

ANÀLISI DE LES SÈRIES DEL MERCAT LABORAL DE LLEIDA



M. JESÚS GÓMEZ ADILLÓN

Acord de la Comissió de Doctorat de la Universitat de Lleida del 21 d'octubre de 1999

La Comissió de Doctorat acorda que entri en dipòsit la Tesi següent:

Autor/a: María Jesús Gómez Adillón
Dep. responsable de la tesi: Economia Aplicada
Títol: Anàlisi de les sèries del mercat laboral a Lleida
Direcció: Joan Baró Llinàs
Tutoria: Joan Pere Enciso Rodríguez
Titulació d'accés: Llicenciada en Ciències Econòmiques i Empresariales (UB)
Titulació de Doctorat: Doctora en Economia

La secretària de la Comissió de Doctorat

M. Francesca Sánchez



UNIVERSITAT DE LLEIDA
SERVEI DE GESTIÓ ACADÈMICA

Lleida, 22 d'octubre de 1999

ANÀLISI DE LES SÈRIES DEL MERCAT LABORAL DE LLEIDA

M.Jesús Gómez Adillón

Departament d'Economia Aplicada

Facultat de Dret i Economia

Universitat de Lleida

Tesi doctoral dirigida pel Dr. JOAN BARÓ LLINÀS

Lleida, octubre de 1999

Agraïments

Vull agrair al Dr. Joan Baró Llinàs, director de la tesi, tota la confiança i el suport que m'ha donat, així com les seves orientacions i consells en el decurs d'aquest treball.

Agraeixo als companys del Departament d'Economia Aplicada, en especial a la Dra. M. Àngels Cabasés, al Dr. Josep Domingo i a la Sra. Anna Puigdevall que m'hagin dedicat part del seu temps, en moments difícils durant l'elaboració de la tesi, durant aquests darrers anys, i també els seus comentaris i suggeriments.

També vull expressar la meva gratitud al Sr. Jordi Agost, professor del Departament d'Informàtica de la UdL, i als membres de la Secció de Tècniques Quantitatives de la UPC, en especial al Dr. Ignasi Solé, que m'han facilitat el programari informàtic utilitzat en la tesi.

Tampoc no puc oblidar la Sra. Rosa Vinós, amiga meva, pel seu ajut en la composició final de la tesi, ni la Sra. Núria Prenafeta, que ha efectuat la revisió lingüística.

Per últim, el meu agraïment a la meva família, als meus pares, Franciso i Milagros, que sempre han estat al meu costat, a la meva germana Merche i al meu marit, Jordi, pel seu suport incondicional.

Índex

Marc i objectius	11
Capítol 1. Revisió cronològica	15
1.1. Introducció	15
1.2. Antecedents en l'anàlisi de sèries temporals	18
1.2.1. Fets significatius del segle XIX.....	18
1.2.2. Evolució històrica en la primera meitat del segle XX.....	22
1.2.3. Fets significatius des de 1950 fins a l'actualitat.....	31
1.3. Estudis del mercat de treball.....	42
Capítol 2. Conceptes i fonts estadístiques	49
2.1. Introducció	49
2.2. Variables objecte d'estudi	50
2.3. Fonts estadístiques d'ocupació	52
2.3.1. Introducció.....	52
2.3.2. Fonts estadístiques segons l'organisme productor	59
2.3.3. Enquesta de població activa (EPA).....	66
Capítol 3. Anàlisi univariant i d'intervenció de sèries temporals	81
3.1. Introducció.....	81

3.2. Conceptes bàsics	82
3.2.1. Processos estocàstics	82
3.2.2. Sèries temporals	84
3.2.3. Processos estacionaris	85
3.3. Models estocàstics de sèries temporals.....	87
3.3.1. Model autoregressiu de mitjana mòbil	89
3.3.2. Model autoregressiu de mitjana mòbil integrat	90
3.3.3. Models estocàstics estacionals.....	92
3.4. Modelització univariant de sèries temporals: esquema general de la metodologia Box-Jenkins.....	94
3.4.1. Introducció	94
3.4.2. Fase d'identificació	97
3.4.3. Procés d'estimació.....	98
3.4.4. Comprovació del model	100
3.4.5. Predicció	103
3.5. Mesures de bondat o capacitat predictiva.....	107
3.6. Anàlisi d'intervenció	114
3.6.1. Introducció	114
3.6.2. Models d'intervenció	116
3.6.3. Identificació dels models d'intervenció	119
3.6.4. Tipus i efectes de les anomalies.....	120
3.7. Discussió dels programes informàtics	124

