

## **XV**

### **MODELADO DE DOS INTERVENCIONES EN ALGUNAS SERIES DE PARADOS DE CASTILLA Y LEÓN (\*)**

María Cruz VALSERO BLANCO

Luis GUERRA VALSERO

Universidad de Valladolid

---

#### **SUMARIO**

1. INTRODUCCIÓN.
2. MODELOS.
3. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS.
  - 3.1. Paro por grupos de edad.
    - 3.1.1. En los menores de 20 años.
    - 3.1.2. Edades comprendidas entre los 20 y 24 años.
    - 3.1.3. Edades comprendidas entre los 25 y 29 años.
    - 3.1.4. Población de 50 a 54 años.
    - 3.1.5. Población de 55 a 59 años.
    - 3.1.6. Población mayor de 59 años.
  - 3.2. Parados según sexo.
    - 3.2.1. Población total de parados en la Comunidad.
    - 3.2.2. Población de hombres parados de la Comunidad.
    - 3.2.3. Población de mujeres paradas de la Comunidad.

---

(\*) Proyecto financiado por la Junta de Castilla y León, Expediente OTP/01/12.

### 3.3. Parados según actividad.

- 3.3.1. Población sin empleo anterior.
- 3.3.2. Población de parados en el sector servicios.
- 3.3.3. Población de parados en agricultura.
- 3.3.4. Población de parados en industria.

## 4. CONCLUSIONES.

## 5. ANEXOS.

---

## 1. INTRODUCCIÓN

En este trabajo se han analizado datos procedentes del paro registrados en el INEM proporcionados por la Junta de Castilla y León. Los datos son series mensuales para las cuales el comienzo varía de unas a otras, la mayoría va desde 1980 hasta mayo de 2001.

En el año 1987 se produce un cambio en la forma de registrar el paro para poder equipararlo con el resto de países europeos. Hubo un cambio menor en el año 1992. También es importante el año 1995, año en el que se aprueba la reforma del Derecho del Trabajo Real Decreto-Leg. 1/1995, de 24 de marzo.

Estos hechos pueden ser muy influyentes en el número de parados, provocando bien en esa fecha o con cierto retardo un cambio en el mercado laboral, cambio, que se puede ver reflejado en las listas de trabajadores que buscan empleo. Este cambio puede ser permanente o transitorio, provocando un aumento o un descenso en el número de trabajadores sin empleo.

Estudiamos la influencia de estos acontecimientos políticos o sociales, que nosotros llamaremos intervenciones, en los siguientes colectivos: total de trabajadores sin empleo en la comunidad, hombres parados, mujeres paradas, población de trabajadores sin empleo anterior, trabajadores sin empleo en el sector servicios, trabajadores parados en agricultura, parados en industria y por último, trabajadores sin empleo en los grupos de edad menores de 20 años, de 20 a 24 años, de 25 a 29 años, de 50 a 54 años, de 54 a 59 años y mayores de 59 años.

En líneas generales puede decirse que el cambio de metodología no ha influido en todas las series tratadas, pero en las series en las que sí ha influido, ha sido para rebajar el número de parados registrados. Esta influencia se nota por orden de importancia en la reducción en las series correspondientes a los parados sin empleo anterior, parados de 20 a 24 años, población de mujeres, población de menores de 20 años, población servicios, población de 25 a 29 años y por último con efecto poco significativo los parados de agricultura y los parados de la industria.

El cambio producido por la nueva Ley de Regulación del Derecho del trabajo no afecta a todas las series estudiadas, afecta solamente en sentido

negativo, es decir, aumentando el número de parados y por orden de importancia a las series de mujeres paradas de la comunidad, parados del sector servicios, parados en la industria y parados de 55 a 59 años.

## 2. MODELOS

Procedemos a realizar el análisis de las series temporales del paro registrado, con el fin de encontrar modelos univariantes que nos ayuden a comprender su evolución. Para ello se sigue la metodología de BOX y JENKINS.

A continuación damos una breve introducción de esta metodología.

Una serie temporal es una colección de observaciones tomadas a lo largo del tiempo.

Una característica esencial de las series temporales es la dependencia que existe entre las observaciones. La metodología de Box-Jenkins modela esta dependencia utilizando la teoría probabilística suministrada por los procesos estocásticos estacionarios y la metodología estadística suministrada por la teoría de la estimación y contraste de hipótesis.

Los modelos de procesos estocásticos que utilizaremos para el modelado son:

**Modelos autorregresivos AR(p):** Su expresión matemática es:

$$(X_t - \mu) = \phi_1(X_{t-1} - \mu) + \phi_2(X_{t-2} - \mu) + \dots + \phi_p(X_{t-p} - \mu) + Z_t$$

Se pone cada observación como combinación lineal de observaciones pasadas.

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  son números reales,  $\mu$  la media de la serie y  $Z_t$  es una sucesión de variables incorreladas.

Expresado en forma abreviada:

$$\Phi(B)(X_t - \mu) = Z_t$$

siendo  $\Phi(B)$  un polinomio en B, donde B es el operador retardo definido  $B(X_t) = X_{t-1}$ .

**Modelos de media móvil MA(q):** con expresión matemática:

$$(X_t - \mu) = \theta_1 Z_{t-1} + \theta_2 Z_{t-2} + \dots + \theta_p Z_{t-p} + Z_t$$

Cada observación es combinación lineal de errores pasados y presentes.

En forma abreviada:

$$(X_t - \mu) = \Theta(B)Z_t$$

**Modelos mixtos: ARMA(p, q):**

$$\phi(B)(X_t - \mu) = \theta(B)Z_t$$

Cada observación es combinación lineal de observaciones pasadas y de errores pasados y presentes.

Las series temporales presentan variaciones que pueden ser debidas al propio modelo o al medio en el que se tomaron las observaciones o a las dos causas. Para tener en cuenta los factores externos se introducen los modelos estacionales. Estos modelos tienen en cuenta que las series presentan variaciones periódicas regulares o aleatorias debidas al transcurrir del tiempo y a la sucesión de las estaciones (meses, trimestres, etcétera).

**Modelos estacionales autorregresivos SAR(p):** Su expresión matemática es:

$$(X_t - \mu) = \phi_1(X_{t-s} - \mu) + \phi_2(X_{t-2s} - \mu) + \dots + \phi_p(X_{t-ps} - \mu) + Z_t$$

Con s la longitud del período (12 con datos mensuales, 4 si son datos trimestrales).

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  son números reales,  $\mu$  la media de la serie y  $Z_t$  es una sucesión de variables incorreladas.

Expresado en forma abreviada:

$$\Phi(B^s)(X_t - \mu) = Z_t$$

Siendo:

$\Phi(B^s)$  un polinomio en  $B^s$  y  $B^s$  es el operador retardo estacional definido  $B^s(X_t) = X_{t-s}$ .

**Modelos estacionales de media móvil SMA(q):** con expresión matemática:

$$(X_t - \mu) = \theta_1 Z_{t-s} + \theta_2 Z_{t-2s} + \dots + \theta_p Z_{t-ps} + Z_t$$

En forma abreviada:

$$(X_t - \mu) = \Theta(B^s)Z_t$$

Se pueden combinar los anteriores modelos para dar lugar a:

**Modelos SARMA(p,q)(P,Q) multiplicativos** con expresión matemática:

$$\phi(B)\Phi(B^s)(X_t - \mu) = \theta(B)\Theta(B^s)Z_t$$

Todos los modelos anteriormente expuestos son modelos estacionarios en el sentido de que su media permanece constante a lo largo del tiempo y la función de correlación depende del retardo y no del tiempo en el que se calcule es decir:

$$E(X_t) = \mu \quad \forall t \quad \text{Corr}(X_t, X_{t+h}) = \text{corr}(X_0, X_h) = \rho(h) \quad \forall t$$

Sin embargo las series temporales, además de variaciones aleatorias, cíclicas y estacionales, presentan tendencia y componentes estacionales (la media varía a lo largo del tiempo y de las estaciones) que hace que los procesos estacionarios anteriormente citados no sean suficientes para su modelado. Por esta razón se introducen los modelos integrados, mediante estos modelos retiramos la componente tendencial y estacional.

**Modelos SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>s</sub> multiplicativos:** Con expresión genérica:

$$\phi(B)\Phi(B^s)(W_t - \mu) = \theta(B)\Theta(B^s)Z_t$$

Donde:

$$W_t = (1-B)^d (1-B^s)^D X_t = \Delta^d \Delta_s^D (X_t)$$

Los operadores introducidos en las fórmulas son:

$B^s$ : operador de retardo estacional definido  $B^s(X_t) = X_{t-s}$ .

$\Delta = (1-B)$  operador diferencia regular.

$\Delta_s = (1-B^s)$  operador diferencia estacional.

Los operadores diferencia y diferencia estacional, en general quitan tendencias y componentes estacionales de la serie respectivamente.

$W_t$  es la serie desestacionalizada y sin tendencia, es decir, es estacionaria.

$X_t$ : serie observada, en nuestro caso, el paro registrado.

$B$ : Operador de retardos.

$\phi(B)$ : Polinomio autorregresivo de orden  $p$ , correspondiente a la parte ordinaria de la serie.

$\theta(B)$ : Polinomio de medias móviles de orden  $q$ , correspondiente a la parte ordinaria de la serie.

$\Phi(B^s)$ : Polinomio autorregresivo de orden  $P$ , correspondiente a la parte estacional de la serie.

$\Theta(B^s)$ : Polinomio de medias móviles de orden  $Q$ , correspondiente a la parte estacional de la serie.

$\mu$ : media de la serie estacionaria.

$Z_t$ : Perturbación del modelo.

$D, d$ : Número de veces que se han aplicado los operadores diferencia estacional y diferencia regular a la serie original para convertirla en estacionaria.

**Modelos SARIMA(p,d,q) (P,D,Q)<sub>s</sub> multiplicativos con intervención:**

$$\phi(B)\Phi(B^s)(W_t - \mu) = \theta(B)\Theta(B^s)Z_t + \frac{B^{b_1}r_1(B)}{d_1(B)}X_1 + \frac{B^{b_2}r_2(B)}{d_2(B)}X_2$$

La variable  $X_1$  representa la intervención del año 1987, su valor es cero hasta el año 1987 momento de la intervención y uno a partir de que ésta se produce, es decir, enero de 1988.

La variable  $X_2$  es la variable que representa la intervención del año 1995, vale 1 a partir de junio de 1995 y 0 para datos anteriores a esta fecha.

$b_1$  y  $b_2$  son constantes que indican el retardo con el que empiezan a actuar las intervenciones.

$r_1$ ,  $r_2$ ,  $d_1$ ,  $d_2$ , son polinomios en B.

Estos polinomios modelan el cambio que se ha producido en el paro después de la intervención, cómo ha variado éste a partir del cambio de metodología o a partir de la ley de regulación del trabajo.

### 3. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS

En esta sección pasamos a exponer los modelos encontrados en cada serie.

