	28,3(,48%)	1,71
$V\text{ OCUPF}_t = (106,9 + 91,4\ B) \begin{pmatrix} S/87, II \\ (27,2) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S/87, II \\ (27,0) \end{pmatrix} + \frac{(,16)}{1-,29\ B^6} \frac{a_t}{1-,66\ B} \begin{pmatrix} (,12) \end{pmatrix}$	30,0(,78%)	0,62

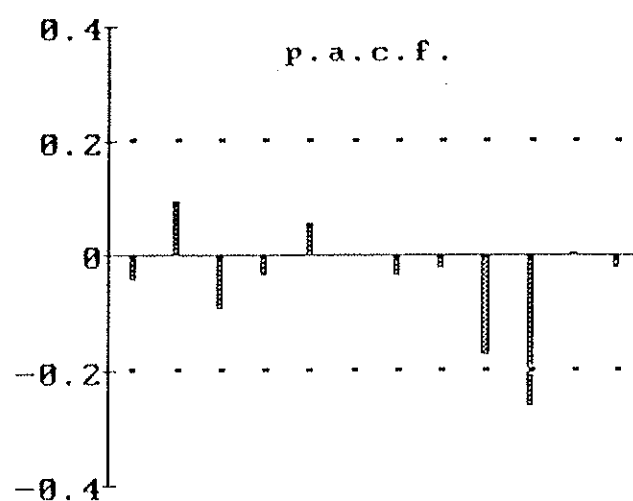
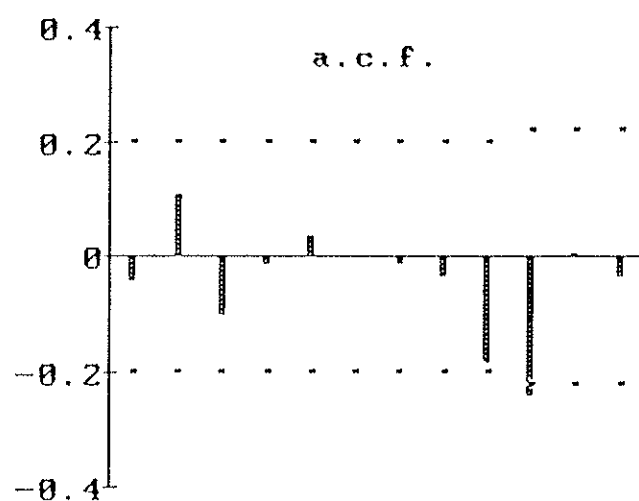
RESIDUOS DEL MODELO INICIAANTE
DE POBLACION ACTIVA MASCULINA



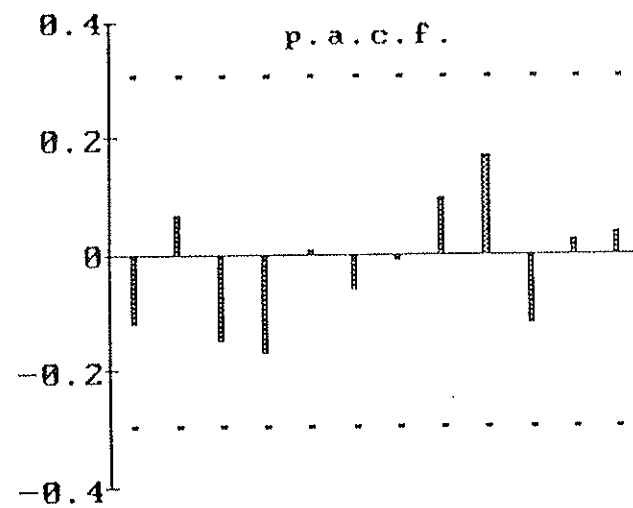
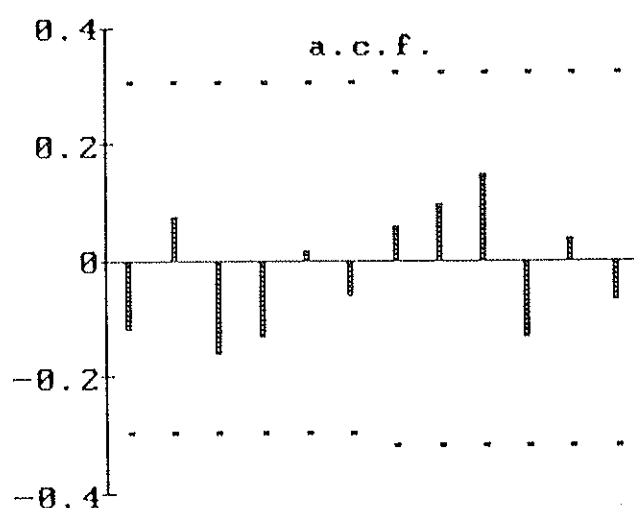
RESIDUOS DEL MODELO UNIFORMANTE
DE POBLACION ACTIVA FEMENINA



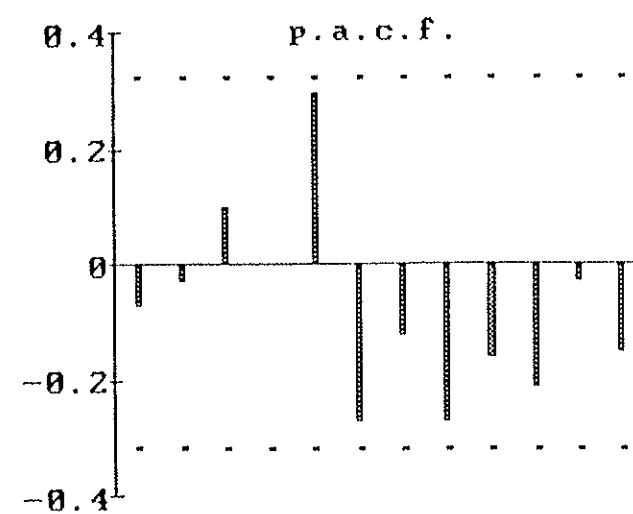
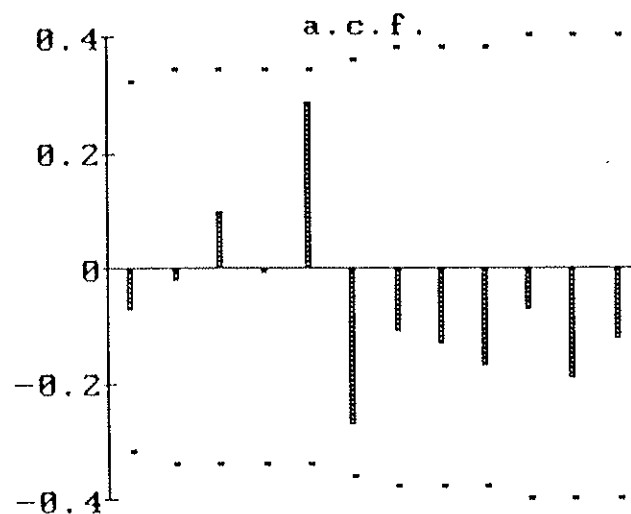
II. POBLACION ACTIVA



II.1. AGREGADO



II.2. MASCULINA



II.3. FEMENINA

frente al utilizado en el modelo de población activa total (1964,I)-(1989,III), lo que supone 51 observaciones trimestrales frente a 99. Ello explica la diferente amplitud de las bandas de significación en los gráficos de las funciones de autocorrelación simple y parcial de las tres variables.

