

ACTIVIDAD ECONOMICA Y
PARTICIPACION LABORAL
DE LAS MUJERES Y LOS JOVENES

Documento 88-10

Alfonso Novales

y

Belén Mateos

ACTIVIDAD ECONOMICA Y PARTICIPACION LABORAL DE LAS MUJERES Y LOS JOVENES

I. INTRODUCCION

En el pasado reciente, la participación femenina en el mercado de trabajo en España ha experimentado un importante aumento. Las razones que puedan explicar esta evolución son muy variadas: 1) la población española ha aumentado su capital humano (medido en términos del nivel de estudios) y la participación es una función creciente de éste, (ver García Camacho y Novales (1988)), 2) los últimos 15 años han supuesto un período de destrucción de empleo, y la mujer ha acudido al mercado de trabajo con la intención de recibir la renta perdida por los miembros de la familia que pasaron a la situación de parados (hipótesis del trabajador adicional), 3) la evolución de la participación no ha sido monótona, sino que es paralela a la de la actividad económica; disminuye en períodos de recesión (hipótesis del trabajador desanimado), y aumenta en períodos de expansión.

Este artículo analiza esta última hipótesis, estimando la evidencia empírica existente acerca del grado en que la actividad económica influye sobre la participación femenina en España. Para ello se utiliza la tasa de participación (cociente entre población activa y población total) como medida del grado de participación en el mercado de trabajo, y distintos índices de actividad, como las tasas de paro de determinados colectivos y el índice de producción industrial.

Los condicionantes de la decisión de participar pueden variar con las características personales de los distintos colectivos de población, (véase García Camacho y Novales (1988)), por lo que el análisis mencionado se lleva a cabo para mujeres solteras y no solteras por separado.

Los jóvenes constituyen otro colectivo de población cuyo comportamiento respecto al mercado de trabajo ofrece un análisis interesante, por varias razones: a) Por los diversos programas de fomento del empleo juvenil, cuya efectividad no sólo sobre el empleo, sino también sobre la participación, tiene importancia conocer, b) porque el grado de escolarización ha aumentado en gran medida en los últimos años, y se supone que ello habrá hecho descender la participación juvenil, c) porque en períodos en que los niveles de ocupación descienden, los jóvenes tienden a estar muy afectados por el proceso de destrucción de empleo y d) porque debe evitarse que un efecto de desánimo aleje a los jóvenes del mercado de trabajo, para lo que es preciso conocer la evolución de la participación juvenil y sus causas.

El análisis de la participación de los jóvenes se ha realizado de modo agregado, sin establecer diferencias por sexo o estado civil. Sí distinguimos, no obstante, entre los más jóvenes de 16 a 19 años, y los jóvenes de 20 a 24 años de edad.

La metodología seguida en este artículo se basa en el análisis estadístico de las series trimestrales de desempleo y participación de los distintos colectivos de población estudiados, extraídas de la Encuesta de Población Activa para el período (1976,4)-(1986,4). También se ha utilizado

la serie trimestral del Índice de Producción Industrial (IPI), extraída del Boletín Estadístico del Banco de España.

El análisis trata de estimar el posible impacto que los diferentes índices de actividad económica utilizados (tasas de paro, IPI), tienen sobre la evolución de la participación de un determinado colectivo de población en el mercado de trabajo. Para ello no se ha desechado a priori, en ninguno de los casos, la posible existencia de una relación bivalente entre las variables de participación y de actividad económica que se estuviesen analizando.

En la Sección 2 del artículo se estudia la relación entre tasas de desempleo y de participación femeninas, distinguiendo entre mujeres solteras y no solteras. La Sección 3 se dedica a un análisis similar, aunque esta vez, realizado con los volúmenes de población femenina activa y ocupada. En las Secciones 4 y 5 se analiza la posible relación entre los indicadores de actividad económica y la participación juvenil; en la primera de ellas se relaciona el número de jóvenes activos con el de jóvenes empleados, mientras que en el segundo caso se relaciona la actividad juvenil con el empleo adulto, como indicador de coyuntura económica.

Finalmente, en la Sección 6 se resume la evidencia empírica existente en favor de una respuesta de las tasas de participación de mujeres y jóvenes, separadamente, a variaciones en la actividad productiva en la economía, representada por el Índice de Producción Industrial. El artículo se cierra con un resumen de los principales resultados y las conclusiones del análisis.

II. TASAS DE DESEMPLEO Y PARTICIPACION FEMENINAS

II.a Mujeres solteras

Las tasas de desempleo y participación de las mujeres solteras tienen una estructura esto-cástica bastante similar. Existe, sin embargo, una cierta diferencia, puesto que mientras la varia-ción entre trimestres consecutivos de la tasa de participación es esencialmente un ruido blanco (y, por tanto, impredecible), no puede decirse lo mismo acerca de la tasa de desempleo.

Los modelos univariantes estimados para las tasas de desempleo (TDS_t) y participación (TPS_t) de las mujeres solteras fueron:

$$\begin{array}{l} (1 - .20B - .31B^2) \nabla \nabla_4 TDS_t = (1 - .85B^4) a_{Dt} \\ (.16) \quad (.17) \qquad \qquad \qquad (.11) \end{array}$$

$$\bar{a}_D = -.098 \quad (.113)$$

$$\hat{\sigma}_{aD} = .6603$$

con un valor atípico en (82,I), y:

$$\nabla \nabla_4 TPS_t = (1 - .75B^4) a_{Pt} \quad (.12)$$

$$\bar{a}_P = .071 \quad (.055)$$

$$\hat{\sigma}_{aP} = .3315$$

con un valor atípico en (78,I).

Ninguna de las variables precisó de la-transformación logarítmica, al no ser evidente la existencia de heterocedasticidad.

El análisis de las relaciones entre estas dos variables se llevó a cabo siguiendo la metodología sugerida por Jenkins y Alavi ("Some Aspects of Modelling and Forecasting Multivariate Time Series", Journal of Time Series Analysis, vol 2, (1981)), según la cual es conveniente comenzar acoplando los modelos univariantes. Con el fin de estimar una estructura homogénea para ambas variables, partimos de un modelo con estructura de media móvil estacional, y por tanto, prescindimos en principio del término AR(2) que aparecía en la tasa de desempleo.

El modelo estimado fue:

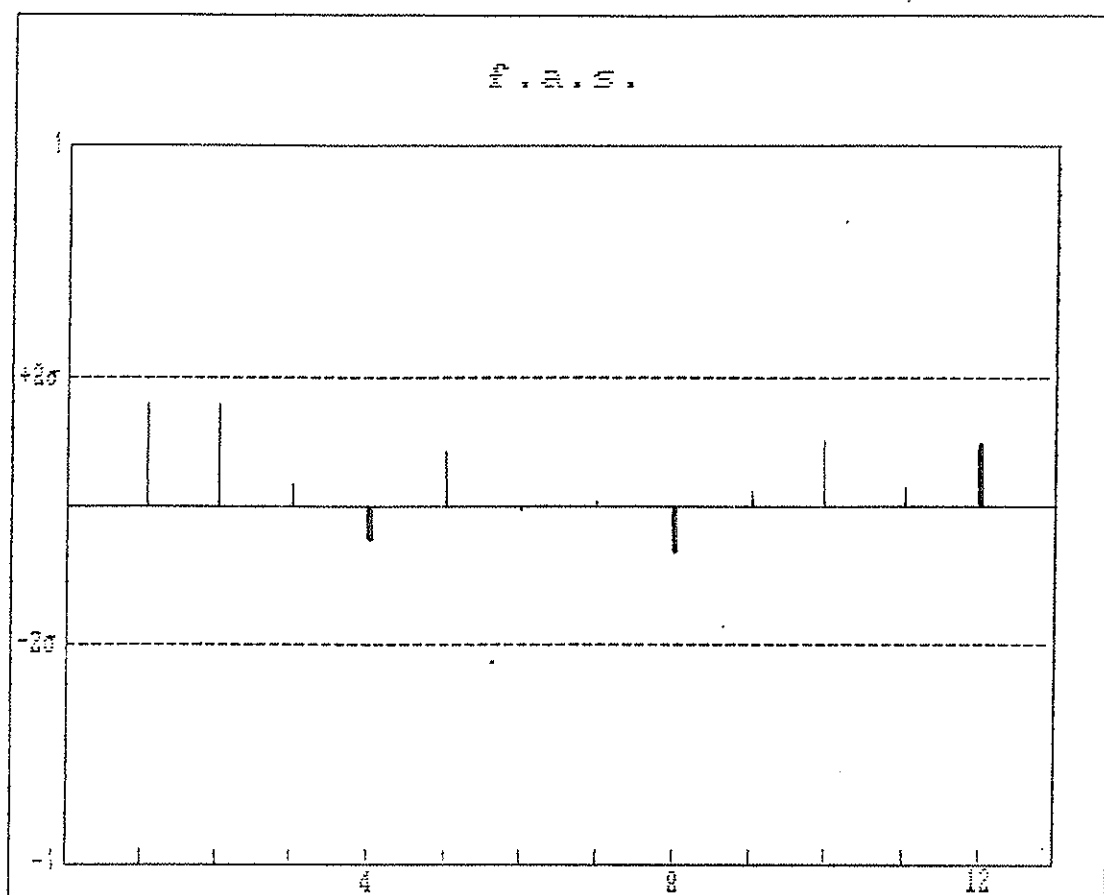
$$\begin{bmatrix} VV_4 TDS_t \\ VV_4 TPS_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 - .68B^4 & 0 \\ (.17) & 1 - .78B^4 \\ 0 & (.12) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{Dt} \\ a_{Pt} \end{bmatrix}$$

$$\bar{a}_D = -.116(.125) \quad \hat{\sigma}_{a_D} = .7510$$

$$\bar{a}_P = .070(.055) \quad \hat{\sigma}_{a_P} = .3294$$

$$\hat{\rho} = -.12$$

Un análisis de las funciones de autocorrelación simple y parcial, sí como de la función de correlación cruzada (Figuras 1, 2 y 3) sugirió la introducción de una nueva matriz con dos términos MA(2) en las posiciones (1,1) (para recoger la correlación de la tasa de desempleo consigo misma) y (2,1), y un término MA(1) en la posición (1,2), estas dos últimas captando la influencia que cada variable tiene sobre la otra. Por otra parte, puesto que los parámetros de la matriz de media móvil estacional resultaron muy similares, se



Función de autocorrelación simple (f.a.s.) y función de autocorrelación parcial (f.a.p.) de los residuos de la tasa de desempleo de las mujeres solteras (TDS)

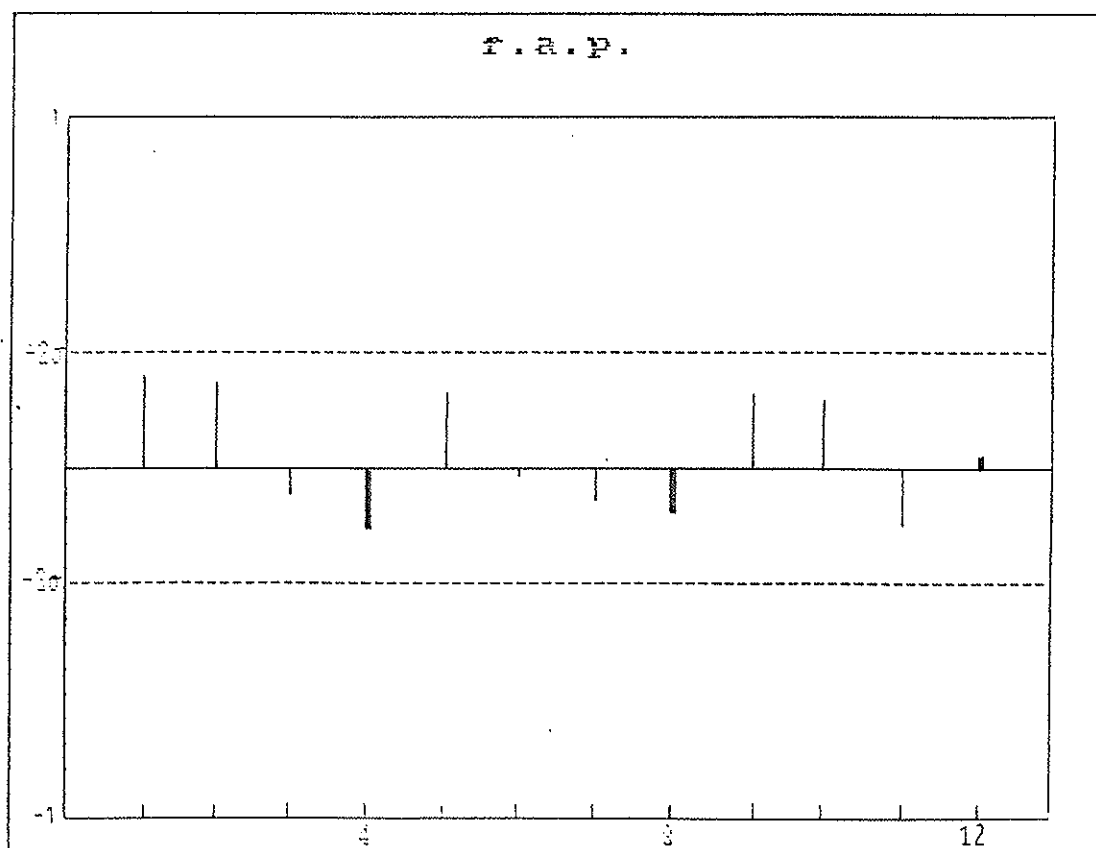
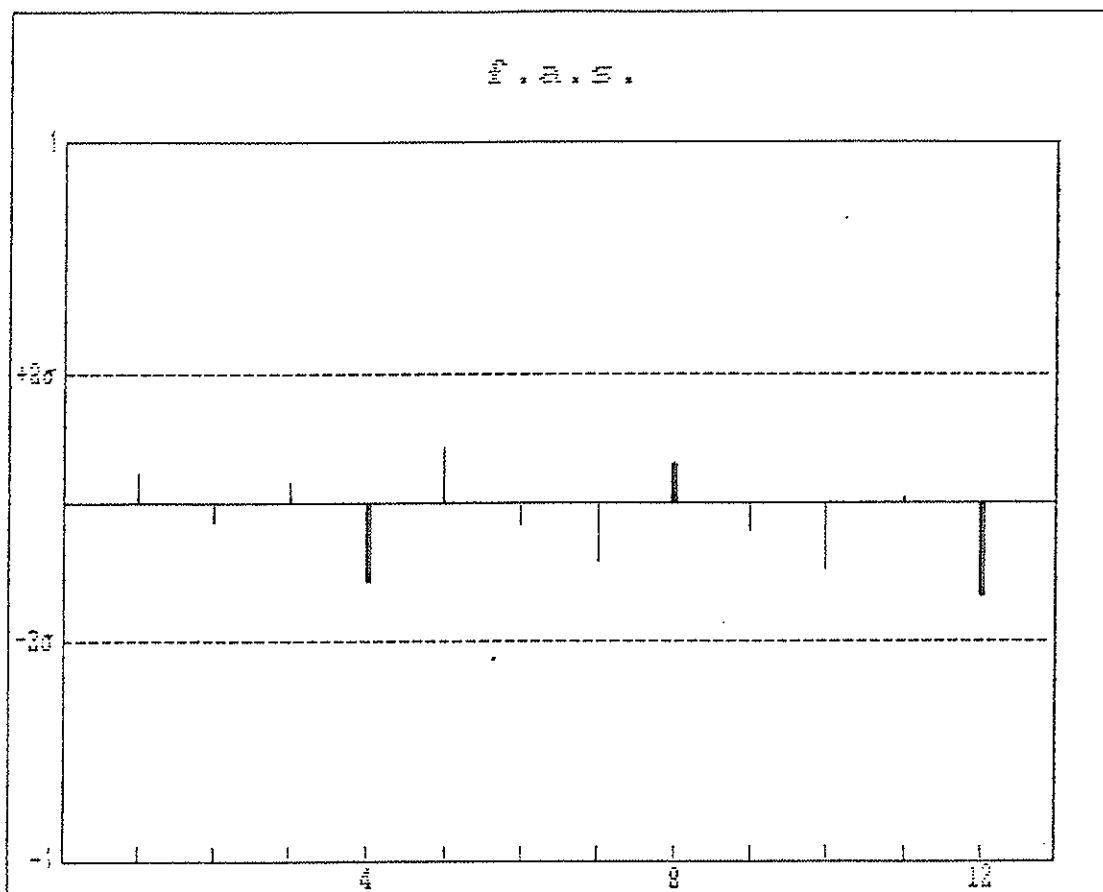


Figura 1



Funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos de la tasa de participación de las mujeres solteras (TPS)

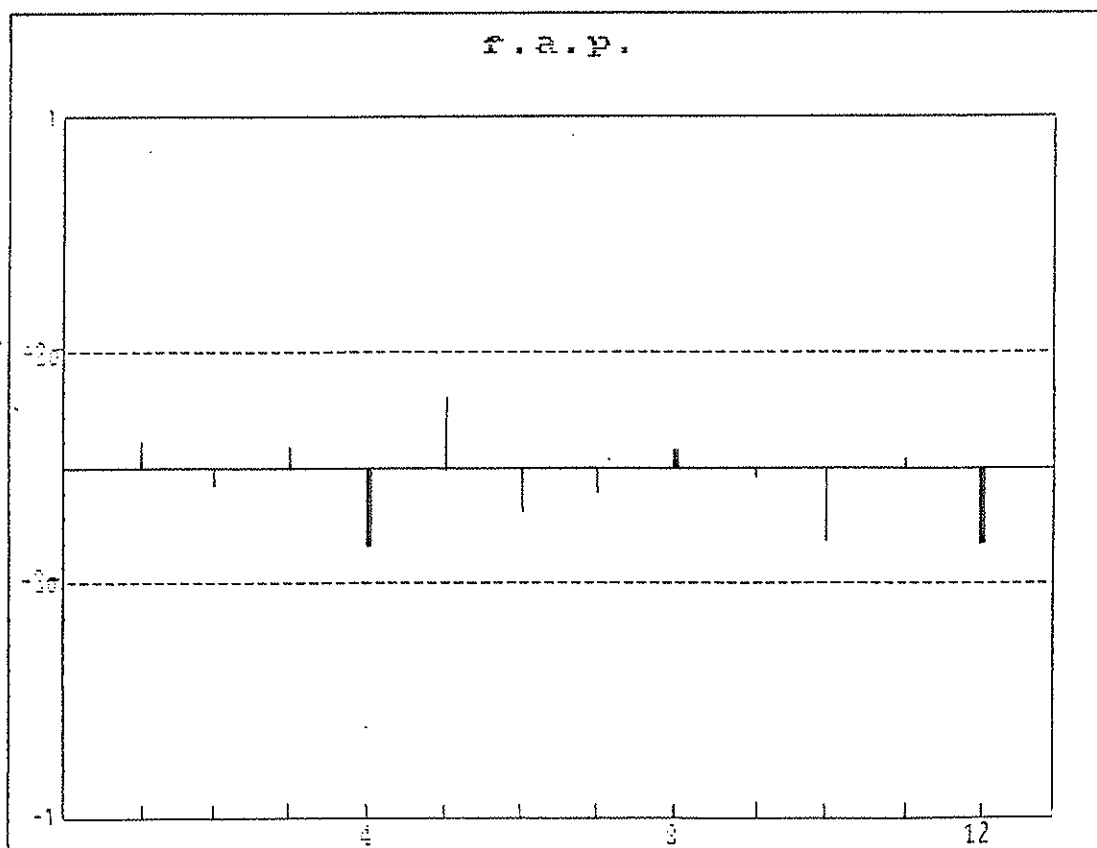
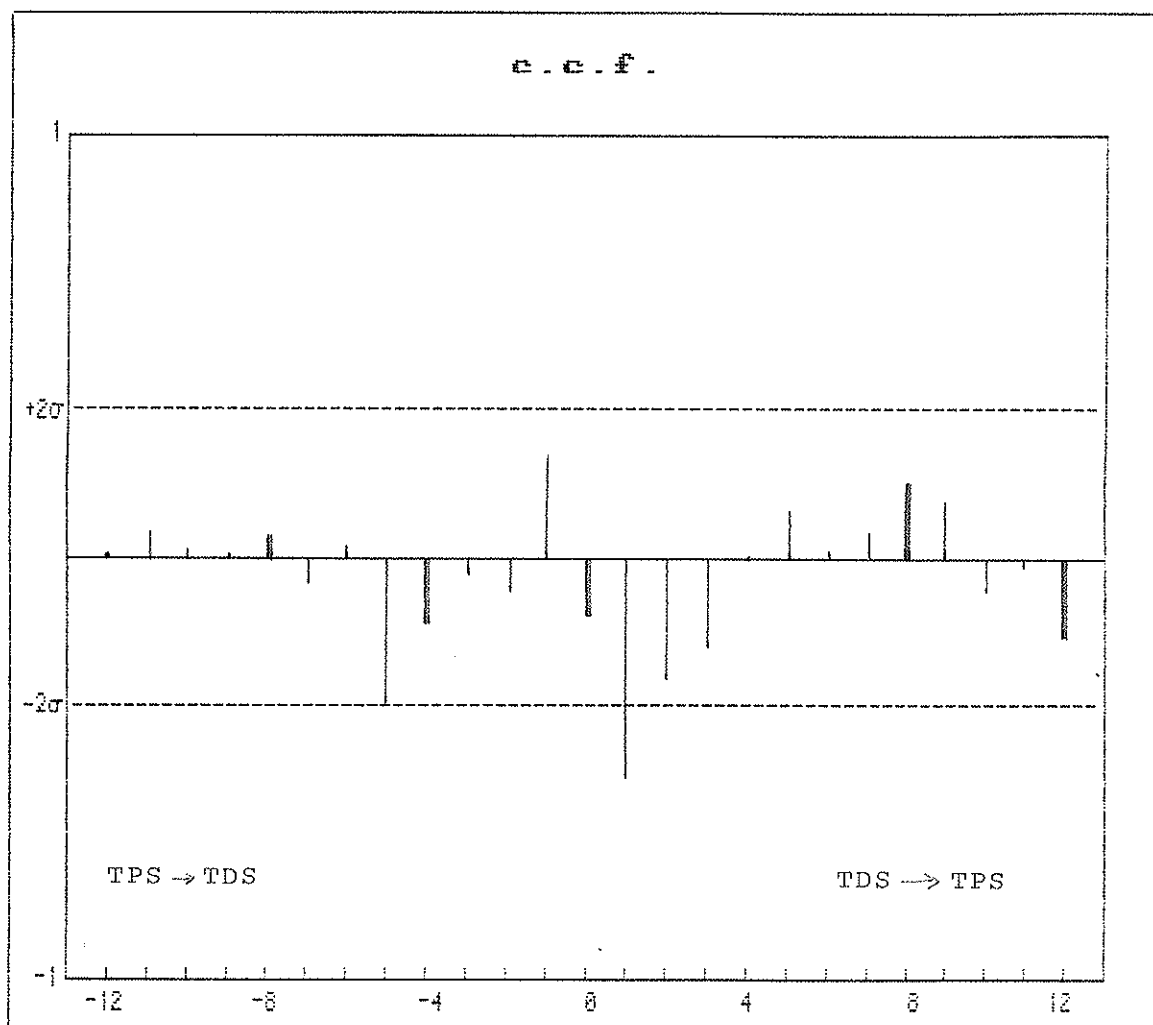


Figura 2

Figura 3



Función de correlación cruzada (c.c.f.) de los residuos del modelo bivariante ($TDS \rightleftharpoons TPS$) (primer modelo)*

* Los retardos positivos representan la relación principal ($TDS \rightarrow TPS$) mientras que los negativos representan la relación considerada como realimentación: ($TPS \rightarrow TDS$).

impuso a estos la restricción igualdad, obteniéndose el modelo final:

$$\begin{pmatrix} \nabla \nabla_4 \text{TDS}_t \\ \nabla \nabla_4 \text{TPS}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 + .15B + .25B^2 & 1.0B \\ (.16) & (.26) \\ -.27B - .15B^2 & 1 \\ (.081) & (.08) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & -.69B^4 & 0 \\ (.10) & & \\ 0 & 1 & -.69B^4 \\ & & (.10) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{Dt} \\ a_{Pt} \end{pmatrix}$$

$$\bar{a}_D = -.102(.099) \quad \hat{\sigma}_{aD} = .5963$$

$$\bar{a}_P = .021(.048) \quad \hat{\sigma}_{aP} = .2893$$

$$\hat{\rho} = .21$$

La disminución en las desviaciones típicas estimadas de cada uno de los términos de error con respecto a las desviaciones típicas de los modelos univariantes es apreciable (un 10% en el caso de la tasa de desempleo y un 13% en la tasa de participación).