En todos los modelos ajustados, esta variación es constante y permanece a lo largo del tiempo, salvo en el número total de parados de Castilla y León que es transitorio.

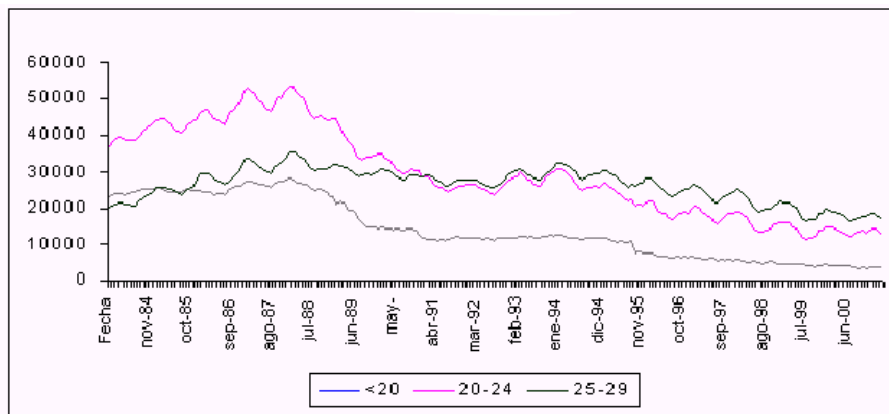
Para realizar el ajuste de los modelos hemos utilizado el paquete estadístico SAS release 6.12, versión 4.10.2222 con licencia de uso concedida a la Universidad de Valladolid C.T.I., Site 0080410003.

Los programas utilizados para proceder al ajuste de los modelos los adjuntamos en el anexo 2 y las salidas suministradas por los programas así como la bondad de los ajustes realizados en el anexo 1.

#### 3.1. PARO POR GRUPOS DE EDAD

La gráfica que tenemos a continuación representa las series del paro por tres grupos de edad en Castilla y León. Puede verse un descenso que permanece en la serie correspondiente a los menores de 20 años en el año 1987, también se aprecia otra bajada en esta serie en el año 1995 que resulta no significativa. Este descenso del año 1987 también se aprecia en la serie de edades de 20 a 24 años y un poquito menos pronunciado en la serie de 25 a 29 años. La modelación de las tres intervenciones antes mencionadas en estos tres grupos de edad da los siguientes resultados.

**GRÁFICO 1**  
**Paro por edades**



**3.1.1. EN LOS MENORES DE 20 AÑOS**

El modelo ha sido un SARIMA (2,1,0) (0,0,1)<sub>12</sub> con expresión matemática:

$$(1 - 0,1936B^2) (1 - 0,35B^{12}) (1 - B) X_t = Z_t - 122,76X_t$$

Desarrollando la fórmula llegamos a la expresión:

$$(X_t - X_{t-1}) = 0,2(X_{t-2} - X_{t-3}) + 0,35(X_{t-12} - X_{t-13}) - 0,07(X_{t-14} - X_{t-15}) - 122,76X_t + Z_t$$

Lo que nos lleva a concluir:

- El incremento mensual del paro en un mes cualquiera anterior a enero de 1988 en la población de menores de 20 años puede ser obtenido como 0,2 veces el incremento del paro dos meses anteriores más 0,35 veces el incremento del paro del mismo mes del año anterior menos 0,07 veces el incremento del paro dos meses antes del año anterior.
- El incremento mensual del paro en un mes posterior a enero de 1988 en la población de menores de 20 años puede ser obtenido de la misma forma restándole 122,76.

**3.1.2. EDADES COMPRENDIDAS ENTRE LOS 20 Y 24 AÑOS**

En este grupo de edad el modelo ajustado es el SARIMA (3,1,0) (1,0,1)<sub>12</sub> y la expresión matemática final queda:

$$(1 - 0,2867B - 0,1611B^3) (1 - 0,8485B^{12}) (1 - B) X_t = (1 - 0,3313B^{12}) Z_t - 248,97X_t$$

Este modelo es muy complejo y tiene mucha memoria. Destacamos que la componente estacional no es muy pronunciada quedando esta incorporada al modelo. Desarrollado matemáticamente llegamos a la expresión:

$$(X_t - X_{t-1}) = 0,29 (X_{t-1} - X_{t-2}) + 0,16 (X_{t-3} - X_{t-4}) + 0,85 (X_{t-12} - X_{t-13}) - 0,25 (X_{t-13} - X_{t-14}) - 0,14 (X_{t-15} - X_{t-16}) - 248,97X_1 + Z_t - 0,33Z_{t-12}$$

Y de aquí concluimos:

- El incremento mensual del paro en un mes cualquiera anterior a enero de 1988 en la población de edades comprendidas entre 20 y 24 años puede ser obtenido como 0,29 veces el incremento del paro un mes anterior más 0,16 veces el incremento del paro tres meses anteriores mas 0,85 veces el incremento del paro del mismo mes del año anterior menos 0,25 veces el incremento del paro un mes antes del año anterior menos 0,14 veces el incremento del paro tres meses antes del año anterior más un error autorregresivo.
- El incremento mensual del paro en un mes posterior a enero de 1988 en la población de edades comprendidas entre 20 y 24 años puede ser obtenido de la misma forma restándole 248,97.

### 3.1.3. EDADES COMPRENDIDAS ENTRE LOS 25 Y 29 AÑOS

Este grupo de edad se representa mediante un modelo SARIMA (1,1,0) (0,1,1)<sub>12</sub>: con expresión:

$$(1 - 0,9595B) (1 - B) (1 - B^{12}) X_t = (1 - 0,5045^{12}) Z_t - 30,4458X_t$$

Que desarrollado nos lleva a las fórmulas:

$$(X_t - X_{t-1}) = 0,36 (X_{t-1} - X_{t-2}) + (X_{t-12} - X_{t-13}) - 0,36 (X_{t-13} - X_{t-14}) - 30,45X_1 + Z_t - 0,5Z_{t-12}$$

para el incremento mensual:

$$(X_t - X_{t-12}) = 1,36 (X_{t-1} - X_{t-13}) - 0,36 (X_{t-2} - X_{t-14}) - 30,45X_1 + Z_t - 0,5Z_{t-12}$$

para el incremento anual.

De las fórmulas concluimos:

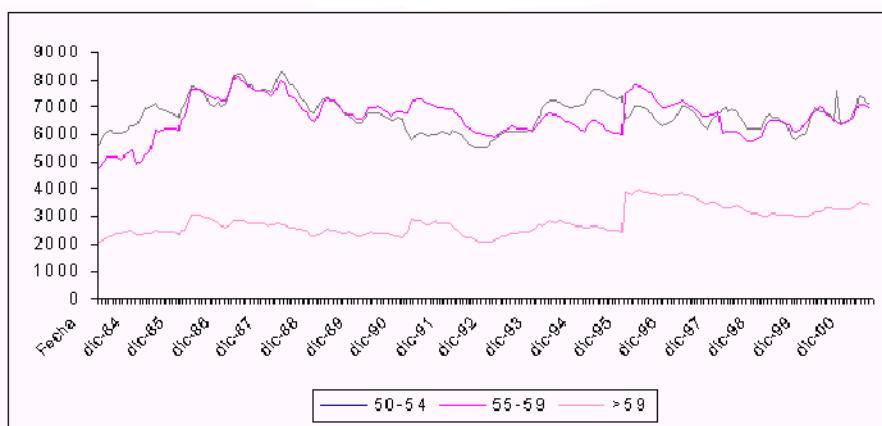
- El incremento mensual del paro en un mes cualquiera anterior a enero de 1988 en la población de edades comprendidas entre 25 y 29 años puede ser obtenido como 0,36 veces el incremento del paro un mes anterior más el incremento del paro del mismo mes del año anterior



- menos 0,36 veces el incremento del paro un mes antes del año anterior más un error autorregresivo.
- El incremento mensual del paro en un mes cualquiera posterior a enero de 1988 en la población de edades comprendidas entre 25 y 29 años puede ser obtenido de la misma forma restándole 30,45.
- El incremento anual del paro en un mes cualquiera anterior a enero de 1988 en la población de edades comprendidas entre 25 y 29 años puede ser obtenido como 1,36 veces el incremento anual del paro un mes anterior menos 0,36 veces el incremento anual del paro dos meses anteriores más un error autorregresivo.
- El incremento del paro en un mes posterior a enero de 1988 en la población de edades comprendidas entre 25 y 29 años puede ser obtenido de la misma forma restándole 30,45.

En la siguiente gráfica tenemos representados tres series de parados por grupos de edad de Castilla y León. Puede verse un descenso que permanece en la serie correspondiente a los parados de edad comprendida entre 55 y 59 años en el año 1987, también se aprecia una subida en esta serie en el año 1995, ambos cambios resultan significativos. Este ascenso del año 1995 también se aprecia en la serie de parados de edad mayor de 59 años, pero no resulta significativo. En la serie de parados de edades comprendidas entre 50 y 54 años se notan estos efectos en sentido descendente pero no resultaron significativos. La modelación de estas intervenciones antes mencionadas en estos tres grupos de edad da los siguientes resultados.

**GRÁFICO 2**  
**Paro por edades**



### 3.1.4. POBLACIÓN DE 50 A 54 AÑOS

El modelo final resultante es un SARIMA (1,1,0) (1,1,0)<sub>12</sub>.

Todos los efectos estudiados han resultado no significativos. Su fórmula matemática es:

$$(1 - B) (1 - B^{12}) (1 + 0,11B) (1 + 0,34B^{12}) X_t = Z_t$$

De la formulación del modelo se deduce que el incremento mensual del número de parados de edad comprendida entre 50 y 54 años en un mes determinado.

Depende positivamente:

- Del incremento mensual del número de parados en este grupo de edad del mismo mes del año anterior (0,66).
- Del incremento mensual del número de parados en este grupo de edad del mes siguiente del año anterior (0,075).
- Del incremento mensual del número de parados en este grupo de edad el mismo mes de dos años anteriores (0,34).
- Del incremento mensual del número de parados en este grupo de edad un mes anterior de dos años antes (0,037).

Depende negativamente:

- Del incremento mensual del número de parados en este grupo de edad en el mes anterior (0,11).

El incremento anual del número de parados en este grupo de edad crece:

- Con el incremento anual del mes anterior (0,89).
- Con el incremento anual del mes anterior del año anterior (0,3).
- Con el incremento anual de dos meses anteriores del año anterior (0,037).
- Con el incremento anual de dos meses anteriores (0,11).

Decrece:

- Con el incremento anual del año anterior (0,34).

Es un modelo complejo que tiene mucha memoria, en el sentido de que el número de parados en este grupo de edad sigue influyendo en el número de parados varones de 50 a 54 años 2 años y dos meses más tarde. Tiene fluctuaciones estacionales moderadamente crecientes.