Capítol 4. Anàlisi empírica	133
4.1. Introducció	133
4.2. Evolució de les variables d'ocupació	134
4.2.1. Comparacions de l'evolució de les variables.....	136
4.2.2. Població activa per sexes.....	169
4.2.3. Població ocupada per sexes	172
4.2.4. Ocupació per sectors productius	176
4.3. Modelització univariant i d'intervenció de les sèries temporals d'ocupació (1977-1997)	182
4.3.1. Introducció.....	182
4.3.2. Sèrie de població en edat de treballar.....	186
4.3.3. Sèrie de població activa	196
4.3.4. Sèrie de població inactiva.....	202
4.3.5. Sèrie de població ocupada	207
4.3.6. Sèrie de població aturada.....	219
4.3.7. Sèrie de població activa masculina	226
4.3.8. Sèrie de població activa femenina.....	231
4.3.9. Sèrie població ocupada masculina.....	236
4.3.10. Sèrie de població ocupada femenina	241
4.3.11. Sèrie de població ocupada al sector agricultura, ramaderia i pesca.....	246
4.3.12. Sèrie de població ocupada al sector indústria.....	252
4.3.13. Sèrie de població ocupada al sector construcció	259
4.3.14. Sèrie de població ocupada al sector serveis	264
4.3.15. Sèrie de taxa d'activitat	269
4.3.16. Sèrie de taxa d'atur	274
4.4. Prediccions segons la suma de les variables de cada identitat.....	280

Capítol 5. Avaluació de les previsions.....	285
5.1. Anàlisi predictiva ex post.....	285
Capítol 6. Conclusions finals.....	295
Bibliografia.....	307
Apèndix	367
Índex de quadres	395
Índex de gràfics	399

Marc i objectius

Moltes variables econòmiques tenen naturalesa temporal i poden ser mesurades en períodes equiespaiats de temps. La majoria de successos econòmics es manifesten en forma de sèrie temporal. Hi ha una gran quantitat d'informació estadística que es presenta d'aquesta manera. Això ha fet que l'estudi de les sèries temporals hagi omplert la bibliografia econòmica, estadística i economètrica en els darrers anys, encara que aquesta disciplina ha experimentat també un gran desenvolupament en altres branques de la ciència.

De tota manera, fins ara, l'aplicació de l'anàlisi de sèries temporals al mercat de treball s'ha dut a terme amb models de regressió basats en la teoria econòmica. Hi ha hagut arguments a favor i en contra de diverses variables explicatives, que han estat la base de diferents estudis.

En detectar-se una manca a escala regional de la província de Lleida, de treballs sobre el funcionament, l'evolució i les perspectives del mercat laboral, l'objectiu d'aquesta investigació va ser estudiar el funcionament de les variables del mercat de treball a escala provincial. Es pretén fer un estudi a curt termini sobre l'estructura dinàmica de les variables que expliquen el comportament del mercat laboral, tenint en compte la dependència temporal de les variables.

La tesi s'ha estructurat en cinc capítols. Al primer capítol s'ha elaborat un estudi teòric sobre la metodologia estadística i economètrica a utilitzar. La revisió històrica dels antecedents sobre models de sèries temporals i aplicacions al mercat laboral ocupa, doncs, els primers comentaris.

Al segon capítol es faciliten les definicions que s'utilitzaran en els capítols posteriors, així com les fonts per a l'estudi de les sèries del mercat de treball.

Al tercer capítol s'exposen diferents procediments teòrics que es coneixen en la literatura economètrica sobre l'anàlisi de sèries temporals i la nomenclatura que s'adopta en aquest treball.

Aquest estudi desenvolupa, empíricament, en el quart capítol la metodologia analitzada amb l'obtenció dels models adequats per a les variables objecte d'estudi, per això és necessari analitzar la informació teòrica prèvia a qualsevol estimació estadística. Un altre objectiu, a banda de proporcionar una estimació de la trajectòria de les variables definides pel període de temps considerat, és predir-ne el comportament futur a curt termini, quan això sigui possible.

En el cinquè capítol es compara el funcionament predictiu postmostral dels models a curt termini estimats en l'apartat anterior. Tots els models han estat estimats per al període 1977-1997, deixant l'any 1998 com a període de prova per a la realització de les comprovacions *ex post*.

El sisè capítol és una síntesi de les principals conclusions obtingudes al llarg de la tesi.

Per concloure, en un apèndix, s'adjunten les taules amb els valors de les variables i els càlculs estadístics que s'han utilitzat en els anteriors capítols, a més de la bibliografia.

Capítol 1

Revisió cronològica

1.1. Introducció

L'elecció del procediment a seguir per elaborar una investigació econòmica sobre el mercat de treball en els darrers anys, ha estat precedida d'una revisió històrica i d'una discussió sobre els possibles mètodes de què es disposa per a l'obtenció dels components d'una sèrie temporal i la seva extrapolació en el futur.

Es presenten diferents alternatives per a l'estimació dels components de la sèrie temporal i els mètodes estadístics que estudien els components.

L'origen d'aquest problema se situa l'àrea de l'estadística, en la resolució del qual conflueixen les principals àrees de l'econometria. A continuació es presenten diferents estudis teòrics i empírics sobre sèries temporals econòmiques.

Amb la següent revisió bibliogràfica, es pretén emmarcar l'estudi teòric i empíric de les sèries temporals i veure les diferents

propostes que, encadenades entre si, presenten diversos autors en els darrers anys.

El problema d'obtenció dels components d'una sèrie temporal ha anat evolucionant des dels seus inicis a través de l'adaptació de tècniques molt diferents. Així doncs, es plantegen successivament diferents mètodes: mitjanes mòbils, tècniques de regressió, la teoria de processos estocàstics, l'anàlisi harmònica, l'anàlisi espectral, els mètodes de predicció pels allisatges exponencials i la metodologia Box-Jenkins.