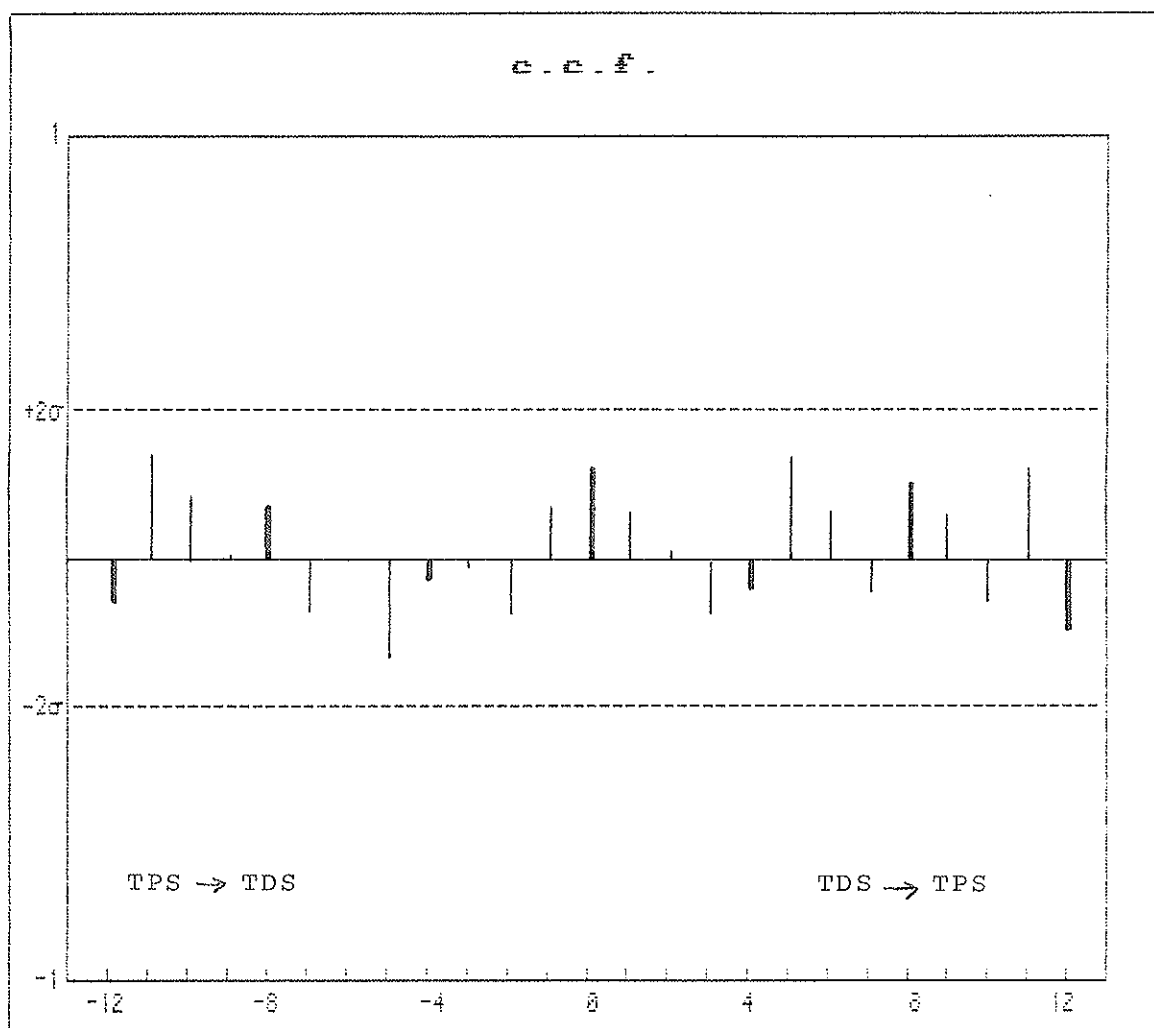
No existe evidencia contra la hipótesis de que ambos errores son ruido blanco, lo que se comprobó tanto a través de sus funciones de autocorrelación simple y parcial, que no se muestran, como a través de la función de correlación cruzada entre ambas series (Figura 4).

Para la interpretación del modelo estimado, se descompuso la inversa del producto de las dos matrices de medias móviles, como cociente de su matriz adjunta por su polinomio determinante, obteniéndose la representación:

$$A[\theta(B)] \begin{pmatrix} \nabla \nabla_4 \ln \text{TDS}_t \\ \nabla \nabla_4 \ln \text{TPS}_t \end{pmatrix} = |\theta(B)| \begin{pmatrix} a_{Dt} \\ a_{Pt} \end{pmatrix}$$

donde $\theta(B)$ denota el producto de las matrices de medias móviles, $A[\theta(B)]$ su matriz adjunta, y $|\theta(B)|$ su polinomio determinante.

Figura 4



Función de correlación cruzada de los residuos del modelo bivalente (TDS $\leftrightarrow$ TPS) (modelo final).

La correlación contemporánea entre a_{Dt} y a_{Pt} requiere una interpretación; nuestra posición es que el empleo es una variable exógena desde el punto de vista de la decisión de participación. De este modo, la correlación contemporánea recoge el efecto que las fluctuaciones en la tasa de paro de un determinado colectivo tienen sobre su tasa de participación.

Bajo este supuesto, es natural extraer del término de error a_{Dt} la parte que viene explicada por shocks en la tasa de desempleo, es decir, por a_{Pt} . Para ello, se estima el modelo:

$$a_{Pt} = \gamma a_{Dt} + \epsilon_{Pt}$$

y se conservan los residuos $\hat{\epsilon}_{Pt}$ como nuevo término de error de la ecuación para la tasa de participación. El coeficiente estimado $\hat{\gamma}$ será, claramente, igual a $\rho \frac{\sigma_P}{\sigma_D}$ donde ρ es el coeficiente de correlación entre a_{Dt} y a_{Pt} , y σ_P , σ_D son sus desviaciones típicas. La transformación lineal:

$$\begin{bmatrix} a_{Dt} \\ a_{Pt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \gamma & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{Dt} \\ \epsilon_{Pt} \end{bmatrix}$$

deja invariante a_{Dt} , y sustituye a_{Pt} por ϵ_{Pt} . Si multiplicamos el modelo anterior por la matriz

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -\hat{\gamma} & 1 \end{pmatrix} \quad \text{se tiene:}$$

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -\hat{\gamma} & 1 \end{pmatrix} A[\theta(B)] \begin{pmatrix} \nabla \nabla_4 \ln TDS_t \\ \nabla \nabla_4 \ln TPS_t \end{pmatrix} = |\theta(B)| \cdot \begin{pmatrix} a_{Dt} \\ \epsilon_{Pt} \end{pmatrix}$$

En realidad, en el caso que describimos, el coeficiente $\hat{\gamma}$ es prácticamente despreciable, por lo que la primera etapa de la transformación que acabamos de describir puede ignorarse. Así, se llega al modelo:

$$\begin{pmatrix} 1 & -1.0B \\ .27B + .15B^2 & 1 + .15B + .25B^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \nabla \nabla_4 TDS_t \\ \nabla \nabla_4 TPS_t \end{pmatrix} =$$

$$= (1 - .69B^4)(1 + .15B + .52B^2 + .15B^3) \begin{pmatrix} a_{Dt} \\ a_{Pt} \end{pmatrix}$$

con $\text{Cov}(a_{Pt}, a_{Dt})=0$, lo que conduce a la función de transferencia:

$$TPS_t = \frac{-.27B - .15B^2}{1 + .15B + .25B^2} TDS_t + N_t$$

$$\nabla \nabla_4 N_t = \frac{(1 - .69B^4)(1 + .15B + .52B^2 + .15B^3)}{(1 + .15B + .25B^2)} a_{Pt}$$

que estima que cada punto de descenso en la tasa de desempleo de las mujeres solteras hace aumentar la tasa de participación de dicho colectivo en unos .30 puntos. Además este efecto se produce,

casi integralmente, con un desfase de un trimestre.

II.b. Mujeres no solteras

Siguiendo la metodología descrita en el caso de las mujeres solteras, partimos de los modelos univariantes estimados para las tasas de participación y desempleo de las mujeres casadas:

$$\begin{aligned} (1 + .53B^4 + .49B^8) \nabla \nabla_4 \text{TPC}_t &= (1 - .60B^6) a_{pt} \\ (.17) \quad (.17) & \quad (.15) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \bar{a}_p &= .033 \quad (.033) \\ \hat{\sigma}_{ap} &= .1722 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (1 + .52B^4) \nabla \nabla_4 \text{TDC}_t &= a_{dt} \\ (.15) \end{aligned}$$

$$\bar{a}_d = .002 \quad (.075)$$

$$\hat{\sigma}_{ad} = .4252$$

Como se dijo antes, al especificar un modelo bivariante para estas variables, Jenkins y Alavi (1981) sugieren comenzar acoplando los modelos univariantes. Sin embargo, a efectos de homogenizar la estructura de ambas variables, se impuso un polinomio $AR_4(2)$ en ambas, y se prescindió del término $MA(6)$ en la tasa de participación, por no tener una interpretación económica clara.

El modelo estimado fue:

$$\begin{bmatrix} 1 + .64B^4 + .21B^8 & 0 \\ (.19) \quad (.19) \\ 0 & 1 + .46B^4 + .54B^8 \\ & (.15) \quad (.17) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla \nabla_4 \text{TDC}_t \\ \nabla \nabla_4 \text{TPC}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{dt} \\ a_{pt} \end{bmatrix}$$

$$\bar{a}_D = -.004 \quad \hat{\sigma}_{aD} = .4271$$

$$(.081)$$

$$\bar{a}_P = .015 \quad \hat{\sigma}_{aP} = .2110$$

$$(.040)$$

$$\hat{\rho} = .02$$

y las funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos así como su función de correlación cruzada aparecen representados en las Figuras 5, 6 y 7. Tras un análisis de estas funciones se decidió añadir un término MA(6) a la tasa de participación así como a la tasa de desempleo. Simultáneamente, se introdujo un término MA(1) en la posición (1,2) de la matriz, que captase el efecto retardado que la tasa de participación parece tener sobre la tasa de desempleo. El modelo estimado resultó:

$$\begin{bmatrix} 1 + .57B^4 & 0 \\ (.14) & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla \nabla_4 TDC_t \\ \nabla \nabla_4 TPC_t \end{bmatrix} =$$

$$= \begin{bmatrix} 1 - .10B^6 & 1.54B \\ (.18) & (.32) \\ 0 & 1 - .91B^6 \\ & (.11) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{Dt} \\ a_{Pt} \end{bmatrix}$$

con:

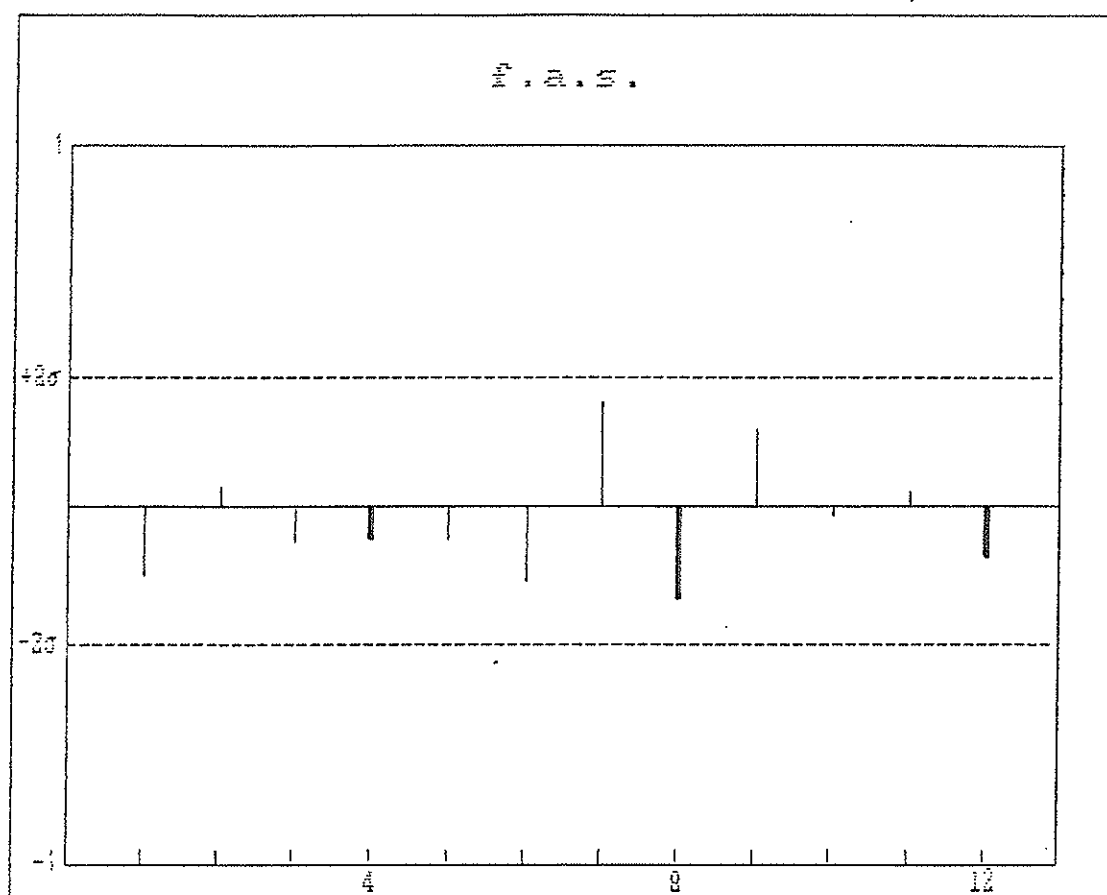
$$\bar{a}_D = -.029 ; \quad \hat{\sigma}_{aD} = .3437$$

$$(.065)$$

$$\bar{a}_P = .011 ; \quad \hat{\sigma}_{aP} = .1704$$

$$(.032)$$

$$\hat{\rho} = -.58$$



Funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos de la tasa de desempleo de las mujeres no solteras (TDC).

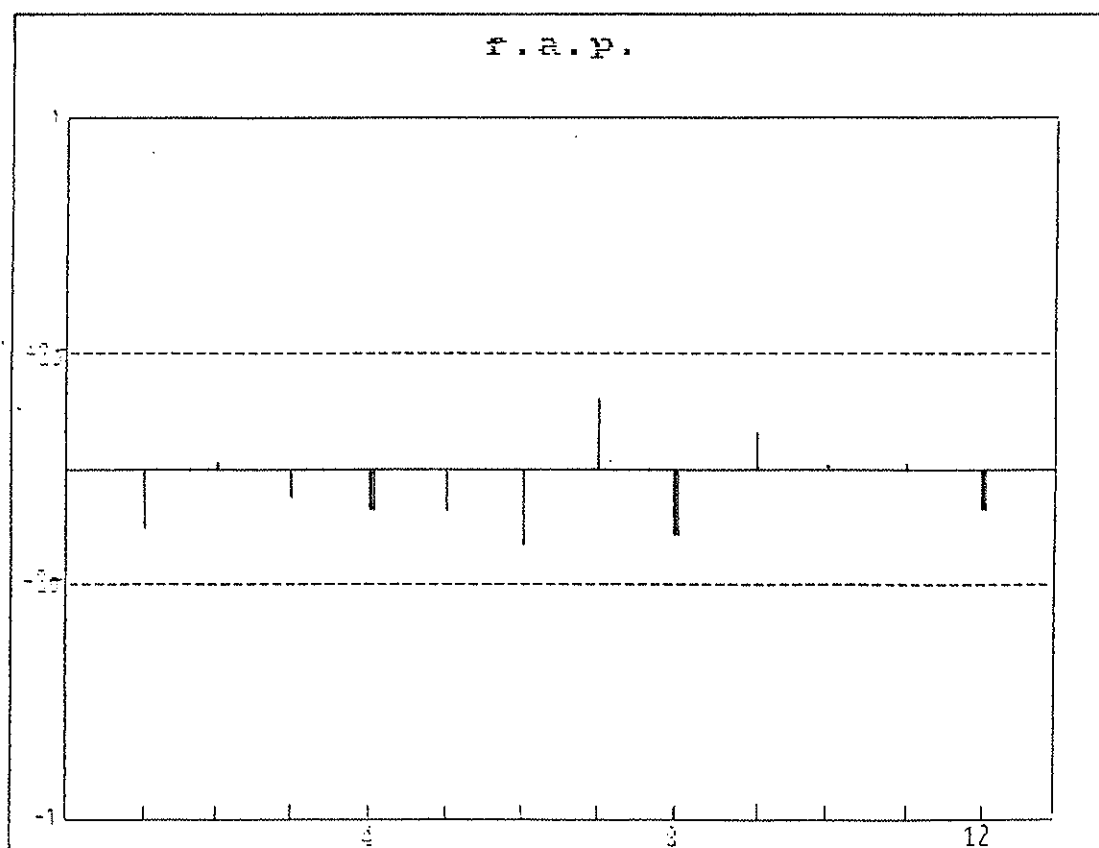
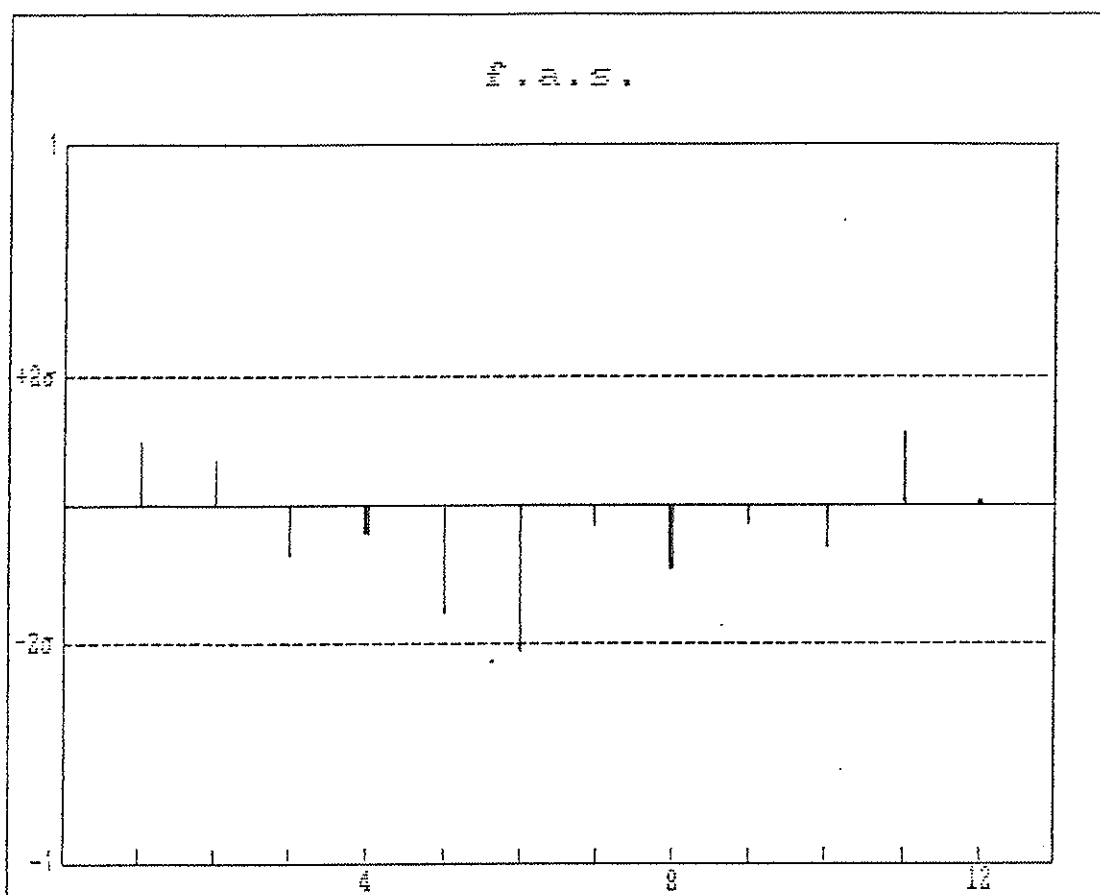


Figura 5



Funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos de la tasa de participación de las mujeres no solteras (TPC).

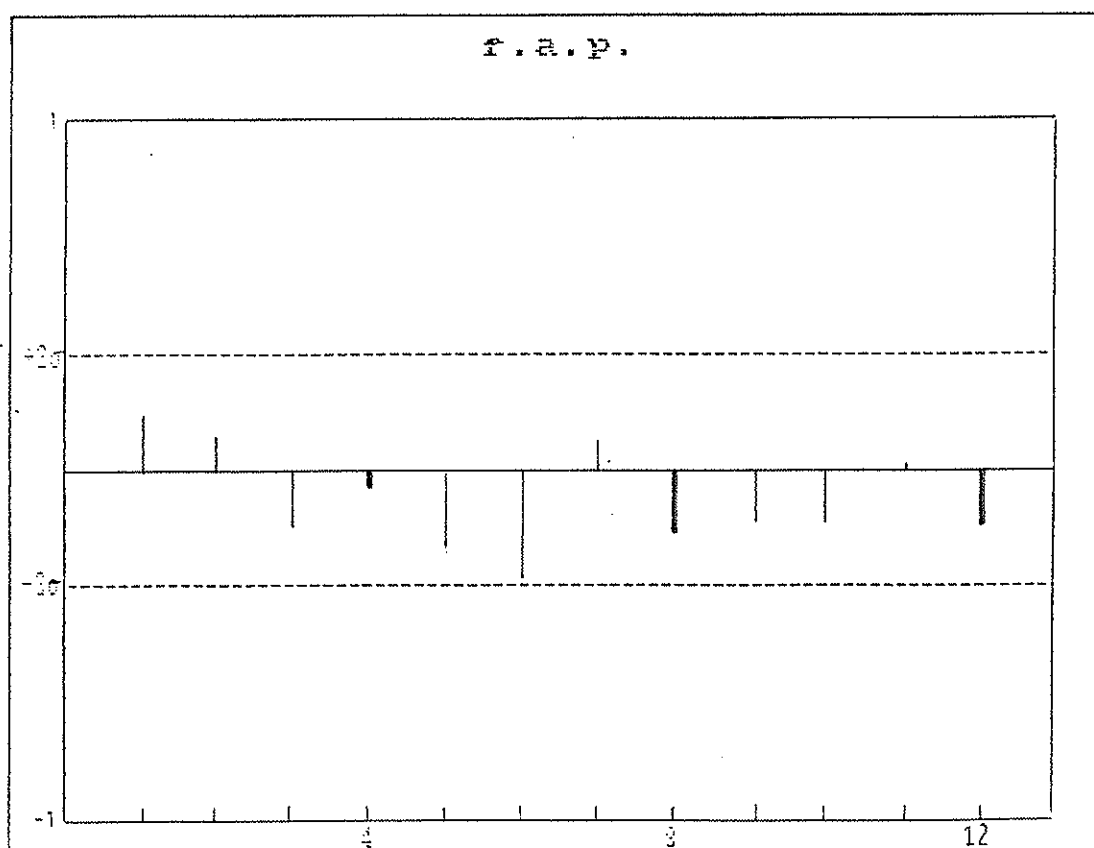
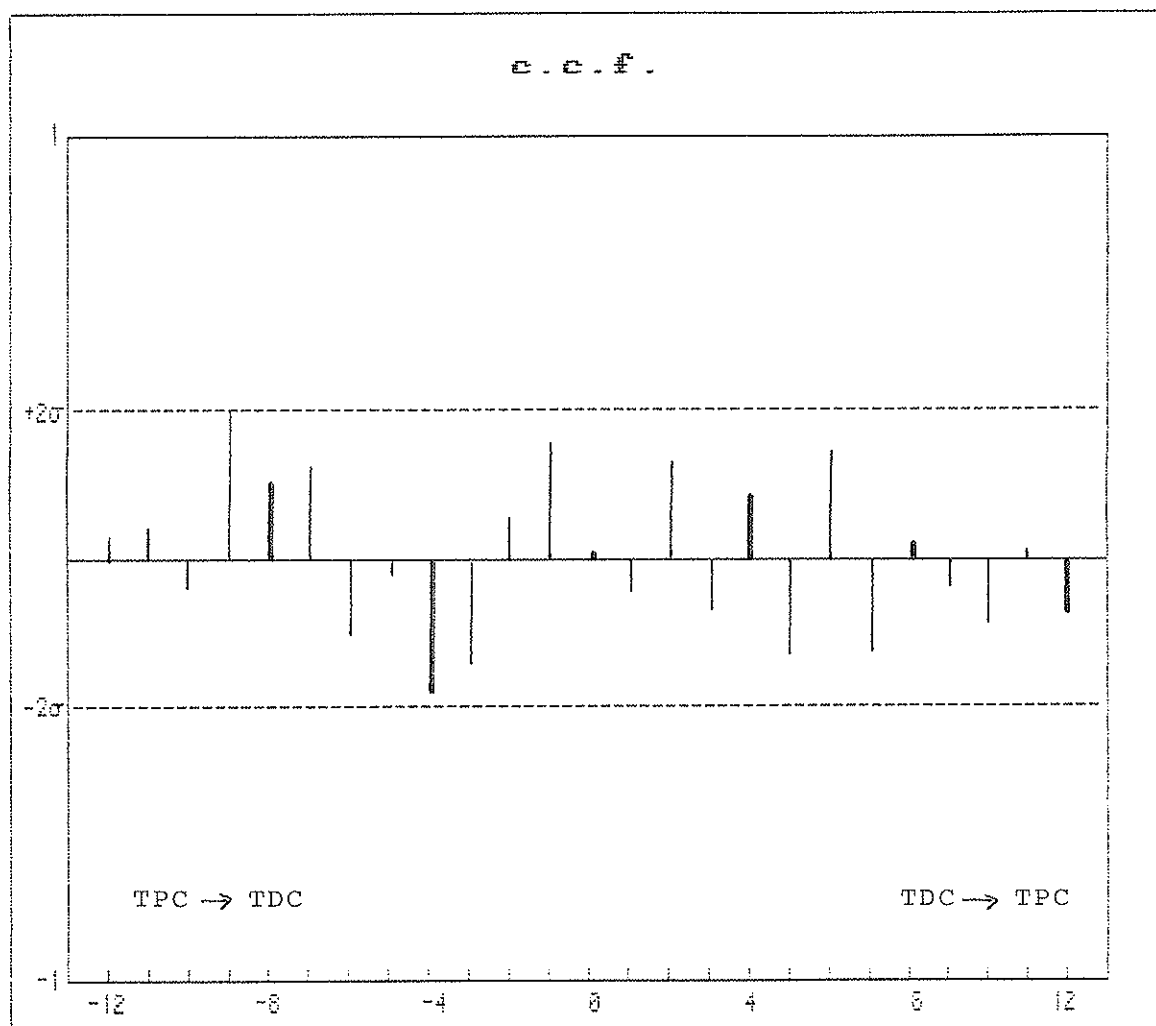


Figura 6

Figura 7



Función de correlación cruzada de los residuos del modelo bivalente (TDC $\leftrightarrow$ TPC) (primer modelo).

que representa una disminución aproximada del 19% en la desviación típica del término de error de la tasa de desempleo, pero una disminución casi imperceptible en la desviación típica de la tasa de participación.

Las funciones de autocorrelación simple y parcial, que no se muestran, así como la función de correlación cruzada (Figura 8), no indicaron evidencia de mala especificación del modelo.