- La nueva metodología no produce ningún efecto para la serie modelada.
- La nueva ley no tiene ningún efecto en este colectivo.

### 3.1.5. POBLACIÓN DE 55 A 59 AÑOS

El modelo final resultante es un SARIMA (0,1,1) (0,1,1)<sub>12</sub>.

Han resultado significativos dos efectos estudiados. La fórmula matemática del modelo final ajustado es:

$$(1 - B)(1 - B_{12}) X_t = (1 + 0,15B)(1 - 0,86B_{12}) Z_t - 8,10X_1 + 14,26X_2$$

Deduciéndose:

- El incremento mensual del paro en un mes cualquiera anterior a enero de 1988 en la población de edades comprendidas entre 55 y 59 años puede ser obtenido como el incremento del paro del mismo mes del año anterior más un error autorregresivo.
- El incremento mensual del paro en un mes cualquiera posterior a enero de 1988 y anterior a junio de 1995 en la población de edades comprendidas entre 55 y 59 años puede ser obtenido de la misma forma restándole 8.
- El incremento mensual del paro en un mes cualquiera posterior a junio de 1995 en la población de edades comprendidas entre 55 y 59 años puede ser obtenido de la misma forma restándole 8 y sumándole 14.
- El incremento anual del paro en un mes cualquiera anterior a enero de 1988 en la población de edades comprendidas entre 55 y 59 años puede ser obtenido como el incremento anual del paro un mes anterior más un error autorregresivo.
- El incremento anual del paro en un mes cualquiera posterior a enero de 1988 y anterior a junio de 1995 en la población de edades comprendidas entre 55 y 59 años puede ser obtenido de la misma forma restándole 8.
- El incremento anual del paro en un mes cualquiera posterior a junio de 1995 en la población de edades comprendidas entre 55 y 59 años puede ser obtenido de la misma forma restándole 8 y sumándole 14.
- La nueva metodología reduce el paro de este colectivo en 8 parados para la serie modelada.
- La nueva ley produce el efecto de aumentar el paro en 14 parados más para la serie modelada en este colectivo.

### 3.1.6. POBLACIÓN MAYOR DE 59 AÑOS

El modelo final resultante es un SARIMA (0,1,0) (0,1,1)<sub>12</sub>.

No han resultado significativos los efectos estudiados. La fórmula matemática del modelo final ajustado es:

$$(1 - B)(1 - B^{12}) X_t = (1 - 0,93B^{12}) Z_t$$

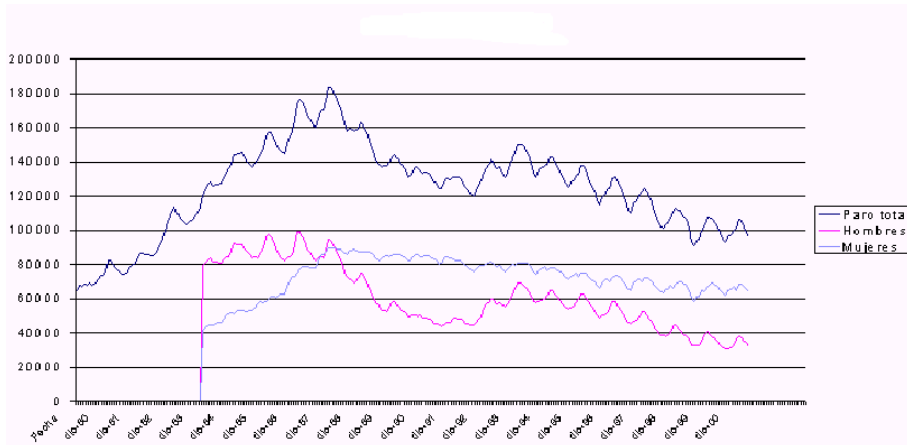
Del modelo se desprende:

- El incremento mensual del paro en este colectivo de edad es el incremento mensual del paro del mismo mes del año anterior más un error autorregresivo estacional.
- El incremento anual del paro en este colectivo de edad es el incremento anual del paro un año anterior más un error autorregresivo estacional.
- La nueva metodología no produce ningún efecto para la serie modelada.
- La nueva ley no tiene ningún efecto en este colectivo.

### 3.2. PARADOS SEGÚN SEXO

En la siguiente gráfica representamos las series del número de parados en Castilla y León, número de parados varones y número de parados mujeres. A la vista de las gráficas parece que sólo se observa el efecto del año 1987 que produce un descenso, la intervención del año 1995 no parece observarse. A continuación se expone la modelación de estos efectos en las series representadas.

**GRÁFICO 3**  
**Paro Castilla y León**



#### 3.2.1. POBLACIÓN TOTAL DE PARADOS EN LA COMUNIDAD

El modelo final es un modelo SARIMA (1,1,0) (1,1,0)<sub>12</sub> con fórmula:

$$(1 - B)(1 - B^{12})(1 - 0,44B)(1 + 0,29B^{12}) = \frac{192,66}{1 + 0,9B} X_2 + Z_t$$

En forma más expandida:

$$\begin{aligned} (X_t - X_{t-1}) = & -0,46(X_{t-1} - X_{t-2}) + 0,4(X_{t-2} - X_{t-3}) + 0,71(X_{t-12} - X_{t-13}) \\ & + 0,33(X_{t-13} - X_{t-14}) - 0,28(X_{t-14} - X_{t-15}) + 0,29(X_{t-24} - X_{t-25}) \\ & + 0,13(X_{t-25} - X_{t-26}) - 0,12(X_{t-26} - X_{t-27}) + 192,66X_2 + Z_t \end{aligned}$$

para el incremento mensual:

$$\begin{aligned} (X_t - X_{t-12}) = & 0,54(X_{t-1} - X_{t-13}) + 0,86(X_{t-2} - X_{t-14}) - 0,4(X_{t-3} - X_{t-15}) \\ & - 0,29(X_{t-12} - X_{t-24}) + 0,16(X_{t-13} - X_{t-25}) + 0,25(X_{t-14} - X_{t-26}) \\ & - 0,12(X_{t-15} - X_{t-27}) + 192,66X_2 + Z_t \end{aligned}$$

para el incremento anual.

Así vemos que el incremento mensual del número de parados en un mes determinado depende positivamente:

- Del incremento mensual del número de parados dos meses anteriores (0,4).
- Del incremento mensual del número de parados del mismo mes del año anterior (0,7).
- Del incremento mensual del número de parados del mismo mes de dos años anteriores (0,29).
- Del incremento mensual del número de parados de un mes anterior de dos años anteriores (0,13).

Depende negativamente:

- Del incremento mensual del paro un mes anterior (0,46).
- Del incremento mensual del paro dos meses anteriores del año anterior (0,28).
- Del incremento mensual del paro dos meses anteriores de dos años anteriores (0,12).

El incremento anual del número de varones parados crece:

- Con el incremento anual del mes anterior (0,54).
- Con el incremento anual de dos meses anteriores (0,86).
- Con el incremento anual del mes anterior del año anterior (0,16).
- Con el incremento anual de dos meses anteriores del año anterior (0,17).

Decrece:

- Con el incremento anual de tres meses anteriores (0,4).
- Con el incremento anual del año anterior (0,29).
- Con el incremento anual de tres meses anteriores del año anterior (0,12).

Es un modelo complejo que tiene mucha memoria, en el sentido de que el número de parados varones sigue influyendo en el número de parados varones 2 años y dos meses más tarde. Tiene fluctuaciones estacionales moderadamente crecientes y componentes cíclicas trimestrales.

- El cambio en la metodología seguida para contabilizar el paro no tuvo ninguna influencia en este colectivo.
- La ley del trabajo influyó en un aumento repentino de 192 parados más en la serie modelada que decae gradualmente con una velocidad exponencial de 0,9 cada mes. Es decir el efecto es repentino y transitorio.

### 3.2.2. POBLACIÓN DE HOMBRES PARADOS EN LA COMUNIDAD

Hemos encontrado un modelo SARIMA (1,1,0) (1,1,0)<sub>12</sub>. Su expresión es la siguiente:

$$(1 - B) (1 - B^{12}) (1 - 0,42 \cdot B) (1 + 0,293 \cdot B^{12})X_t = Z_t$$

Desarrollando llegamos a la expresión:

$$(X_t - X_{t-1}) = (X_{t-12} - X_{t-13}) + 0,42(X_{t-1} - X_{t-2}) - 0,3(X_{t-12} - X_{t-13}) - 0,55(X_{t-13} - X_{t-14}) + 0,3(X_{t-24} - X_{t-25}) - 0,13(X_{t-25} - X_{t-26}) + Z_t$$

para el incremento mensual:

$$(X_t - X_{t-12}) = (X_{t-1} - X_{t-13}) + 0,42(X_{t-1} - X_{t-13}) - 0,42(X_{t-2} - X_{t-14}) - 0,3(X_{t-12} - X_{t-24}) + 0,17(X_{t-13} - X_{t-25}) + 0,13(X_{t-14} - X_{t-26}) + Z_t$$

para el incremento anual.

Es un modelo prácticamente igual al encontrado para el número de parados, salvo que las intervenciones no tienen ningún efecto. Las conclusiones serán similares salvo las componentes cíclicas trimestrales que estaban impuestas por el efecto transitorio de la segunda intervención.

### 3.2.3. POBLACIÓN DE MUJERES PARADAS EN LA COMUNIDAD

El modelo encontrado es un SARIMA (1,1,0) (0,1,1)<sub>12</sub> en el que los dos efectos resultaron significativos. La fórmula del modelo resultante es:

$$(1 - B) (1 - B^{12}) (1 - 0,32B)X_t = (1 - 0,59B^{12})Z_t - 154,374X_1 + 194,03X_2$$

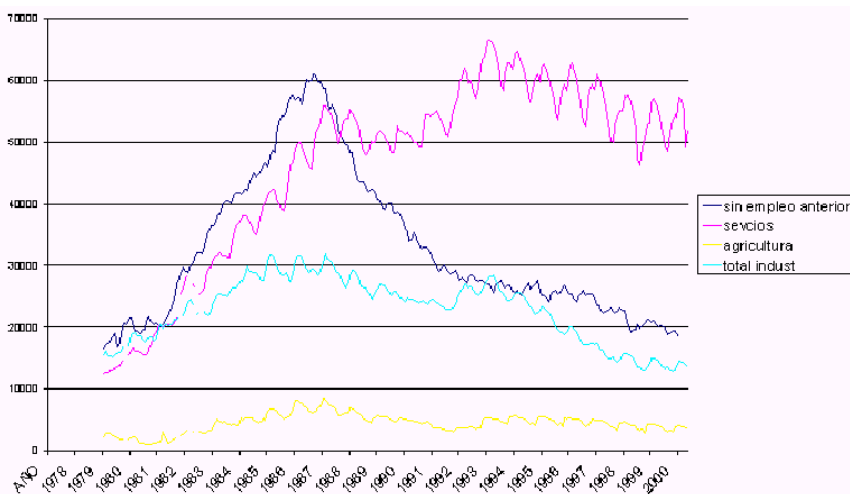
- El incremento mensual del paro en un mes cualquiera anterior a enero de 1988 en la población de mujeres paradas puede ser obtenido como 0,32 veces el incremento del paro un mes anterior más el incremento del paro del mismo mes del año anterior menos 0,32 veces el incremento del paro un mes antes del año anterior más un error autorregresivo.