En primer lloc es van utilitzar mètodes d'allisatge simple i d'anàlisi harmònica; eren els que semblava que podien donar resposta al problema plantejat per estudiar la tendència. Més tard es va veure la possibilitat d'aproximar la tendència i el component estacional amb mètodes de regressió, i alhora es desenvolupava l'anàlisi espectral a la recerca d'una alternativa.

Els avenços en les tècniques de predicció van tenir lloc principalment a partir dels treballs de Wiener i Kolmogorov, que van programar algorismes per a la resolució de les anomenades *equacions de Yule-Walker* i van obtenir mètodes automàtics per tal d'obtenir components.

Els últims passos que van desenvolupar els mètodes d'obtenció de components amb intervals de confiança per les estimacions van ser, d'una banda, el mètode Box-Jenkins de modelització de sèries temporals i, de l'altra, l'aplicació en el camp de l'economia dels models d'espais d'estat, que van donar pas, respectivament, al mètode d'anàlisi de components basat en la modelització ARIMA i, com a alternativa, models estructurals de la sèrie temporal.

La metodologia Box-Jenkins parteix dels models ARIMA de la sèrie original, i descompon la fracció polinòmica en què es pot expressar aquest filtre amb la suma de reaccions tal que els denominadors dels sumands no tinguin arrels comunes entre si.

Aquest tema queda reflectit en una gran quantitat d'articles publicats sobre aquesta qüestió. Davant de tant material és difícil elaborar una síntesi de l'evolució històrica de l'anàlisi de sèries temporals. Malgrat això, es fa necessari conèixer els principals avenços en aquest tema dels darrers anys.

1.2. Antecedents en l'anàlisi de sèries temporals

1.2.1. Fets significatius del segle XIX

En la primera meitat del segle XIX comencen els estudis de les sèries a un nivell pràcticament descriptiu.

En 1838 el *Journal of the Royal Statistical Society* (JRSS) edita el seu primer volum. En aquesta època la teoria de càlcul diferencial i integral de Leibniz (1646) s'ha desenvolupat, així com la teoria de la probabilitat, gestada per Pascal (a mitjans del segle XVII). La *Theorie analytique de la chaleur* de Fournier es publica el 1822, i la teoria general de l'evolució es discuteix després de la publicació, el 1859, de *The origin of species*, de Darwin. El 1837 s'edita *Reserches sur la probabilité des juggements*, on es desenvolupa la llei de Poisson.

En el primer volum del JRSS es distingeixen bàsicament dos tipus d'articles: els d'anàlisi de dades estadístiques de diferents àmbits i els articles de sèries trimestrals recollides amb aquesta periodicitat.

És en el segon volum del JRSS (1839) on trobem el primer comentari sobre dades estacionals: "Report on sickness and mortality among the metropolitan police-force: 1830-1838".

Va ser W. Herschel (1801), a l'obra "Observations tending to investigate the nature of the sun in order to find the causes or

symptoms of its variable emission of light and heat with remark on the use that may possibly be draw from solar observation", qui va estudiar la relació entre les taques solars i el preu del blat i es van iniciar els estudis de periodicitat en sèries econòmiques.

Si seguim la trajectòria del JRSS trobem el 1842 la primera cita explícita del concepte de *estacionalitat*. En aquest número es publica el document *Notice on Periodical Phenomena*, del professor L.A. Quetelet (Foreign number of the Statistical Society of London).

Aquest tipus de comentari relatiu al comportament estacional de les sèries és similar al que Hylleberg cita en la seva obra "On the study of periodic commercial fluctuations".

Una altra fita important en l'estudi del comportament estacional de les sèries es troba en les obres de CH. Babbage, en un dels seus últims escrits, publicat el 1858: "Analysis of the statistics of the clearing house during the year 1839", el qual presenta una anàlisi basada en observacions diàries de les compensacions bancàries, de les seves fluctuacions setmanals i també mensuals, que s'analitzen comparant els seus promitjos. Babbage proposa un sistema per quantificar la magnitud de la pertorbació originada per algun succés especial.

En la segona meitat del segle XIX també trobem una extensa bibliografia sobre el tema.

J.W. Gilbert (1854) publica a *Statistical Journal* núm. 17, "The law of the correny as exemplified in the circulation of country bank notes in England since the passing of the act of 1844", on analitza les fluctuacions estacionals experimentades en la demanda de bitllets

pels bancs anglesos, que Hylleberg considera com el primer estudi de comportament estacional en sèries econòmiques.

Si l'interès d'anàlisi és el del component cíclic, un primer estudi passa pels treballs de C.H.D Buys Ballot (1847) "Les changements périodiques de température", que seran el punt de partida del treball que el 1898 publicarà A. Schuster.

La primera proposta per estudiar els comportaments cíclics dels fenòmens econòmics ens la proporciona G.C. Stokes (1879), amb "Note on searching for periodicities", on suggereix l'aplicació de les tècniques d'anàlisi harmònica com a eina per a l'anàlisi de les periodicitats.