3.b Modelos univariantes de ocupados

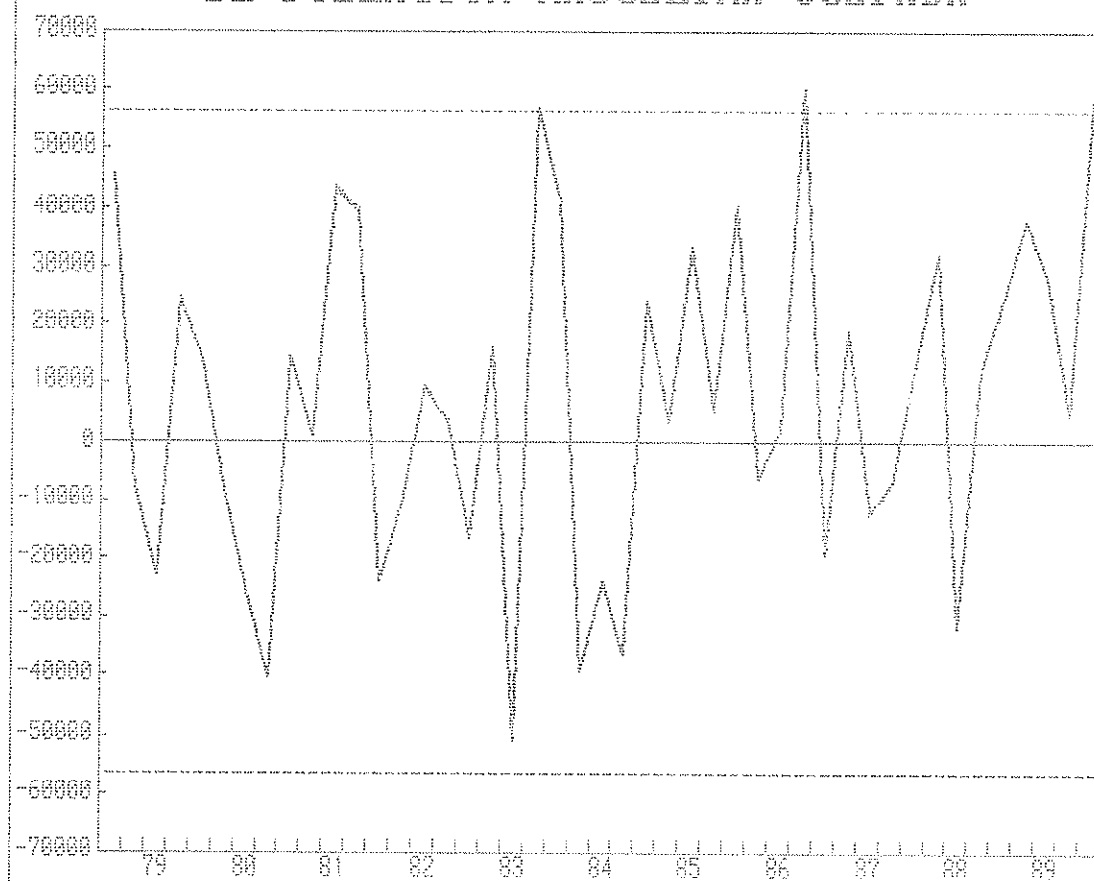
Las desviaciones típicas estimadas en el Cuadro 3 son muy acordes con las presentadas en Treadway (1989). En el modelo agregado de ocupados fue preciso incorporar una variable del tipo escalón en el segundo trimestre de 1987, que estima que a partir de dicho instante, la media de este proceso aumentó en unas 226.000 personas. En dicho trimestre se produjo un notable incremento en la ocupación, tanto masculina como femenina lo que, como veremos, se refleja en la necesidad de incorporar intervenciones similares en ambos componentes. Es curioso observar que, a pesar de haberse producido incrementos del empleo similares en trimestres posteriores, no ha sido preciso proceder a incorporar otras variables de intervención.

Los modelos de ocupación masculina y femenina incorporan un escalón en el trimestre citado, en el último caso con dos parámetros, lo que muestra el fuerte cambio producido en el empleo femenino, sensiblemente mayor en términos absolutos que el registrado en empleo masculino. La diferencia en el efecto porcentual es aún mayor, pues las intervenciones realizadas equivalen a aumentos del 2.9% en la media del empleo masculino y del 6.1% en el femenino.

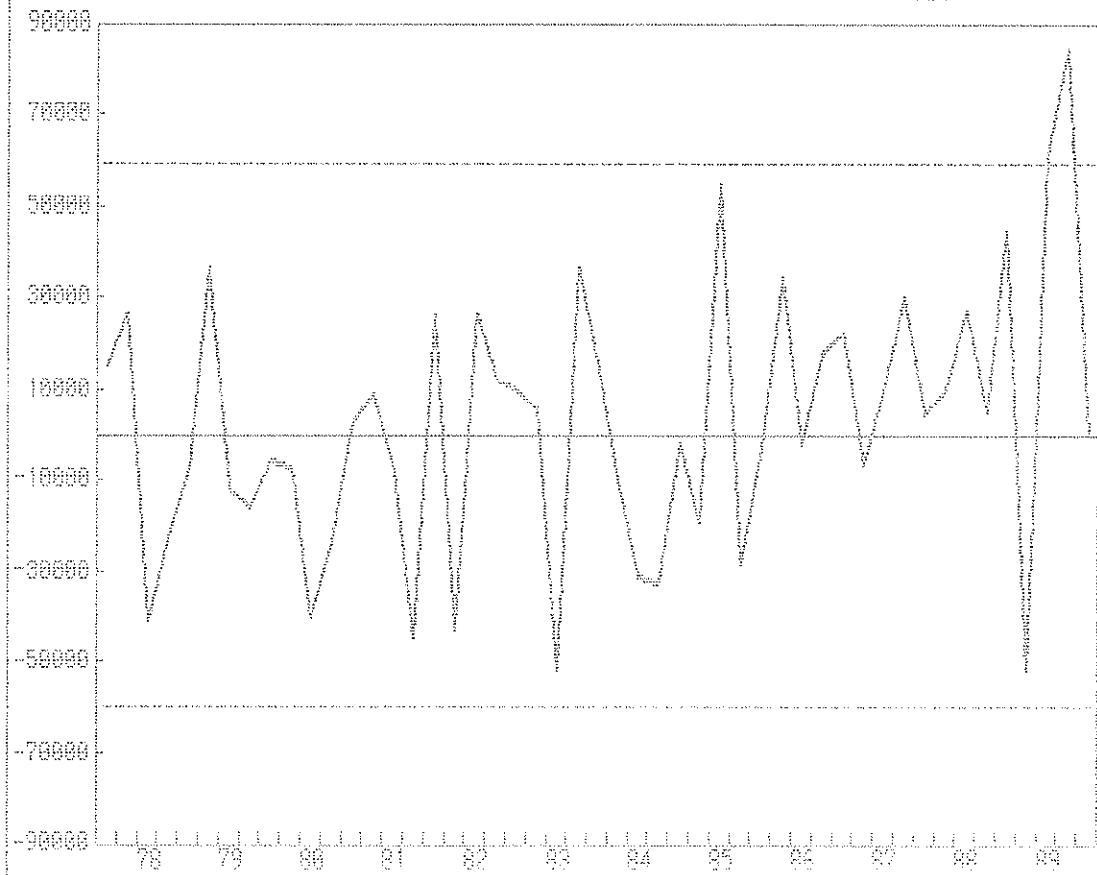
Cuadro 6

Modelo estimado	$\hat{\sigma}_a$	$\bar{t}_a$
$VV_4 \text{ PAR}_t = 183,5 \begin{pmatrix} 1/65, I \\ (21,1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S/88, IV \\ -114,5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\xi}_t \\ (34,5) \end{pmatrix} + \frac{1}{1 - ,31 B} a_t$	36,0(1,5%)	-0,4
$V^2V_4 \text{ PARM}_t = 102,8 \begin{pmatrix} S/84, I \\ (18,0) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\xi}_t \\ -163,7 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S/87, II \\ (18,4) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\xi}_t \\ (18,4) \end{pmatrix} +$ $\begin{pmatrix} (,11) \\ (1-,66 B) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} (,13) \\ (1-,42 B^6) \end{pmatrix} \frac{a_t}{(1 + ,15 B^4 + ,33 B^8)}$	26,0(2,2%)	-1,9
$VV_4 \text{ PAR}_t = 138,1 \begin{pmatrix} S/87, II \\ (17,6) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\xi}_t \\ -78,2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S/88, IV \\ (18,8) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\xi}_t \\ (18,8) \end{pmatrix} +$ $+(1+,25 B) \begin{pmatrix} (1-,72 B^4) \\ (,15) \end{pmatrix} a_t$	18,5(1,4%)	-0,5

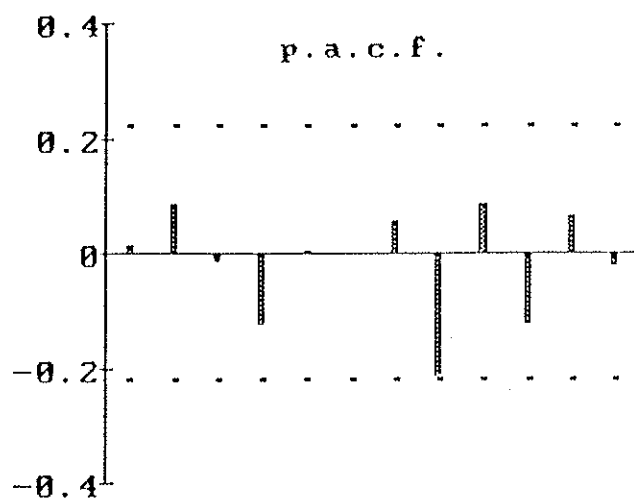
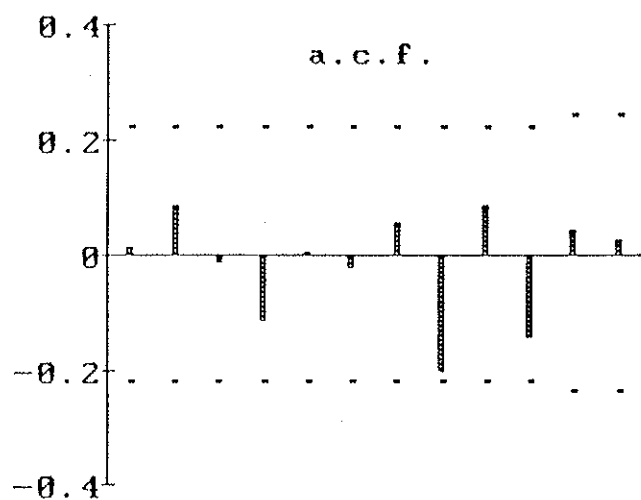
RESIDUOS DEL MODELO ESTADÍSTICO
DE POBLACION MAS CULMINA OCUPADA