- El incremento mensual del paro en un mes cualquiera posterior a enero de 1988 y anterior a junio de 1995 en la población de mujeres paradas puede ser obtenido de la misma forma restándole 154.
- El incremento mensual del paro en un mes cualquiera posterior a junio de 1995 en la población de mujeres paradas puede ser obtenido de la misma forma restándole 154 y sumándole 194.
- El incremento anual del paro en un mes cualquiera anterior a enero de 1988 en la población de mujeres paradas puede ser obtenido como 1,32 veces el incremento anual del paro un mes anterior menos 0,32 veces el incremento anual del paro dos meses anteriores más un error autorregresivo.
- El incremento anual del paro en un mes cualquiera posterior a enero de 1988 y anterior a junio de 1995 en la población de mujeres paradas puede ser obtenido de la misma forma restándole 154.
- El incremento anual del paro en un mes cualquiera posterior a junio de 1995 en la población de mujeres paradas puede ser obtenido de la misma forma restándole 154 y sumándole 194.
- El cambio en la metodología seguida para contabilizar el paro hizo que este descendiera en 155 paradas cada mes en la serie ajustada. Este efecto es permanente.
- La ley del trabajo influyó en un aumento de 194 paradas más que permanece a lo largo del tiempo, es decir, es un efecto permanente.

### 3.3. PARADOS SEGÚN ACTIVIDAD

A continuación se muestran las gráficas de la evolución del número de parados según tipo de actividad. A la vista de las gráficas parece que no varían mucho en los años 1988 o 1995. Los resultados de los análisis son:

**GRÁFICO 4**  
**Parados según actividad**



### 3.3.1. POBLACIÓN SIN EMPLEO ANTERIOR

El modelo encontrado es un SARIMA (2,10) (1,0,0)<sub>12</sub> y tiene la fórmula:

$$(1 - B)(1 - 0,32B - 0,13B^3)(1 - 0,61B^{12})X_t = -344,82X_1 + Z_t$$

Este modelo incorpora las componentes estacionales ya que puede observarse que no ha hecho falta una diferencia estacional. Del desarrollo de la fórmula se desprende:

- El incremento mensual del número de parados sin empleo anterior de cualquier mes anterior a enero de 1988 se puede obtener como 0,32 veces el incremento mensual del mes anterior más 0,13 veces el incremento mensual de tres meses anteriores más el incremento mensual del mismo mes del año anterior menos 0,2 veces el incremento mensual de un mes anterior del año anterior menos 0,08 veces el incremento mensual de tres meses anteriores del año anterior.
- El incremento mensual del número de parados sin empleo anterior de cualquier mes posterior a enero de 1988 se puede obtener de la anterior manera restándole.  
El cambio en la forma de contabilizar el paro introducido en el año 1987 tuvo influencia en este colectivo reduciendo el número de parados sin empleo anterior en 345 parados menos.
- La nueva ley no tiene ningún efecto en este colectivo.

### 3.3.2. POBLACIÓN DE PARADOS EN EL SECTOR SERVICIOS

El modelo encontrado es un SARIMA (1,1,0) (0,1,1)<sub>12</sub> el mismo que el encontrado para la población de mujeres, también en los parados en este sector los dos efectos resultaron significativos. La fórmula del modelo resultante se expone a continuación así como las conclusiones obtenidas.

$$(1 - B)(1 - B^{12})(1 - 0,18B)X_t = Z_t - 94,83X_1 + 127,76X_2$$

- El incremento mensual del paro en un mes cualquiera anterior a enero de 1988 en la población de parados en el sector servicios puede ser obtenido como 0,18 veces el incremento del paro un mes anterior más el incremento del paro del mismo mes del año anterior menos 0,18 veces el incremento del paro un mes antes del año anterior más un error.
- El incremento mensual del paro en un mes cualquiera posterior a enero de 1988 y anterior a junio de 1995 en la población de parados en el sector servicios puede ser obtenido de la misma forma restándole 95.
- El incremento mensual del paro en un mes cualquiera posterior a junio de 1995 en la población de parados en el sector servicios puede ser obtenido de la misma forma restándole 95 y sumándole 125.



- El incremento anual del paro en un mes cualquiera anterior a enero de 1988 en la población de parados en el sector servicios puede ser obtenido como 1,18 veces el incremento anual del paro un mes anterior menos 0,18 veces el incremento anual del paro dos meses anteriores más un error.
- El incremento anual del paro en un mes cualquiera posterior a enero de 1988 y anterior a junio de 1995 en la población de parados en el sector servicios puede ser obtenido de la misma forma restándole 95.
- El incremento anual del paro en un mes cualquiera posterior a junio de 1995 en la población de parados en el sector servicios puede ser obtenido de la misma forma restándole 95 y sumándole 125.
- El cambio de metodología redujo el paro en 95 unidades permanentemente.
- La ley del trabajo aumentó el incremento del paro en este sector en 125 parados más, este efecto es permanente.

### 3.3.3. POBLACIÓN DE PARADOS EN AGRICULTURA

El modelo encontrado es un modelo SARIMA  $(0,1,12) (0,1,1)_{12}$  con fórmula:

$$(1 - B)(1 - B^{12})X_t = (1 + 0,16B^{11} - 0,41 B^{12})Z_t - 8,69X_1 + Z_t$$

Del modelo se deduce:

- El incremento mensual del paro en agricultura en cualquier mes anterior a enero de 1988 se puede obtener como el incremento mensual del mismo mes del año anterior más un error autorregresivo.
- El incremento mensual del paro en agricultura en cualquier mes posterior a enero de 1988 se puede obtener como el incremento mensual del mismo mes del año anterior menos 9 más un error autorregresivo.
- El incremento anual del paro en agricultura en cualquier año anterior a 1988 se puede obtener como el incremento anual de un mes anterior más un error autorregresivo.
- El incremento anual del paro en agricultura en cualquier año posterior a 1988 se puede obtener como el incremento anual de un mes anterior menos 9 más un error autorregresivo.

Es decir, se produce un cambio de 9 parados menos debido a la introducción de la nueva metodología para contar el paro. Este cambio es poco significativo.

### 3.3.4. POBLACIÓN DE PARADOS EN INDUSTRIA

El modelo encontrado es SARIMA  $(0,1,1) (0,1,1)_{12}$  con constante:

$$(1 - B)(1 - B^{12})X_t = (1 + 0,29B)(1 - 0,75B^{12})Z_t + 43,72X_2$$

Del modelo se deduce:

- El incremento mensual del paro en industria en cualquier mes anterior a junio de 1995 se puede obtener como el incremento mensual del mismo mes del año anterior más un error autorregresivo.
- El incremento mensual del paro en industria en cualquier mes posterior a junio de 1995 se puede obtener como el incremento mensual del mismo mes del año anterior más 44 más un error autorregresivo.
- El incremento anual del paro en industria en cualquier mes anterior a junio de 1995 se puede obtener como el incremento anual de un mes anterior más un error autorregresivo.
- El incremento anual del paro en agricultura en cualquier mes posterior a junio de 1995 se puede obtener como el incremento anual de un mes anterior más 44 más un error autorregresivo.
- La nueva metodología no produce ningún cambio.
- La nueva ley del trabajo produjo un aumento de 44 parados más en industria. Este efecto es permanente.

#### 4. CONCLUSIONES

En el año 1987 se produce un cambio en la forma de registrar el paro para poder equipararlo con el resto de países europeos. Hubo un cambio menor en el año 1992. También es importante el año 1995, año en el que se aprueba la reforma del Derecho del Trabajo, Real Decreto-Leg. 1/1995, de 24 de marzo.

Estos hechos pueden ser muy influyentes en el número de parados, provocando bien en esa fecha o con cierto retardo un cambio en el mercado laboral, cambio, que se puede ver reflejado en las listas de trabajadores que buscan empleo. Este cambio puede ser permanente o transitorio, provocando un aumento o un descenso en el número de trabajadores sin empleo.

Realizado el análisis de estas series teniendo en cuenta las intervenciones se deduce que el cambio menor del año 1992 no tiene ningún efecto en las series analizadas. De la realización del análisis de intervención y a la vista de los resultados, suministrados por los análisis estadísticos finalizamos este trabajo con las siguientes conclusiones:

En líneas generales puede decirse que el cambio de metodología no ha influido en todas las series tratadas, pero en las series en las que sí ha influido, ha sido para rebajar el número de parados registrados. Esta influencia se nota por orden de importancia en la reducción en las series correspondientes a los parados sin empleo anterior, parados de 20 a 24 años, población de mujeres, población de menores de 20 años, población servicios, población de 25 a 29 años y por último con efecto poco significativo los parados de agricultura y los parados de la industria.

El cambio producido por la nueva ley de Regulación del Derecho del trabajo no afecta a todas las series estudiadas, afecta solamente en sentido

negativo, es decir, aumentando el número de parados y por orden de importancia a las series de mujeres paradas de la comunidad, parados del sector servicios, parados en la industria y parados de 55 a 59 años.

Habría que analizar seriamente el porqué esta nueva ley de regulación del trabajo influye tan negativamente en estos sectores de la población ya de por sí con grandes problemas para acceder al mercado del trabajo.

Concretando, el análisis evolutivo realizado de estas series ha puesto de manifiesto que las intervenciones anteriores han tenido influencia en las siguientes poblaciones:

- *Población total de parados en la Comunidad.* La ley del trabajo influyó en un aumento repentino de 192 parados más en junio de 1995 que decae gradualmente con una velocidad exponencial de 0,9 cada mes. Es decir el efecto es repentino y transitorio.
- *Población de mujeres paradas de la comunidad.* El cambio en la metodología seguida para contabilizar el paro hizo que este descendiera en 155 paradas cada mes a partir de enero de 1988. Este efecto es permanente.  
La ley del trabajo influyó en un aumento de 194 paradas más a partir de junio de 1995 que permanece a lo largo del tiempo, es decir, es un efecto permanente.
- *Población sin empleo anterior.* El cambio en la forma de contabilizar el paro introducido en el año 1987 tuvo influencia en este colectivo reduciendo el número de parados sin empleo anterior en 345 cada mes a partir de enero de 1988.
- *Población de parados en el sector servicios.* El cambio de metodología redujo el paro en 95 unidades permanentemente.  
La ley del trabajo aumentó el paro en este sector en 125 parados más, este efecto es permanente.
- *Población de parados en agricultura.* Se produce un cambio de 9 parados menos debido a la introducción de la nueva metodología para contar el paro. Este cambio es poco significativo.
- *Población de parados en industria.* La nueva ley del trabajo produjo un aumento de 44 parados más en industria. Este efecto es permanente.
- *Población menor de 20 años.* La nueva metodología reduce el paro de este colectivo en 123 parados para la serie modelada.
- *Población de 20 a 24 años.* La nueva metodología reduce el paro de este colectivo en 249 parados para la serie modelada.