Siguiendo la interpretación habitual de que la correlación contemporánea entre estas dos tasas procede del efecto que variaciones en el nivel de empleo de las mujeres casadas tienen sobre la participación, se extrajo de a_{pt} el efecto de a_{dt} , mediante el modelo:

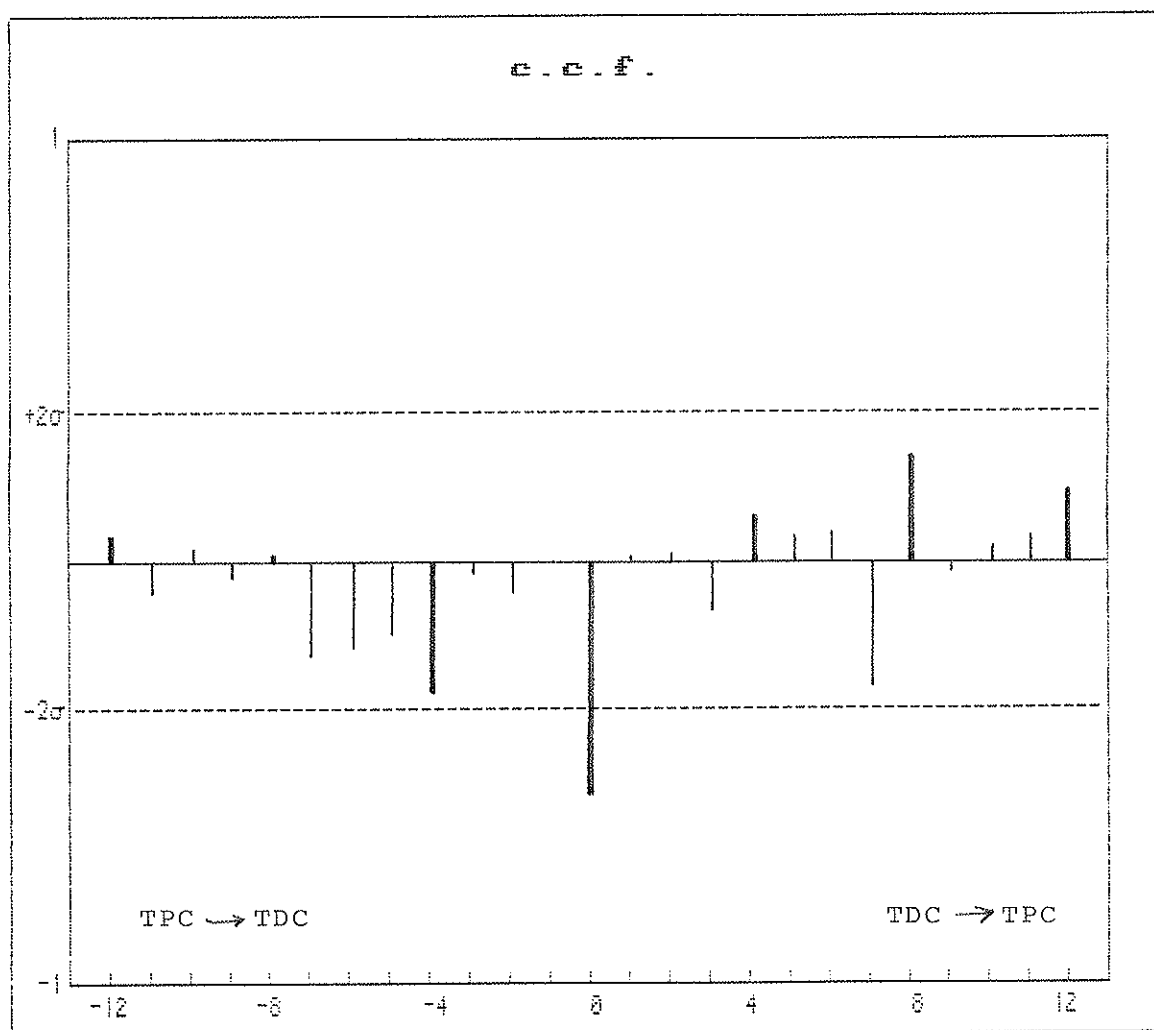
$$a_{pt} = \gamma \cdot a_{dt} + \epsilon_t$$

por lo que:

$$\begin{aligned} & \begin{bmatrix} 1 + .57B^4 & 0 \\ 0 & 1 + .70B^4 + .92 B^8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla \nabla_4 TDC_t \\ \nabla \nabla_4 TPC_t \end{bmatrix} = \\ & = \begin{bmatrix} 1 - .10B^6 - .53B & 1.54B \\ -.343(1 - .91B^6) & 1 - .91B^6 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{dt} \\ \epsilon_t \end{bmatrix} \end{aligned}$$

La matriz de medias móviles tiene por determinante $\theta = (1 - .91B^6)(1 - .10B^6)$ por lo que, multiplicando por la adjunta de dicha matriz, se llega a:

Figura 8



Función de correlación cruzada de los residuos del modelo bivalente (TDC ↔ TPC) (modelo final).

$$\begin{pmatrix} 1 - .91B^6 & -1.54B \\ .343(1 - .91B^6) & 1 - .53B - .10B^6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 + .57B^4 & 0 \\ 0 & 1 + .70B^4 + .92B^8 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \nabla \nabla_4 TDC_t \\ \nabla \nabla_4 TPC_t \end{pmatrix} = \\
= (1 - .91B^6)(1 - .10B^6) \begin{pmatrix} a_{Dt} \\ \epsilon_t \end{pmatrix}$$

con $\text{Cov}(a_{Dt}, \epsilon_t) = 0$, lo que conduce a la función de transferencia:

$$TPC_t = -.343 \frac{(1 - .91B^6)(1 + .57B^4)}{(1 - .53B - .10B^6)(1 + .70B^4 + .92B^8)} TDC_t + N_t$$

$$\nabla \nabla_4 N_t = \frac{(1 - .91B^6)(1 - .10B^6)}{(1 - .53B - .10B^6)(1 + .70B^4 + .92B^8)}$$

con un efecto contemporáneo de $-.343$, pero con una ganancia (o efecto a largo plazo), prácticamente nula.

Si se hubiese hecho una interpretación opuesta de la correlación contemporánea, es decir, en el sentido de que la tasa de desempleo responde a variaciones en la tasa de participación dentro del trimestre, se tendría:

$$a_{Dt} = \gamma a_{Pt} + \epsilon_t, \text{ con } \hat{\gamma} = \frac{\hat{\sigma}_{pD}}{\hat{\sigma}_p^2} = -\frac{.0448}{.0383} = -1.17$$

por lo que:

$$\begin{pmatrix} a_{Dt} \\ a_{Pt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & -1.17 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ a_{Pt} \end{pmatrix}$$

y por consiguiente:

$$\begin{pmatrix} 1 + .57B^4 & 0 \\ 0 & 1 + .70B^4 + .92B \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \nabla \nabla_4 \text{TDC}_t \\ \nabla \nabla_4 \text{TPC}_t \end{pmatrix} = \\ = \begin{pmatrix} 1 & -1.17 + 1.54B \\ 0 & 1 - .91B^6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ a_{pt} \end{pmatrix}$$

y premultiplicando por la adjunta de la matriz de medias móviles, se tiene:

$$\begin{pmatrix} (1 - .91B^6) & 1.17 - 1.54B \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 + .57B^4 & 0 \\ 0 & 1 + .70B^4 + .92B^8 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \nabla \nabla_4 \text{TDC}_t \\ \nabla \nabla_4 \text{TPC}_t \end{pmatrix} = \\ = (1 - .91B^6) \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ a_{pt} \end{pmatrix}$$

por lo que se llega a las funciones de transferencia:

$$(1 + .70B^4 + .92B^8) \nabla \nabla_4 \text{TPC}_t = (1 - .91B^6) a_{pt}$$

$$\text{TDC}_t = - \frac{(1.17 - 1.54B)(1 + .70B^4 + .92B^8)}{(1 - .91B^6)(1 + .57B^4)} \text{TPC}_t + N_{Dt}$$

$$\nabla \nabla_4 N_{Dt} = \frac{1}{1 + .57B^4} \cdot \epsilon_t$$

con una ganancia de 6.86; es decir, un incremento de un punto en la tasa de participación de las mujeres casadas haría aumentar la tasa de paro de dicho colectivo en 6.86 puntos. Este es un resultado bastante increíble, y constituye una justificación adicional para que la interpretación del modelo se lleve a cabo como en los párrafos ante-

riores.

II.c Principales resultados

La tasa de desempleo de las mujeres solteras parece influir sobre la tasa de participación de dicho colectivo, con una ganancia de $-.30$. Este efecto se deja sentir, casi íntegramente, con un desfase de un trimestre. En el caso de las mujeres casadas, el efecto se extiende a varios trimestres, con un efecto contemporáneo de $-.34$ y una ganancia prácticamente nula. Las Figuras 9 y 10 muestran la transformación que convierte a las variables en series estacionarias, y en ellas se ve cómo la correlación entre tasa de paro y tasa de participación, tanto para las mujeres solteras como no solteras, es moderada, con rachas donde aparece una relación más estrecha y otras donde dicha relación no es tan clara.

En ninguno de estos casos, las funciones de transferencia estimadas son suficientes para justificar la evolución observada de las tasas de participación de ambos colectivos de mujeres. La tasa de desempleo de las mujeres solteras pasó de 8.6% en (1976,IV) a 39.2% en (1986,IV), lo que de acuerdo con la ganancia citada, podría explicar una disminución de 9.2 puntos en la tasa de participación de este colectivo de mujeres. Dicha tasa ha disminuido, en efecto, de 56.2% en (1976,IV) a 49.9% en (1986,IV).

La tasa de desempleo de las mujeres no solteras aumentó del 3.4% en (1976,IV) al 34.7% en (1986,IV). De acuerdo con un efecto inicial de $-.34$, este incremento en la tasa de paro podría explicar una caída de 10.6 puntos en la tasa de

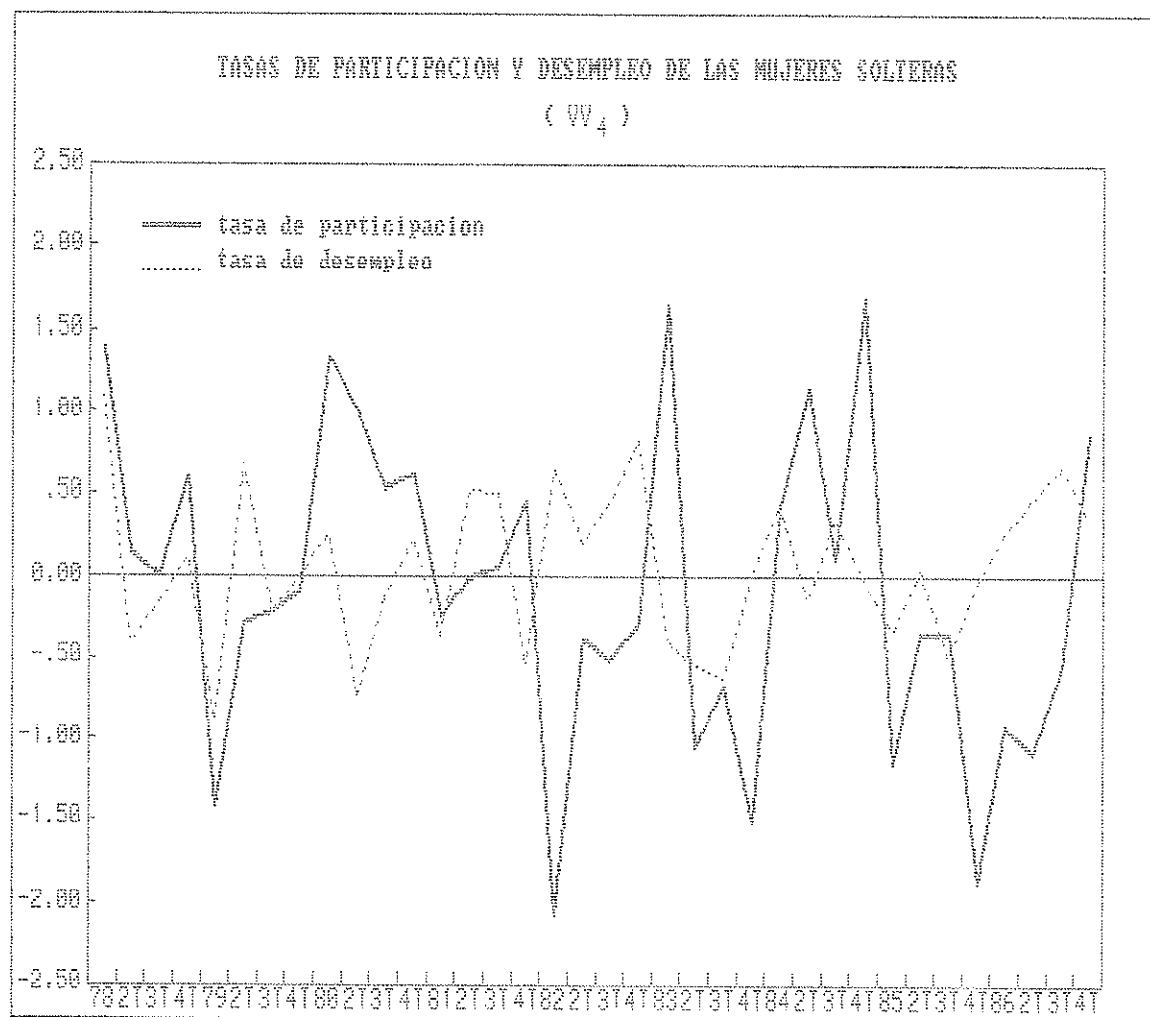


Figura 9

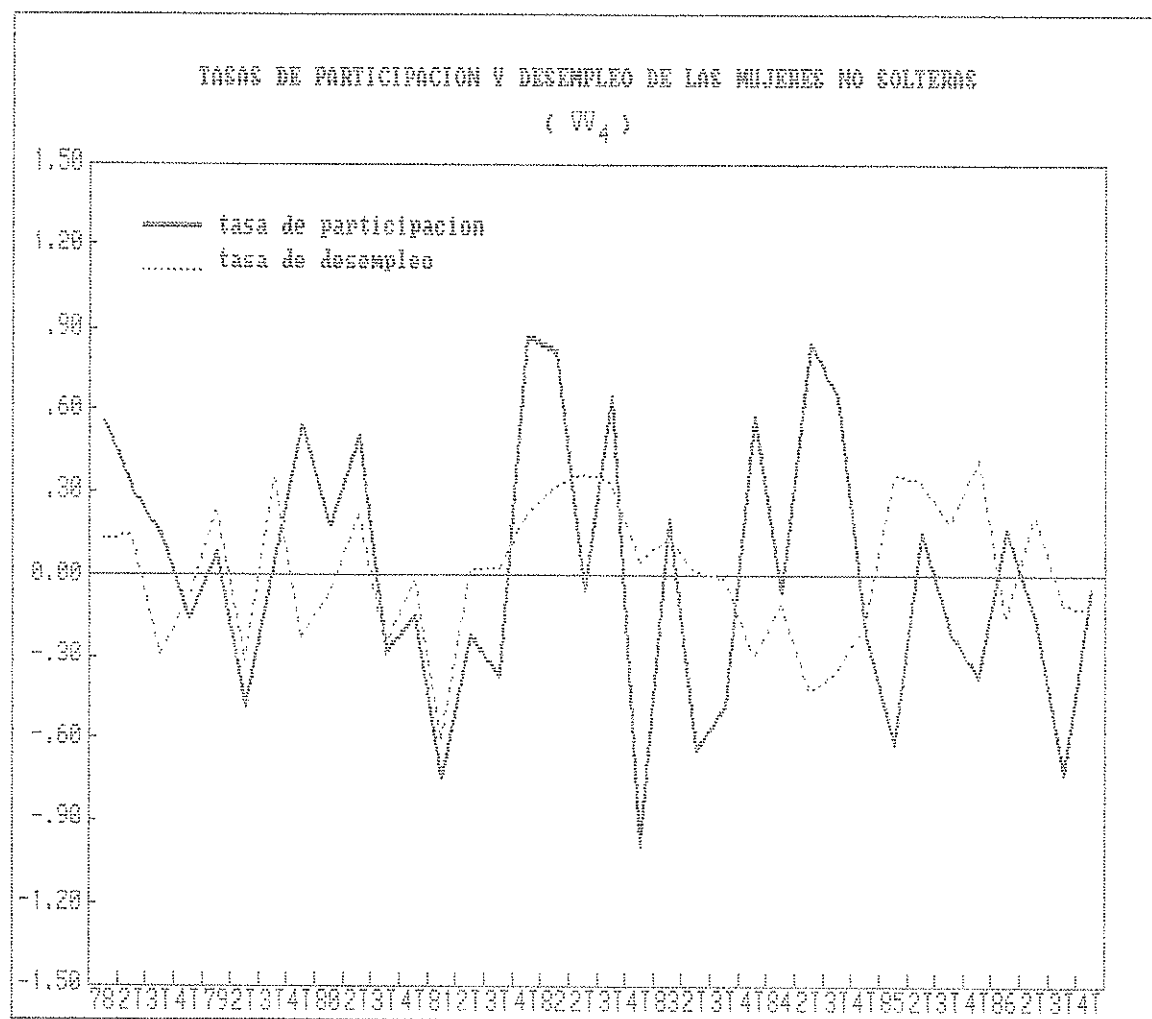


Figura 10

participación de este colectivo de mujeres, que sin embargo, aumentó de 18.4% en (1976, IV) a 21.1% en (1986, IV). Sin embargo, la ganancia (o efecto a largo plazo) es cero, y la tasa de participación debió permanecer inalterada; su incremento ha sido, como acabamos de ver, modesto.

La interpretación de las correlaciones estadísticas que puedan detectarse entre las tasas de participación y desempleo de un determinado colectivo de población está sujeta a una dificultad, producida por el hecho de que en las definiciones:

$$\text{Tasa de Participación} = \frac{\text{Población Económicamente Activa}}{\text{Población Total}}$$

$$\text{Tasa de Desempleo} = \frac{\text{Población Ocupada}}{\text{Población Económicamente Activa}}$$

la Población Activa aparece como numerador en una fracción, y como denominador en la otra. Este hecho induce una correlación contemporánea de signo negativo entre ambas tasas, que habría que descontar al evaluar el grado de correlación contemporánea entre las tasas.

En cuanto a la importancia de este fenómeno, todo depende de la varianza relativa de las tres variables que integran las dos tasas antes definidas. En un extremo, si la Población Activa fuese de naturaleza determinista, apenas existiría correlación entre las tasas, a pesar de la presencia del término común. En el otro extremo, si la población activa fuese mucho más variable que la población ocupada y la población total, la corre-

lación sería importante. Además, existiría correlación dinámica entre ambas tasas, de igual importancia y signo contrario, que la función de autocorrelación de la población activa.

En el caso de estas variables de población, parece que la población ocupada es, desde luego, más volátil que la población total, que es bastante suave, mientras que la población activa tendrá más o menos varianza, dependiendo de que evolucione según se comporta la población total o la población ocupada.

Un modo de evitar este posible sesgo es mediante el análisis del tamaño de las poblaciones activa y ocupada de un determinado colectivo, lo que pasamos a hacer en la sección siguiente.

III. ANALISIS DE LA POBLACION FEMENINA ACTIVA Y OCUPADA

III.a. Mujeres solteras

Los modelos univariantes estimados para las mujeres solteras activas y ocupadas fueron:

$$\begin{aligned} \forall \text{ ACTS}_t &= (1 + .26B^4) a_t, & \bar{a} &= 3785.3 \\ &(.16) & &(3227.7) \\ & & \hat{\sigma}_a &= 20413.6 \\ (1 - .26B - .43B^2) \text{ VOCUPS}_t &= a_t, & \bar{a} &= -3071.8 \\ &(.15) \quad (.15) & &(2922.5) \\ & & \hat{\sigma}_a &= 18015.7 \end{aligned}$$

La Figura 11 representa la primera diferencia de ambas series y sugiere la existencia de una cierta correlación positiva entre las mismas.

La serie de mujeres solteras activas presenta un valor atípico en el tercer trimestre de 1981 que se separa de la media de los residuos ($=3785.3$) en $2.63 \sigma_a$, y otro en el tercer trimestre de 1986 de $2.07 \sigma_a$. La serie de mujeres solteras ocupadas presenta valores atípicos en el segundo trimestre de 1979 ($2.4 \sigma_a$), y el cuarto trimestre de 1981 ($-2.4 \sigma_a$).

Las funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos de ambos modelos no presentan indicios claros de mala especificación (Figuras 12 y 13). Los valores potencialmente más preocupantes son los que ocurren en los retardos $K=6$ en ambas series. Sin embargo, su ocurrencia en ambas funciones de autocorrelación sugiere la posibilidad de que estén producidos por correla-

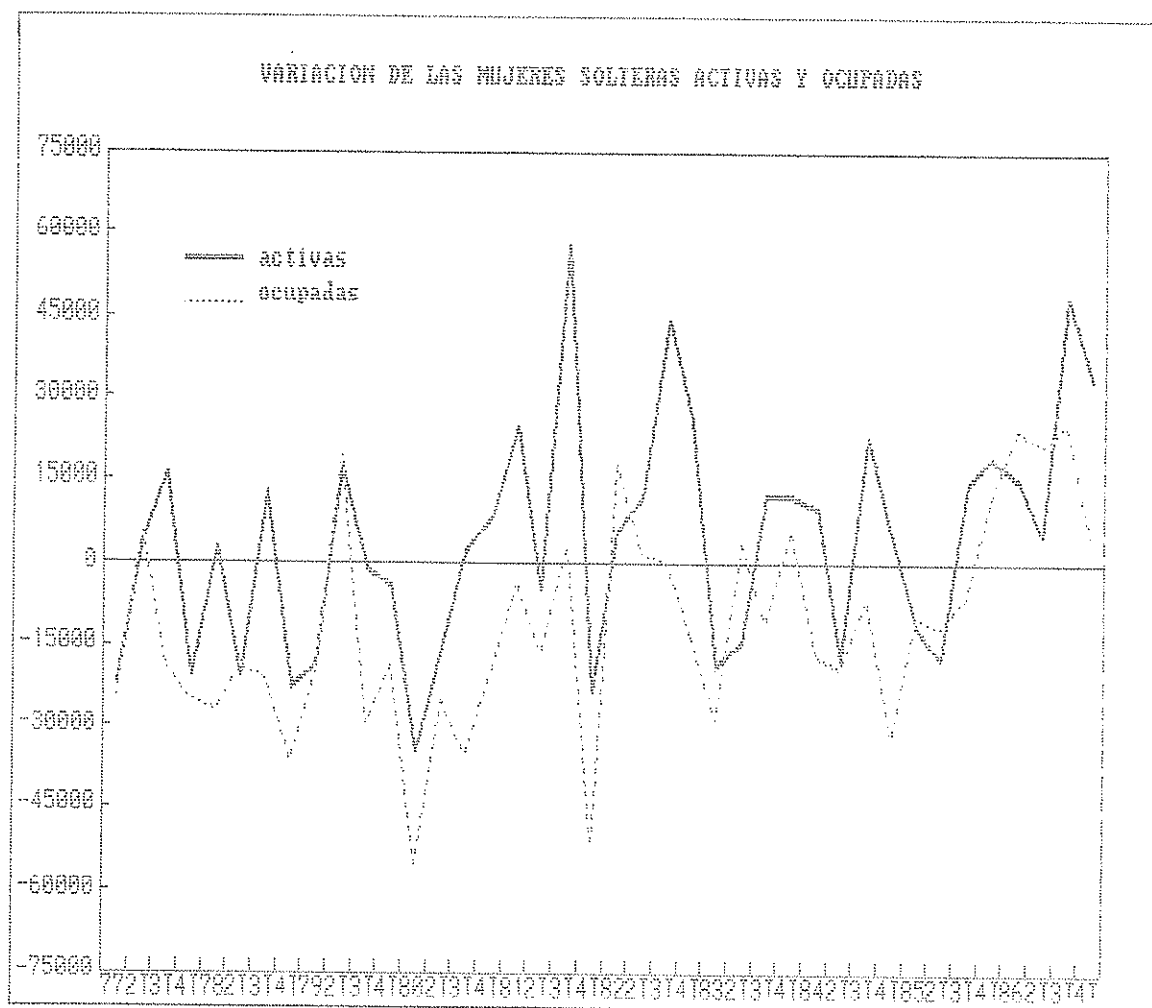
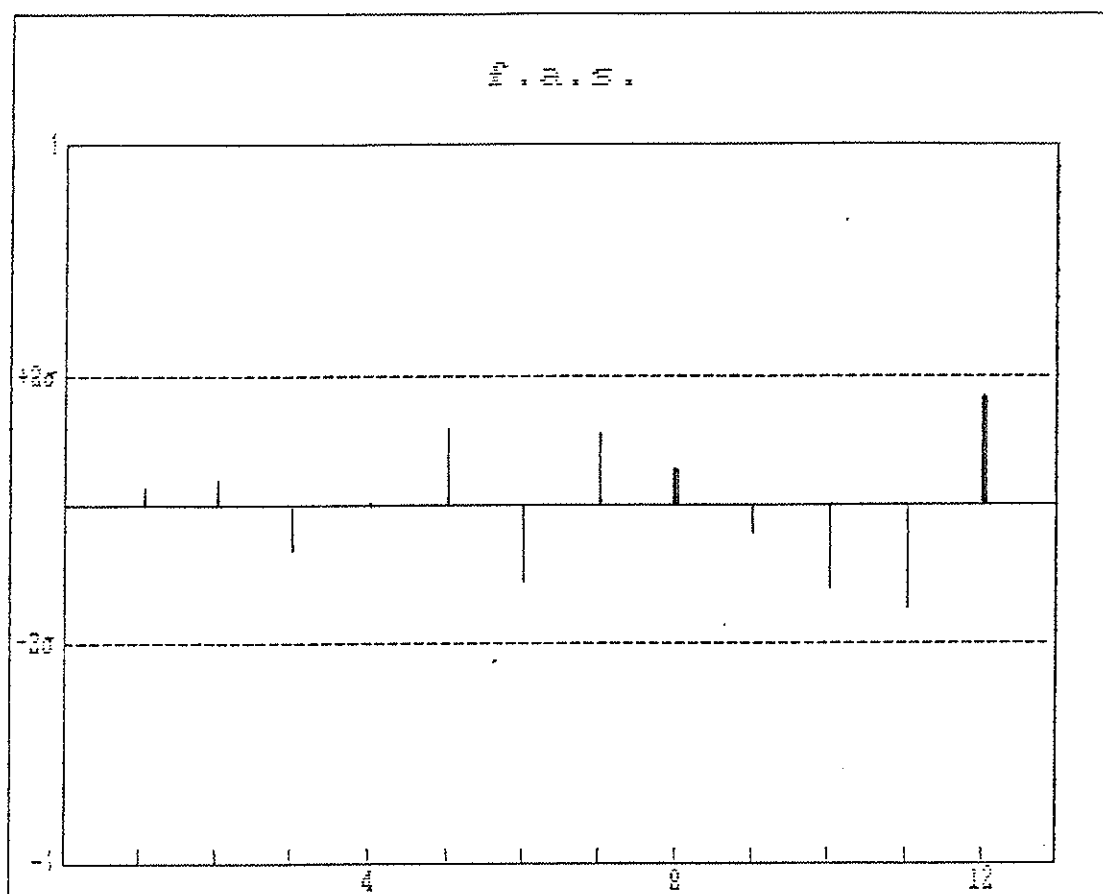
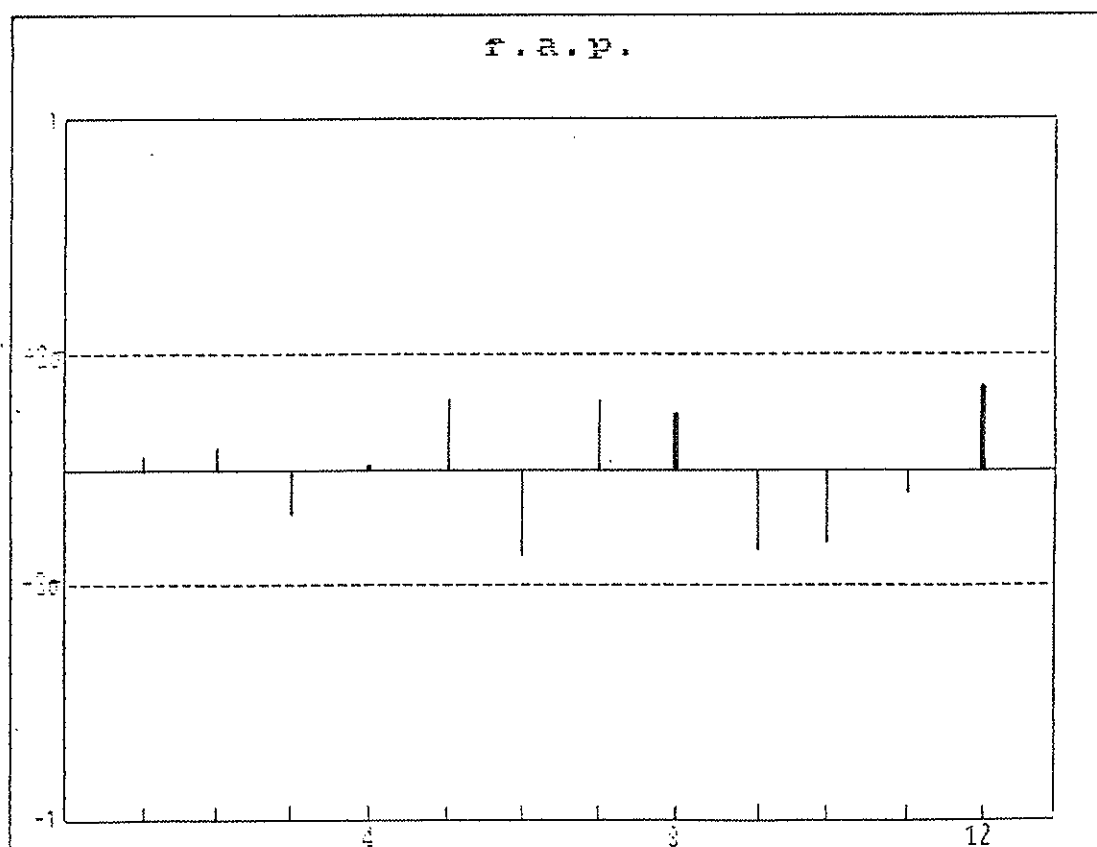
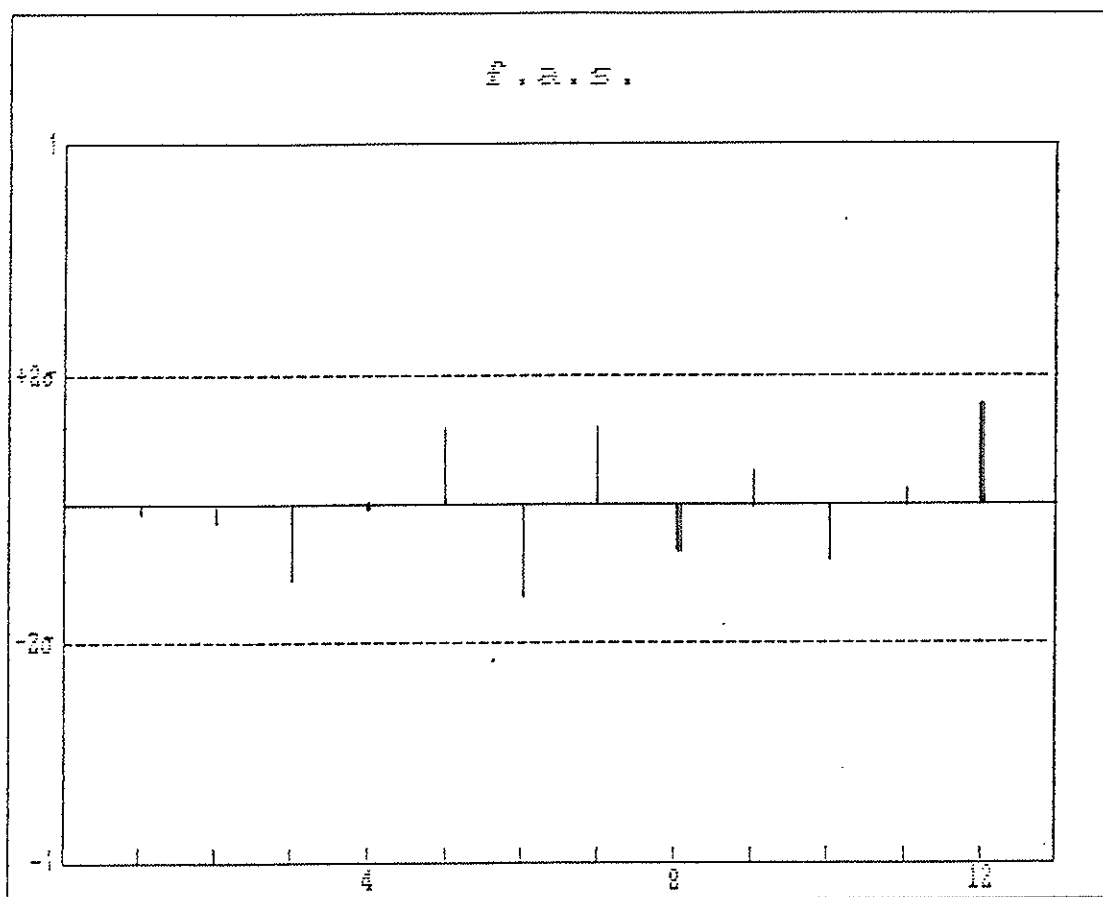