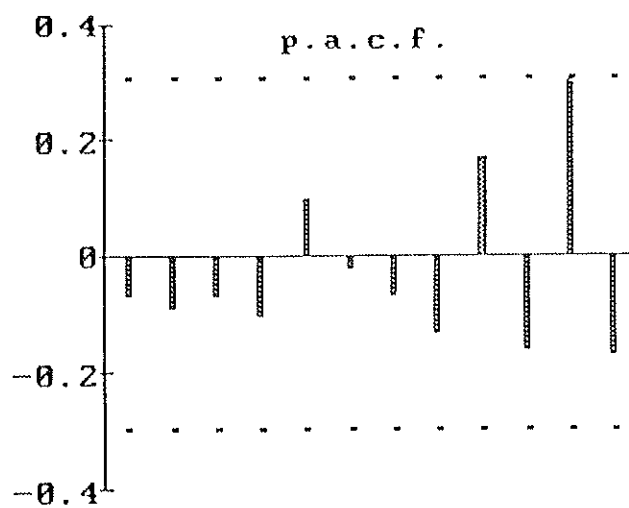
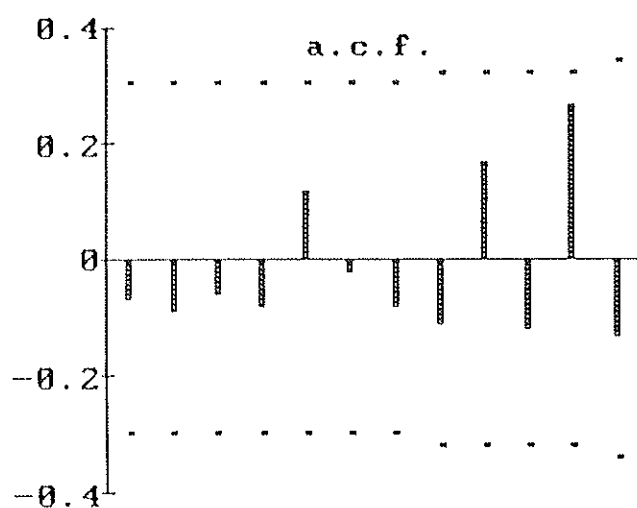
RESIDUOS DEL MODELO INDEPENDIENTE
DE POBLACION FEMENINA OCUPADA



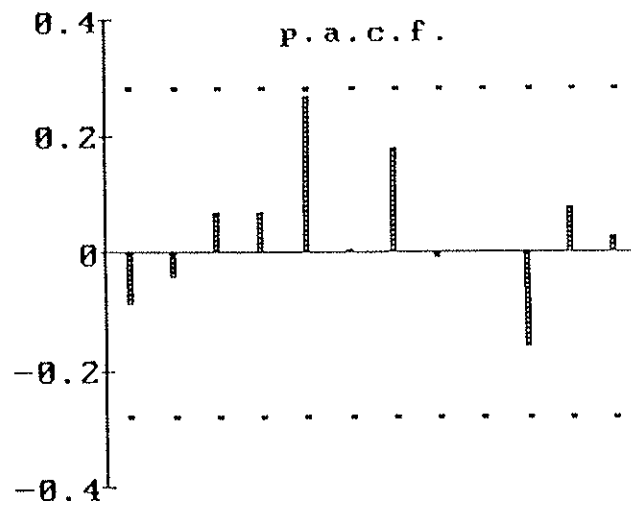
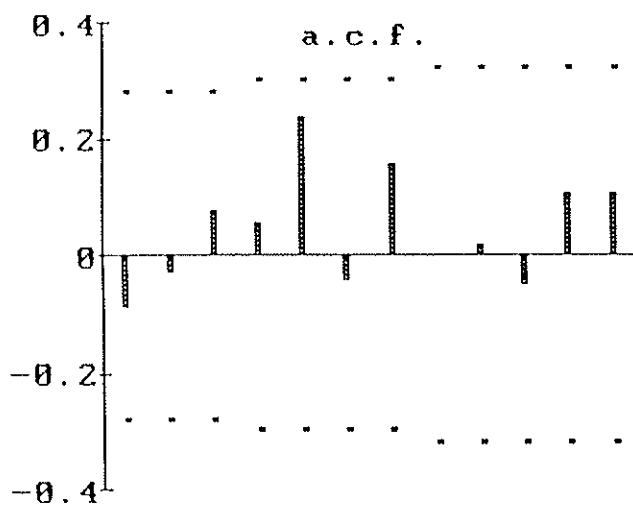
I. POBLACION OCUPADA



I.1. AGREGADO



I.2. MASCULINA



I.3. FEMENINA

Los residuos de los modelos de ocupación, tanto agregada como por sexos, no presentan evidencia de problemas de especificación; únicamente en el caso del empleo femenino aparece cierta evidencia de tendencia positiva a partir de 1985, coincidiendo con la importante expansión registrada en esta variable. Sin embargo, el modelo no acepta una segunda diferencia de carácter regular. Este modelo presenta valores atípicos al final de 1988 y comienzo de 1989, pero no resultaron influyentes; en el modelo de empleo masculino, el último dato recibido ha supuesto un residuo positivo fuera de las bandas de confianza habituales.

3.c Modelos univariantes de parados

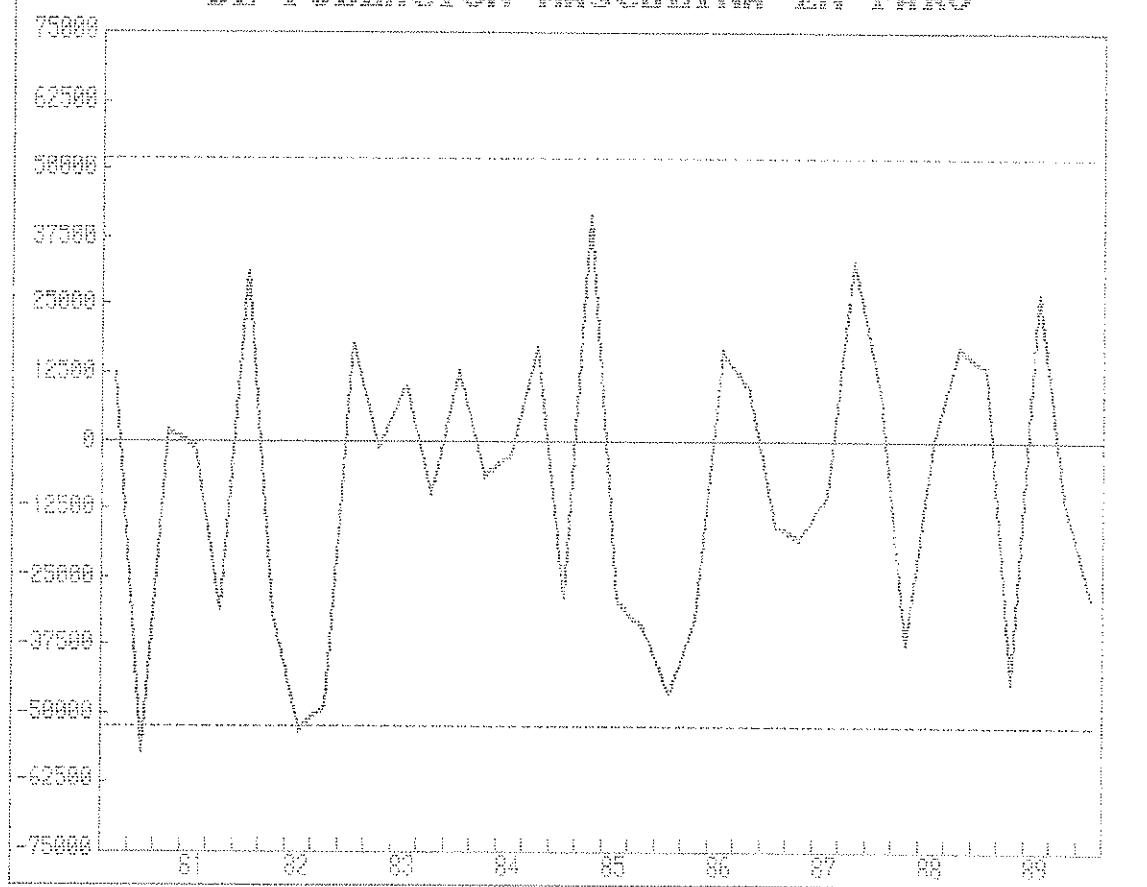
Aunque el modelo univariante del número de varones en paro requiere dos diferencias de orden regular, el término $MA(1)$ compensa parcialmente una de ellas, por lo que puede considerarse que las tres series de parados se convierten en estacionarias al aplicarles una diferencia de cada tipo. También es cierto que el término $MA_1(4)$ en el modelo de mujeres paradas anula en parte la diferencia de carácter estacional.