- *Población de 25 a 29 años.* La nueva metodología reduce el paro de este colectivo en 30 parados para la serie modelada.
- *Población de 55 a 59 años.* La nueva metodología reduce el paro de este colectivo en 8 parados para la serie modelada.  
La nueva ley produce el efecto de aumentar el paro en 14 parados más para la serie modelada en este colectivo.
- *Población mayor de 59 años.* La nueva ley no tiene ningún efecto en este colectivo.

Por otra parte los efectos producidos por cada una de estas intervenciones encontrados en nuestro análisis los indicamos a continuación:

***La nueva forma de registrar el paro ha hecho que:***

- Descienda el paro en los grupos de edad de los jóvenes; en el caso de los menores de 20 años el valor ha sido de 123 parados menos, para el grupo de edad 20 a 24 años este valor es de 249 individuos, en el grupo de 25 a 29 años el valor es de 30 registrados menos.
- Descienda en el grupo de 55 a 59 años en 9 parados.
- Descienda 344 registrados en la población sin empleo anterior.
- Descienda 154 mujeres mensualmente y
- Descienda en 9 agricultores.

***La introducción de la nueva ley ha hecho que el número de parados suba:***

- En la población de hombres, si bien esta subida es transitoria y en la actualidad ha desaparecido.
- Suba en la población de mujeres de forma permanente introduciendo un incremento mensual de 194 mujeres paradas más cada mes.
- Suba en el sector servicios produciendo un incremento de 125 parados.
- Suba en la industria produciendo un incremento mensual de 44 parados.
- Suba en el grupo de edad 55 a 59 años produciendo un incremento mensual de 14 parados.

***Agradecimientos.*** Este trabajo es parte del proyecto «Aplicación de la Metodología Estadística de Series Temporales para la modelación del empleo en Castilla y León» subvencionado por la Consejería de Economía y Hacienda de la Junta de Castilla y León.

5. ANEXOS

ANEXO 1

Intervención

**MENORES DE 20 AÑOS:**

(Enero 1984-abril 2001)

The ARIMA Procedure

Name of Variable = CyL

Period(s) of Differencing 1

Mean of Working Series -95,0048

Standard Deviation 498,096

Number of Observations 207

Observation(s) eliminated by differencing 1

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr >  t	Lag
AR1,1	0,21662	0,06780	3,20	0,0014	2
AR2,1	0,37444	0,06433	5,82	<,0001	12

Variance Estimate 209196,6

Std Error Estimate 457,3801

AIC 3127,303

SBC 3133,968

Number of Residuals 207

Correlations of Parameter Estimates

Parameter	AR1,1	AR2,1
AR1,1	1,000	0,008
AR2,1	0,008	1,000

Model for variable CyL

Period(s) of Differencing 1

No mean term in this model,

Autoregressive Factors

Factor 1: 1 - 0,21662 B\*\*(2)

Factor 2: 1 - 0,37444 B\*\*(12)

Name of Variable = RESIDUAL

Mean of Working Series -47,6036

Standard Deviation 453,665

Number of Observations 207

Autocorrelation Check for White Noise

To	Chi	Autocorrelations							
Lag	Square	DF	Prob						
6	4,13	6	0,6597	0,027	-0,022	0,121	0,034	0,050	-0,001
12	5,29	12	0,9475	0,009	0,031	0,034	0,023	-0,009	-0,050
18	13,84	18	0,7393	-0,114	0,028	0,148	-0,026	0,021	-0,034
24	20,63	24	0,6606	0,035	-0,015	-0,042	-0,123	-0,059	0,085
30	26,25	30	0,6621	-0,100	-0,025	-0,051	-0,018	0,059	-0,079
36	34,20	36	0,5544	-0,058	-0,109	0,020	-0,072	-0,102	0,022

## Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr >  t	Lag	Variable	Shift
AR1,1	0,19369	0,06840	2,83	0,0046	2	CyL	0
AR2,1	0,35054	0,06534	5,36	<,0001	12	CyL	0
NUM1	-122,75980	62,68840	-1,96	0,0502	0	x1	0

Variance Estimate 206893,9

Std Error Estimate 454,8559

AIC 3125,74

SBC 3135,739

Number of Residuals 207

## Correlations of Parameter Estimates

Variable	CyL	CyL	x1
Parameter	AR1,1	AR2,1	NUM1
CyL	AR1,1	1,000	0,040
CyL	AR2,1	0,040	1,000
x1	NUM1	-0,012	-0,001

Model for variable CyL

Period(s) of Differencing 1

No mean term in this model,

Autoregressive Factors

Factor 1: 1 - 0,19369 B\*\*(2)

Factor 2: 1 - 0,35054 B\*\*(12)

Input Number 1

Input Variable x1

Overall Regression Factor -122,76

Name of Variable = RESIDUAL

Mean of Working Series 4,847169

Standard Deviation 452,3896

Number of Observations 207

## Autocorrelation Check for White Noise

To	Square	DF	p	Autocorrelations-----					
6	4,01	6	0,6751	0,019	-0,007	0,121	0,034	0,051	-0,003
12	4,80	12	0,9642	0,012	0,029	0,035	0,015	-0,018	-0,029
18	13,66	18	0,7510	-0,125	0,014	0,141	-0,036	0,017	-0,049
24	21,89	24	0,5856	0,025	-0,028	-0,050	-0,136	-0,076	0,084
30	28,63	30	0,5370	-0,115	-0,026	-0,054	-0,027	0,058	-0,085
36	35,87	36	0,4750	-0,053	-0,106	0,027	-0,065	-0,090	0,043

**EDAD COMPRENDIDA ENTRE LOS 20 Y 24 AÑOS:**

(Enero 1984-abril 2001)

The ARIMA Procedure

Name of Variable = CyL

Period(s) of Differencing 1  
 Mean of Working Series -117,338  
 Standard Deviation 960,2763  
 Number of Observations 207  
 Observation(s) eliminated by differencing 1

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr >  t	Lag
MA1,1	0,30302	0,09540	3,18	0,0015	12
AR1,1	0,30147	0,06631	4,55	<,0001	1
AR1,2	0,17072	0,06602	2,59	0,0097	3
AR2,1	0,83747	0,05232	16,01	<,0001	12
Variance Estimate	368862,4				
Std Error Estimate	607,3405				
AIC	3253,615				
SBC	3266,946				
Number of Residuals	207				

Correlations of Parameter Estimates

Parameter	MA1,1	AR1,1	AR1,2	AR2,1
MA1,1	1,000	0,035	0,040	0,722
AR1,1	0,035	1,000	-0,228	-0,094
AR1,2	0,040	-0,228	1,000	0,091
AR2,1	0,722	-0,094	0,091	1,000

Model for variable CyL

Period(s) of Differencing 1

No mean term in this model,

Autoregressive Factors

Factor 1: 1 - 0,30147 B\*\*(1) - 0,17072 B\*\*(3)

Factor 2: 1 - 0,83747 B\*\*(12)

Moving Average Factors

Factor 1: 1 - 0,30302 B\*\*(12)

Name of Variable = RESIDUAL

Mean of Working Series -23,2836  
 Standard Deviation 612,0232  
 Number of Observations 207

Autocorrelation Check for White Noise

To	Square	DF	ChiSq	-Autocorrelations-					
6	13,66	6	0,0337	-0,037	0,087	-0,057	0,149	-0,172	0,012
12	19,03	12	0,0879	-0,053	0,080	-0,001	0,045	0,111	0,029
18	23,95	18	0,1566	0,042	0,000	-0,051	0,040	-0,076	-0,100
24	29,49	24	0,2021	-0,035	0,005	-0,081	0,125	-0,018	0,000
30	37,73	30	0,1567	0,000	-0,074	0,097	-0,090	0,003	-0,104
36	47,29	36	0,0987	0,005	-0,129	0,006	-0,046	0,113	-0,080

## Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr >  t	Lag	Variable	Shift
MA1,1	0,33136	0,09441	3,51	0,0004	12	CyL	0
AR1,1	0,28678	0,06676	4,30	<,0001	1	CyL	0
AR1,2	0,16118	0,06642	2,43	0,0152	3	CyL	0
AR2,1	0,84852	0,05067	16,75	<,0001	12	CyL	0
NUM1	-248,97000	211,13965	-1,18	0,2383	0	x1	0

Variance Estimate 368363,9

Std Error Estimate 606,9299

AIC 3254,4

SBC 3271,064

Number of Residuals 207

## Correlations of Parameter Estimates

Variable	CyL	CyL	CyL	CyL	x1
Parameter	MA1,1	AR1,1	AR1,2	AR2,1	NUM1
CyL MA1,1	1,000	0,020	0,019	0,722	-0,030
CyL AR1,1	0,020	1,000	-0,209	-0,105	0,020
CyL AR1,2	0,019	-0,209	1,000	0,075	-0,018
CyL AR2,1	0,722	-0,105	0,075	1,000	-0,071
x1 NUM1	-0,030	0,020	-0,018	-0,071	1,000

Model for variable CyL

Period(s) of Differencing 1

No mean term in this model,

Autoregressive Factors

Factor 1: 1 - 0,28678 B\*\*(1) - 0,16118 B\*\*(3)

Factor 2: 1 - 0,84852 B\*\*(12)

Moving Average Factors

Factor 1: 1 - 0,33136 B\*\*(12)

Input Number 1

Input Variable x1

Overall Regression Factor -248,97

Name of Variable = RESIDUAL

Mean of Working Series 10,83301

Standard Deviation 610,8441

Number of Observations 207

## Autocorrelation Check for White Noise

To	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----						
Lag	Square	DF	ChiSq						
6	13,48	6	0,0360	-0,032	0,083	-0,054	0,152	-0,171	0,013
12	18,85	12	0,0922	-0,052	0,084	-0,009	0,042	0,106	0,039
18	24,75	18	0,1320	0,027	-0,005	-0,056	0,034	-0,092	-0,111
24	30,61	24	0,1653	-0,047	-0,006	-0,092	0,118	-0,024	-0,009
30	38,64	30	0,1340	-0,006	-0,081	0,096	-0,085	0,005	-0,101
36	48,28	36	0,0828	0,009	-0,125	0,014	-0,032	0,124	-0,079



**EDAD DE 25 A 29 AÑOS:**

(Enero 1984-abril 2001)

The ARIMA Procedure

Name of Variable = CyL

Period(s) of Differencing 1,12  
 Mean of Working Series -35,7179  
 Standard Deviation 416,348  
 Number of Observations 195  
 Observation(s) eliminated by differencing 13