Figura 11



Funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos de las mujeres solteras activas (ACTS) (modelo US).





Funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos de las mujeres solteras ocupadas (OCUPS) (modelo US).

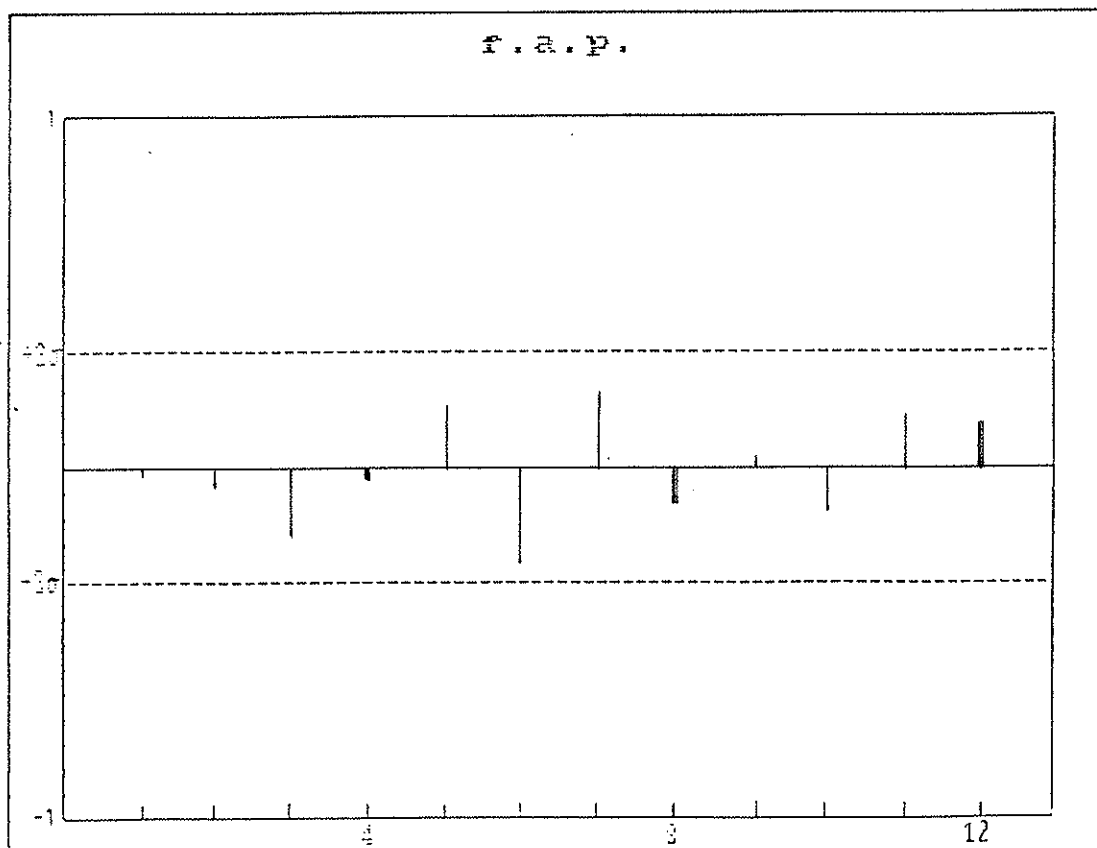


Figura 13

ciones de residuos separados 6 trimestres de los valores atípicos antes señalados, como así ocurre en ambos casos.

Por otra parte, los valores atípicos en el tercer y cuarto trimestre de 1981, para las series de mujeres solteras activas y ocupadas, respectivamente, explica buena parte del valor en $K=-1$ de la función de correlación cruzada entre los residuos de ambos modelos univariantes (Figura 14).

La especificación bivariante entre ambas series comenzó del acoplamiento de ambos modelos univariantes. Tras este intento inicial, se incorporaron (siguiendo la metodología sugerida por Jenkins y Alavi (1981)) las correlaciones cruzadas que en ambas direcciones aparecieron con un trimestre de retraso. De este modo, se llegó al modelo estimado:

$$\begin{bmatrix} 1 & & & 0 \\ 0 & 1 & -.41B & -.36B^2 \\ & & (.13) & (.13) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla ACTS_t \\ \nabla OCUPS_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & +.29B^4 & .36B \\ (.13) & & (.19) \\ -.54B & & 1 \\ (.13) & & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{At} \\ a_{0t} \end{bmatrix}$$

$$\bar{a}_A = 4208.5; \\ (3046.6)$$

$$\hat{\sigma}_A = 18780.6;$$

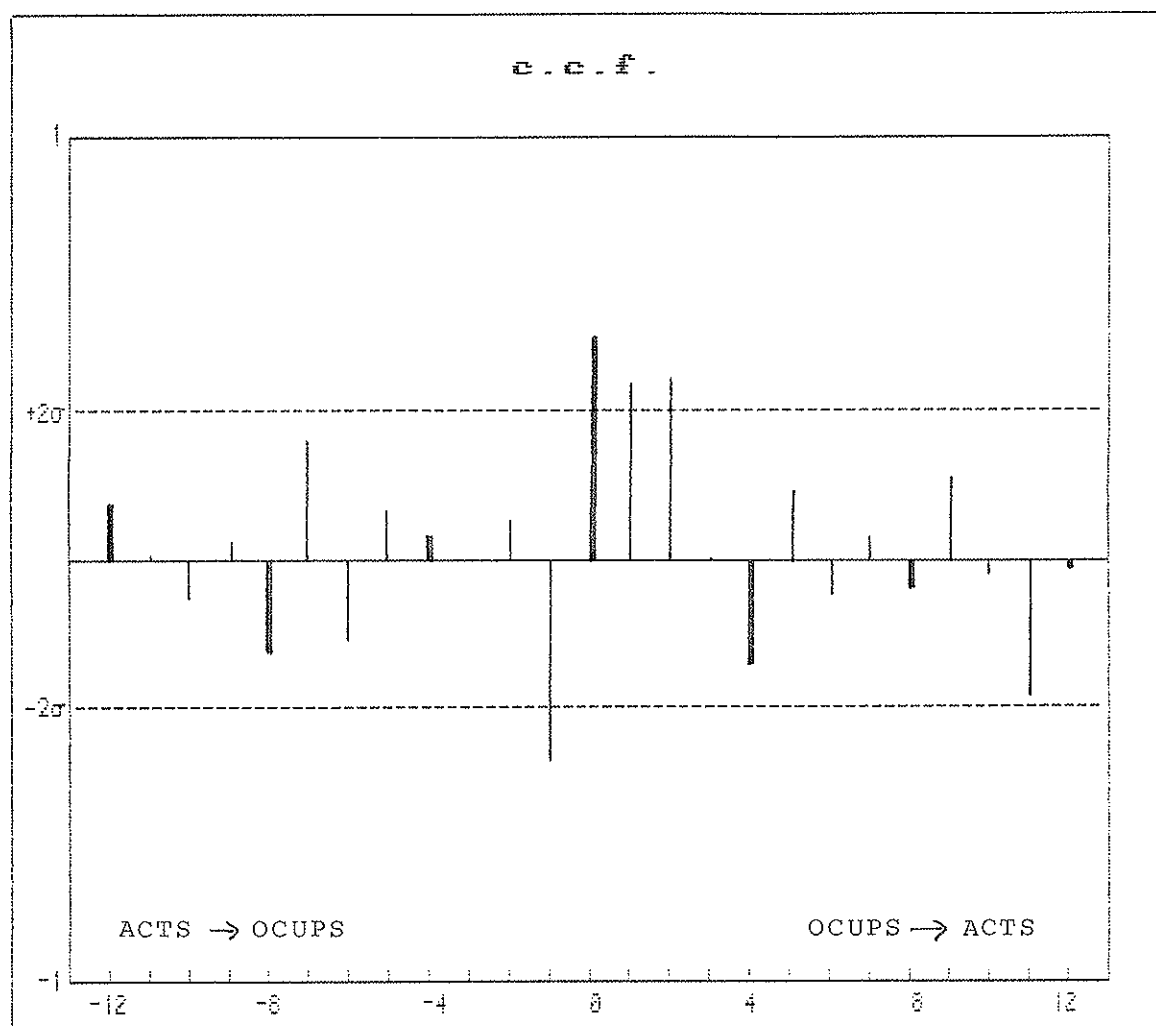
$$\bar{a}_0 = -206.6 \\ (2434.8)$$

$$\hat{\sigma}_0 = 15009.2;$$

$$\hat{\rho} = .42$$

Las desviaciones típicas estimadas suponen una reducción del 8% con respecto al modelo univariante, en el caso de las mujeres solteras activas, y del 17% en el caso de las mujeres solteras ocupadas.

Figura 14



Función de correlación cruzada de los residuos de las mujeres solteras activas y ocupadas.

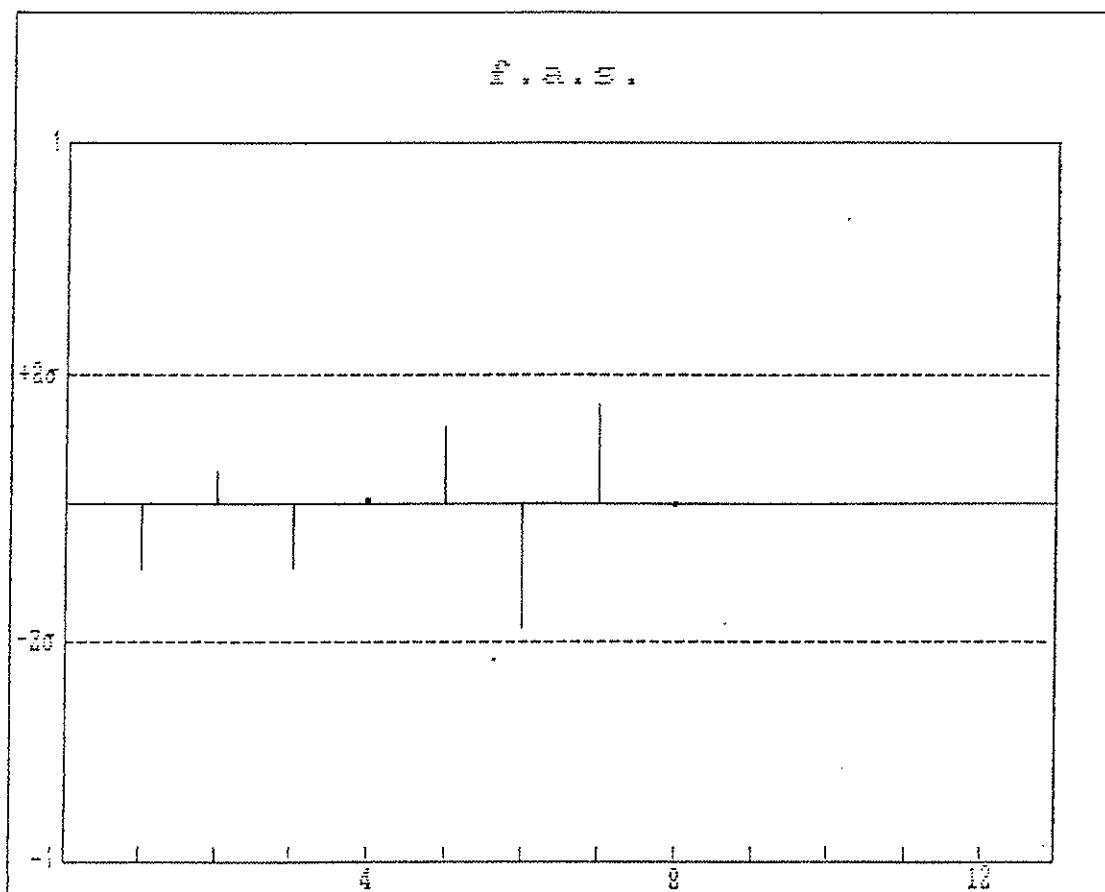
Las funciones de autocorrelación simple y parcial de la serie de mujeres solteras activas siguen presentando un valor de apreciable magnitud en el retardo K=6 (Figura 15); sin embargo, puede explicarse en buena parte por medio de los valores atípicos antes citados. Estas dos funciones de autocorrelación no difieren mucho de las obtenidas a partir del modelo univariante de la serie, lo cual es consistente con que sea la varianza de esta serie la que menos se ha reducido al pasar a la especificación bivariante.

Lo contrario ocurre con las funciones de autocorrelación de las mujeres solteras ocupadas, que cambian de modo apreciable (Figura 16). El valor en el retardo K=6 desaparece, mientras que es moderadamente alto el primer retardo en ambas funciones. Esta serie continúa presentando valores atípicos en el segundo trimestre de 1979 y el primero de 1986.

La siguiente etapa consistió en introducir en el modelo los términos de media móvil que incorporasen las correlaciones que con 1 y 2 trimestres de retraso parecen existir entre las mujeres solteras ocupadas y las activas, en esta dirección (Figura 17).

El modelo estimado resultó:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 - .15B - .51B^2 \\ & (.16) \quad (.12) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{VACTS}_t \\ \text{VOCUPS}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 + .34B^4 & .44B + .33B^2 \\ (.12) & (.18) \quad (.16) \\ -.55B & 1 + .46B \\ (.12) & (.21) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{A_t} \\ a_{0_t} \end{bmatrix}$$



Funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos de las mujeres solteras activas (ACTS) (segundo modelo).

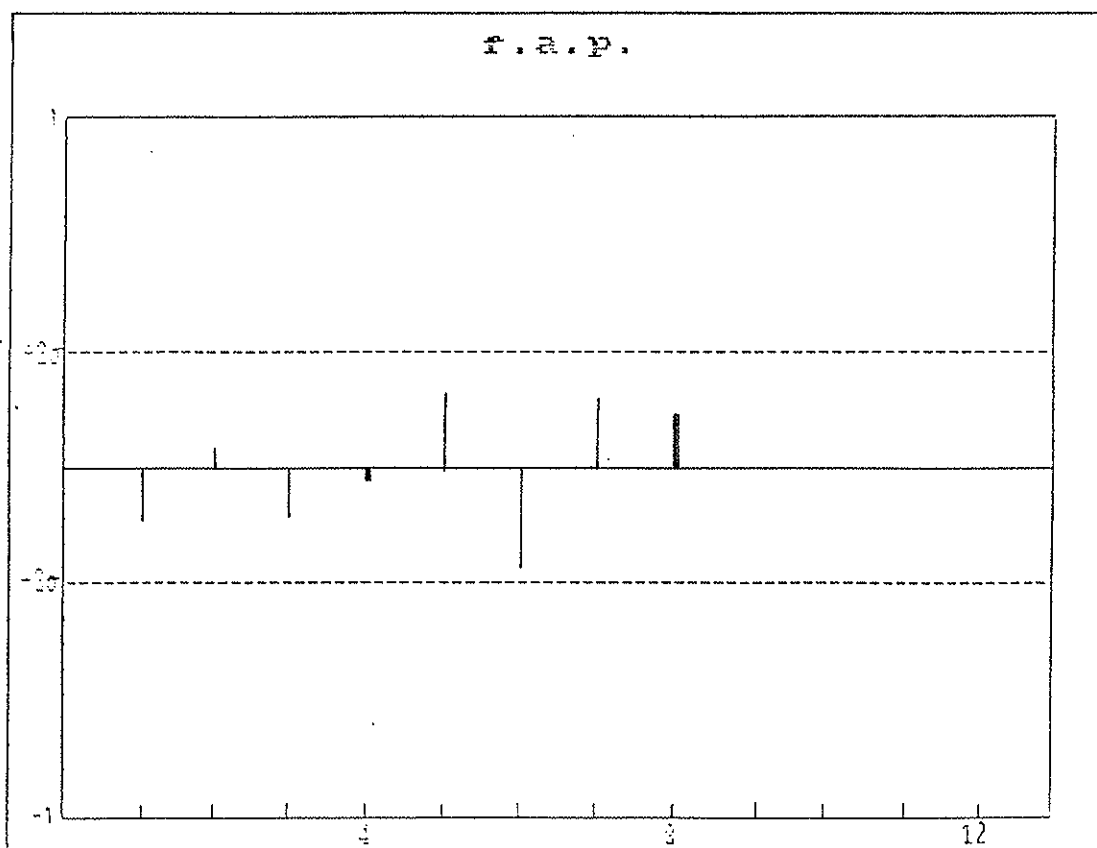
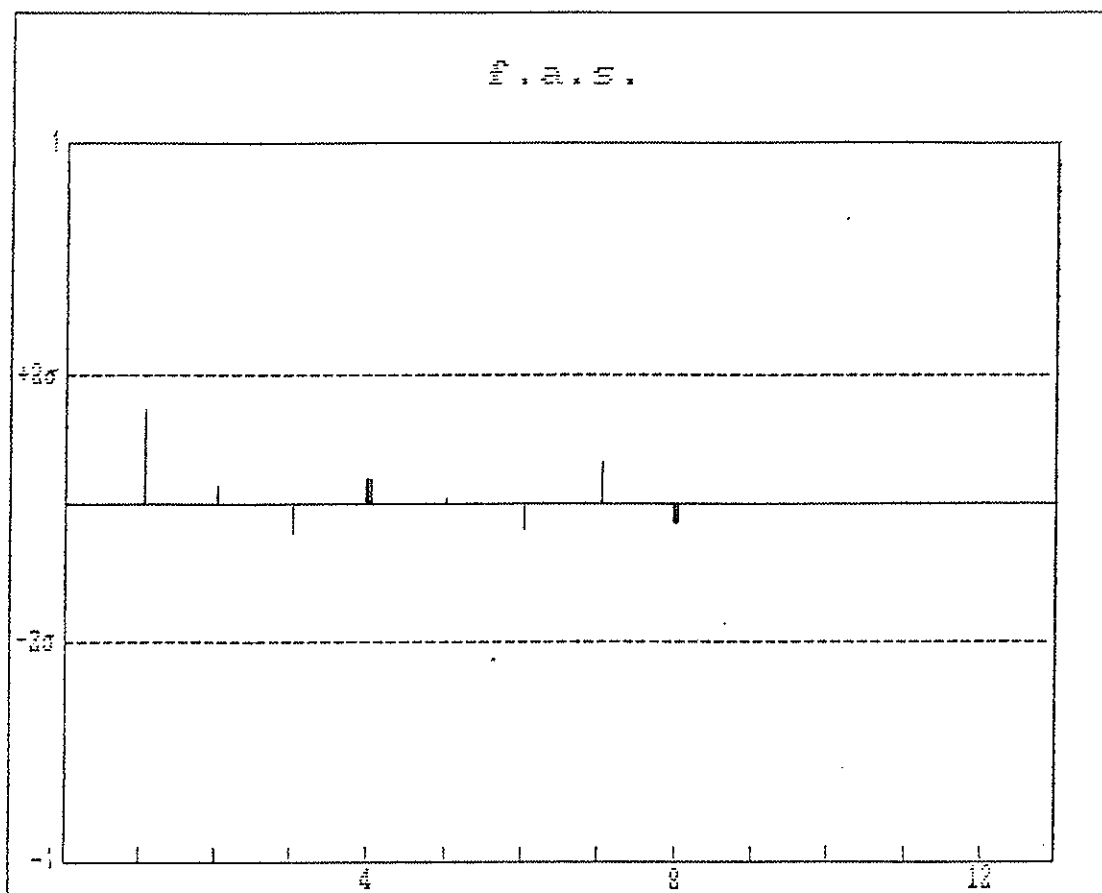


Figura 15



Funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos de las mujeres solteras ocupadas (OCUPS) (segundo modelo).