El paro masculino es la única de estas tres variables que presenta estructura cíclica, con un periodo aproximado de 4 años y medio, y factor de amortiguamiento de .57. Aunque éste es un resultado bastante natural que muy bien pudiera reflejar la evolución del ciclo económico, dicha característica se pierde al considerar el paro agregado.

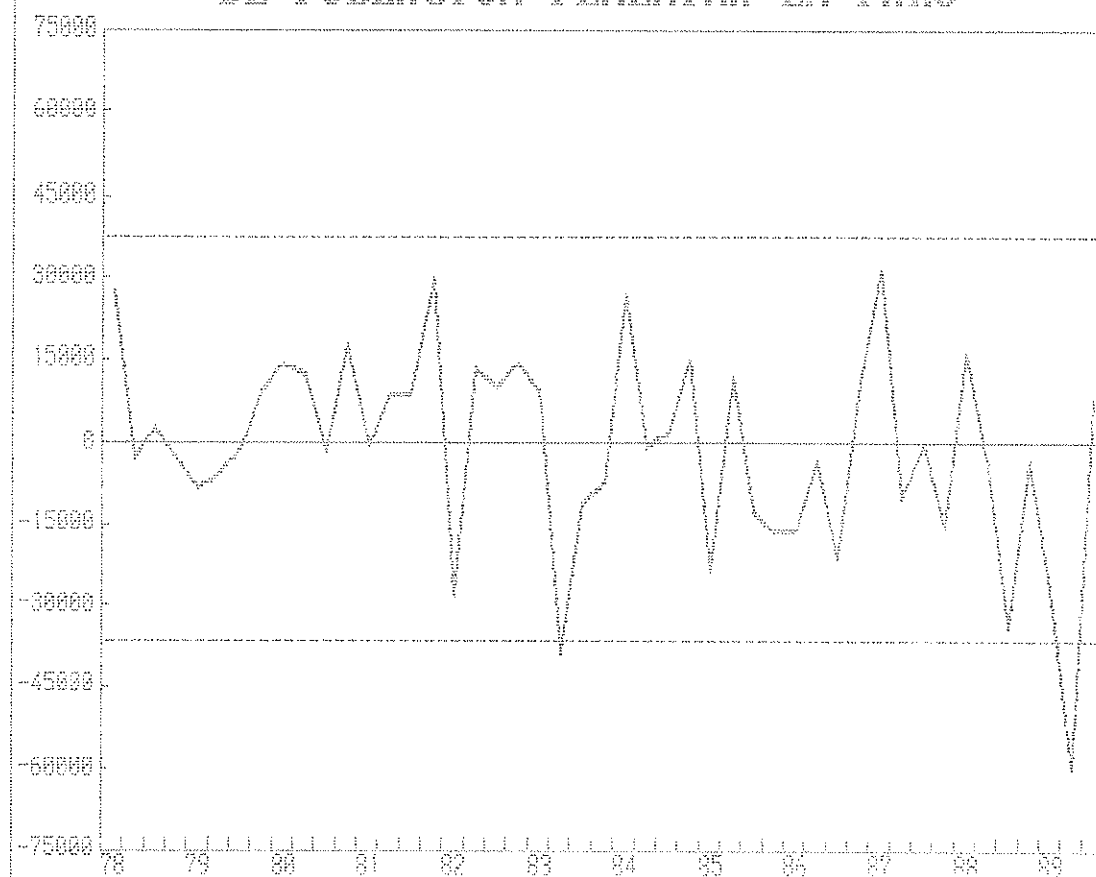
Cuadro 7

Modelo estimado	$\hat{\sigma}_a$	$\bar{a}$
$VV_4 \text{ AGP}_t = 227,8 \begin{pmatrix} 1/64, II \\ \hat{\gamma}_t \end{pmatrix} + 251,9 \begin{pmatrix} S/65, II \\ \hat{\gamma}_t \end{pmatrix} + 48,8 \begin{pmatrix} S/77, III \\ \hat{\gamma}_t \end{pmatrix} +$ $+ (1+31 B) \begin{pmatrix} 1-69 B^4 \\ \hat{\gamma}_t \end{pmatrix} a_t$	30,9(1,9%)	0,7
$VV_4 \text{ CON}_t = 19,7 \begin{pmatrix} S/86, III \\ \hat{\gamma}_t \end{pmatrix} + \frac{1}{(1-248-198^2)(1+44B^4+26B^8)} a_t$	16,2(1,4%)	0,5
$VV_4 \text{ IND}_t = (1+50B^2) \begin{pmatrix} 1-52B^4 \\ \hat{\gamma}_t \end{pmatrix} a_t$	26,9(,9%)	0,8
$VV_4 \text{ SER}_t = (1+28B + 29B^2) \begin{pmatrix} 1-53B^4 \\ \hat{\gamma}_t \end{pmatrix} a_t$	44,0(,7%)	1,3

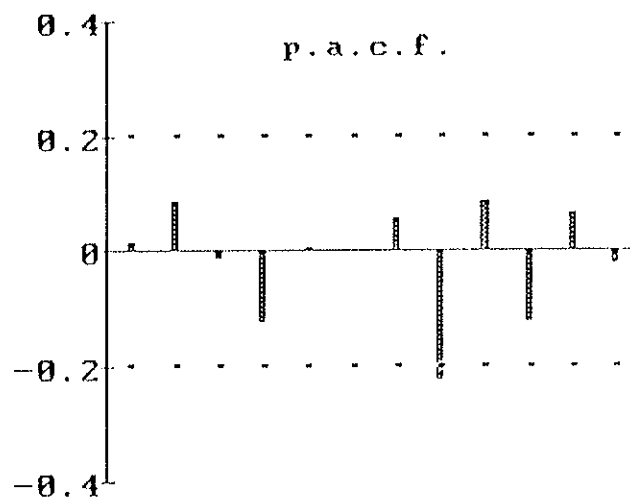
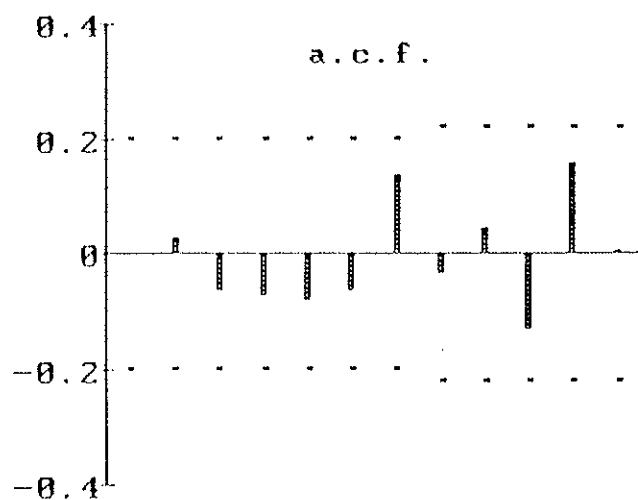
RESIDUOS DEL MODELO INVARIANTE
DE POBLACION MASCULINA EN PARO