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag
MA1,1	0,48191	0,06447	7,48	<,0001	12
AR1,1	0,37452	0,06679	5,61	<,0001	1
Variance Estimate	144757,6				
Std Error Estimate	380,4703				
AIC	2872,525				
SBC	2879,071				
Number of Residuals	195				

Correlations of Parameter Estimates

Parameter	MA1,1	AR1,1
MA1,1	1,000	0,033
AR1,1	0,033	1,000

Model for variable CyL

Period(s) of Differencing 1,12

No mean term in this model,

Autoregressive Factors

Factor 1: 1 - 0,37452 B\*\*(1)

Moving Average Factors

Factor 1: 1 - 0,48191 B\*\*(12)

Name of Variable = RESIDUAL

Mean of Working Series -43,5964  
 Standard Deviation 375,9951  
 Number of Observations 195

Autocorrelation Check for White Noise

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	8,39	6	0,2107	-0,013	-0,060	0,117	0,031	-0,128	-0,084
12	15,56	12	0,2122	-0,024	0,115	-0,050	-0,013	0,049	0,125
18	19,56	18	0,3583	0,005	0,037	0,107	-0,048	0,046	-0,037
24	29,77	24	0,1926	-0,066	-0,008	-0,026	-0,051	-0,025	-0,193
30	33,69	30	0,2935	0,026	0,080	-0,054	0,048	0,066	0,022
36	41,95	36	0,2286	0,025	-0,057	-0,020	0,004	-0,052	-0,165

## Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag	Variable	Shift
MA1,1	0,50456	0,06575	7,67	<,0001	12	CyL	0
AR1,1	0,35959	0,06679	5,38	<,0001	1	CyL	0
NUM1	-30,44582	23,44397	-1,30	0,1941	0	x1	0

Variance Estimate 141823,7

Std Error Estimate 376,5949

AIC 2873,183

SBC 2883,002

Number of Residuals 195

## Correlations of Parameter Estimates

Variable	CyL	CyL	x1
Parameter	MA1,1	AR1,1	NUM1
CyL	MA1,1	1,000	-0,005
CyL	AR1,1	-0,005	1,000
x1	NUM1	-0,052	-0,000

## Model for variable CyL

Period(s) of Differencing 1,12

## Autoregressive Factors

Factor 1: 1 - 0,35959 B\*\*(1)

## Moving Average Factors

Factor 1: 1 - 0,50456 B\*\*(12)

## Input Number 1

Input Variable x1

Overall Regression Factor -30,4458

Name of Variable = RESIDUAL

Mean of Working Series -13,4141

Standard Deviation 375,9848

Number of Observations 195

## Autocorrelation Check for White Noise

To	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
Lag 6	7,98	6	0,2392	0,001	-0,047	0,122	0,038	-0,121	-0,079
12	15,97	12	0,1926	-0,019	0,118	-0,042	-0,009	0,052	0,140
18	20,29	18	0,3169	0,011	0,042	0,114	-0,043	0,047	-0,036
24	29,02	24	0,2194	-0,061	-0,006	-0,022	-0,047	-0,023	-0,179
30	32,98	30	0,3235	0,029	0,085	-0,043	0,048	0,066	0,027
36	40,44	36	0,2806	0,027	-0,053	-0,015	0,006	-0,053	-0,156

**PARADOS DE 50 A 54 AÑOS:**

ARIMA Procedure

Name of variable = DE50A54,

Period(s) of Differencing = 1,12,

Mean of working series = -5,48718

Standard deviation = 206,9631

Number of observations = 195

NOTE: The first 13 observations were eliminated by differencing.

Autocorrelation Check for White Noise

ARIMA Procedure

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Lag
AR1,1	-0,11140	0,07146	-1,56	1
AR2,1	-0,34066	0,08622	-3,95	12

Variance Estimate = 38949,1568

Std Error Estimate = 197,355407

AIC = 2618,02087

SBC = 2624,56687

Number of Residuals = 195

Correlations of the Estimates

Parameter	AR1,1	AR2,1
AR1,1	1,000	-0,069
AR2,1	-0,069	1,000

Model for variable DE50A54

No mean term in this model,

Period(s) of Differencing = 1,12,

Autoregressive Factors

Factor 1: 1 + 0,1114 B\*\*(1)

Factor 2: 1 + 0,34066 B\*\*(12)

residuos

ARIMA Procedure

Name of variable = RESIDUAL,

Mean of working series = -7,70458

Standard deviation = 196,6684

Number of observations = 195

Autocorrelation Check for White Noise

To	Chi	DF	Prob	-----Autocorrelations-----					
Lag	Square	DF	Prob						
6	1,10	6	0,982	0,002	0,021	0,013	0,029	-0,044	0,045
12	3,36	12	0,992	0,037	-0,054	-0,039	0,033	0,035	-0,052
18	6,21	18	0,995	0,066	0,081	-0,012	0,024	0,032	-0,027
24	16,67	24	0,862	-0,032	-0,066	-0,051	-0,078	-0,110	-0,144
30	21,13	30	0,884	-0,009	0,053	0,101	0,055	-0,056	-0,015
36	26,33	36	0,881	0,050	0,017	0,064	-0,086	-0,052	-0,069

**PARADOS DE 55 A 59 AÑOS:**

ARIMA Procedure

Name of variable = DE55A59,

Period(s) of Differencing = 1,12,

Mean of working series = -1,88205

Standard deviation = 235,0081

Number of observations = 195

NOTE: The first 13 observations were eliminated by differencing.

ARIMA Procedure

Correlation of DE55A59 and x1

Variance of input = 0,142579

Number of observations = 195

Correlation of DE55A59 and x2

Variance of input = 0,227284

Number of observations = 195

ARIMA Procedure

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Lag	Variable	Shift
MA1, 1	-0,15445	0,06888	-2,24	1	DE55A59	0
MA2, 1	0,86111	0,05770	14,92	12	DE55A59	0
NUM1	-8,10325	5,56859	-1,46	0	x1	0
NUM2	14,26170	12,51534	1,14	0	x2	0

Variance Estimate = 30975,5097

Std Error Estimate = 175,998607

AIC = 2590,01899

SBC = 2603,11099

Number of Residuals = 195

Correlations of the Estimates

Variable	Parameter	DE55A59		x1		x2	
		MA1, 1	MA2, 1	NUM1	NUM2	NUM1	NUM2
DE55A59	MA1, 1	1,000	-0,052	0,010	-0,010		
DE55A59	MA2, 1	-0,052	1,000	-0,096	0,106		
x1	NUM1	0,010	-0,096	1,000	-0,788		
x2	NUM2	-0,010	0,106	-0,788	1,000		

Model for variable DE55A59

No mean term in this model,

Period(s) of Differencing = 1,12,

Moving Average Factors

Factor 1: 1 + 0,15445 B\*\*(1)

Factor 2: 1 - 0,86111 B\*\*(12)

ARIMA Procedure

Input Number 1 is x1,

Overall Regression Factor = -8,10325

Input Number 2 is x2,

Overall Regression Factor = 14,2617

residuos

ARIMA Procedure

Name of variable = RESIDUAL,

Mean of working series = -4,15899

Standard deviation = 185,3446

Number of observations = 195

Autocorrelation Check for White Noise

To	Chi			-----Autocorrelations-----					
Lag	Square	DF	Prob						
6	2,25	6	0,895	0,007	0,057	0,006	-0,069	-0,001	-0,056
12	7,12	12	0,849	0,116	-0,024	-0,034	0,091	0,012	0,001
18	9,47	18	0,948	0,053	-0,014	-0,049	-0,064	-0,034	0,018
24	10,75	24	0,991	-0,008	0,038	-0,047	-0,003	0,038	0,023
30	29,12	30	0,511	0,069	-0,269	0,036	-0,024	-0,027	0,032
36	37,37	36	0,406	-0,006	0,037	-0,144	0,051	-0,012	-0,099

**PARADOS DE MÁS DE 59 AÑOS:**

ARIMA Procedure

Name of variable = MAS59,

Period(s) of Differencing = 1,12,

Mean of working series = -0,92308

Standard deviation = 173,7551

Number of observations = 195

NOTE: The first 13 observations were eliminated by differencing.

ARIMA Procedure

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Lag
MA1,1	0,93539	0,08528	10,97	12

Variance Estimate = 15543,0931

Std Error Estimate = 124,671942

AIC = 2460,08553

SBC = 2463,35853

Number of Residuals = 195

Model for variable MAS59

No mean term in this model,

Period(s) of Differencing = 1,12,

Moving Average Factors

Factor 1: 1 - 0,93539 B\*\*(12)

ARIMA Procedure

Name of variable = RESIDUAL,

Mean of working series = -4,95441

Standard deviation = 129,2825

Number of observations = 195

Autocorrelation Check for White Noise

To	Chi	DF	Prob	-----Autocorrelations-----					
Lag	Square	DF	Prob						
6	1,26	6	0,974	0,064	0,034	0,023	-0,023	-0,007	-0,002
12	2,56	12	0,998	-0,001	-0,038	-0,055	0,007	0,024	-0,035
18	6,12	18	0,996	-0,037	-0,089	-0,043	-0,066	0,033	-0,011
24	11,49	24	0,985	-0,038	-0,003	-0,049	-0,039	0,130	0,044
30	14,85	30	0,991	-0,009	-0,103	-0,035	0,018	0,013	0,048
36	18,03	36	0,995	0,034	-0,002	-0,091	0,050	0,026	-0,027

**NÚMERO TOTAL DE PARADOS EN LA COMUNIDAD:**

ARIMA Procedure

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Lag	Variable	Shift
AR1,1	0,43727	0,05793	7,55	1	TOTAL	0
AR2,1	-0,29056	0,06321	-4,60	12	TOTAL	0
NUM1	192,66039	466,47730	0,41	0	x2	0
DEN1,1	-0,90172	0,62509	-1,44	1	x2	0

Variance Estimate = 2748170,14

Std Error Estimate = 1657,76058

AIC = 4315,33227

SBC = 4329,32094

Number of Residuals = 244

Correlations of the Estimates

Variable	Parameter	TOTAL AR1,1	TOTAL AR2,1	x2 NUM1	x2 DEN1,1
TOTAL	AR1,1	1,000	-0,052	0,052	0,014
TOTAL	AR2,1	-0,052	1,000	-0,015	0,052
x2	NUM1	0,052	-0,015	1,000	0,266
x2	DEN1,1	0,014	0,052	0,266	1,000

Model for variable TOTAL

No mean term in this model,

Period(s) of Differencing = 1,12,

Autoregressive Factors

Factor 1: 1 - 0,43727 B\*\*(1)

Factor 2: 1 + 0,29056 B\*\*(12)