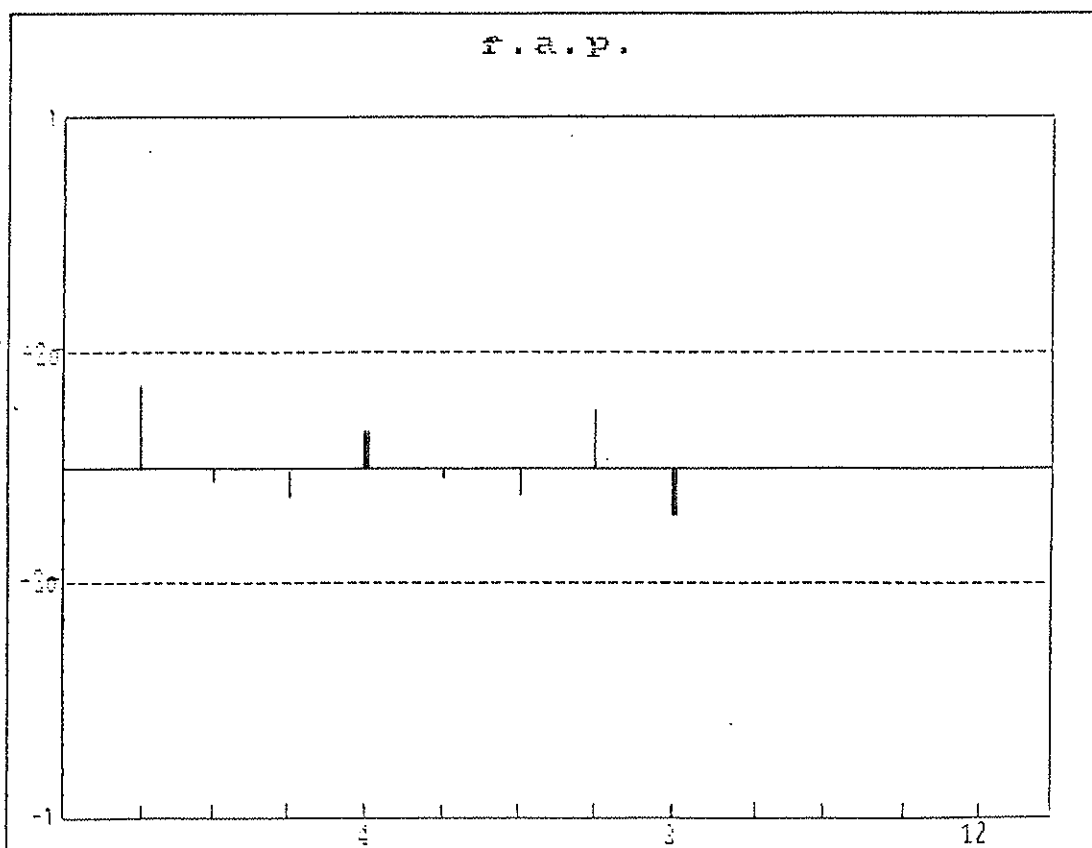
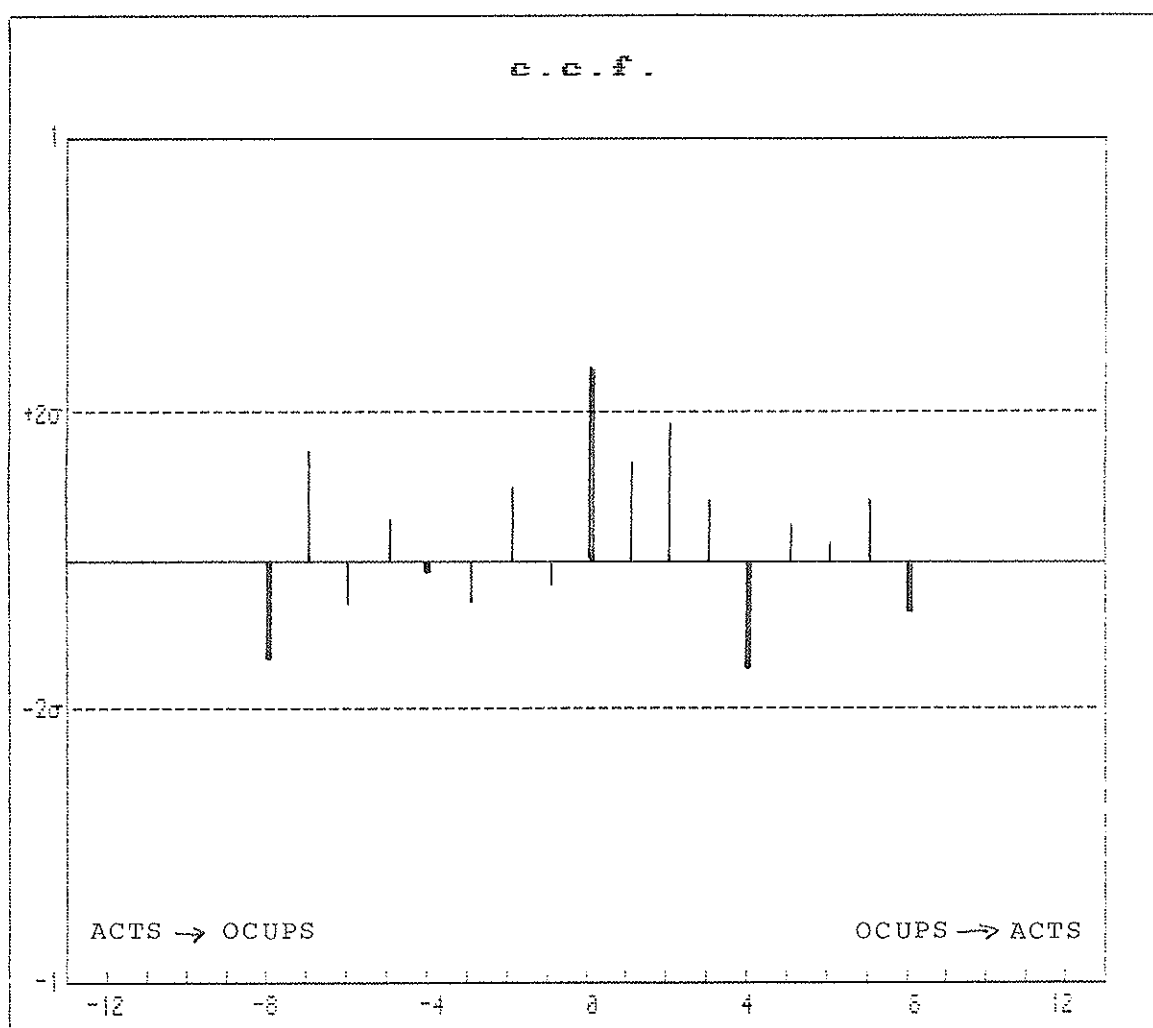


Figura 16

Figura 17



Función de correlación cruzada de los residuos del modelo bivalente (OCUPS $\leftrightarrow$ ACTS) (segundo modelo)

$$\bar{a}_A = 4523.5 \quad ; \quad \hat{\sigma}_A = 17572.1 \quad ;$$

$$(2850.6)$$

$$\bar{a}_0 = -723.8 \quad ; \quad \hat{\sigma}_0 = 14481.9 \quad ;$$

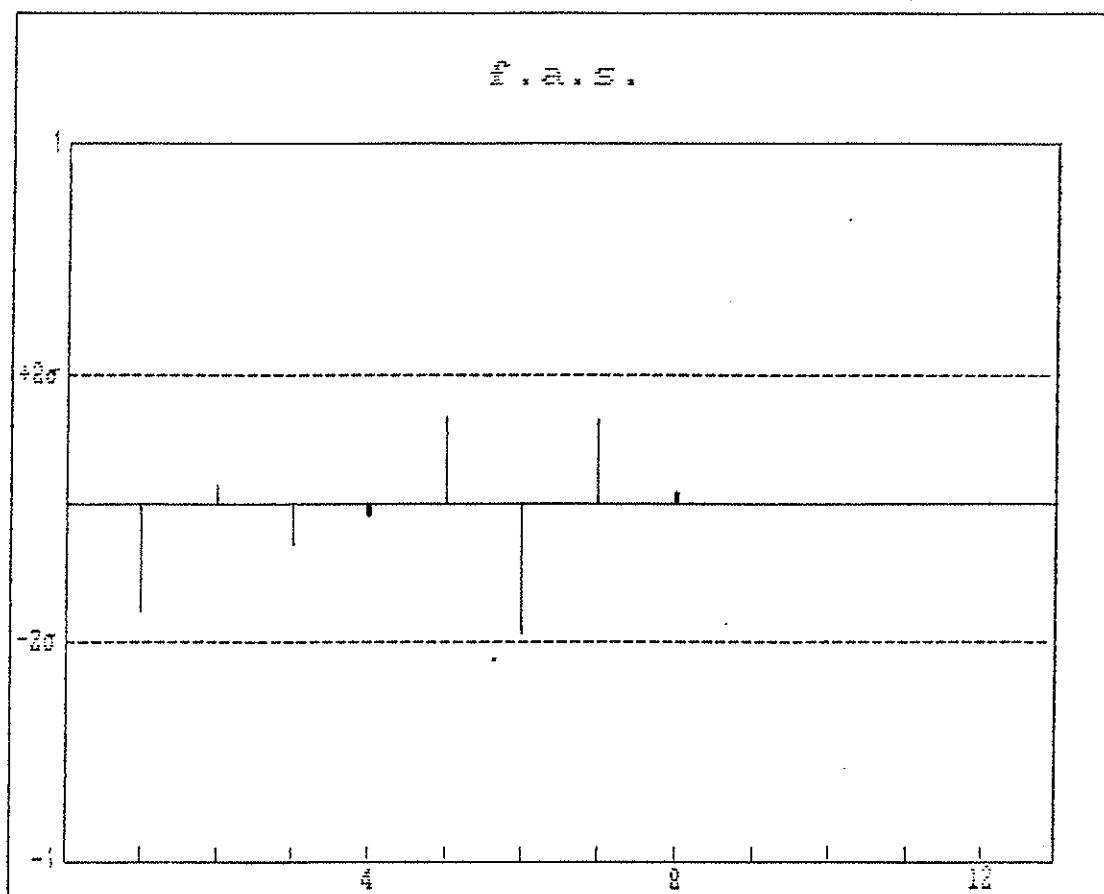
$$(2349.3)$$

$$\hat{\rho} = .38$$

La reducción en las desviaciones típicas estimadas, más apreciable, es ahora del 14% con respecto al modelo univariante para las mujeres solteras activas, y del 19.6% para las mujeres solteras ocupadas.

Los únicos valores atípicos que aún perduran son los del tercer trimestre de 1981 para las mujeres solteras activas y del segundo trimestre de 1979 para las ocupadas. Las funciones de autocorrelación de los residuos de la serie de mujeres activas tienen valores moderadamente altos en los retardos $K=1$ y $K=6$, justificables en buena parte por el valor atípico (Figura 18). Las funciones de autocorrelación de los residuos de las mujeres ocupadas no presentan ningún valor notable (Figura 19). Por último, la función de correlación cruzada de los residuos muestra tan sólo correlación contemporánea entre ambas series (Figura 20).

Para interpretar dicha correlación, se adopta el punto de vista de que el empleo de las mujeres



Funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos de las mujeres solteras activas (ACTS) (modelo final).

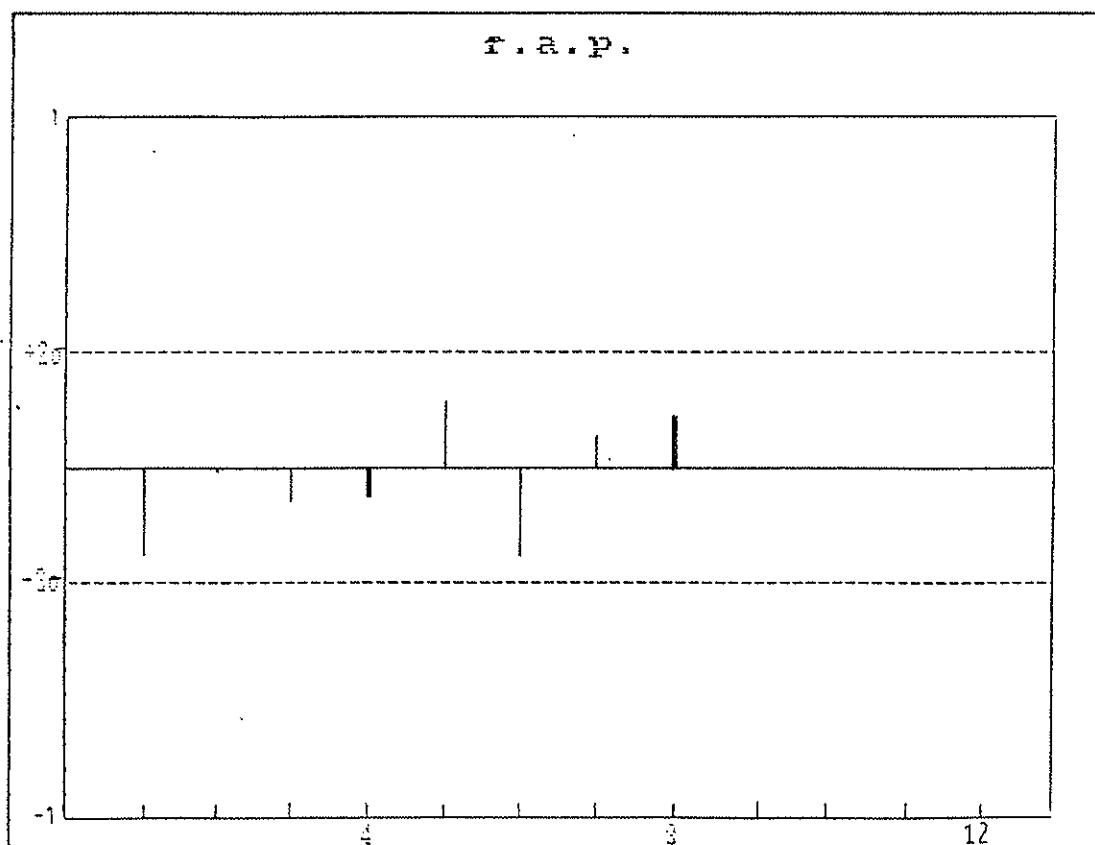
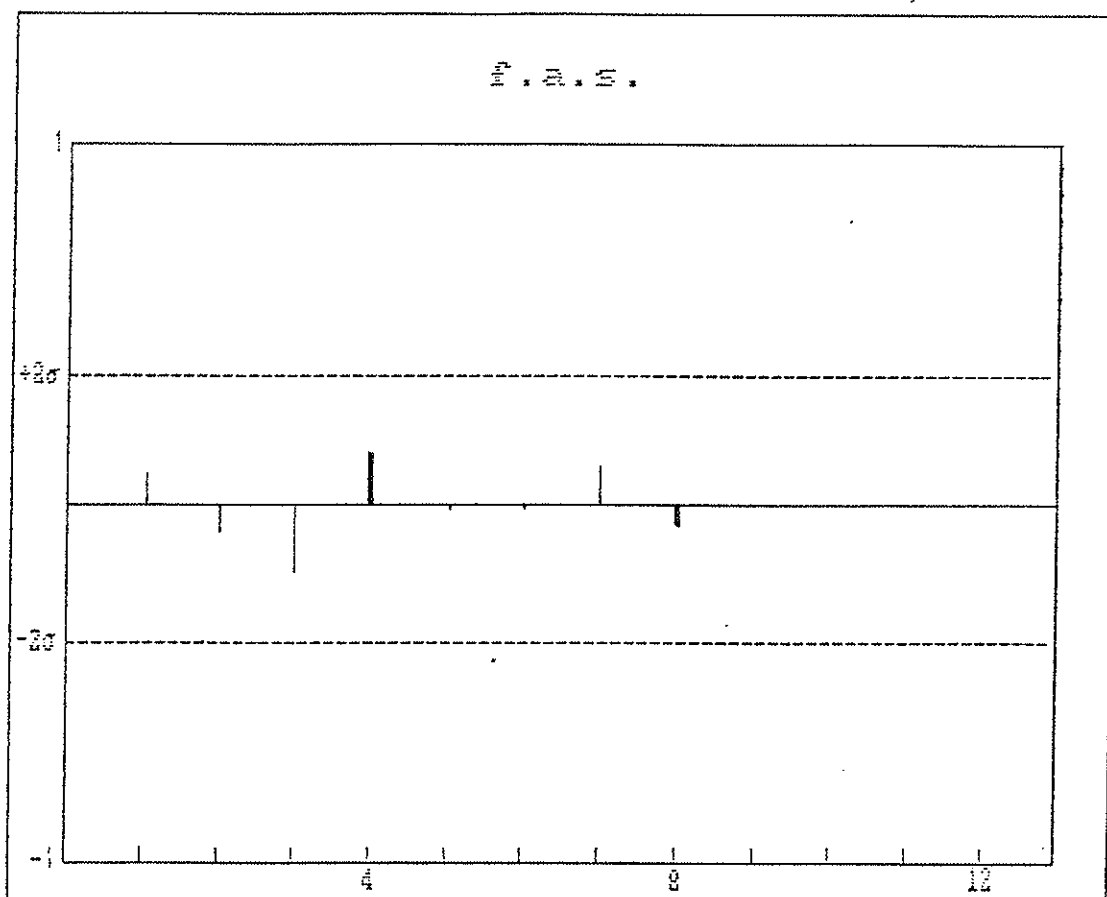


Figura 18



Funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos de las mujeres ocupadas (OCUPS) (modelo final).

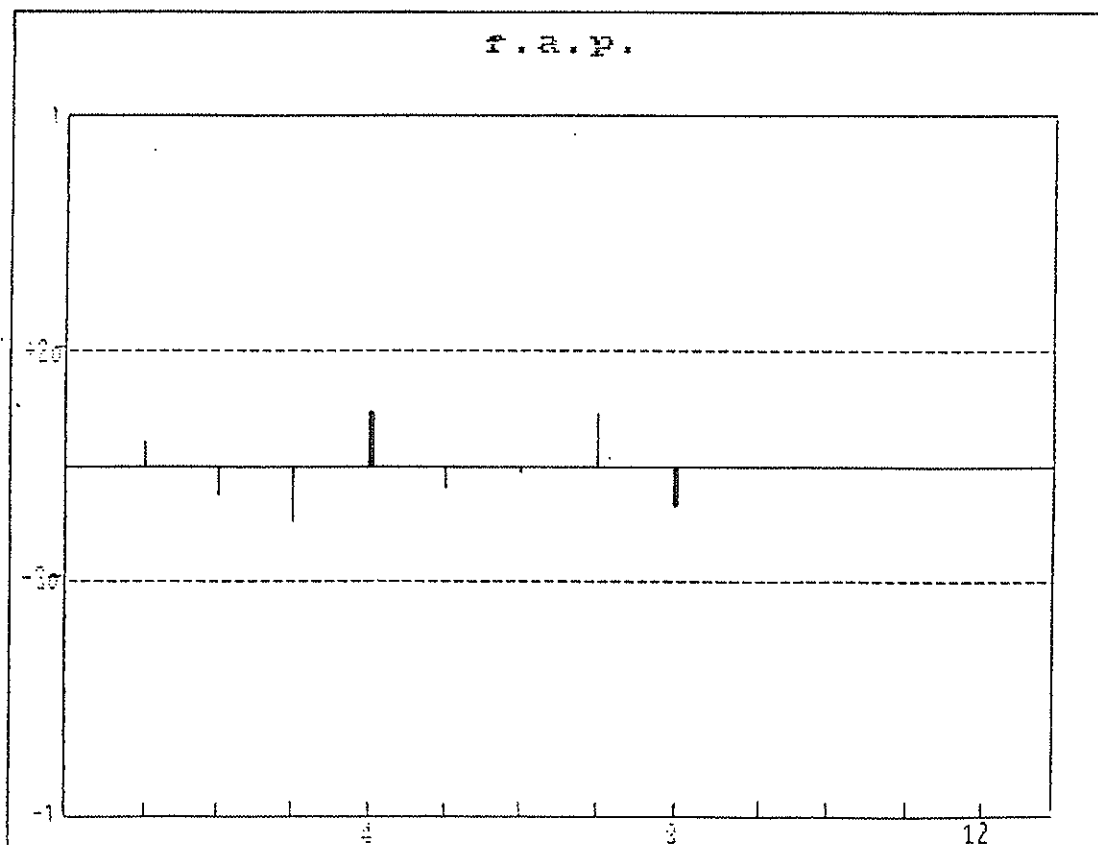
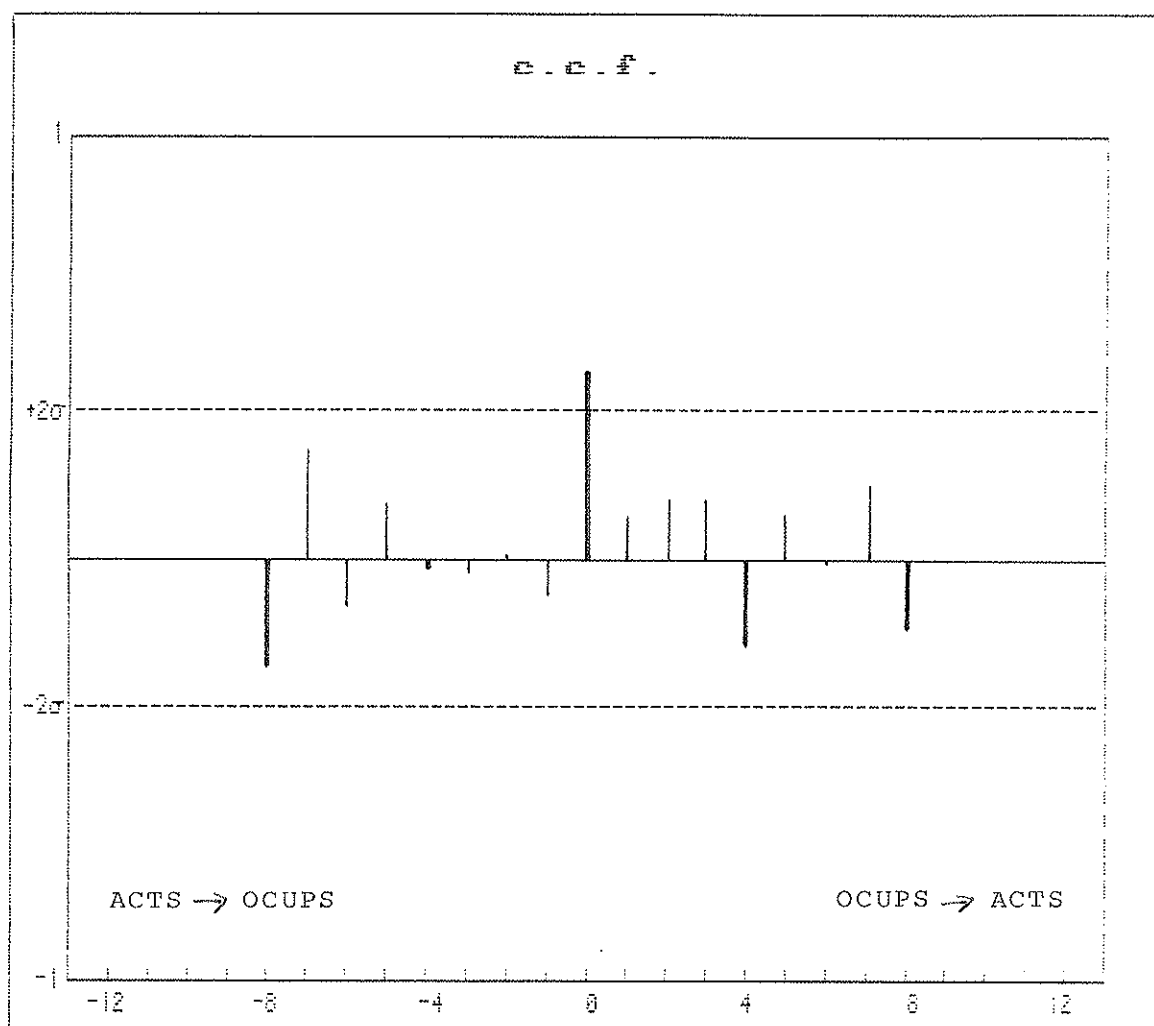


Figura 19

Figura 20



Función de correlación cruzada de los residuos del modelo bivalente (OCUPS $\rightleftarrows$ ACTS) (modelo final).

solteras es exógeno contemporáneamente con respecto a la actividad. Es decir, la correlación contemporánea se formaliza mediante el modelo:

$$a_{At} = \gamma \cdot a_{0t} + \epsilon_t$$

donde: $\hat{\gamma} = .48$, de modo que:

$$\begin{bmatrix} a_{At} \\ a_{0t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \gamma \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ a_{0t} \end{bmatrix}$$

donde $\text{Cov}(\epsilon_t, a_{0t}) = 0$. El producto de la matriz de medias móviles por esta última, es:

$$\theta(B) = \begin{bmatrix} 1 + .34B^4 & .48 + .44B + .33B^2 + .16B^4 \\ -.55B & 1 + .20B \end{bmatrix}$$

cuyo determinante es: $|\theta(B)| = 1 + .46B + .24B^2 + .18B^3 + .34B^4 + .16B^5$, y su matriz adjunta:

$$\text{Adj}[\theta(\beta)] = \begin{bmatrix} 1 + .20B & -(.48 + .44B + .33B^2 + .16B^4) \\ .55B & 1 + .34B^4 \end{bmatrix}$$

de modo que, premultiplicando el modelo bivariante por esta matriz adjunta se obtiene:

$$\begin{aligned} & \begin{bmatrix} 1 + .20B & -(.48 + .44B + .33B^2 + .16B^4) \\ .55B & 1 + .34B^4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 - .15B - .51B^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{VV}_4 \text{ACTS}_t \\ \text{VV}_4 \text{OCUPS}_t \end{bmatrix} = \\ & = |\theta(B)| \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ a_{0t} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

llegándose a la función de transferencia:

$$ACTS_t = (.48) \frac{(1+.92B+69B^2+33B^4)(1-15B-.51B^2)}{1+.20B} OCUPS_t + N_t$$

$$\nabla N_t = \frac{|\theta(B)|}{1+.20B} \cdot \epsilon_t$$

con función de respuesta al impulso:

$$\gamma(B) = .48 + .27B - .03B^2 - .22B^3$$

y ganacia aproximada de .50

Las mujeres solteras activas han pasado de ser 1.826.000 a fines de 1976, a ser 1.989.000 a finales de 1986. Las mujeres solteras ocupadas han descendido de 1.670.000 a 1.208.500.

De acuerdo con el modelo de transferencia estimado, el descenso registrado en la ocupación de mujeres solteras debió haber generado un descenso de unas 230.000 mujeres solteras activas. Por el contrario, el tamaño de este colectivo ha aumentado durante el período 1976-86. Ello confirma que el fuerte incremento en actividad femenina registrado durante dicha década se ha debido en una gran parte a transformaciones sociológicas en la composición del colectivo de mujeres solteras y que no responde únicamente a variaciones en el empleo. Fundamentalmente, el importante desplazamiento hacia los niveles de educación superiores, que son los que tienen mayor tasa de participación (Véase García Camacho y Novales (1988)).