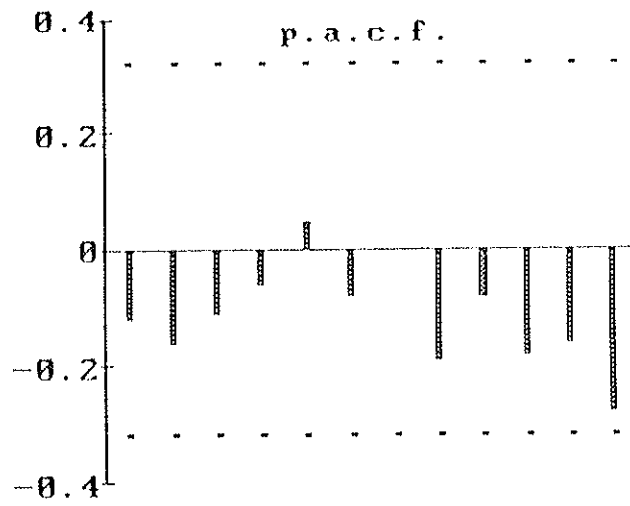
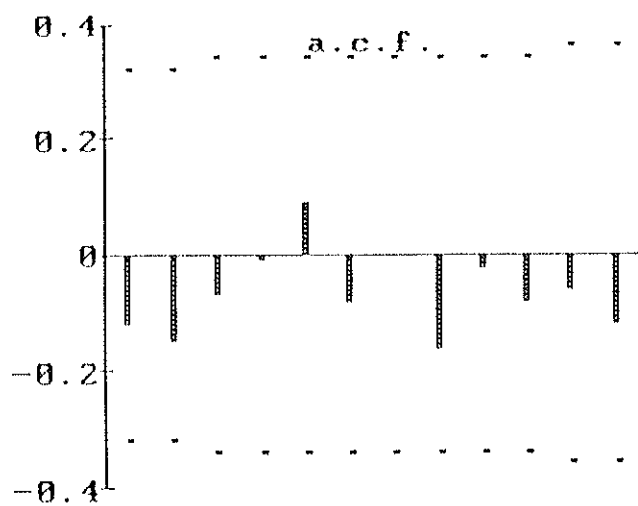
RESIDUOS DEL MODELO INVARIANTE
DE POBLACION FEMENINA EN PARO



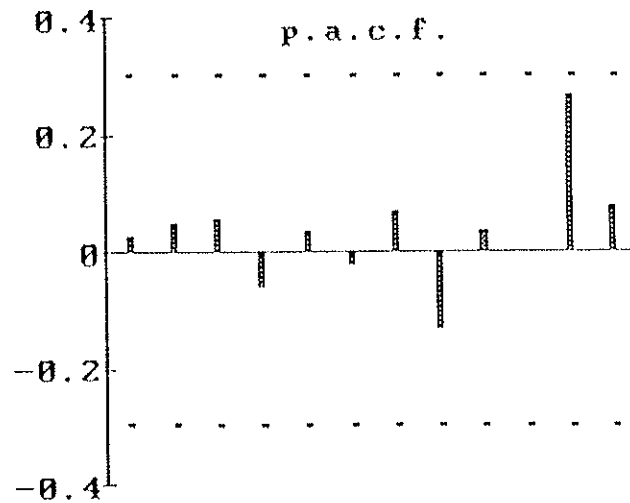
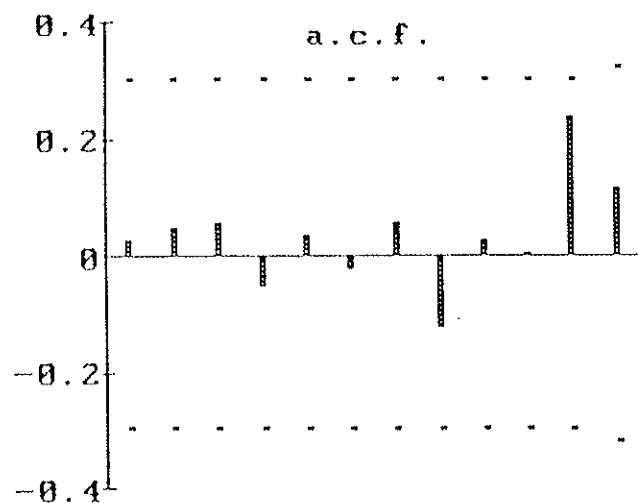
III. POBLACION EN PARO



III.1. AGREGADO



III.2. MASCULINA



III.3. FEMENINA

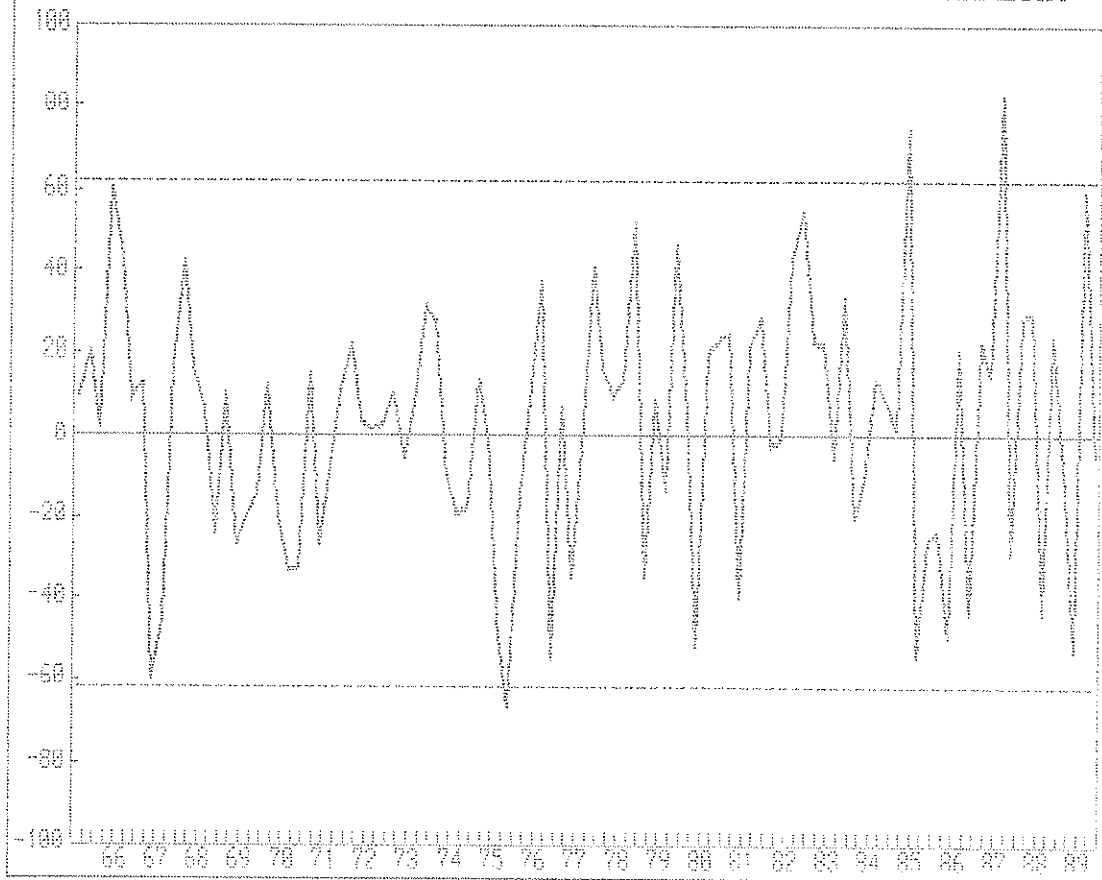
Las dos series de parados por sexo presentan un valor influyente en el segundo trimestre de 1987, en consonancia con los ya discutidos en las variables anteriores. La diferencia importante es que, en este caso, las variaciones permanentes estimadas en ambas variables son de signo contrario, lo que tiene una muy difícil explicación. Además, sus valores son muy similares, lo que sería consistente con algún tipo de sustitución de empleo, aunque ésta no resulta una explicación en modo alguno convincente.