Name of variable = RESIDUAL,

Mean of working series = -91,3171

Standard deviation = 1646,62

Number of observations = 244

Autocorrelation Check for White Noise

To	Chi	DF	Prob	-----Autocorrelations-----					
Lag	Square	DF	Prob						
6	12,01	6	0,062	-0,030	-0,008	0,114	0,139	-0,121	-0,001
12	16,72	12	0,161	0,019	0,074	-0,067	-0,012	0,067	-0,058
18	19,00	18	0,392	-0,053	0,061	0,019	-0,043	-0,006	-0,002
24	33,14	24	0,101	-0,041	-0,046	-0,031	-0,020	0,009	-0,216
30	34,14	30	0,275	-0,011	-0,024	0,019	0,040	0,026	0,018
36	41,45	36	0,245	0,019	-0,047	0,009	0,035	-0,083	-0,121

**PARO MUJERES:**

## ARIMA Procedure

## Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Lag	Variable	Shift
MA1,1	0,59655	0,06451	9,25	12	MUJERES	0
AR1,1	0,32249	0,06736	4,79	1	MUJERES	0
NUM1	-154,37423	53,48488	-2,89	0	x1	0
NUM2	194,03029	91,10525	2,13	0	x2	0

Variance Estimate = 589946,147

Std Error Estimate = 768,079518

AIC = 3169,97674

SBC = 3183,0892

Number of Residuals = 196

## Correlations of the Estimates

Variable	Parameter	MUJERES		x1	x2
		MA1,1	AR1,1	NUM1	NUM2
MUJERES	MA1,1	1,000	0,002	-0,051	0,113
MUJERES	AR1,1	0,002	1,000	-0,017	0,025
x1	NUM1	-0,051	-0,017	1,000	-0,709
x2	NUM2	0,113	0,025	-0,709	1,000

## Model for variable MUJERES

No mean term in this model,

Period(s) of Differencing = 1,12,

Autoregressive Factors

Factor 1: 1 - 0,32249 B\*\*(1)

Moving Average Factors

Factor 1: 1 - 0,59655 B\*\*(12)

Input Number 1 is x1,

Overall Regression Factor = -154,374

Input Number 2 is x2,

Overall Regression Factor = 194,0303

## ARIMA Procedure

Name of variable = RESIDUAL,

Mean of working series = 9,136275

Standard deviation = 766,5951

Number of observations = 196

## Autocorrelation Check for White Noise

To	Chi	-----Autocorrelations-----							
Lag	Square	DF	Prob						
6	4,34	6	0,630	-0,001	-0,007	0,056	0,125	-0,048	0,017
12	9,22	12	0,684	-0,003	0,111	-0,035	0,029	0,055	0,078
18	18,87	18	0,400	-0,151	0,034	0,038	0,093	-0,104	-0,013
24	29,03	24	0,219	-0,015	-0,049	-0,143	-0,018	-0,074	-0,128
30	40,75	30	0,091	-0,113	0,127	-0,039	-0,014	-0,000	-0,142
36	42,30	36	0,217	0,033	-0,010	-0,035	0,035	-0,021	-0,049



**PARADOS SIN EMPLEO ANTERIOR:**

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Lag	Variable	Shift
AR1,1	0,32447	0,05873	5,53	1	SINEMPL	0
AR1,2	0,13201	0,05919	2,23	3	SINEMPL	0
AR2,1	0,61911	0,04904	12,62	12	SINEMPL	0
NUM1	-344,48175	181,62336	-1,90	0	x1	0

Variance Estimate = 371282,535

Std Error Estimate = 609,329579

AIC = 3956,93215

SBC = 3971,04986

Number of Residuals = 252

Correlations of the Estimates

Variable	Parameter	SINEMPL AR1,1	SINEMPL AR1,2	SINEMPL AR2,1	x1 NUM1
SINEMPL	AR1,1	1,000	-0,120	-0,035	0,007
SINEMPL	AR1,2	-0,120	1,000	0,021	-0,076
SINEMPL	AR2,1	-0,035	0,021	1,000	-0,126
x1	NUM1	0,007	-0,076	-0,126	1,000

Model for variable SINEMPL

No mean term in this model,

Period(s) of Differencing = 1,

Autoregressive Factors

Factor 1: 1 - 0,32447 B\*\*(1) - 0,13201 B\*\*(3)

Factor 2: 1 - 0,61911 B\*\*(12)

Input Number 1 is x1,

Overall Regression Factor = -344,482

Name of variable = RESIDUAL,

Mean of working series = 50,15968

Standard deviation = 618,3341

Number of observations = 252

Autocorrelation Check for White Noise

To	Chi	DF	Prob	-----Autocorrelations-----					
Lag	Square								
6	3,83	6	0,700	-0,009	-0,074	-0,038	0,050	-0,054	-0,050
12	22,16	12	0,036	0,169	0,125	-0,037	-0,045	0,053	-0,138
18	25,96	18	0,101	-0,081	-0,006	0,058	0,047	-0,042	0,011
24	31,69	24	0,135	-0,039	-0,128	-0,044	-0,008	-0,007	0,027
30	37,19	30	0,172	-0,098	0,000	0,014	-0,062	0,038	-0,066
36	42,98	36	0,197	0,064	0,020	-0,026	-0,048	-0,055	0,096

**PARADOS SECTOR SERVICIOS:**

ARIMA Procedure

Maximum Likelihood Estimation

NOTE: Likelihood calculations are approximate when missing values are present in the data and differencing is employed. The estimates for METHOD = ML or METHOD = ULS are obtained using a stationary model Kalman Filter algorithm applied to the differenced data and are not true ML or ULS estimates,

Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Lag	Variable	Shift
AR1,1	0,17745	0,06928	2,56	1	SERVICIO	0
NUM1	-94,83274	93,54436	-1,01	0	x1	0
NUM2	124,76667	143,90814	0,87	0	x2	0
Variance Estimate	=	595903,441				
Std Error Estimate	=	771,947823				
AIC	=	3714,44953				
SBC	=	3724,76377				
Number of Residuals	=	230				

Correlations of the Estimates

Variable	Parameter	SERVICIO	x1	x2
SERVICIO	AR1,1	1,000	-0,009	0,050
x1	NUM1	-0,009	1,000	-0,648
x2	NUM2	0,050	-0,648	1,000

Model for variable SERVICIO

No mean term in this model,

Period(s) of Differencing = 1,12,

Autoregressive Factors

Factor 1: 1 - 0,17745 B\*\*(1)

Input Number 1 is x1,

Overall Regression Factor = -94,8327

Input Number 2 is x2,

Overall Regression Factor = 124,7667

Name of variable = RESIDUAL,

Mean of working series = 2,213744

Standard deviation = 765,3724

Number of observations = 244

NOTE: The working series has 5 embedded missing values,

Autocorrelation Check for White Noise

To	Chi	DF	Prob	-----Autocorrelations-----					
Lag	Square								
6	7,83	6	0,251	0,021	-0,014	0,078	0,059	-0,041	-0,139
12	20,89	12	0,052	0,049	0,049	-0,125	0,091	0,035	-0,144
18	25,30	18	0,117	-0,044	0,007	0,019	0,016	-0,077	0,090
24	34,35	24	0,079	-0,048	-0,020	-0,042	-0,107	-0,085	-0,101
30	35,33	30	0,231	-0,006	0,030	-0,036	-0,000	0,036	0,005
36	39,30	36	0,324	0,025	-0,101	0,014	0,027	-0,046	-0,010

**PARADOS AGRICULTURA:**

ARIMA Procedure

Maximum Likelihood Estimation

NOTE: Likelihood calculations are approximate when missing values are present in the data and differencing is employed. The estimates for METHOD = ML or METHOD = ULS are obtained using a stationary model Kalman Filter algorithm applied to the differenced data and are not true ML or ULS estimates,

Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Lag	Variable	Shift
MA1,1	-0,15982	0,06325	-2,53	11	AGRIC	0
MA1,2	0,41078	0,06657	6,17	12	AGRIC	0
NUM1	-8,69195	16,10224	-0,54	0	x1	0

Variance Estimate = 77668,8922

Std Error Estimate = 278,691392

AIC = 3249,27739

SBC = 3259,59163

Number of Residuals = 230

Correlations of the Estimates

Variable	Parameter	AGRIC	AGRIC	x1
		MA1,1	MA1,2	NUM1
AGRIC	MA1,1	1,000	0,110	-0,007
AGRIC	MA1,2	0,110	1,000	0,010
x1	NUM1	-0,007	0,010	1,000

Model for variable AGRIC

No mean term in this model,

Period(s) of Differencing = 1,12,

Moving Average Factors

Factor 1: 1 + 0,15982 B\*\*(11) - 0,41078 B\*\*(12)

Input Number 1 is x1,

Overall Regression Factor = -8,69195

ARIMA Procedure

Name of variable = RESIDUAL,

Mean of working series = 2,572628

Standard deviation = 282,9533

Number of observations = 244

NOTE: The working series has 5 embedded missing values,

Autocorrelation Check for White Noise

To	Chi	DF	Prob	-----Autocorrelations-----					
Lag	Square								
6	9,24	6	0,160	-0,099	-0,040	-0,003	0,121	-0,105	-0,006
12	15,49	12	0,216	-0,063	0,043	-0,037	0,061	0,115	0,017
18	23,98	18	0,156	-0,063	0,028	0,027	-0,095	0,016	-0,132
24	27,90	24	0,264	0,039	-0,072	-0,050	-0,007	-0,057	-0,046
30	37,56	30	0,161	-0,122	-0,013	0,022	0,016	-0,077	0,115
36	46,29	36	0,117	-0,035	0,046	-0,052	0,081	-0,131	0,026

**PARADOS EN LA INDUSTRIA:**

ARIMA Procedure

Name of variable = INDTOTAL,

Period(s) of Differencing = 1,12,

Mean of working series = -20,9609

Standard deviation = 525,3849

Number of observations = 244

NOTE: The first 13 observations were eliminated by differencing,

NOTE: The working series has 14 embedded missing values,

ARIMA Procedure

Correlation of INDTOTAL and x1

Variance of input = 0,220018

Number of observations = 244

Correlation of INDTOTAL and x2

Variance of input = 0,203364

Number of observations = 244

ARIMA Procedure

Maximum Likelihood Estimation

NOTE: Likelihood calculations are approximate when missing values are present in the data and differencing is employed, The estimates for METHOD = ML or METHOD = ULS are obtained using a stationary model Kalman Filter algorithm applied to the differenced data and are not true ML or ULS estimates,

Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Lag	Variable	Shift
MU	-31,01106	13,69924	-2,26	0	INDTOTAL	0
MA1,1	-0,28815	0,06483	-4,44	1	INDTOTAL	0
MA2,1	0,75706	0,05224	14,49	12	INDTOTAL	0
NUM1	43,72454	32,29409	1,35	0	x2	0

Constant Estimate = -31,011056

Variance Estimate = 184751,329

Std Error Estimate = 429,827092

AIC = 3459,29124

SBC = 3473,04356

Number of Residuals = 230

Correlations of the Estimates

Variable	Parameter	INDTOTAL MU	INDTOTAL MA1,1	INDTOTAL MA2,1	x2 NUM 1
INDTOTAL	MU	1,000	0,022	0,022	-0,639
INDTOTAL	MA1,1	0,022	1,000	0,048	-0,017
INDTOTAL	MA2,1	0,022	0,048	1,000	-0,046
x2	NUM1	-0,639	-0,017	-0,046	1,000