L'aplicació d'aquesta tècnica es mostra en l'obra de J.H. Poynting (1884) "A comparasion of the fluctuations in the price of wheat and in cotton and silk imports into Great Britain".

En 1898 arriba el treball d'A. Schuster, amb l'article "On the investigation of hidden periodicities with application to the supposed 26-day period of meteorological phenomena". Schuster distingeix entre *periodicitat evident* i *amagada*, fixa com a objectiu la definició del periodograma i proposa el contrast dels pals per mitjà d'una distribució exponencial.

Una hipòtesi del primer treball de Schuster era la independència de les successives observacions de la sèrie temporal, en el seu treball (1900): "The Periodogram of the magnetic declination as obtained from the records of the Greenwich observatory during the years 1871-1895". Més tard s'adonà que els termes d'una sèrie empírica estan

en general correlacionats, per la qual cosa proposa un tractament diferent.

La primera referència empírica del tractament de les sèries temporals econòmiques es troba en el document de J.H. Poynting (1884) "A comparasion of the fluctuations in the price of wheat an in cotton and silk imports into Great Britain". S'estudiava el tipus de relació entre els moviments dels preus de la farina a Anglaterra, França i Bengala, així com les importacions de cotó i seda a Anglaterra. En aquest estudi és on per primera vegada s'utilitza la mitjana mòbil, en aquest cas d'ordre 10.

El JRSS de 1897 publica, a aquest respecte, l'obra de G.U. Yule "On the theory of correlation" amb les definicions dels conceptes i el desenvolupament en el càlcul de l'anàlisi de regressió per dos, tres i quatre variables.

1.2.2. Evolució històrica en la primera meitat del segle XX

El JRSS publica, el 1901, un treball de R.H. Hooker titulat "On the correlation of the marriage-rate with trade", en el qual s'introdueix el concepte de *instantaneous average*, alhora que s'utilitza per primer cop el concepte de tendència.

Hooker considera suficient, a efectes pràctics, tenir en compte un promig de nou anys centrat en cadascun dels anys, i calcular les correlacions entre les oscil·lacions en conformitat. Considera que les fluctuacions de curta durada són el punt d'interès de l'anàlisi, i no s'han d'eliminar. Aquest article inclou per primera vegada una referència a les tècniques de regressió.

En el mateix volum del JRSS de 1901 s'inclou el "The suspension of the Berlin procedure exchange and its effects upon corn-prices", que analitza el ritme de creixement i decreixement del preu del gra a Berlin durant els anys 1897-1899. Les sèries considerades en aquesta ocasió són diàries. Aquest és el primer treball on apareix l'anàlisi de sèries diferenciades.

Hooker (1905) presenta un nou treball, "On the correlation of successive observations illustrated by corn-prices", que és una reflexió sobre la idoneïtat del coeficient de correlació per contrastar la interdependència secular de dues sèries. Es dedueix que el coeficient de correlació no és útil per analitzar la relació causal entre dues sèries relacionades en el temps.

Aquest element teòric, tècniques de regressió, intervindrà en l'estudi dels components d'una sèrie temporal. El seu origen s'atribueix a Sir

F. Galton i quedà perfectament consolidat al llarg d'aquest primer quart de segle.

Respecte a l'anàlisi de regressió, F. Galton (1908) publica l'obra *Natural Inheritance*, on estableix la relació entre les altures dels pares i els fills adults.

Aquestes tècniques són utilitzades a l'obra de Student (1914) "The elimination of spurious correlation due to position in time or space" per a la modelització de la tendència. En aquest treball Student analitza la utilització de les primeres diferències proposades per Hooker (1901) com a mitjà per eliminar la tendència.

En aquests estudis se suggereix modelar la tendència amb esquemes polinòmics i eliminar-la per diferenciació i, posteriorment, analitzar-ne els residus.

Posteriorment, G.T. Walker (1914) a "Correlation in seasonal variation of weather III. On the criterion for the reality of relationships or periodicities" alerta sobre el fet que el pic escollit per contrastar el periodograma no es tria aleatòriament, sinó que es té en compte el màxim valor del periodograma, la variància de la sèrie és desconeguda i necessita ser estimada. Walker proporciona una distribució asimptòtica per contrastar el valor màxim del periodograma.

R.A. Fisher (1929) a "Test of significance in harmonic analysis" presenta la distribució exacta per aquest estadístic definint l'anomenada distribució g de Fisher. La seva tabulació la proporciona H.T. Davis (1941) a l'obra "The analysis of economic

time series". Més endavant P. Whittle (1952) obtindria analíticament la distribució g de Fisher.

W.L. Crum (1923) critica a "Cycles of rates on commercial paper" la utilització del periodograma en sèries econòmiques, ja que argumenta que el component estacional prova l'aparició de pics *espuri* en el periodograma, cosa que dificulta l'anàlisi. Aquest problema va haver d'esperar el desenvolupament dels estudis sobre processos mixtos per obtenir la solució.

Yule (1921) a "On the time correlation problem" intenta clarificar les dificultats de l'estudi de sèries temporals. És en l'obra de Yule on per primera vegada apareix el concepte de *sèrie aleatòria*.