3.d Modelos univariante de ocupados por sectores

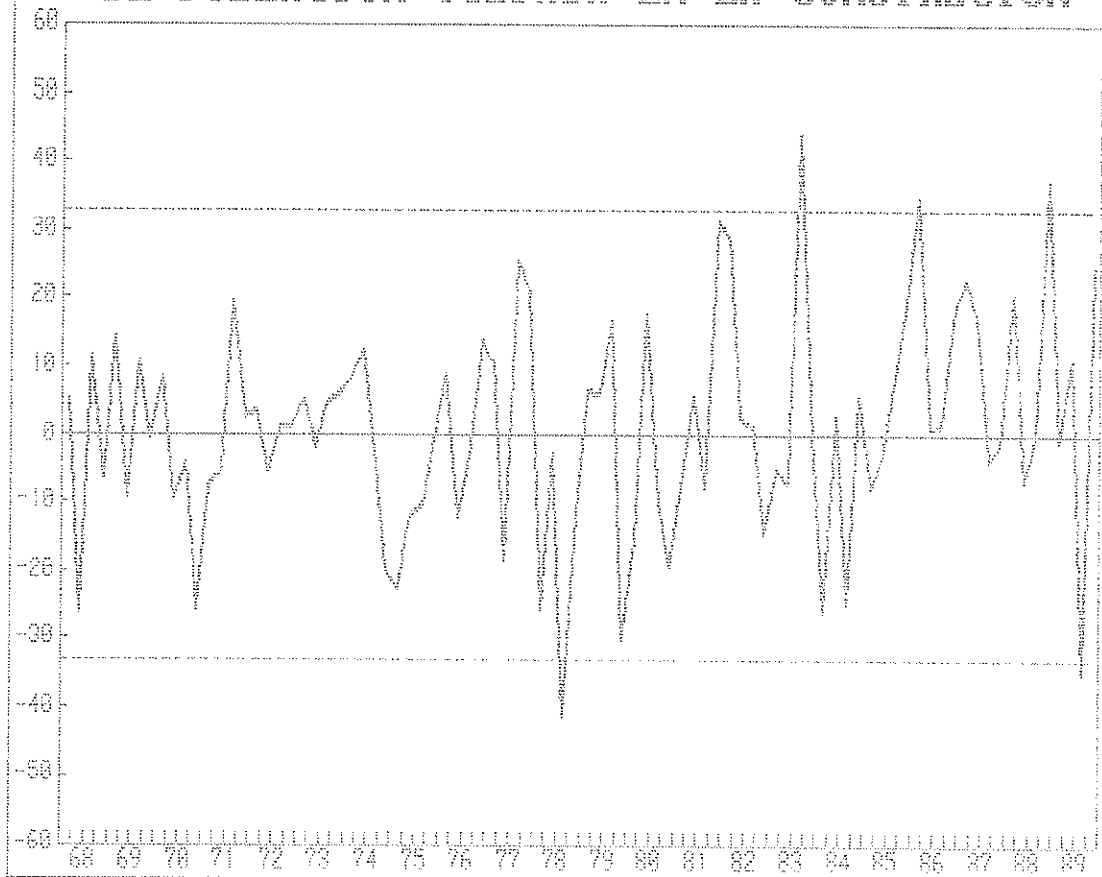
En los cuatro sectores de actividad considerados, así como en el nivel agregado de ocupación, las variables se convirtieron en estacionarias al aplicarles una diferencia de orden regular junto con otra de carácter estacional. Aparece evidencia de estructura cíclica tan sólo en el empleo en la Construcción, con un período de 3.1 años y factor de amortiguamiento de .5. Recordemos que el empleo agregado tiene una evolución cíclica con un período estimado de 3.3 años y factor de amortiguamiento .5.

En promedio, con los modelos estimados en el Cuadro 7, el empleo agrícola es el que presenta mayores dificultades de previsión, así como el empleo en la Construcción. El error de previsión de este último en (1989,III) fue, en efecto, importante; no ocurrió lo mismo con el empleo agrícola, en el que la previsión resultó bastante ajustada a los datos reales.