Las variables están especificadas en niveles, sin logaritmos y, al contrario de lo que ocurría en el caso de las mujeres solteras, se tomó una diferencia de carácter estacional. Sin embargo, los parámetros estimados de los términos de media móvil son suficientemente elevados como para interpretar estos modelos como estructuras ARIMA (0,1,6).

Como puede verse, los modelos son muy similares, lo que sugiere que la evolución histórica de ambas variables pudiera asimismo ser muy similar (Figura 21). Cabe esperar, por tanto, una correlación exclusivamente contemporánea y además, mayor que la detectada para mujeres solteras. El diseño del cuestionario de la Encuesta de Población Activa hace que determinadas personas puedan pasar directamente de estar clasificadas como inactivas a ocupadas, al recibir (y aceptar) una oferta de trabajo. Posiblemente las mujeres casadas constituyen uno de los colectivos de población para el que este fenómeno se cumple con una mayor frecuencia. En efecto, al manifestar que se llevan a cabo tareas domésticas, el encuestador tiene tendencia a clasificar a la persona entrevistada como fuera del mercado de trabajo. Esta hipótesis sería consistente con la existencia de un estrecho paralelismo entre las series temporales de mujeres no solteras activas y ocupadas.

Para especificar un modelo de relación entre ambos grupos de mujeres no solteras se comenzó (siguiendo la metodología propuesta por Jenkins y Alavi) acoplando ambos modelos univariantes. La función de correlación cruzada de los residuos (Figura 22) no presentaba ninguna evidencia de relación entre ambas variables, aunque la correlación contemporánea entre las dos serie de residuos

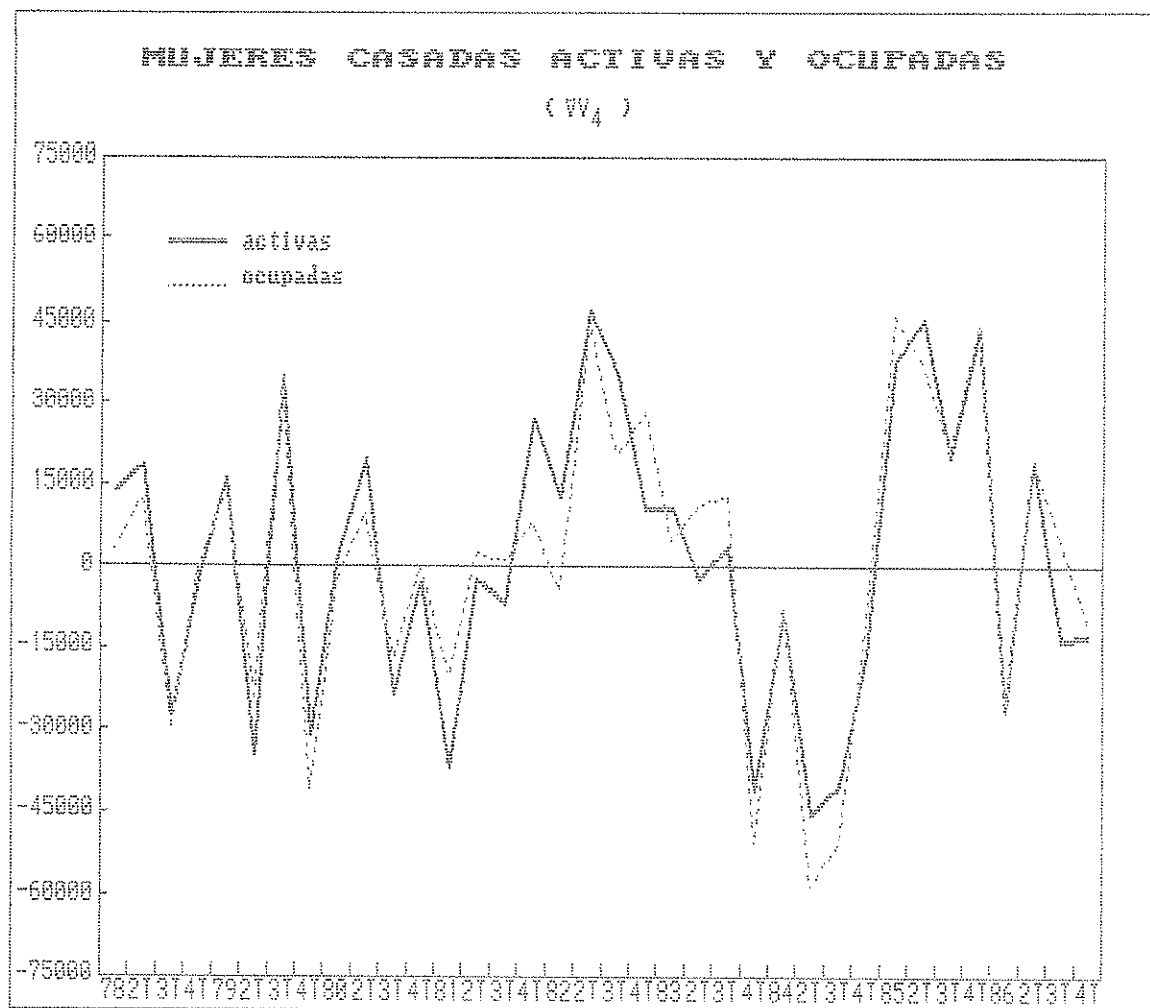
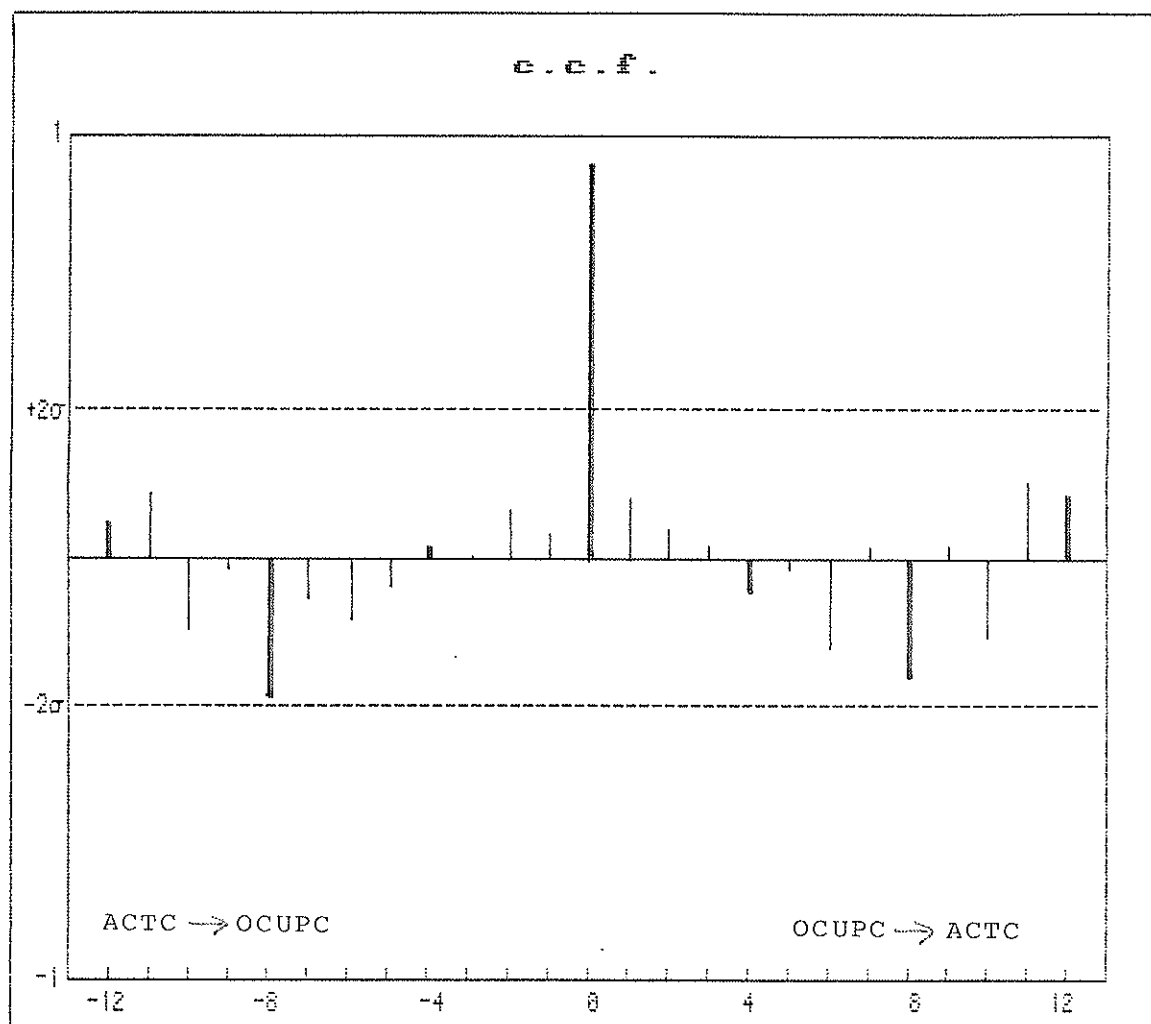


Figura 21

Figura 22



Función de correlación cruzada de los residuos del modelo bivalente (OCUPC $\leftrightarrow$ ACTC).

fue de .94.

Siguiendo el argumento ya descrito en el caso de las mujeres solteras, tomamos el comportamiento de la ocupación como exógeno al explicar la evolución de la actividad. Al tomar la decisión de participar, una persona toma la actividad económica como dada, sin que su decisión vaya a influir sobre el mercado de trabajo. De este modo, si denotamos por (a_{ACTC}, a_{OCUPC}) el vector de los términos de error de ambas ecuaciones, escribimos:

$$a_{ACTC_t} = \gamma \cdot a_{OCUPC_t} + \epsilon_t$$

donde
$$\hat{\gamma} = \rho \frac{\sigma_{ACTC}}{\sigma_{OCUPC}} = .89 \quad \text{siendo } \rho \text{ el}$$

coeficiente de correlación entre los residuos de ambas series, y se obtiene el modelo:

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \nabla \nabla_4 ACTC_t \\ \nabla \nabla_4 OCUPC_t \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \theta_1(B) & 0 \\ 0 & \theta_2(B) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & \hat{\gamma} \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ a_{OCUPC_t} \end{pmatrix} = \\ &= \begin{pmatrix} \theta_1(B) & \hat{\gamma}\theta_1(B) \\ 0 & \theta_2(B) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ a_{OCUPC_t} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

El determinante de la matriz de coeficientes es igual al producto $\theta_1(B) \theta_2(B)$, y multiplicando la ecuación anterior por la matriz adjunta, se obtiene:

$$\begin{bmatrix} \theta_2(B) & -\hat{\gamma} \theta_1(B) \\ 0 & \theta_1(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla \nabla_4 ACTC_t \\ \nabla \nabla_4 OCUPC_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_1(B) & \theta_2(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ a_{OCUPC_t} \end{bmatrix}$$

que genera las funciones de transferencia:

$$\nabla \nabla_4 ACTC_t = (.89) \frac{(1-.72B^4)(1-.43B^6)}{(1-.68B^4)(1-.30B^6)} \nabla \nabla_4 OCUPC_t + (1-.72B^4)(1-.43B^6) \epsilon_t$$

$$\nabla \nabla_4 OCUPC_t = (1-.68B^4)(1-.30B^6) a_{OCUPC_t}$$

Este modelo finalmente obtenido es consistente con la existencia de respuesta en la actividad de las mujeres casadas a variaciones en el número de mujeres casadas ocupadas, sin que haya realimentación. Sin embargo, al igual que en los casos anteriores, este resultado depende crucialmente de la interpretación que antes hicimos de la correlación contemporánea.

La ganancia de la función de transferencia de la actividad es, estrictamente hablando, de .63, aunque no puede rechazarse la hipótesis de relación exclusivamente contemporánea¹, que supondría una ganancia superior, de .89. Precisamente debido a esta posible interpretación, se especificó un modelo de función de transferencia, detectando únicamente correlación contemporánea, con coeficiente .91(.06).

Dado que el número de mujeres no solteras ocupadas aumentó, en términos netos, en el período (1976,4)-(1986,4) de 1.857.000 a 2.000.000, y de acuerdo con una ganancia aproximada de .90, este crecimiento debía haber hecho aumentar el número

¹Ya que los términos en el numerador y denominador son muy similares entre sí.

de mujeres no solteras activas en unas 129.000. Dicho número creció, aunque el incremento registrado fue de 456.000 mujeres activas.

Al igual que ocurría con las mujeres solteras, este efecto es suficientemente reducido como para poder explicar los incrementos registrados en la actividad, que deben achacarse a razón de otra índole.

En el caso de la población de 16 a 19 años, los modelos univariantes estimados para la población activa y el empleo, fueron:

$$\nabla \nabla_4 \text{ ACT}_t = (1 - .83B^4)(1 - .22B)a_t \quad \hat{a} = -1856.6; \quad \hat{\sigma}_a = 17462.3$$

(.11)
(.16)
(2737.0)

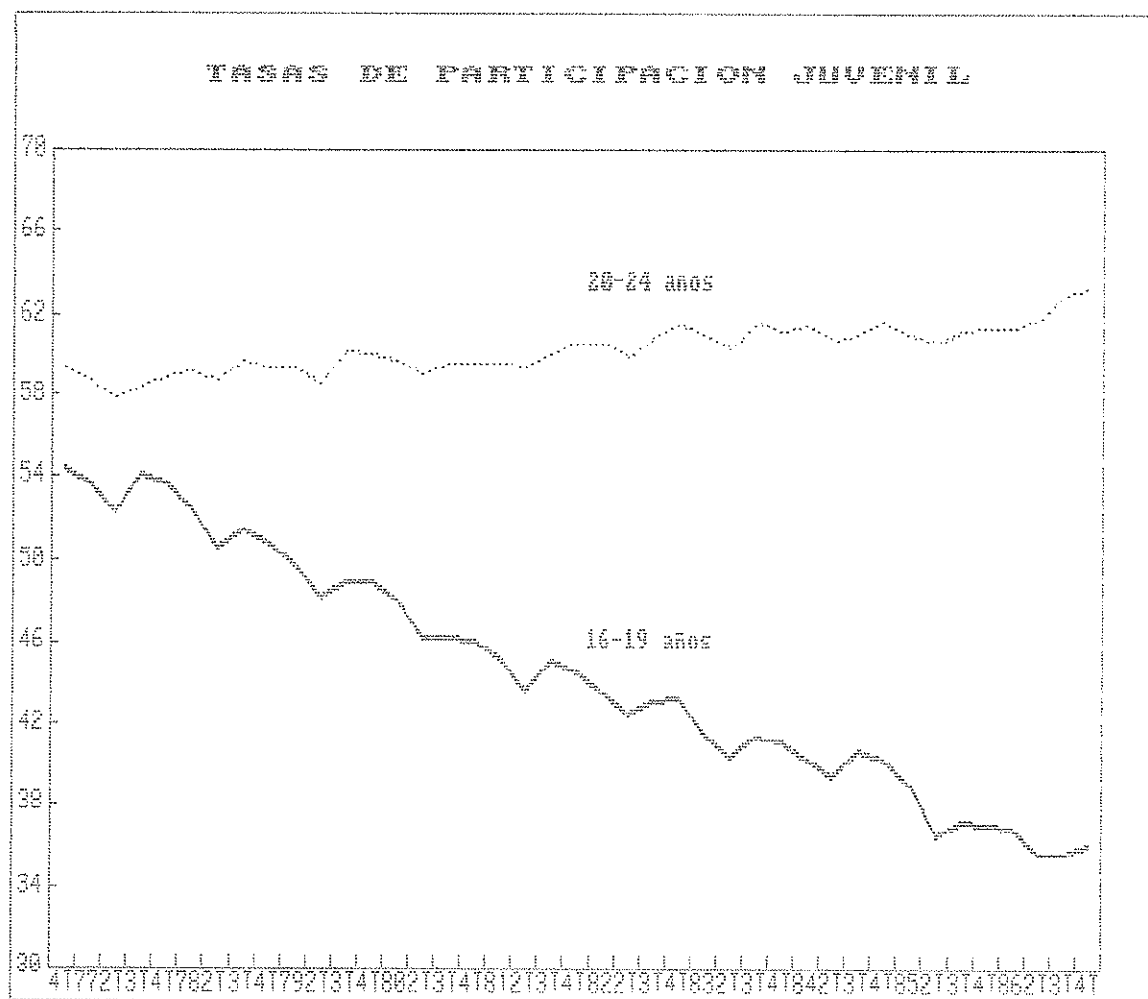


Figura 23

Valor extremo: (1985,II): $-2.5\sigma_a$

$$\nabla \nabla_4 \text{ EMP}_t = (1 - .59B^4) a_t \quad \bar{a} = 3446.8 ; \hat{\sigma}_a = 19174.0$$

(.15) (3059.0)

Valor extremo: (1986,I): $2.4\sigma_a$

Las variables aparecen sin transformar, por lo que la media muestral de los residuos y su desviación típica pueden interpretarse directamente en términos de números de personas. La Figura 24 muestra cómo la evolución de los jóvenes activos y ocupados es muy parecida a lo largo del período muestral, por lo que cabe esperar una correlación contemporánea alta entre ambas series.

Al estimar el modelo bivariante formado por estos dos modelos se omitió el término MA(1) en el modelo de activos, no significativo, no detectándose estructura de relación entre ambas variables, aparte de la correlación contemporánea entre los residuos de ambos modelos: $\hat{\rho} = .64$ (Figura 25). Las desviaciones típicas estimadas pasaron a ser: 19462.5 y 19937.1 para los activos y ocupados, respectivamente, mientras que los coeficientes de los términos MA₄(1) fueron: .66(.11) y .48(.14), respectivamente.

Bajo el supuesto de que la correlación contemporánea entre ambas variables refleja el efecto que el empleo tenga sobre el nivel de actividad dentro del mismo trimestre, se especificó el modelo:

$$a_{ACT_t} = \gamma a_{EMP_t} + \epsilon_t$$

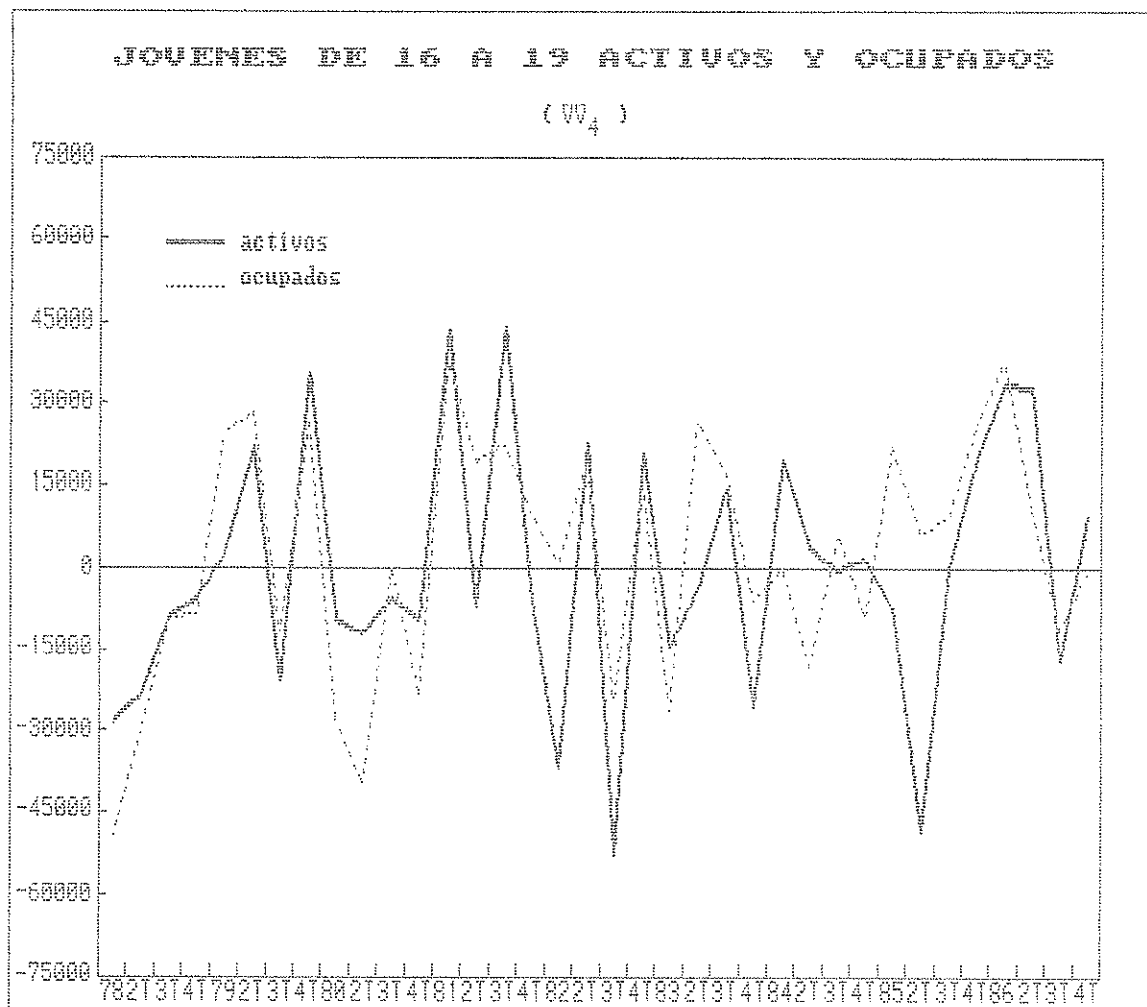
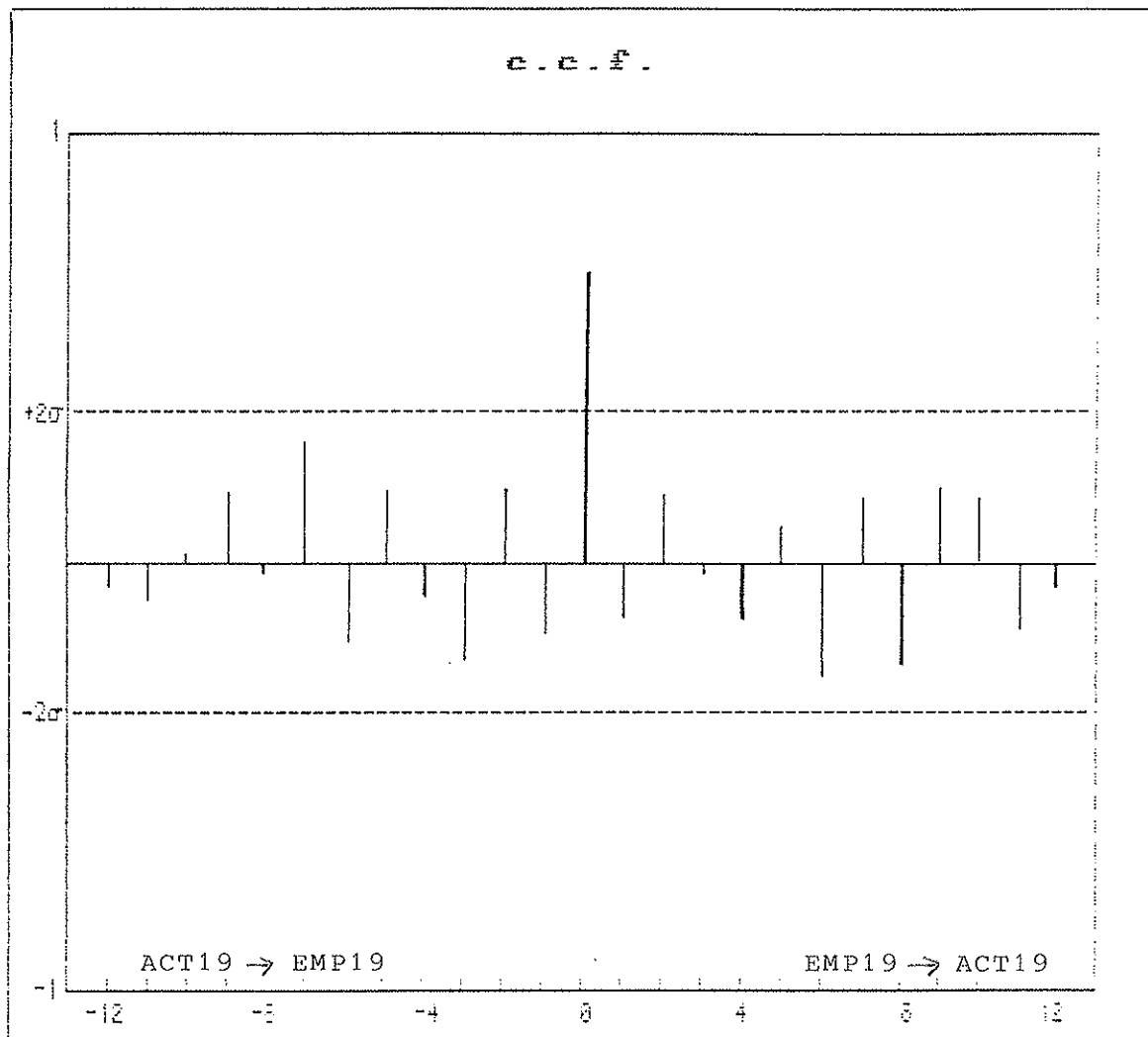


Figura 24

Figura 25



Función de correlación cruzada de los residuos del modelo bivalente ($EMP19 \rightleftharpoons ACT19$).

que depura al término de error del modelo para los activos de 16 a 19 años, de la componente que viene explicada por el empleo dentro de este grupo de edad. El coeficiente γ estimado fue: $\hat{\gamma} = .62$, lo que llevado al modelo bivariante, de forma similar a la descrita en secciones anteriores, genera los modelos de función de transferencia:

$$1.- \quad \text{ACT}_t = .62 \frac{\begin{matrix} (.11) \\ (1 - .66B^4) \end{matrix}}{\begin{matrix} 1 - .48B^4 \\ (.14) \end{matrix}} \text{EMP}_t + \text{N}_{\text{ACT}_t}$$

$$\nabla \nabla_4 \text{N}_{\text{ACT}_t} = (1 - .66B^4) \epsilon_t$$

$$2.- \quad \nabla \nabla_4 \text{EMP}_t = (1 - .48B^4) \text{N}_{\text{EMP}_t} \quad (.14)$$

con una ganancia igual a .40. Tampoco se rechazaría la hipótesis de igualdad de los coeficientes en los dos términos de media móvil estacional, con lo que el efecto de variaciones en el empleo sobre la actividad sería únicamente contemporánea y algo más elevada.