Seguint el desenvolupament de les metodologies empíriques, l'estudi d' E.W. Kemmer (1910) "Seasonal Variation in the relative demand for money and capital in the United States", és on es considera per primera vegada la descomposició de la sèrie en quatre components: tendència, cicle, estacionalitat i irregularitat. Proposa la utilització dels promitjos mensuals per obtenir coeficients estacionals constants.

W.M. Pearsons (1919), a "Index of business conditions"; presenta un model per aïllar components i calcular els índexs de negocis.

El fet que la presència de la tendència pertorba l'estimació del component estacional és analitzat per L.W. Hall (1924) a "Seasonal variation as a relative of secular trend". Per alleugerir l'efecte de la tendència a l'obtenció del component estacional proposa la utilització de la raó entre la sèrie original i les mitjanes mòbils de la sèrie original.

H.D. Falkner (1924) a "On the measurement of Seasonal Variations" proposa estimar una recta o corba de regressió, aproximar la tendència i considerar el quocient entre el valor original i aquesta estimació com el punt de partida per a l'estudi dels coeficients estacionals.

Una altra proposta és la d'E.C. Snow (1923) a "Trade Forecasting and Prices", que consisteix a tractar la tendència i el component estacional alhora. Proposa ajustar rectes de regressió i, per cada un dels períodes de la sèrie (mesos, trimestres, etc.), contrastar la presència de variacions estacionals examinant si les rectes són o no paral·leles.

Pel que fa a les sèries econòmiques, el primer autor que va proposar coeficients estacionals va ser W.I. Fing (1924) a "An improved method for measuring the seasonal factor". O. Gressens (1925) a "On the measurement of seasonal variations" analitza els índexs corresponents a les mitjanes anuals i mensuals per determinar si el comportament estacional es manté constant, si és variable o si és inexistent. Calcula els coeficients a partir de mitjanes mòbils d'ordre cinc.

L'interès pel problema de l'ajustament estacional va donar lloc al "Meeting on the Measurement of Seasonal Variations of May 22, 1925", els resultats del qual van ser publicats al *Journal of the American Statistical Association*.

També al segon quart del segle XX es publica un article de G.U. Yule (1926), "Why do we sometimes get Nonsense-Correlation between Time Series? A study in Sampling and the Natures of Time Series", que planteja el problema de la correlació *espuria*. La qüestió

de les relacions *espúries* ja estava sobre la taula uns anys endarrere, però aquest article defineix per primer cop la correlació serial. La funció de correlació caracteritzarà la sèrie temporal.

Yule obté sèries aleatòries considerant els resultats obtinguts en l'extracció dels nombres del sorteig de la loteria del Govern publicats pel Comissariat Popular de Finances.

És aquest autor, Yule (1927), qui a "On a method of investigating periodicities in disturbed series, with special referencie to Wölfer's sunspot numbers" introdueix un nou vessant en el tractament de sèries amb component estacional. Considera els índexs de les taques solars com un conjunt de punts temporals equidistants, investiga la correlació múltiple entre aquestes observacions i aproxima per regressió lineal cada observació mitjançant una funció de l'observació anterior:

$$X_n = a_1X_{n-1} + \dots + a_kX_{n-k}$$

Així neix el predecessor dels esquemes autoregressius, que Wold (1938) denominarà autoregressió lineal.

Yule s'atura a analitzar l'efecte del terme de pertorbació aleatori en un esquema autoregressiu. L'explicació intuïtiva suggereix que aquesta és com la situació en la qual un pèndul està subjecte al tirador a mans d'un nen.

S'arriba també a la conclusió que és possible afegir un cicle espuri dins d'un soroll blanc amb un procediment tan simple com el d'una mitjana mòbil.

A partir de nombres obtinguts amb el llançament dels daus, Yule analitza una sèrie del tipus

$$u_{t-2} + (2-\mu) u_{t-1} + u_t = \varepsilon_t$$

segons el qual el seu periodograma presentava un pic, senyal del comportament periòdic del model.

A. Wiener (1930) a "Generalized harmonic analysis" i A. Khintchine (1934) a "Korrelations theorie der stationären stochastischen Prozesse" demostren el teorema que caracteritza la funció d'autocorrelació d'un procés estacionari continu com la transformada de Fourier de la funció de densitat espectral. Per això introdueixen la transformada de Fourier-Stieljes.

L'estudi de G. Walker (1931), "On periodicity in series of related terms" analitza els processos autoregressius de la forma:

$$X_t + a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \dots + a_h X_{t-h} = \varepsilon_t$$

La fórmula de la variància és

$$(1 + a_1 r_1 + a_2 r_2 + \dots + a_h r_h) \sigma_x^2 = \sigma_\varepsilon^2$$

En aquest treball apareix per primera vegada l'equació amb diferències i dóna lloc a les que actualment coneixem com *equacions de Yule-Walker* pels coeficients de correlació r_k :

$$(X_t - \mu) + a_1 (X_{t-1} - \mu) + a_2 (X_{t-2} - \mu) + \dots + a_h (X_{t-h} - \mu) = 0$$

H.O. Wold publica el 1938 "A study in the Analysis of Economic Time Series", on conflueixen els estudis amb operacions de sorolls blancs i l'estudi de periodicitats ocultes, per la qual cosa Yule i Walker

suggereixen utilitzar la funció de correlació. Aquesta obra conté un resultat fonamental: el Teorema de la descomposició, que afirma que tot procés estacionari pot descomposar-se en la suma de dos components incorrelacionats, el primer singular o determinista i el segon aleatori, ja que pot expressar-se com una mitjana mòbil infinita d'un soroll blanc. Enuncia que aquella part que no recull el component determinista formarà part del component aleatori.