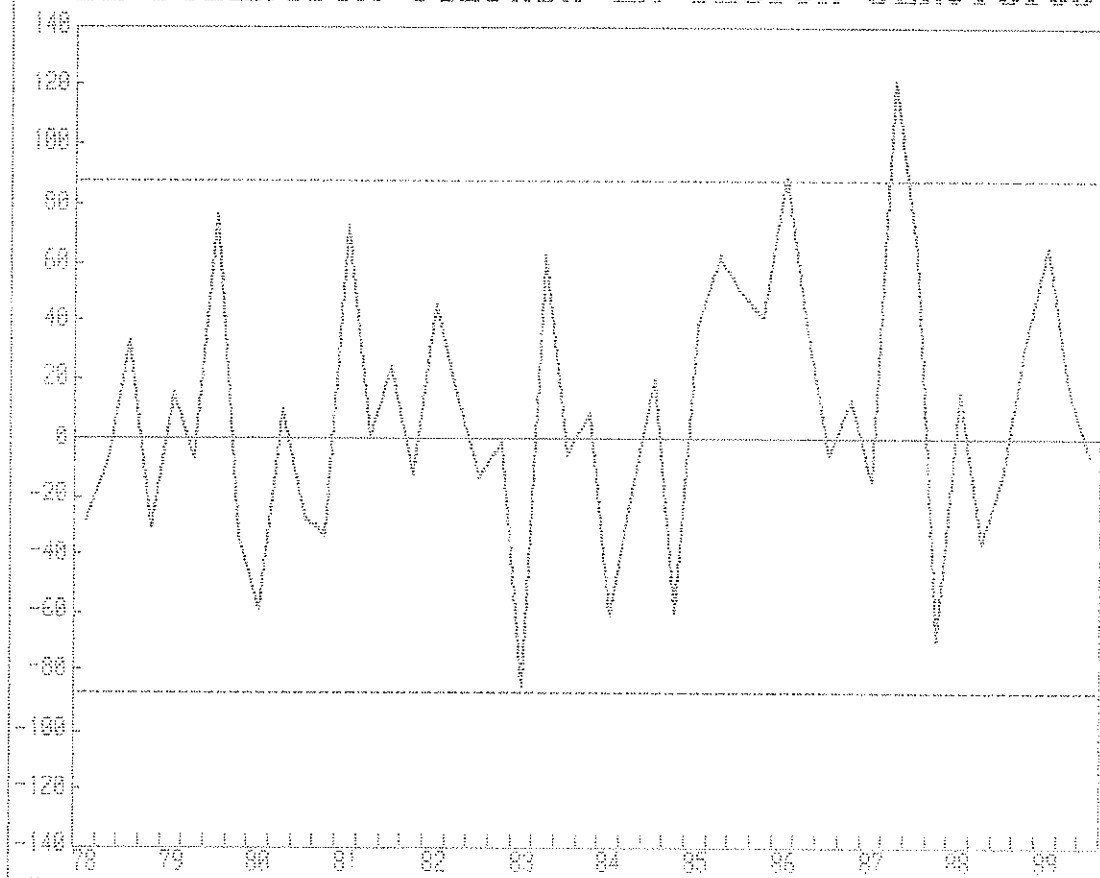
TENDENCIAS DEL MOVIMIENTO DEMOGRAFICO DE LA POBLACION OCUPADA EN LA ECONOMIA



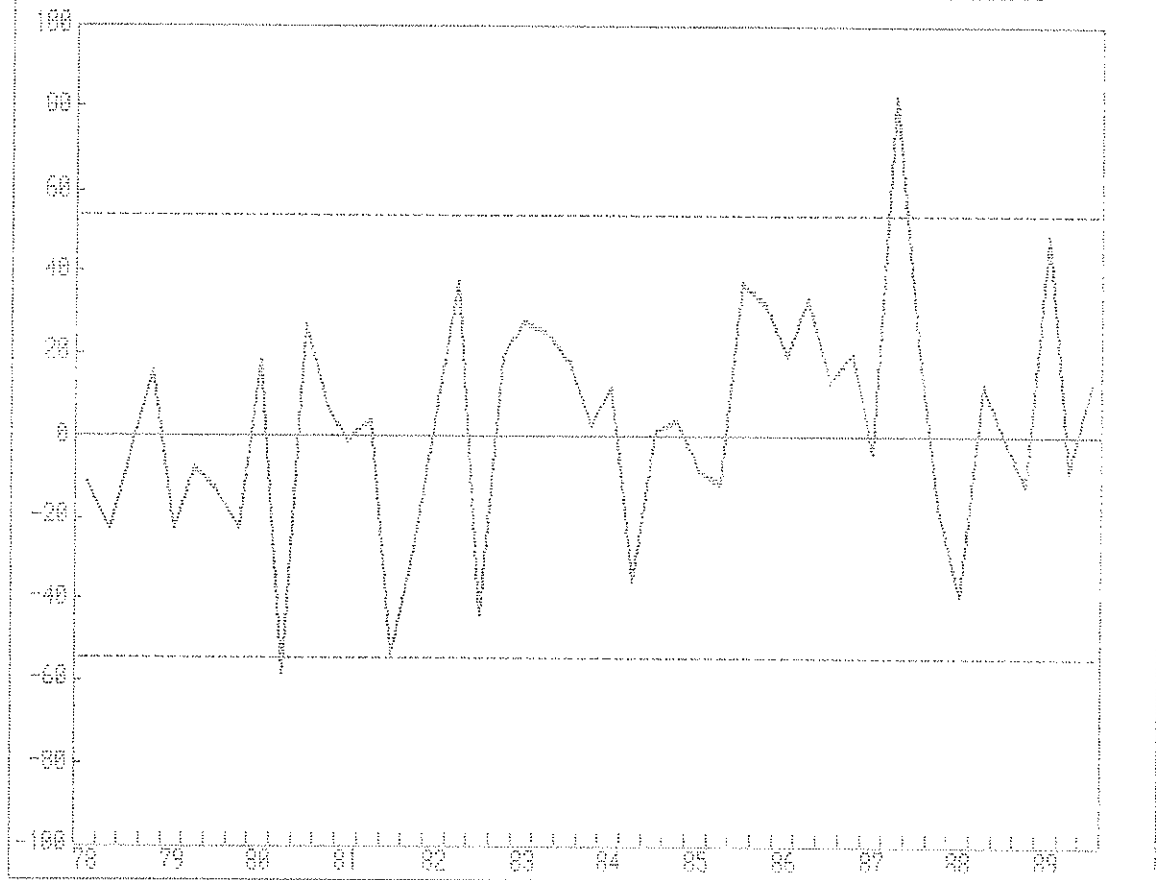
RESIDUOS DEL MODELO INVARIANTE DE POBLACION OCUPADA EN LA CONSTRUCCION



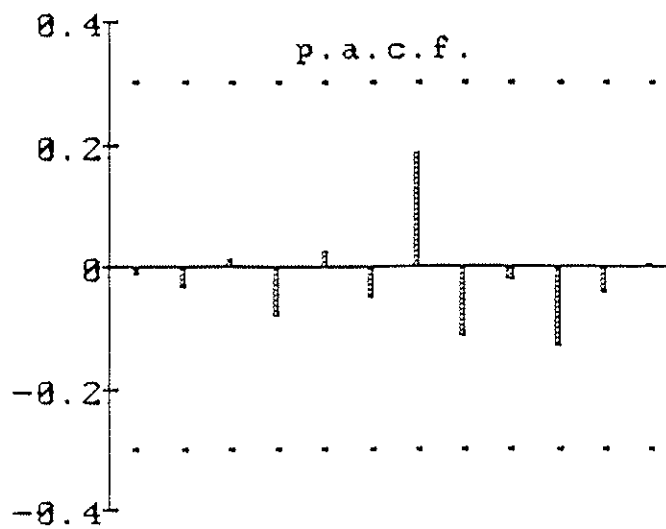
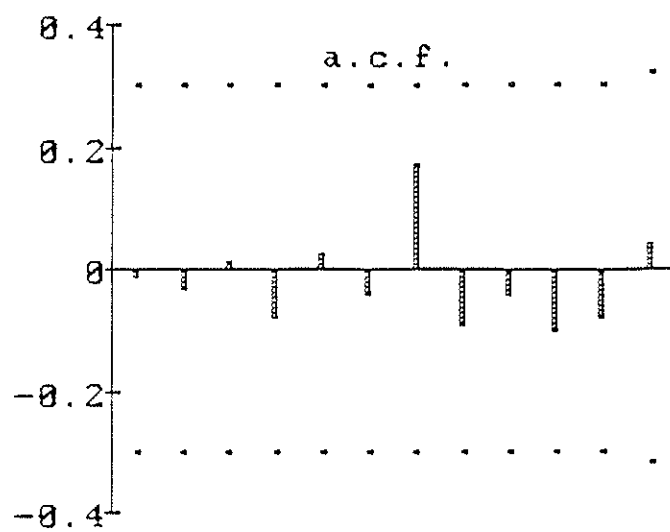
RESIDUOS DEL MODELO UNIVARIANTE
DE POBLACION OCUPADA EN SECTOR SERVICIOS



RESIDUOS DEL MODELO ESTADISTICO
DE Poblacion OCUPADA EN LA INDUSTRIA

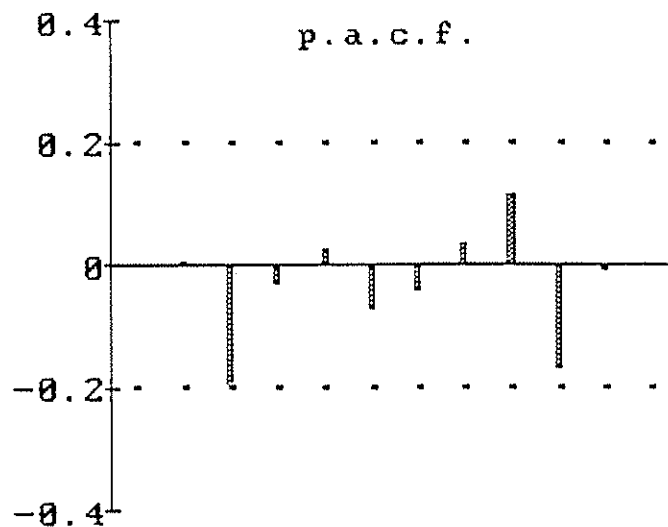
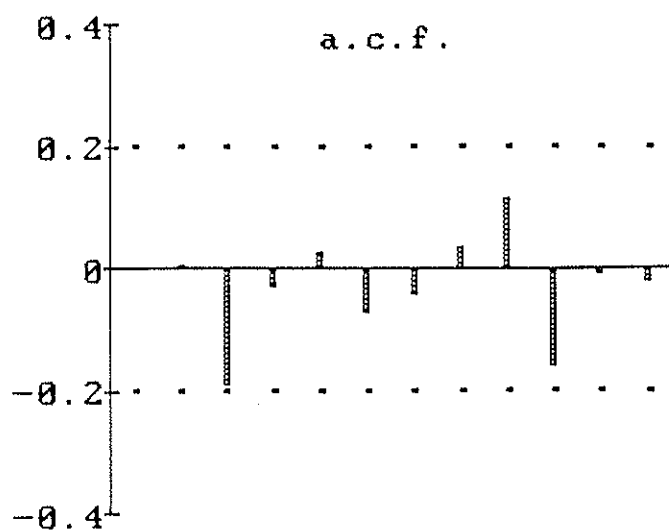


V. SECTORES (Continuación)

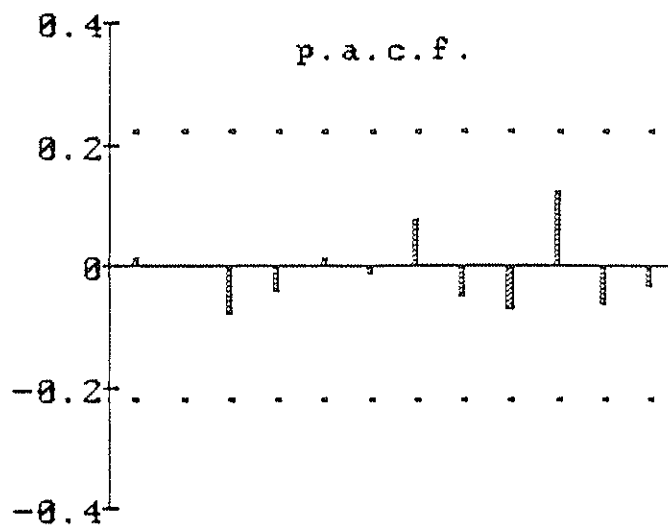
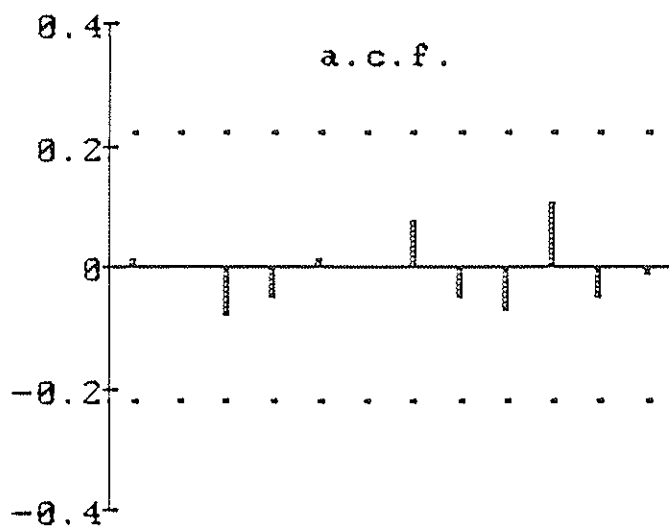