ARIMA Procedure

Model for variable INDTOTAL

Estimated Intercept = -31,011056

Period(s) of Differencing = 1,12,

Moving Average Factors

Factor 1: 1 + 0,28815 B\*\*(1)

Factor 2: 1 - 0,75706 B\*\*(12)

Input Number 1 is x2,

Overall Regression Factor = 43,72454

ARIMA Procedure

Name of variable = RESIDUAL,

Mean of working series = -8,63142

Standard deviation = 448,7475

Number of observations = 244

NOTE: The working series has 5 embedded missing values,

Autocorrelation Check for White Noise

To	Chi	DF	Prob	-----Autocorrelations-----					
Lag	Square	DF	Prob						
6	4,94	6	0,551	-0,023	0,014	-0,088	0,060	-0,086	-0,013
12	7,68	12	0,809	0,003	-0,002	0,008	-0,052	0,073	0,050
18	19,90	18	0,338	0,163	-0,082	0,051	-0,026	0,080	-0,060
24	30,56	24	0,167	-0,044	-0,012	0,092	-0,059	-0,122	0,102
30	36,07	30	0,206	0,013	0,022	-0,073	0,114	0,013	0,026
36	39,71	36	0,308	-0,029	-0,073	-0,048	0,009	-0,049	-0,042

## ANEXO 2

### Intervenciones

#### PARADOS TOTAL:

```

title1 "transfer";
data enero80;
infile "datosluis\transfer\enero80.txt" dlm = '09'x firstobs = 2;
input ano mes $ total sinemple servicio agric indtotal x2;
date = intnx('month', '31dec79'd, _n_);
format date monyy,;
year = year(date);
month = month(date);
x1 = (year > = 1987);
proc print;
run;
PROC ARIMA data = enero80;
    IDENTIFY var = total(1,12) crosscorr = (x1 x2) nlag = 36 noprint;
    estimate p = (1)(12) noconstant input=[(0)/(1)x2] method = ml outcov outcorr;
    forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;

```

#### SIN EMPLEO ANTERIOR:

```

PROC ARIMA data = enero80;
    IDENTIFY var = sinemple(1) crosscorr = (x1 x2) nlag = 36 noprint;
    estimate p = (1,3)(12) input = (x1) noconstant method = ml outcov outcorr;
    forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;

```

**PARADOS SECTOR SERVICIOS:**

```
PROC ARIMA data = enero80;
    IDENTIFY var = servicio(1,12) crosscorr = (x1 x2) nlag = 36 noprint;
    estimate p = (1) input = (x1 x2) noconstant method = ml outcov outcorr;
    forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;
```

**PARADOS AGRICULTURA:**

```
PROC ARIMA data = enero80;
    IDENTIFY var = agric(1,12) crosscorr = (x1 x2) nlag = 36 noprint;
    estimate q = (11,12) noconstant input = (x1) method = ml outcov outcorr;
    forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;
```

**PARADOS INDUSTRIA:**

```
PROC ARIMA data = enero80;
    IDENTIFY var = indtotal(1,12) crosscorr = (x1 x2) nlag = 36 noprint;
    estimate q = (1)(12) input = (x2) method = ml outcov outcorr;
    forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;
```

**PARO REGISTRADOS CON EDAD MENOR DE 20 AÑOS:**

```

/*Lectura de Datos: */
libname resul 'a:\';
data datos;
infile 'a:\Paro menores de 20.txt' dlm = '09'x;
input Av Bu CyL Le Pa Sa Se So Va Za;
date = intnx('month', '31dec83', d, _n_);
format date monyy;
year = year(date);
month = month(date);
x1 = (year >= 1987); /*primera intervención */
x2 = (_n_ >= 139); /*segunda intervención, Julio de 1995 que se corresponde con la observación
139*/
/*Serie de Castilla y León: */
title1 'Paro registrado en menores de 20 en Castilla y León';
title2 '(Enero 1984 - abril 2001)';
PROC ARIMA data = datos;
    IDENTIFY var = CyL(1) nlag = 36;
    ESTIMATE p = (2)(12) noconstant
        method = ml
    plot outcorr
        outest = resul,test
    outstat = resul,stat
    outmodel = resul,model;
    FORECAST out = b id = date interval = month noprint;
run;
proc gplot data = b gout = b2;
    plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = b;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
PROC ARIMA data = datos;
IDENTIFY var = CyL(1) crosscorr = (x1 x2) nlag = 36 noprint;
estimate /* modelo ajustado sin intervención */ p = (2)(12) noconstant
input = (x1)
method = ml outcov outcorr noconstant;
forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
    plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;

```



**PARO REGISTRADO ENTRE LOS 20 Y 24 AÑOS:**

```
/*Lectura de Datos: */
libname resul 'a:\';
data datos;
infile 'a:\Paro ambos sexos 20-24.txt' dlm = '09'x;
input Av Bu CyL Le Pa Sa Se So Va Za;
date = intnx('month','31dec83'd,_n_);
format date monyy;;
year = year(date);
month = month(date);
x1 = (year >= 1987);/*primera intervención/
x2 = (_n_ >= 139);/*segunda intervención, Julio de 1995 que se corresponde con la observación
139*/
/*Identificación de la serie de Castilla y León */
title1 'Paro registrado en personas de edad entre 20 y 24 en Castilla y León';
title2 '(Enero 1984 - abril 2001)';
PROC ARIMA data = datos;
    IDENTIFY var = CyL(1) nlag = 36;
    ESTIMATE p = (1,3)(12) q = (12)noconstant
    method = ml
    plot outcorr
    outest = resul,test
    outstat = resul,stat
    outmodel = resul,model;
    FORECAST out = b id = date interval = month noprint;
run;
proc gplot data = b gout = b2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = b;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
PROC ARIMA data = datos;
IDENTIFY var = CyL(1) crosscorr = (x1 x2) nlag = 36 noprint;
estimate /* modelo ajustado sin intervención */p = (1,3)(12)q = (12) noconstant
input = (x1)
method = ml outcov outcorr noconstant;
forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
```

**PARO REGISTRADO EN EDADES COMPRENDIDAS ENTRE LOS 25 Y 29 AÑOS:**

```

/*Lectura de Datos: */
libname resul 'a:\';
data datos;
infile 'a:\Paro 25-29 ,txt' dlm = '09'x;
input Av Bu CyL Le Pa Sa Se So Va Za;
date = intnx('month', '31dec83'd, _n_);
format date monyy;;
year = year(date);
month = month(date);
x1 = (year >= 1987); /*primera intervención */
x2 = (_n_ >= 139); /*segunda intervención, Julio de 1995 que se corresponde con la observación
139*/
/*Identificación de la serie de Castilla y León*/
title1 'Paro registrado en personas de edad entre 25 y 29 en Castilla y León';
title2 '(Enero 1984 - abril 2001)';
/*modelo SARIMA(1,1,0)(0,1,0)12 */
PROC ARIMA data = datos;
    IDENTIFY var = CyL(1,12) nlag = 36;
    ESTIMATE p = (1)q = (12)noconstant
    plot outcorr
    outest = resul,test
    outstat = resul,stat
    outmodel = resul,model;
    FORECAST out = b id = date interval = month noprint;

run;
proc gplot data = b gout = b2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = b;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;

run;
PROC ARIMA data = datos;
IDENTIFY var = CyL(1,12) crosscorr = (x1 x2) nlag = 36 noprint;
estimate /* modelo ajustado sin intervención */p = (1)q = (12)noconstant
input = (x1)
method = ml outcov outcorr noconstant;
forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
PROC ARIMA data = prueba;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;

run;

```

**DE 35 A 39 AÑOS:**

```
PROC ARIMA data = prueba;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;
PROC ARIMA data = enero84;
    IDENTIFY var = de35a39(12) crosscorr = (x1 x2) nlag = 36 noprint;
    estimate p = (1) input = (x1 x2)method = ml outcov outcorr;
    forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;
title1 'transfer';
data ener84_2;
infile "datosluis\transfer\ener84_2.txt" dlm = '09'x firstobs = 2;
input ano mes $ de40a44 de45a49 de50a54 de55a59 mas59 varones mujeres x2;
date = intnx('month', '31dec83'd, _n_);;
format date monyy;;
year = year(date);
month = month(date);
x1 = (year >= 1987);
proc print;
run;
```

**DE 40 A 42 AÑOS:**

```
PROC ARIMA data = ener84_2;
    IDENTIFY var = de40a44(12) crosscorr = (x1 x2) nlag = 36 noprint;
    estimate p = (1) input = (x1 x2)method = ml outcov outcorr;
    forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;
```

**DE 45 A 49 AÑOS:**

```

PROC ARIMA data = ener84_2;
  IDENTIFY var = de45a49(12) crosscorr = (x1 x2) nlag = 36 noprint;
  estimate p = (1) input = (x1 x2) method = ml outcov outcorr;
  forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
  IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;

```

**DE 50 A 54 AÑOS:**

```

PROC ARIMA data = ener84_2;
  IDENTIFY var = de50a54(1,12) /* crosscorr = (x1 x2)*/ nlag = 36;
  estimate p = (1)(12) noconstant /*input = (x2) */method = ml outcov outcorr;
  forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
  IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;

```

**DE 55 A 59 AÑOS:**

```

PROC ARIMA data = ener84_2;
  IDENTIFY var = de55a59(1,12) crosscorr = (x1 x2) nlag = 36;
  estimate q = (1)(12) noconstant input = (x1 x2) method = ml outcov outcorr;
  forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
  IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;

```

**MÁS DE 59 AÑOS:**

```
PROC ARIMA data = ener84_2;
    IDENTIFY var = mas59(1,12) /*crosscorr = (x1 x2) */nlag = 36;
    estimate q = (12) noconstant /*input = (x1) */method = ml outcov outcorr;
    forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;
```

**HOMBRES:**

```
PROC ARIMA data = ener84_2;
    IDENTIFY var = varones(1,12) /*crosscorr = (x1 x2)*/ nlag = 36;
    estimate p = (1)(12) noconstant /*input = (x2) */method = ml outcov outcorr;
    forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;
```

**MUJERES:**

```
PROC ARIMA data = ener84_2;
    IDENTIFY var = mujeres(1,12) crosscorr = (x1 x2) nlag = 36;
    estimate q = (1)(12) noconstant input = (x1 x2)method = ml outcov outcorr;
    forecast lead = 12 out = prueba id = date noprint;
run;
proc gplot data = prueba gout = prueba2;
plot residual*date;
run;
title2 'residuos';
PROC ARIMA data = prueba;
    IDENTIFY var = residual nlag = 36;
run;
title2;
```