A l'obra de Wold ja s'utilitzen els termes de procés estocàstic (*random process*), recull la definició per primer cop del terme correlograma en lloc de diagrama de correlacions, que utilitzava Yule. Wold fa un comentari sobre la dificultat d'obtenir els coeficients de la correlació serial, dificultat ja observada per Yule (1927) i Slustky (1934), que se soluciona amb la utilització de la informàtica, als anys 50.

Per altra banda, hi ha propostes empíriques per obtenir sèries desestacionalitzades. F.L. Carmichel (1927) a "Methods of computing seasonal indexes, constant and progressive" proposa reduir la influència de la presència de tendència en el càlcul dels coeficients estacionals a prendre primeres o segones diferències de la sèrie determinada per la raó entre les dades i una estimació de la tendència.

L'estudi de Macaulay (1931) "The smoothing of time series" suggereix la idea d'utilitzar prediccions de les sèries com a substitutes de les observacions perdudes en el camp de les mitjanes mòbils.

L'inici de l'aplicació de tècniques de regressió al càlcul dels coeficients estacionals sorgeix amb l'obra de F.I. Zrzavy (1931)

"Ausschlitung von Sainsonschwankungen mittels Lag-Korrelation". El procediment consisteix a calcular una mitjana mòbil centrada de 25 termes quinquennals, a partir de la qual cal calcular els índexs estacionals per cadascun dels 24 valors quinquennals de l'any, i com que la mitjana mòbil i la sèrie de 24 índexs trimestrals presenten una tendència lineal, aquesta s'elimina. A continuació es calcula la correlació entre les desviacions dels índexs estacionals respecte a la tendència i les desviacions dels valors de les mitjanes mòbils d'ordre 12 de la seva tendència.

El 1933 J.A. Chumpeter a "The Common Sense in Econometrics" tractava el tema de la tècnica d'estimació mínima quadràtica, quan es publica el primer número de la coneguda revista *Econometrica*, que és publicada per la llavors recentment fundada Econometric Society, el mateix any. Aquesta societat és la culminació de tot un moviment científic en el qual intervenen destacades figures de la teoria econòmica, l'estadística i les matemàtiques, segons Charles F. Roos¹.

Uns anys més tard, J. Wisniewsky (1934) a "Interdependence of cyclical and seasonal variation" proposa calcular una mitjana mòbil d'ordre 12 que determina la situació normal (= a) i a continuació obtenir per l' i -èssim mes el coeficient de la regressió entre les dades originals corresponents a aquest mes i les de la situació normal, de manera que:

$$X_i = P_i \cdot a + q_i$$

A partir de les 12 regressions es calcula, per cada mes de la diferència estacional:

$$\omega_i = X_i - a = (P_i \cdot a + q_i) - a$$

Finalment es reescalen els valors, de manera que:

$$\sum P_i = 12 \text{ i } \sum q_i = 0$$

Uns anys més tard H. Mendershauesen (1939) a "Eliminating changing seasonal by multiple regression analysis" proposa estimar el component estacional a partir de 12 equacions de regressió, una per cada mes.

A partir dels anys 40 es generalitzen els estudis teòrics sobre la inferència en models de sèries temporals. Es desenvolupen les teories asimptòtiques per a l'estimació dels models autoregressius,

les autocorrelacions mostrals, i sorgeix la utilització dels estimadors mínim quadràtics per estimar models autoregressius.

La generalització dels models autoregressius i de les mitjanes mòbils a esquemes ARMA són de l'autor J.L. Doob (1946)².

¹ Vegeu Charles F. Roos (1948) "A futur role for the Econometric Society in International Statistics" *Econometrica*, vol 16, abril de 1948, pàg. 127-134.

² El desenvolupament teòric de l'evolució posterior el trobem a: M.H. Quenouille (1947) "A large sample test for godness of fit autoregression schemes"; T.W. Anderson (1948) "On the theory of testing serial correlations"; D.G. Champernowne (1948) "Sampling theory applied to autoregressive sequences"; D. Cochrane i G.H. Orcutt (1949) "Application of least squares regression to relationships containing autorrelad error terms".

1.2.3. Fets significatius des de 1950 fins a l'actualitat

Ja a la segona meitat del s. XX, en el context de la Segona Guerra Mundial, es produeixen els següents plantejaments teòrics i empírics.

El 1956 H. Eisenpress a "Regression techniques applied to seasonal corrections and adjustments for calendar shifts" inicia la modelització del component estacional a través de variables fictícies.

Fins a aquest moment hi ha definits els conceptes bàsics, i estan en discussió els mètodes d'estimació. Després de nombroses propostes sobre mètodes de desestacionalització d'una sèrie sorgeix el que es coneix com a *Method I*, precedent del *Method X-11*, i s'inicia la modelització del component estacional a través dels models de regressió.