En efecto, si se estima el modelo bivariante con esta restricción, el parámetro estimado es de .57 (.11) y se tienen los siguientes estadísticos:

$$\begin{aligned} \bar{a}_{\text{ACT}} &= -1380,2 \quad (3136.8) & \hat{\sigma}_a &= 19105.8 \\ \bar{a}_{\text{EMP}} &= 3367.1 \quad (3061.0) & \hat{\sigma}_a &= 19216.1 \\ \hat{\rho}_{\text{ACT, EMP}} &= .63 \end{aligned}$$

lo que genera la función de transferencia:

$$\text{ACT}_t = .63 \text{EMP}_t + \text{N}_t$$

$$\nabla \nabla_4 N_t = (1 - .57B^4) \cdot \epsilon_t \quad (.11)$$

donde ϵ_t es un ruido blanco ortogonal a a_{EMPt} , el término de error de la ecuación de empleo (que también es ruido blanco).

Durante el período muestral (1976,4)-(1986,4), el número de ocupados de 16 a 19 años descendió de 1.168.000 a 470.800, lo que, de acuerdo con el modelo que hemos estimado, debía haber producido un descenso de 439.236 activos en dicho rango de edades; el descenso producido fue, sin embargo, de 364.236 por lo que el modelo es consistente con la evolución seguida por esta variable.

Tratándose del colectivo más joven dentro de los registrados en la EPA, cabe considerar también la hipótesis de que tanto su nivel de empleo como de actividad reaccionen de forma simultánea a otras variables como puedan ser las medidas legislativas de fomento de empleo, el incremento de escolarización juvenil, etc, lo que podría explicar la existencia de correlación puramente contemporánea.

Por otra parte, de acuerdo con nuestra estimación, de cada dos jóvenes ocupados nuevos, uno procede de la población activa, mientras que la otra persona procedería de la población catalogada como de inactiva.

Las series de activos y ocupados de 20 a 24 años no presentan evidencia clara de tener una estructura estocástica definida, de modo que la transformación de una doble diferencia ($\nabla\nabla_4$) convierte, aproximadamente, ambas series en ruido blanco (Figura 26). Sin embargo, la serie diferenciada de ocupados presenta un valor atípico negativo en el primer trimestre de 1984, reflejando una caída permanente en la media de la serie a partir de dicho trimestre. Dada su magnitud, se consideró preciso llevar a cabo la consiguiente intervención, estimándose un efecto escalón de una magnitud de -28.657 personas². Tras esta corrección, las desviaciones típicas de las series transformadas (mediante $\nabla\nabla_4$) de activos y ocupados de 20 a 24 años eran de 22619.1 y 21057.3, respectivamente

La serie de activos tiene un valor atípico de $-2\sigma_a$ en el último trimestre de 1978, y dos valores atípicos consecutivos en los dos primeros trimestres de 1982, de $-2\sigma_a$ y $-2.1\sigma_a$, respectivamente. La serie de ocupados de este tramo de edad tiene un valor atípico de $-2.5\sigma_a$ en el último trimestre de 1978, coincidiendo con el antes citado en la serie de activos, y otro de $2.3\sigma_a$ en el tercer trimestre de 1986.

²La interpretación de esta caída está en el cambio que realizó el INE en la clasificación de las personas acogidas al programa de Empleo Comunitario. Hasta 1984 se contabilizaban en Ocupados, mientras que a partir de este año se consideran como parados (Véase Informe Anual del Banco de España 1984). En la serie de ocupados de 16 a 19 años no se detectó ningún valor extremo en el primer trimestre de 1984, por tanto, no fue necesario el análisis de intervención.

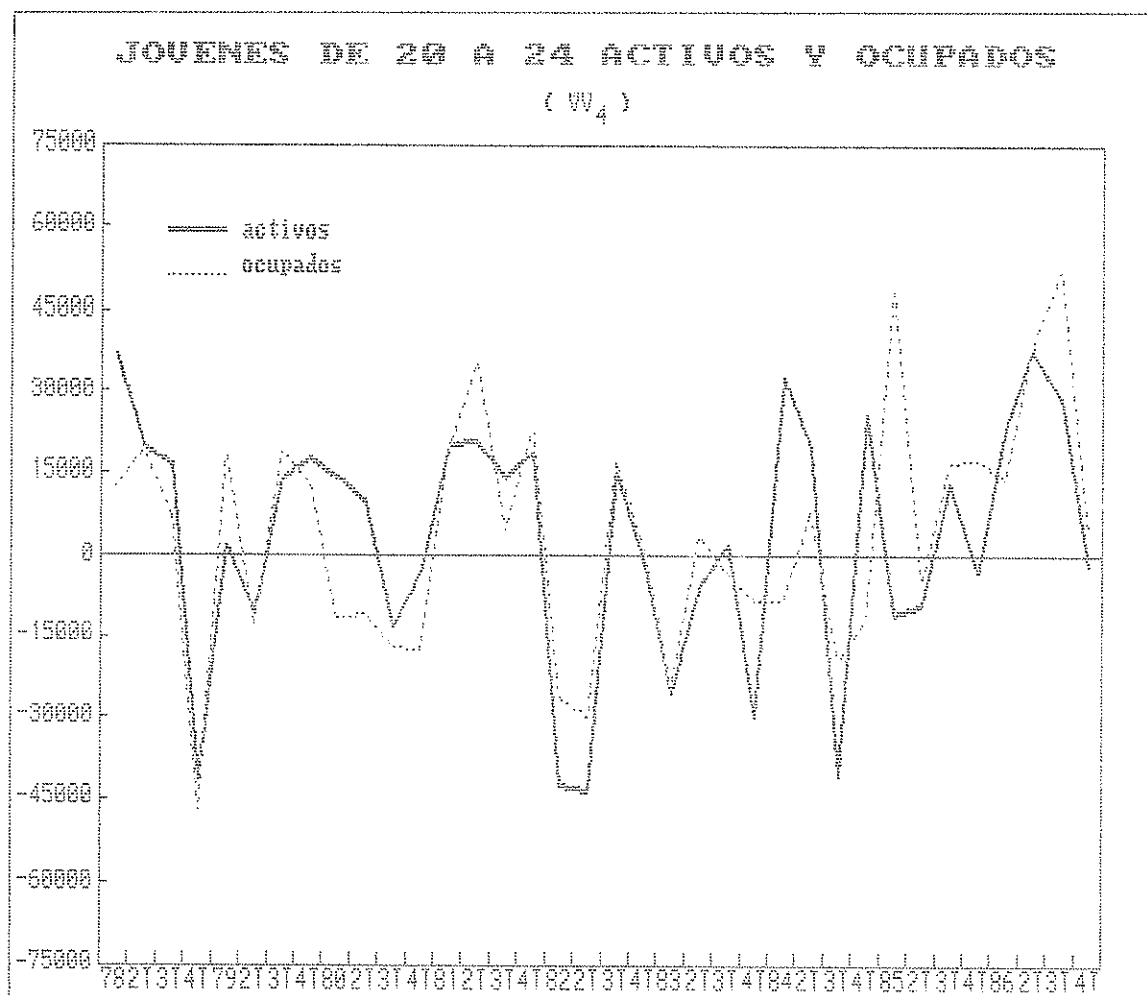


Figura 26

Al estudiar la relación entre el empleo y la actividad de los jóvenes entre 20 y 24 años tampoco se detectó relación en el modelo bivalente, (aparte de la correlación contemporánea de los residuos) (Figura 27) por lo que se decidió estimar una función de transferencia, precisamente el modelo que surgiría al repetir el razonamiento utilizado con los jóvenes de 16 a 19 años. El resultado fue:

$$\text{ACT}_t = .84 \text{ EMP}_t + N_t$$

$$(.11)$$

$$\nabla \nabla_4 N_t = a_t, \quad \bar{a} = 188.1 (2415.5)$$

$$\hat{\sigma}_a = 14494.2$$

Valor extremo: (1984,4): $2.5\sigma_a$

La desviación típica estimada supone una reducción del 36% con respecto a la que se obtuvo en el modelo univariante, por lo que la capacidad explicativa del empleo con respecto a la actividad de este grupo es realmente apreciable³.

Este modelo no es capaz de explicar la evo-

³Se estimó un modelo alternativo teniendo en cuenta que la serie de ocupados mostraba indicios de una posible estructura MA(6), aunque sin una reducción importante de la desviación típica residual. Introduciendo este término en el modelo bivalente, la función de transferencia que resulta es:

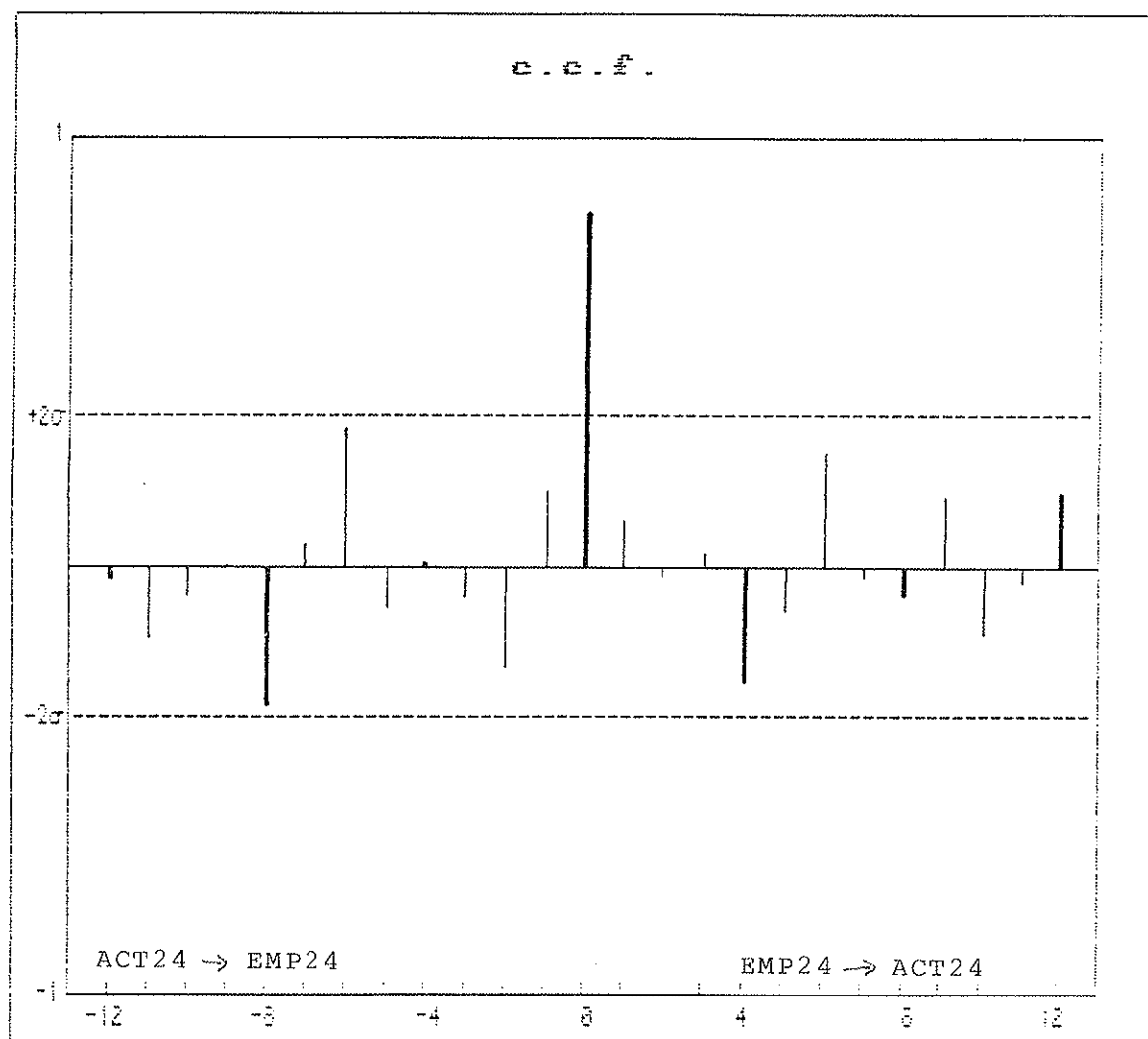
$$\text{ACT}_t = \frac{.89}{1 + .24B^6} \text{ EMP}_t + N_{\text{ACT}t}$$

$$(.11)$$

$$\nabla \nabla_4 N_{\text{ACT}t} = a_t$$

donde a_t es ruido blanco. Como puede verse, la única modificación con respecto al modelo anterior consiste en que aparece una respuesta de la actividad a un impulso en el empleo al cabo de 6 trimestres, 12 trimestres, etc..., aunque todos ellos son muy reducidos, por lo que se optó por mantener el modelo antes descrito.

Figura 27



Función de correlación cruzada de los residuos del modelo bivalente (EMP24 $\leftrightarrow$ ACT24)

Este modelo no es capaz de explicar la evolución muestral seguida por el número de jóvenes de 20 a 24 años ocupados y activos. Durante dicho período, el número de ocupados descendió en 180.000 mientras que el número de activos aumentó de forma apreciable, en unos 590.000 jóvenes (un incremento del 40%). De nuevo en este caso, la participación ha obedecido a otros condicionantes diferentes del propio empleo dentro de este colectivo.

Como se muestra en García Camacho y Novales (1988), uno de los determinantes fundamentales del importante incremento en participación registrado en algunos colectivos de población española, ha sido el notable incremento en su nivel de estudios, puesto que ha existido tradicionalmente, una alta correlación positiva entre esta variable y la tasa de participación⁴. Indudablemente, el colectivo de jóvenes aquí estudiado es el que se vería más afectado por estos cambios, que podrían explicar buena parte del incremento en participación antes citado.

⁴La justificación reside en que ante incrementos del capital humano, el individuo busca mayor rentabilidad a dicho capital, que puede lograr si toma parte activa en el mercado de trabajo. Por tanto, la probabilidad de que una persona participe en dicho mercado es una función creciente de su nivel de estudios.

Dado que la serie de activos de 16 a 19 años tiene estructura de media móvil estacional, al establecer la especificación inicial del modelo bivariante con la serie de empleo de adultos de 30 a 50 años, se sustituyó dicho término por un término $AR_4(2)$. Este es, en cierto modo, un sustituto del primero, y además así se homogeneiza la estructura estocástica de ambas series. Algo similar se hizo, como veremos posteriormente, con los activos de 20 a 24 años.

En el caso de los activos de 16 a 19 años, se estimó el modelo

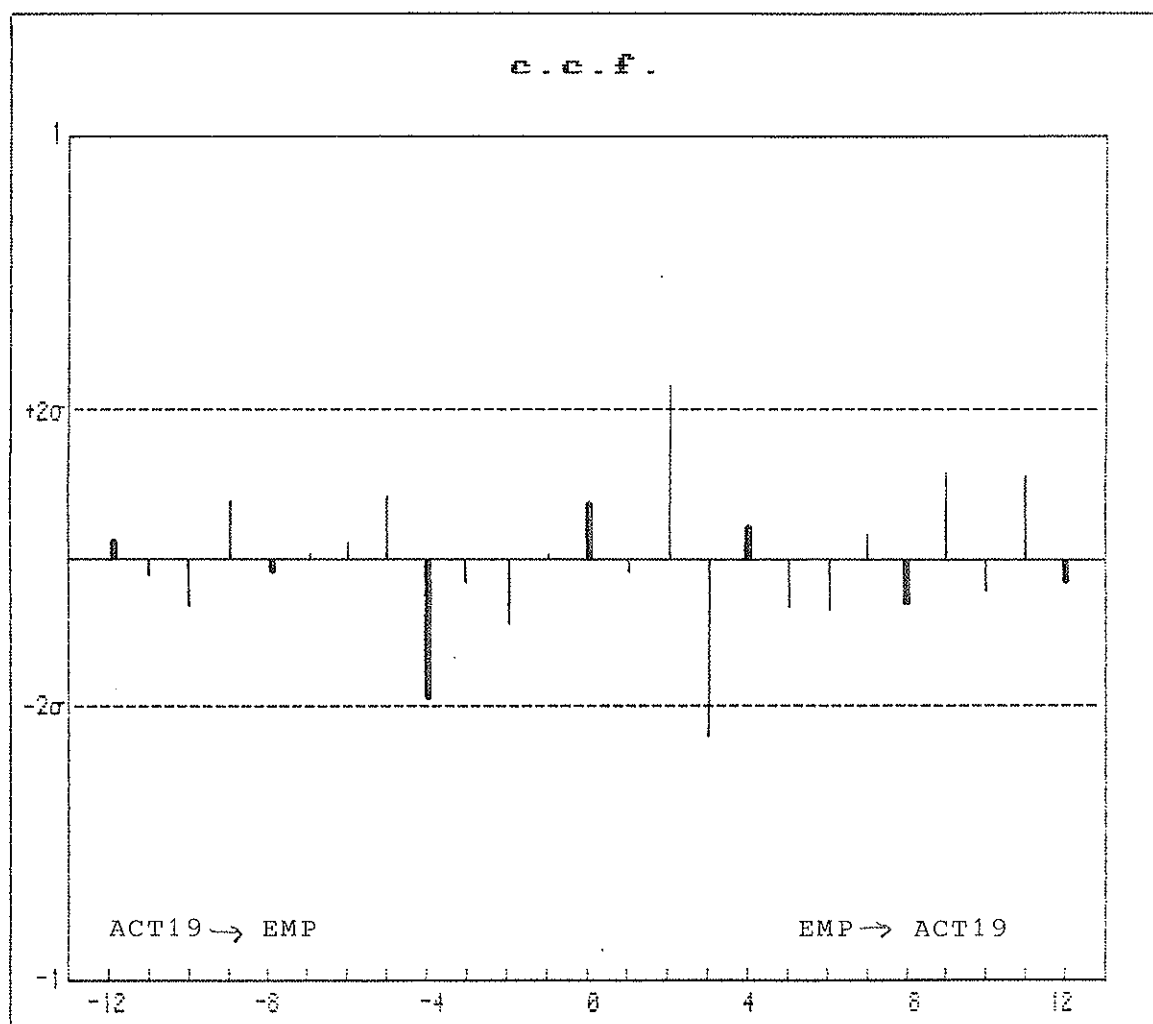
$$\begin{pmatrix} 1 + .65B^4 + .35B^8 & 0 \\ (.17) & (.18) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \nabla \nabla_4 ACT_t \\ \nabla \nabla_4 EMP_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{ACT_t} \\ a_{EMP_t} \end{pmatrix}$$

$$\begin{aligned} \bar{a}_{ACT} &= -177.9(3647.2) & \hat{\sigma}_a &= 19.299,1 \\ \bar{a}_{EMP} &= 7299.8(5887.5) & \hat{\sigma}_a &= 31.154,0 \end{aligned}$$

con una correlación baja, $\hat{\rho} = .15$. La función de correlación cruzada de los residuos (Figura 28), sugiere una relación desfasada 2 y 3 trimestres en la dirección de ocupados de 30 a 50 años, hacia activos de 16 a 19 años lo cual es consistente con el marco conceptual que hemos descrito más arriba. Una ligera indicación de un término $MA(1)$ condujo finalmente al modelo:

$$\begin{pmatrix} 1 + .71B^4 + .26B^8 & 0 \\ (.13) & (.12) \\ 0 & 1 + .20B^4 + .68B^8 \\ & (.12) & (.13) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \nabla \nabla_4 ACT_t \\ \nabla \nabla_4 EMP_t \end{pmatrix} =$$

Figura 28



Función de correlación cruzada de los residuos del modelo bivalente (EMP $\leftrightarrow$ ACT19) (primer modelo).

$$= \begin{bmatrix} 1 + .30B & .35B^2 - .40B^3 \\ (.20) & (.09) & (.09) \\ 0 & & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{ACTt} \\ a_{EMPt} \end{bmatrix}$$

$$\bar{a}_{ACT} = -187.0 \text{ (2336.8)} \quad ; \quad \hat{\sigma}_a = 12787.5$$

$$\bar{a}_{EMP} = 6483.1 \text{ (5893.7)} \quad ; \quad \hat{\sigma}_a = 31478.6$$

$$\hat{\rho} = -.08$$

que supone una disminución del 27% en la desviación típica de la serie de activos de 16 a 19 años con respecto a su modelo univariante. La desviación típica de los ocupados varones de 30 a 50 años apenas cambia (aumenta ligeramente), por lo que el beneficio del análisis conjunto de ambas series recae sobre los activos jóvenes; esto es asimismo consistente con el supuesto de que el empleo adulto influye sobre la participación de los jóvenes, y no al revés.

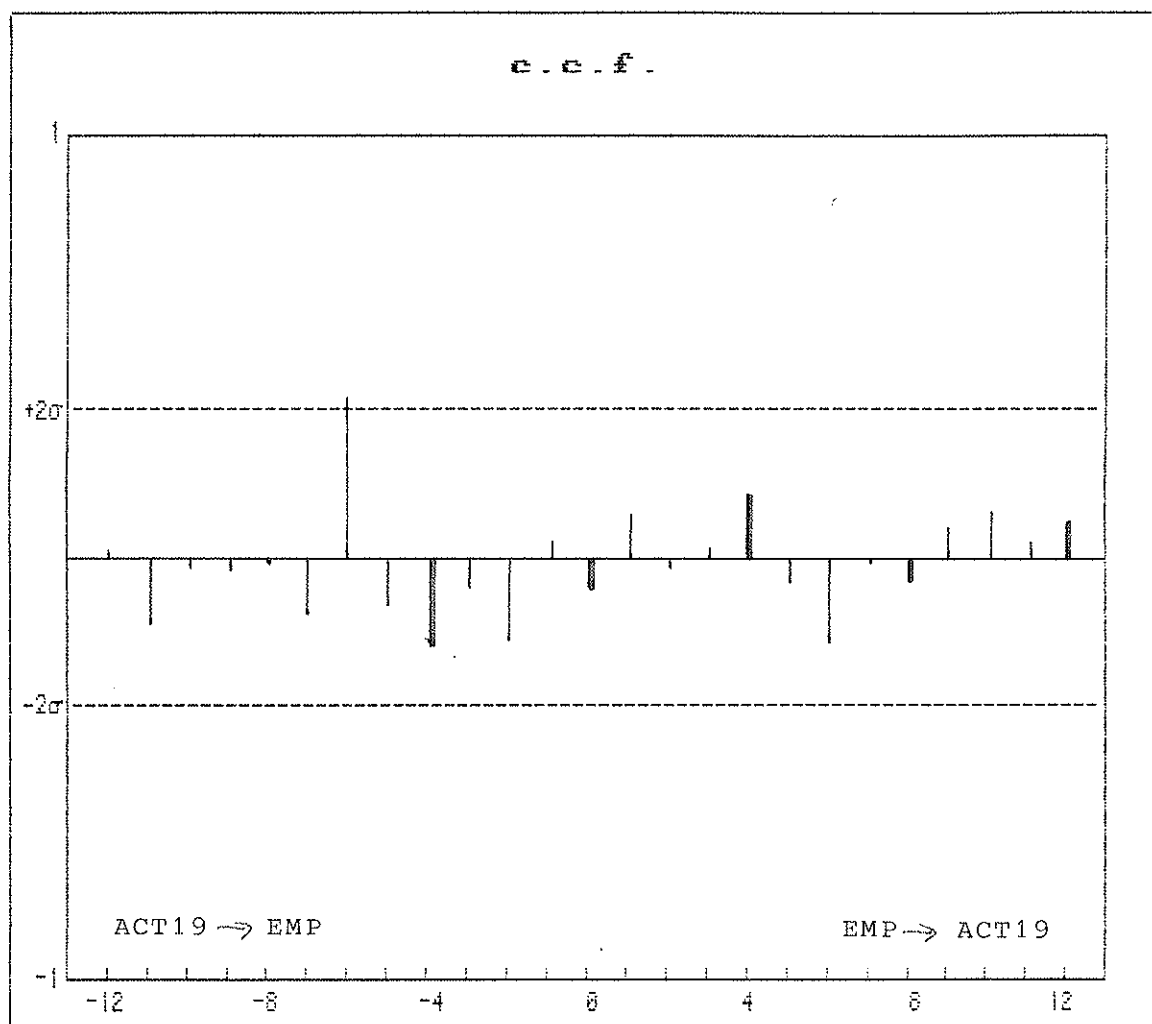
La función de correlación cruzada no presenta evidencia de una posible reespecificación del modelo (Figura 29).

La correlación contemporánea es tan baja que puede ignorarse a efectos de interpretación del modelo; el coeficiente γ en la proyección de a_{ACTt} sobre a_{EMPt} es, en este caso, $-.03$. En consecuencia, el modelo bivariante anterior puede interpretarse directamente, generando la función de transferencia:

$$ACT_t = \frac{(.09) \quad (.09) \quad .35B^2 - .40B^3}{(1 + .20B^4 + .68B^8)(1 + .71B^4 + .26B^8)} \cdot EMP_t + N_{ACTt}$$

(.12) (.13) (.13) (.12)

Figura 29



Función de correlación cruzada de los residuos del modelo bivalente ($EMP \leftrightarrow ACT19$) (modelo final).

$$\nabla \nabla_4 N_{ACTt} = \frac{1 + \frac{(.20)}{.30B}}{1 + \frac{(.13)}{.71B^4} + \frac{(.12)}{.26B^8}} \cdot a_{ACTt}$$

$$\nabla \nabla_4 EMP_t = \frac{1}{1 + \frac{(.12)}{.20B^4} + \frac{(.13)}{.68B^8}} \cdot a_{EMPt}$$

con $Cov(a_{ACT}, a_{EMP}) = 0$ (aproximadamente). La ganancia con que el empleo adulto influye sobre la participación juvenil es cero, aunque parecen existir efectos a corto plazo. Un aumento en el empleo adulto parece generar un incremento en la participación juvenil con un cierto desfase, pero dicho incremento es meramente transitorio, volviéndose al nivel de actividad inicial en tan sólo un trimestre.

Sin embargo, ya mencionamos en la sección anterior que el número de activos de este rango de edades disminuyó en 364.400 durante el período muestral. Como acabamos de ver dicho descenso no está motivado por la evolución del empleo adulto; en conjunción con el análisis de la sección anterior, estos resultados sugieren que la participación de los jóvenes entre 16 y 19 años en el mercado de trabajo es bastante sensible a la situación de empleo de dicho colectivo, mientras que no responde a cambios en el empleo adulto, utilizado como indicador de la situación coyuntural en el mercado de trabajo.