V.4. SERVICIOS

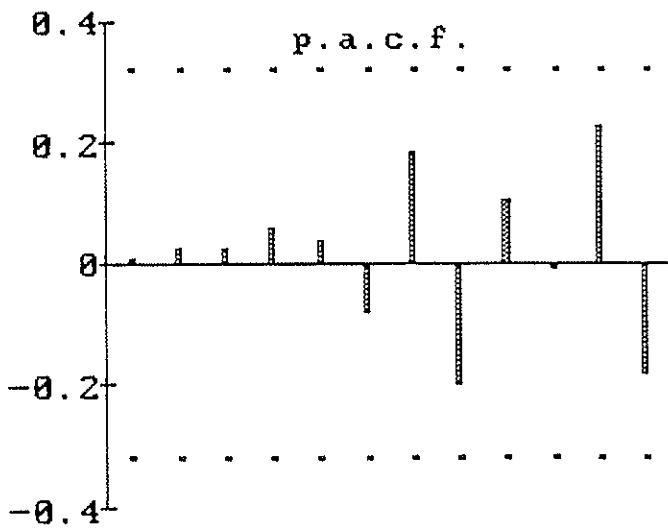
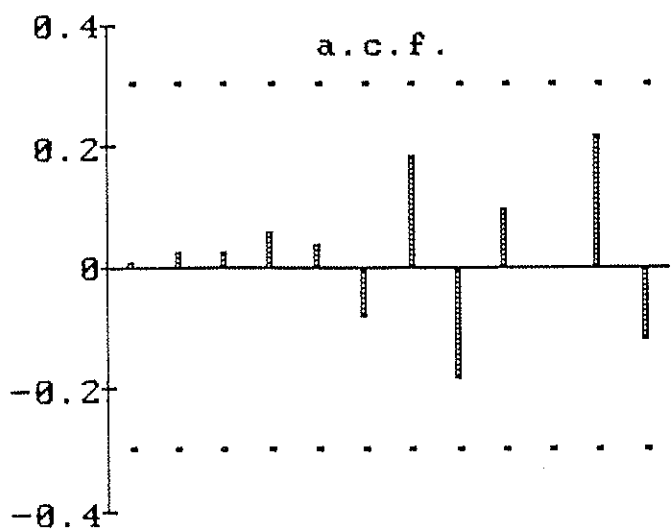
V. SECTORES



V.1. AGRICULTURA



V.2. CONSTRUCCION



V.3. INDUSTRIA

4. ANALISIS DE LAS INTERVENCIONES EFECTUADAS

Dejando al margen las intervenciones de tipo impulso realizadas en (64, II), (64, IV) y de tipo escalón en (65, I) con el fin de lograr una homogeneización aceptable de las series de datos el Cuadro 8, que resume las intervenciones estimadas, permite extraer algunas conclusiones de interés:

- 1) Las intervenciones del segundo trimestre de 1987 en las series de parados son, aproximadamente, el resultado de sustraer las efectuadas en activos y ocupados, tanto a nivel agregado como por sexos. En el agregado de activos, el primer parámetro de la intervención se estimó en 223,9, muy similar al de ocupados, lo que explica la inexistencia de intervención en la serie agregada de parados en tal fecha.
- 2) La intervención del segundo trimestre de 1987 en activos puede interpretarse a partir de la que fue preciso realizar en el número de mujeres activas. Las intervenciones efectuadas en las series de hombres y mujeres en paro en dicho trimestre son muy aproximadas y de signo opuesto, lo que explica la inexistencia de intervención en el paro agregado.

El primer coeficiente estimado de la intervención efectuada en el empleo femenino en este trimestre fue de 106,9 que junto con la intervención efectuada en el empleo masculino, explican con bastante exactitud la realizada en el empleo agregado.

Cuadro 8

	77, III	81, I	84, I	86, III	87, II	88, IV
ACTIVOS						
Varones		137,0			223,9+100,28	-152,8
Mujeres					269,0+ 91,48	-150,9
Ocupados						
Varones		99,0	-125,3		226,1 122,3	
Mujeres					106,9+91,48	
Parados						
Varones			102,8		-163,7	-114,5
Mujeres					138,1	-78,2
Empleo						
Agricultura	48,8			19,7		
Construcción						
Industria						
Servicios						

- 3) La intervención del primer trimestre de 1984 en el número de varones en paro es similar, pero opuesta en signo, a la efectuada en el número de ocupados varones (no fue preciso intervenir la serie de activos varones).
- 4) Una interpretación similar ocurre con las intervenciones del primer trimestre de 1981 en actividad y ocupación masculinas.
- 5) Las intervenciones del tercer trimestre de 1977 y 1986 en la ocupación en los sectores de Agricultura y Pesca y Construcción, respectivamente, son pequeñas, lo que explica que no sea preciso realizar un análisis de intervención en el agregado.
- 6) La intervención del cuarto trimestre de 1988 en el total de activos puede interpretarse como consecuencia de la que fue preciso realizar en el número de mujeres activas.

Estas consideraciones demuestran que, a pesar de haber realizado un análisis univariante, existen unas apreciables (y deseables) pautas de comportamiento entre ellas, tanto en términos de las transformaciones de estacionariedad efectuadas, como del análisis de intervención realizado sobre los valores influyentes de cada variable.

5. ELECCION ENTRE ESQUEMAS DE PREVISION ALTERNATIVOS

Como es bien conocido, las desviaciones típicas estimadas del término de error de cada modelo son asimismo las desviaciones típicas del error de previsión un período hacia el futuro y pueden interpretarse, por tanto, como una medida del tamaño de la componente puramente impredecible de cada variable.

De este modo, un examen del Cuadro 9 revela que las variables de actividad y empleo se predicen con bastante aproximación; la calidad predictiva de ambos grupos de modelos es muy similar, si bien con cierta ventaja para el primero⁶.

Por último, las previsiones de empleo sectorial son inferiores, de acuerdo con este criterio, a las obtenidas para el empleo agregado. Aunque es preciso tomar en consideración las posibles correlaciones entre la ocupación en los distintos sectores⁷, esta observación sugiere que la desagregación sectorial no resultará interesante, generalmente, para la previsión del empleo agregado, si bien es de claro interés en sí misma.

⁶ Este tipo de comparaciones no puede hacerse en todo rigor por haberse llevado a cabo un análisis de intervención diferente en ambos grupos de variables.

⁷ Que, como se muestra en Treadway (1989b), no son muy elevadas.

Cuadro 9
ERRORES DE PREVISION UN PERIODO
HACIA EL FUTURO

	Miles de personas	Porcentuales
ACTIVOS	38,8	(.3%)
Varones	27,4	(.3%)
Mujeres	24,6	(.5%)
OCUPADOS	43,7	(.4%)
Varones	28,3	(.3%)
Mujeres	30,0	(.8%)
PARADOS	38,0	(1.5%)
Varones	26,0	(2.2%)
Mujeres	18,5	(1.4%)
EMPLEO		
Agricultura	30,9	(1.9%)
Industria	16,2	(1.4%)
Construcción	26,9	(.9%)
Servicios	44,0	(.7%)

Consideraciones similares sugieren que la previsión de la actividad, el empleo y el paro agregado serán, generalmente, más precisas que las efectuadas por agregación de sus componentes masculino y femenino.

Utilizando estos criterios, nuestras previsiones de los valores en el último trimestre de 1989 de las variables fundamentales del mercado de trabajo español, tal como se recogen en la EPA, son las siguientes:

**PREVISIONES DEL MERCADO DE TRABAJO EN EL ULTIMO
TRIMESTRE DE 1989**

(En miles de personas)

	Hombres	Mujeres	Agregados
ACTIVOS	9753,3	5230,8	14984,1
OCUPADOS	8658,0	3898,6	12556,6
PARADOS	1095,3	1332,2	2427,5
TASA DE PARO	11,2%	25,5%	16,2%

VARIACIONES RESPECTO A (1988,IV)

	Hombres	Mujeres	Agregados
ACTIVOS	112,3 (1,2%)	251,0 (5,0%)	363,4 (2,5%)
OCUPADOS	378,3 (4,6%)	258,7 (7,1%)	637,0 (5,3%)
PARADOS	-266,0 (-19,6%)	-7,7 (-0,6%)	-273,7 (-10,1%)
TASA DE PARO	-2,9	-1,4	-2,3

EMPLEO SECTORIAL

	Agricultura	Industria	Construcción	Servicios	Total
Previsión	1622,1	2945,3	1201,6	6787,6	12556,6
Incremento respecto a (1988,IV)	-48,4 -2,9%	127,3 4,5%	119,5 11,0%	438,6 7,0%	637,0 5,3%

En todos los casos, las predicciones de los componentes de población activa, ocupada y parada se han obtenido aplicando a la previsión del agregado los porcentajes obtenidos en las previsiones de los modelos para los componentes.

REFERENCIAS

Mateos, B. y A. Novales(1989): "Un mecanismo de seguimiento del mercado de trabajo en España", Documento de Trabajo FEDEA 89-07.

Treadway, A. (1988a): "El empleo por sectores productivos en 1964-1986: Análisis y homogeneización de las series EPA y GTE", Documento de Trabajo FEDEA 88-12, a aparecer en Estudios sobre participación activa, empleo y paro en España, nº7 Colección Estudios, FEDEA, Madrid.

Treadway, A. (1988b): "Análisis sectoriales de la relación empleo-producto: 1964-1986", Documento de Trabajo FEDEA 88-15, a aparecer en: Estudios sobre participación activa, empleo y paro en España, Colección Estudios nº7, FEDEA, Madrid.