A. Kolmogorov (1941) en la seva obra "Interpolation und Extrapolation von stationären zufälligen Folgen", concreta l'estudi de predictors lineals, i N. Wiener (1949) a "Extrapolation, Interpolation and Smoothing of Stationary Time Series", on recull els principals resultats sobre prediccions en rutes d'aviació i artilleria antiaèria.

L'objectiu és predir el valor futur d'una variable X_t a partir d'un conjunt de valors passats $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-n}$ per mitjà d'un estimador θ ($X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-n}$) que minimitza l'esperança de l'error quadràtic de predicció.

Un altre element que trobem en l'obra de Wiener és la representació del procés X_t com la suma del senyal: $s(t)$ més el soroll: $n(t)$

$$X_t = s(t) + n(t)$$

També introdueix el terme *innovació* per denominar l'error de predicció i el concepte de *filtre* com a instrument per a l'obtenció del senyal.

Sota la influència de Wiener es van desenvolupar els mètodes de predicció *ad hoc*: mètodes de mitjanes mòbils o allisatges amb ponderació exponencial, el seu objectiu era elaborar prediccions.

La primera obra és la de C.C. Holt (1957) "Forecasting trends and seasonal by exponentially weighted moving averages", el punt de partida de la qual és el mètode de l'allisatge exponencial simple.

Aquests treballs es complementen amb els de R.G. Brown (1962): "Smoothing, forecasting and prediction of discrete time series" i P.R. Winters (1960): "Forecasting sales by exponentially weighted moving averages", on es generalitza el mètode de Holt per a sèries amb component estacional.

També en aquesta època a l'article D.R. Cox (1961), "Prediction by exponentially weighted moving averages and related methods" serveix de base al document de G.E.P. Box i G.M. Jenkins (1962) "Some statistical aspects of adaptative optimization and control", és el predecessor d'una obra fonamental, *Time Series analysis: forecasting and control*, de la qual es va publicar un esborrany el 1965, com *Technical report* del Departament d'Estadística de la Universitat de Wisconsin i del Departament d'Enginyeria de Sistemes

de la Universitat de Lancaster els anys 1966-67. Finalment és publicada el 1970 per Holden Day, a San Francisco.

Una vegada discutides les tècniques i un cop realitzats diversos estudis que comparen els resultats de les prediccions pels mètodes d'allisatges exponencials amb la metodologia Box-Jenkins, i un cop assentada aquesta metodologia, hi ha propostes de dos autors: W. Cleveland (1972) "The inverse autocorrelation of a time series and their application" i C. Chatfield (1979) "Inverse autocorrelation function" per utilitzar la funció inversa d'autocorrelació per determinar l'esquema dels models ARMA.

Davant l'aparició dels models de sèries temporals, ens trobem un instrument, comparativament de baix cost respecte a altres tipus de modelitzacions, que aconsegueix un grau de cura en les prediccions per sobre d'altres models.

Per una altra banda, el model global per excel·lència és el model economètric estructural: Structural Econometric Model (SEM), desenvolupat a principis dels anys 50 per la Cowles Foundations. La relació entre els models ARIMA univariant amb el model SEM va ser inicialment tractada per Zellner i Palm (1974), i posteriorment desenvolupada per Prothero i Wallis (1976), Wallis (1977), Zellner (1979) i Wallis (1980). El resultat que es desprèn d'aquests treballs és que si les variables exògenes del model són determinades per un model ARIMA multivariant cadascuna de les variables endògenes del model SEM és determinada individualment per un model ARIMA.

Per altra banda, A. Spanos (1986) a "Statistical Foundations of Econometric Modelling" assenyala que els models ARIMA de la metodologia Box-Jenkins han obtingut millors resultats a l'hora de fer

prediccions que altres models econòmics a gran escala. També destaca que els models econòmics de tall tradicional han parat poca atenció al caràcter temporal d'algunes sèries de tipus econòmic³.

En els darrers anys, alguns autors com Malinvaudk (1981) i Gordon (1987) han suggerit abandonar la polèmica, en el terreny de les prediccions, sobre quin tipus de models (si els estructurals o els models de sèries temporals) aconseguen millors prediccions, i han demostrat que la combinació de models de sèries temporals a curt termini, juntament amb les prediccions obtingudes de models estructurals a mig termini, aconseguen reduir els errors de prediccions que s'obtenen per uns i altres per separat. Malgrat el que s'ha exposat anteriorment, sembla que segueix essent vàlid que els models de sèries temporals funcionen especialment bé quan tenim sèries amb una alta freqüència temporal, ja que la informació mostral disponible pot ser incorporada ràpidament als models de sèries, i si la variable forma part d'un model estructural més complex, cal incorporar aquests valors en la predicció de sèries al model estructural.

Entre els anys 1970 i 1990 hi ha diversos articles en revistes especialitzades i capítols de llibres dedicats a l'estudi de sèries temporals econòmiques amb finalitats descriptives i de predicció. Les darreres aportacions principalment han estat de E.J. Hannan

³ Són coneguts els treballs de Cooper (1972) "The predictive performance of quarterly Econometric Models of the United States" sobre la capacitat predictiva en

(1970)⁴; A.C. Harvey (1981)⁵(1989)⁶; A. Pankartz (1983)⁷; C.W. Granger i P. Newbold (1987)⁸.