Para analizar la posible relación entre los ocupados varones de 30 a 50 años y los activos de 20 a 24 años, se comenzó de una especificación bivariante formada por un modelo de ruido blanco para $\nabla \nabla_4 \text{ACT}_t$ junto con una especificación $\text{AR}_4(2)$ para $\nabla \nabla_4 \text{EMP}_t$. Es interesante apuntar que, a diferencia del análisis univariante de los activos de 20 a 24 años, este modelo bivariante permitió detectar una estructura $\text{AR}_4(2)$ en dicha serie. Además, el polinomio estimado para esta variable resultó similar al estimado para los ocupados de 30 a 50 años, por lo que se impuso la igualdad de ambos, estimándose:

$$\begin{pmatrix} 1 + .34B^4 + .47B^8 & 0 \\ (.14) & (.13) \\ 0 & 1 + .34B^4 + .47B^8 \\ & (.14) & (.13) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \nabla \nabla_4 \text{ACT}_t \\ \nabla \nabla_4 \text{EMP}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{\text{ACT}t} \\ a_{\text{EMP}t} \end{pmatrix}$$

$$\bar{a}_{\text{ACT}t} = 3082.6 \text{ (3952.1)} \quad ; \quad \hat{\sigma}_a = 20807.9$$

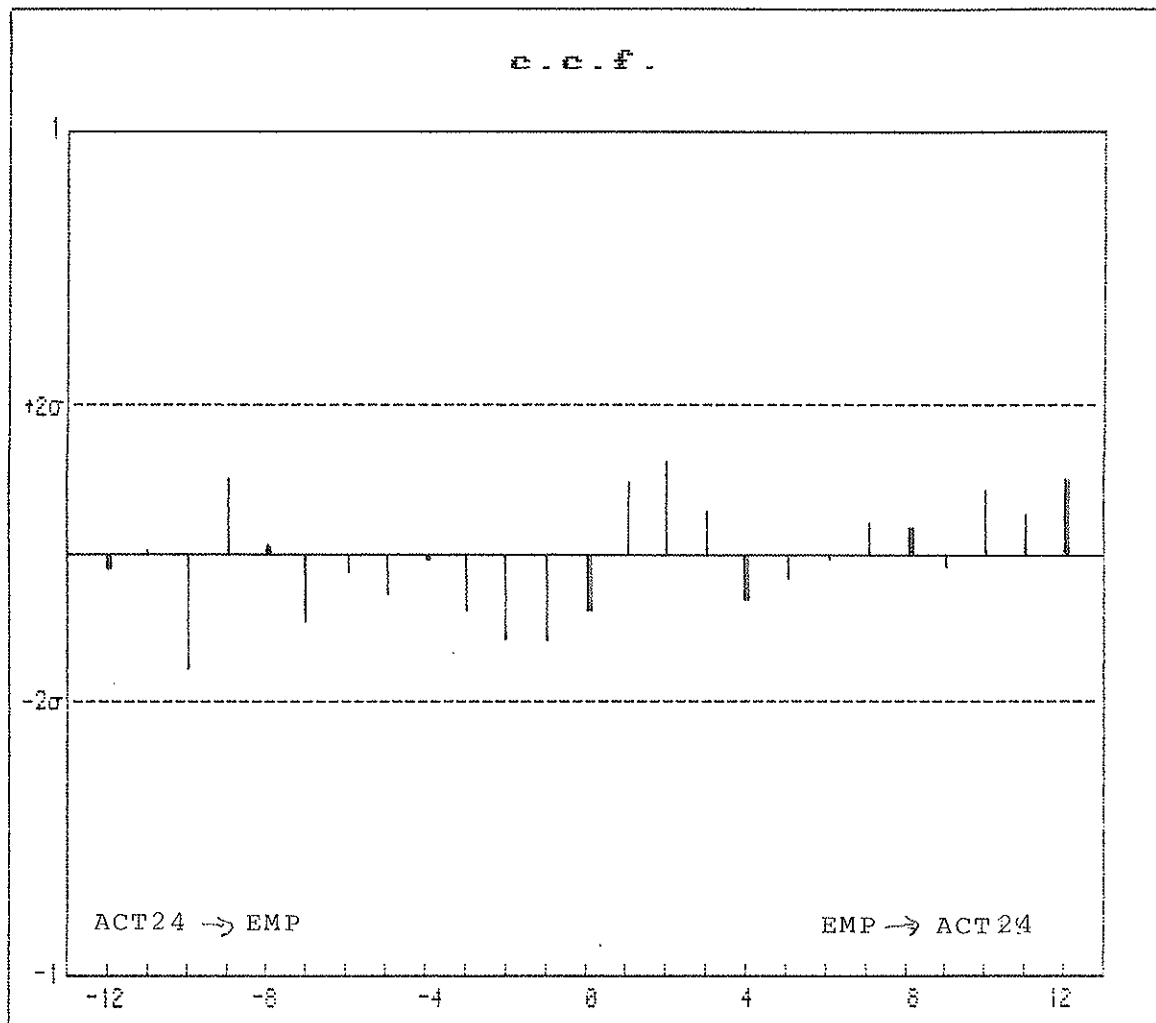
$$\bar{a}_{\text{EMP}t} = 7686.2 \text{ (5912.5)} \quad ; \quad \hat{\sigma}_a = 31774.0$$

$$\hat{\rho} = -.14$$

La función de correlación cruzada de los residuos sugiere una relación del empleo adulto sobre la actividad juvenil (Figura 30). Al igual que ocurría en el caso de los jóvenes de 16 a 19 años, parece existir un retardo de dos trimestres en dicha relación. Al incorporar el término de media móvil correspondiente, se detectó más estructura en ambas direcciones, junto con un posible término $\text{MA}(6)$ en la actividad juvenil.

De este modo, se llegó finalmente al modelo:

Figura 30



Función de correlación cruzada de los residuos del modelo bivalente ($EMP \leftrightarrow ACT24$) (primer modelo)

$$\begin{pmatrix} 1 + .46B^4 + .78B^8 & 0 \\ (.13) & (.12) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \nabla \nabla_4 ACT_t \\ \nabla \nabla_4 EMP_t \end{pmatrix} = \\
 = \begin{pmatrix} 1 + .36B^6 & .48B^2 - .26B^4 \\ (.16) & (.12) \quad (.11) \\ -.52B^2 & 1 \\ (.27) & \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{ACTt} \\ a_{EMPt} \end{pmatrix}$$

$$\bar{a}_{ACT} = 824.0 \text{ (3433.3)} \quad ; \quad \hat{\sigma}_a = 18307.9$$

$$\bar{a}_{EMP} = 8422.6 \text{ (5264.1)} \quad ; \quad \hat{\sigma}_a = 28723.3$$

$$\hat{\rho} = -.34$$

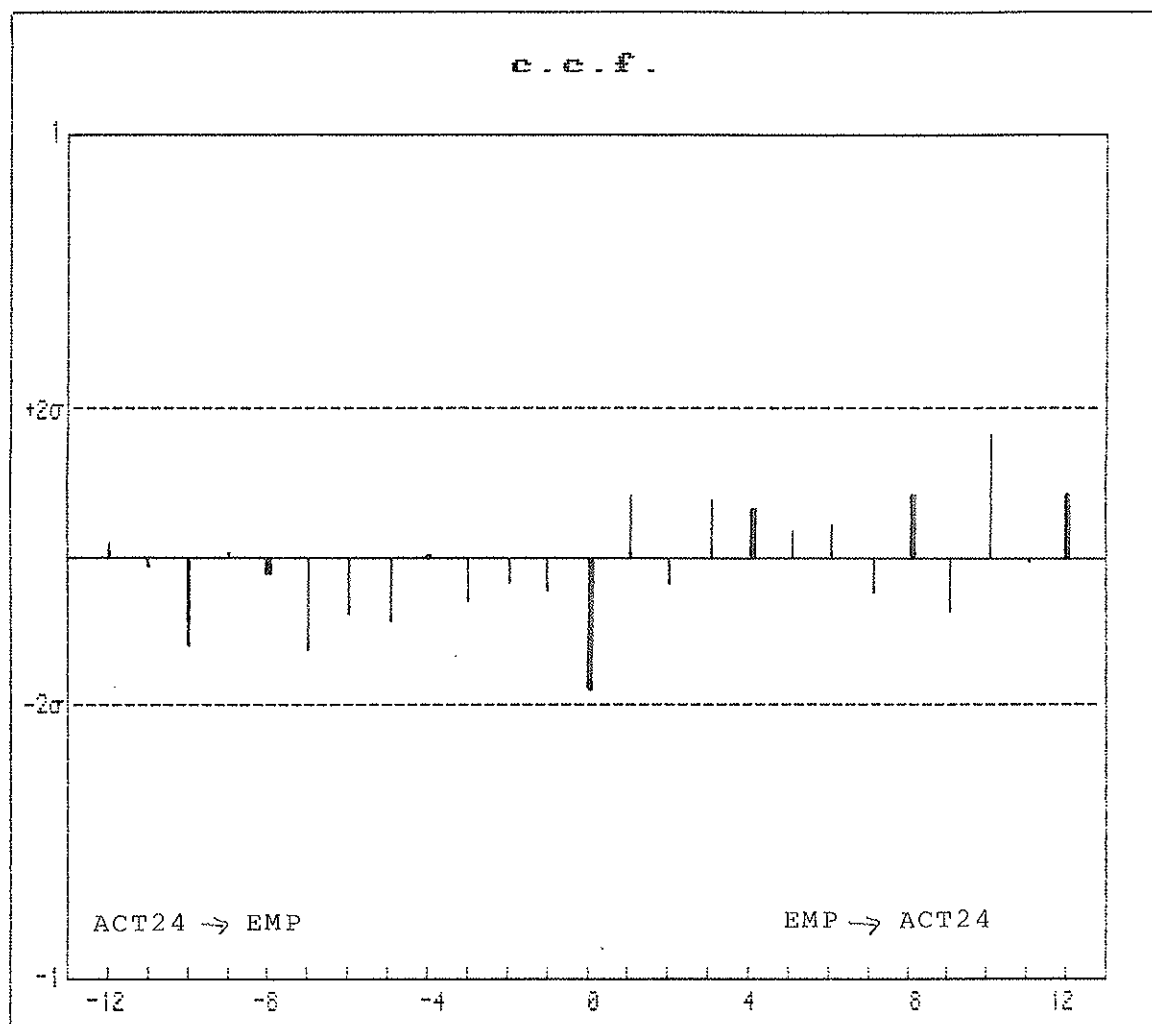
La reducción en la desviación típica de los activos de 20 a 24 años es del 19% y, por tanto, apreciable. La función de correlación cruzada de los residuos sólo muestra correlación contemporánea entre ambas series (Figura 31). Las dos presentan residuos importantes en el segundo trimestre de 1980 ($1.7\sigma_a$ en los activos jóvenes y $2.4\sigma_a$ en los ocupados adultos), que explican, por sí solos, un coeficiente de correlación de $-.16$.

Si se interpreta la correlación contemporánea como venimos haciendo, es decir, como producida por la respuesta de la actividad juvenil al empleo adulto, deberíamos estimar el modelo de proyección:

$$a_{ACTt} = \gamma a_{EMPt} + \epsilon_t$$

pero el coeficiente estimado, una vez descontado el efecto del segundo trimestre de 1980, sería tan sólo de $-.12$, por lo que apenas es relevante llevar a cabo la reformulación del modelo. Por el

Figura 31



Función de correlación cruzada de los residuos del modelo bivalente (EMP $\rightleftarrows$ ACT24) (modelo final).

contrario, suponiendo que la correlación entre los residuos de ambas ecuaciones es despreciable, y permutiplicando el modelo por la adjunta de la matriz de medias móviles, llegamos a la función de transferencia:

$$ACT_t = (.48B^2 - .26B^4)EMP_t + N_t$$

$$VV_4 N_t = \frac{1 + .25B^4 + .22B^6}{1 + .46B^4 + .78B^8} \cdot a_{ACTt}$$

De acuerdo con este modelo⁷, un incremento en el empleo adulto genera un aumento en el número de activos juveniles en la proporción de un activo juvenil por cada dos nuevos ocupados adultos. Este efecto se manifiesta al cabo de dos trimestres, pero desaparece en un 50% al cabo de un año; la ganancia es de .22.

De esta forma, el descenso de 188.000 ocupados adultos durante el período muestral habría generado una disminución de 41.000 activos de 20 a 24 años. Sin embargo, ya se dijo más arriba que esta cifra de activos, en realidad, aumentó en 590.000, para lo que es preciso encontrar una justificación de otro tipo, posiblemente de acuerdo con lo que se dijo al final de la sección anterior.

⁷Estrictamente hablando, el modelo bivariante anterior generaría un efecto de activos jóvenes hacia empleo adulto que no es fácilmente interpretable, especialmente porque sería de signo negativo. Este efecto desaparece si se acepta que el elemento (2,1) de la matriz de medias móviles no es significativo; en tal caso, la función de transferencia anterior no cambia, excepto por el modelo del término de error, que tendría ahora por numerador: $1 + .36B^6$.

VI. EL INDICE DE PRODUCCION INDUSTRIAL Y LAS TASAS DE PARTICIPACION DE MUJERES Y JOVENES.

Como complemento a los análisis anteriores se examinó el posible efecto que un indicador de la actividad económica como el IPI pudiera tener sobre la participación femenina y juvenil.

Para la tasa de participación de las mujeres no solteras se estimó el modelo⁸:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 + 1.03B + .65B^2 \\ & (.14) \quad (.14) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 + .45B^4 + .42B^8 & 0 \\ 0 & 1 + .45B^4 + .42B^8 \\ (.12) \quad (.12) & (.12) \quad (.12) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \nabla \nabla_4 \ln TPC_t \\ \nabla^2 \nabla_4 \ln IPI_t \end{pmatrix} =$$

$$\begin{pmatrix} 1 & -.56B^6 & 0 \\ (.15) & & \\ 0 & 1 - .74B & \\ & (.05) & \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{TPCt} \\ a_{IPIt} \end{pmatrix} \quad \begin{array}{ll} \bar{a}_{TPC} = .0013; & \hat{\sigma}_a = .85\% \\ & (.0017) \\ \bar{a}_{IPI} = .0031; & \hat{\sigma}_a = 1.69\% \\ & (.0033) \end{array}$$

$$\hat{\rho} = .50$$

en el que se había impuesto la igualdad de los polinomios $AR_4(2)$. Ello da una cierta evidencia en el sentido de que la estructura estacional de ambas variables pudiera ser, efectivamente, la misma.

⁸A diferencia del análisis de tasas de participación y desempleo de la Sección 2, se utiliza ahora la transformación logarítmica para eliminar los ligeros indicios de heteroscedasticidad en la serie de Índice de Producción Industrial.

La correlación contemporánea entre los residuos de ambas variables fue de .50 llegándose, tras las transformaciones ya explicadas en secciones anteriores, a la función de transferencia:

$$\nabla \nabla_4 \ln \text{TPC}_t = .25 \frac{(1+1.03B+.65B^2)(1-.56B^6)}{(1-.74B)} \nabla^2 \nabla_4 \ln \text{IPI}_t + N_t$$

$$N_t = \frac{1 - .56B^6}{1 + .45B^4 + .42B^8} \cdot a_t$$

Con una ganancia de 1.13. Nótese que el IPI aparece en la función de transferencia con una diferencia más que la tasa de participación de las mujeres casadas. Ello es bastante natural puesto que dicha tasa no es sino la variable de actividad deflactada por el tamaño de la población total. Al relacionar la tasa de participación con el IPI, el orden de diferenciación superior en este último debe interpretarse en el sentido de que el valor previo del IPI actúa como deflactor⁹.

El IPI creció durante el período muestral de 130.4 en (1976,4) a 150.5 en (1986,4), con un incremento del 15.4%, mientras que la tasa de participación de las mujeres casadas pasaba de 18.4 a 21.1, un incremento del 14.7%, muy en consonancia con el modelo anterior.

⁹Una alternativa consistiría en relacionar el número de activos con el IPI, ambos con igual número de diferencias.

En cuanto a las mujeres solteras, no se detectó relación bivalente con el IPI, por lo que se decidió estimar directamente un modelo de función de transferencia, obteniéndose:

$$\ln \text{TPS}_t = \frac{\frac{(.026)}{.037}}{1 + \frac{.99B}{(.23)} + \frac{.79B^2}{(.25)}} \ln \text{IPI}_t + N_t$$

$$\nabla \nabla_4 N_t = (1 - .66B^4) a_t \quad (.14)$$

$$\hat{\sigma}_a = .66\%$$

que refleja la débil evidencia empírica acerca de la posible relación en estudio. Nótese que el número de diferencias no es acorde con el comentario que antes hicimos. De hecho, la tasa de participación de las mujeres solteras descendió durante el período muestral, a pesar del aumento en el IPI, lo que sugiere que la principal fuerza detras de la evolución de la tasa de participación de este colectivo era diferente de la actividad productiva del sector industrial.

El modelo de relación bivalente estimado para el IPI y la tasa de participación de los jóvenes de 16 a 19 años fue:

$$\begin{aligned} & \begin{bmatrix} 1 + .34B + .44B^2 & 0 \\ (.17) & (.18) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 + .46B^4 & 0 \\ (.17) & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla \nabla_4 \ln \text{TP19}_t \\ \nabla^2 \nabla_4 \ln \text{IPI}_t \end{bmatrix} = \\ & \begin{bmatrix} 0 & 1 + 1.05B + .69B^2 \\ & (.18) (.17) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 1 + .57B^4 + .50B^8 \\ & (.18) (.18) \end{bmatrix} \\ & = \begin{bmatrix} 1 & .22B^4 \\ & (.12) \\ 0 & 1 - .72B \\ & (.14) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{\text{TP19}t} \\ a_{\text{IPI}t} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

$$\bar{a}_{TP19} = .0005 \quad ; \quad \hat{\sigma}_a = .92\% \\ (.0018)$$

$$\bar{a}_{IPI} = .0048 \quad ; \quad \hat{\sigma}_a = 1.68\% \\ (.0032)$$

$$\hat{\rho} = -.18$$

La correlación contemporánea es suficientemente baja como para que la reparametrización del modelo según lo descrito en las secciones anteriores sea prácticamente equivalente a la interpretación de cada ecuación por separado¹⁰.

De este modo, se tiene la función de transferencia:

$$\ln TP19_t = \frac{.22B^4(1+1.05B+.69B^2)(1+.57B^4+.50B^8)}{(1-.72B)(1+.34B+.44B^2)(1+.46B^4)} - \nabla \ln IPI_t + N_t$$

$$\nabla \nabla_4 N_t = \frac{1}{(1+.34B+.44B^2)(1+.46B^4)} \cdot a_t$$

con una ganancia de 1.71. De este modo, el incremento muestral del 15.4% registrado en el IPI podría explicar un importante crecimiento en la tasa de participación de los jóvenes de 16 a 19 años, si bien con un retardo de un año. A pesar de ello, el incremento de escolarización hizo descender su tasa de participación, por lo que no parece que la evolución del IPI sea el determinante fundamental de la decisión de participación de este

¹⁰ Puesto que $\hat{a}_{TP19}$ $\hat{a}_{IPI}$ son prácticamente independientes entre sí.

colectivo¹¹.

Cuando se intentó estimar un modelo de relación similar para la tasa de participación de los jóvenes de 20 a 24 años y el IPI, no se detectó ninguna correlación, ni siquiera contemporáneamente, entre ambas variables, por lo que se mantiene la hipótesis de independencia estadística entre ambas series.

De este modo, la participación de los jóvenes de 20 a 24 años parece insensible a variaciones en la actividad industrial, que en esta sección se ha tomado como indicador de la coyuntura económica.

¹¹ Asimismo, debe observarse que la única razón para la detección de la relación presentada entre el IPI y la participación de este grupo de jóvenes proviene del término (1,2) en la matriz de medias móviles del modelo bivariante. Si se aceptase la no significación de dicho parámetro, la ausencia de correlación contemporánea entre estas variables implicaría la ausencia de efectos en ambos sentidos.

VII. CONCLUSIONES

En este artículo se analiza la evidencia empírica existente acerca de la relación entre la participación en el mercado de trabajo en España de las mujeres y jóvenes y distintos índices de actividad económica. Con independencia de otros determinantes de la participación, como puedan ser las mejoras en el nivel educativo de estos colectivos de población, una hipótesis habitual, conocida como del "trabajador desanimado", postula que la participación se ve disminuida en períodos en que la actividad económica y, por tanto, el empleo son bajos; de modo análogo, algo opuesto podría ocurrir en períodos expansivos.

El análisis de datos trimestrales de la EPA para el período (1976,4)-(1986,4) sugiere que las tasas de participación de las mujeres solteras y no solteras responden a cambios en su respectivas tasas de paro. En ambos casos la respuesta es moderada: la tasa de participación aumenta (o disminuye) un punto porcentual por cada 3 puntos de reducción (o incremento) en la correspondiente tasa de desempleo. En el caso de las mujeres no solteras el efecto es, además, transitorio, volviendo eventualmente la tasa de participación a su valor previo. En ambos casos, las implicaciones de los modelos estimados son muy consistentes con la evolución de ambas variables durante el período muestral.

Por el contrario, el aumento registrado en el número de mujeres solteras desempleadas no puede explicar el incremento que se ha producido en el número de mujeres solteras activas; de hecho, de acuerdo con la hipótesis de correlación

positiva entre empleo y actividad, el número de mujeres activas debía haber descendido. Ello sugiere que ha existido, durante el período muestral, un fenómeno que ha influido sobre la decisión de participación de este colectivo de modo más importante que su propio empleo. Tal fenómeno bien podría ser el generalizado aumento registrado en el número de mujeres que han accedido a estudios medios y superiores.

La evolución del empleo de las mujeres no solteras sí explica una parte del incremento registrado en el número de mujeres no solteras activas. En el colectivo de mujeres solteras se ha producido un fuerte incremento en el número de mujeres con niveles de estudios medio y superior, simultáneamente un importante descenso en el número de mujeres sin estudios o con estudios primarios, lo que ha alterado sustancialmente la composición de este colectivo de población en términos del nivel de estudios adquirido. Por el contrario, dentro del colectivo de mujeres no solteras los cambios han supuesto que las mujeres con estudios medios y superiores tienen una importancia relativa doble de la que tenían en 1976, pero estos grupos afectan tan sólo al 20% de dicho colectivo. Por tanto, el impacto del mayor acceso a niveles educativos superiores es menor en este grupo de mujeres, por lo que la evolución de la actividad podría responder a la del empleo en mayor medida que la de las mujeres solteras.

Existe clara evidencia en el sentido de que la evolución de la actividad de los jóvenes entre 16 y 19 años responde a fluctuaciones en el nivel de empleo de los miembros de dicho colectivo. Por el contrario, si bien existe relación entre la actividad y el empleo de los jóvenes de 20 a 24

años, esta no puede explicar la evolución, en sentido opuesto, de ambas variables durante el período muestral. Sin duda que existen otros determinantes de dicho volumen de participación que son más importantes, como podría ser el importante desplazamiento ocurrido en los últimos años hacia los niveles superiores de educación, especialmente en este grupo de jóvenes.

Ninguno de los volúmenes de participación de estos dos colectivos de jóvenes parece depender de modo fundamental del empleo adulto (número de ocupados de 30 a 50 años de edad), por lo que la actividad juvenil parece ser más sensible a la situación coyuntural específica del colectivo a que pertenecen, que a la situación general del mercado de trabajo.

Como última etapa del estudio, se tomó el Índice de Producción Industrial como indicador coyuntural de la actividad económica, para analizar si el grado de participación femenina y juvenil en el mercado de trabajo pudieran depender de las condiciones de actividad productiva. Existe evidencia clara en el sentido de que la tasa de participación de las mujeres no solteras dependa de los valores del IPI. Además, el modelo de relación estimado es consistente con la evolución muestral de ambas variables. Lo contrario parece ocurrir con las mujeres solteras, cuya tasa de participación no parece depender de los valores del IPI.

Este resultado es consistente con la visión de que las mujeres no solteras se hallan en el margen de la situación de actividad, tomando la decisión de participar o no en el mercado de trabajo en función de las perspectivas de empleo. Las

mujeres solteras, con un coste de oportunidad de participar en el mercado de trabajo sensiblemente inferior al de las mujeres no solteras, toman su decisión de participación con mayor independencia de las fluctuaciones en la actividad económica.

Finalmente, el análisis realizado en este artículo es consistente con el supuesto de que las tasas de participación de los jóvenes son insensibles a las variaciones en actividad productiva, al menos cuando ésta se resume en el Índice de Producción Industrial.

Cuando el nivel de participación de un colectivo de población responde a la evolución de la coyuntura económica, ya sea representada por las fluctuaciones en la actividad productiva, o por la situación en el mercado de trabajo, entonces medidas de política económica de carácter general, que tiendan a impulsar el crecimiento económico, tendrán un efecto positivo sobre la participación de dichos colectivos. Si ocurre lo contrario, entonces para aumentar la participación de dicho grupo de población es preciso poner en práctica medidas específicamente diseñadas al respecto. En esta situación, es importante saber si dichas medidas deben incentivar la participación directamente, o por el contrario, mediante incentivos al empleo de un determinado colectivo puede incrementarse el nivel de participación activa del mismo en el mercado de trabajo.

El análisis llevado a cabo en este artículo sugiere que las tasas de participación femeninas, tanto de mujeres solteras como no solteras, dependen de las tasas de paro específicas de dichos colectivos de población, por lo que medidas de fomento de empleo femenino que redujesen su tasas

de paro tendrían un efecto positivo (sí bien moderado) sobre las tasas de actividad. Lo mismo ocurre para los jóvenes de 16 a 19 años, cuya participación aumentaría como consecuencia de medidas de fomento del empleo de este colectivo. No ocurre así con los jóvenes de 20 a 24 años, cuyo reciente incremento en actividad parece responder a cuestiones como el notable aumento registrado en los últimos años en el nivel de educación, más que a la situación de desempleo específica de dicho colectivo de población.

También en las mujeres solteras (un 31% de las cuales tiene entre 20 y 24 años) se observa que el factor educativo puede explicar una buena parte del incremento producido en su nivel de participación.

En definitiva, existe campo para conseguir un incremento en la participación activa en el mercado de trabajo de mujeres y jóvenes, mediante la puesta en práctica de medidas de fomento del empleo de estos colectivos. Tales medidas son tanto más precisas por cuanto que el análisis aquí presentado muestra que la participación de estos grupos parece responder a su propia situación de empleo, mientras que es bastante poco sensible a la situación general del mercado de trabajo o de la actividad productiva, al menos cuando ésta se representa por el Índice de Producción Industrial.