En els darrers anys i fins a l'actualitat podem destacar els treballs de J.D. Hamilton (1994)⁹; G.E.P. Box, G.M. Jenkins i G.C. Reinsel (1994)¹⁰; C.Chatfield (1996)¹¹; W.Fuller(1996)¹² i C. Gourieux i A. Monfort (1997)¹³.

prediccions per un període endavant de models autoregressius *naive* per a l'economia dels Estats Units davant set models diferents de tipus estructural.

⁴ E.J. Hannan (1970) *Multiple Time Series*.

⁵ A.C. Harvey (1981) *The econometric analysis of time series*.

⁶ A.C. Harvey (1989) "Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter" Cambridge, Cambridge University Press.

⁷ A. Pankartz (1983) "Forecasting with univariate Box-Jenkins models". Text especialitzat en l'anàlisi en el domini del temps.

⁸ C.W. Granger i P. Newbold (1987) "Forecasting economic time series".

⁹ J.D. Hamilton (1994) *Time Series Analysis*. New Jersey, Princenton University Press. Princenton.

¹⁰ G.E.P. Box, G.M. Jenkins i G.C. Reinsel (1994) *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. És una nova edició actualitzada amb aportacions al text original.

¹¹ C.Chatfield (1996) "The analysis of time series: an introduction" Ed. Chapman and Hall, London.

¹² W.Fuller (1996) "Introduction to statistical time series" Ed. Wiley, New York.

¹³ C. Gourieux i A. Monfort (1997) "Time Series and Dynamic Models" Cambridge, Cambridge University Press.

A l'estat espanyol, les primeres aportacions en revistes especialitzades i documents de treballs del Banc d'Espanya són realitzades els anys 70 per A. Espasa (1977) "El problema de la desestacionalización de las series económicas: métodos utilizados y su interpretación" i Maravall (1979) "Sobre la identificación de series temporales multivariantes" i en els anys 80 també per A. Espasa (1984) "La estimación de los componentes tendencial y cíclico de los indicadores económicos" i A. Maravall (1985) "Predicción con modelos de series temporales".

El tema de les sèries temporals ha estat àmpliament tractat en altres documents de treballs del *Banco de España* i del *Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, en treballs d'investigació i manuals d'estadística i econometria, com el realitzat per E. Uriel (1985) "Análisis de series temporales de modelos ARIMA"; els articles d' A. Maravall (1987) "Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia"; A. Espasa i A. Maravall (1987) "Descomposición de series temporales: "Especificación, estimación e inferencia, con una aplicación a la oferta monetaria en España". Així com les aportacions d'A. Pulido (1989) "Predicción económica y empresarial"; D. Peña (1989) "Estadística. Modelos lineales y Series Temporales"; A. Espasa i D. Peña (1990) "Los modelos ARIMA, el estado de equilibrio en variables económicas y su estimación" i J.M. Otero (1993) "Econometría. Series temporales y predicción".

A. Espasa, J.M. Revuelta i J.R. Cancelo de la Torre (1996) "Automatic modelling of daily series economic activity" estudien diferents sèries relacionades directa o indirectament amb l'activitat

econòmica i es basen en models estocàstics. En el seu treball inclouen un model de programació automàtica per a aquestes sèries.

E. Ruiz i F. Lorenzo (1996) a "Which univariate time series model predicts quicker a crisis? The Iberia case", estudien quatre models univariats per fixar les observacions mensuals del nombre de passatgers de les línies d'Iberia durant 20 anys.

V. Gómez, A. Maravall i D. Peña (1997) a "Missing observations in ARIMA models: Skipping strategy versus additive outlier approach" elaboren un estudi sobre l'estimació òptima de la pèrdua de valor en els models ARMA comparant-lo amb el mateix tipus de procediment en els models ARIMA.

Amb l'anàlisi univariant de sèries temporals hi ha també la possibilitat de dur a terme una anàlisi d'intervenció. Aquests tipus d'anàlisis s'originen per l'estudi de determinades sèries amb *outliers* o anomalies en les observacions.

Els primers treballs es recullen a G.E.P. Box i G.C. Tiao (1975)¹⁴ "Interventions analysis with applications to economic and environmental problem", on es tracta el problema dels *outliers*. Desenvolupat posteriorment en altres estudis d'I. Chang i G.C. Tiao

¹⁴ G.E.P. Box i G.C. Tiao (1975) "Interventions analysis with applications to economic and environmental problem" *Journal of the American Statistical Association*, vol. 70 pàg. 70-79.

(1983)¹⁵ com "Estimation of Time Series Parameters in the presence of outliers" com a *technical report* i més endavant publicat per *Technometrics* i elaborat per I. Chang, C. Chen i G.C. Tiao (1988)¹⁶.

Els darrers avenços es poden trobar en els estudis de C. Chen i L.M. Liu (1993)¹⁷ de "Joint Estimation of Model Parameters and Outlier effects in Time Series", al *Journal of the American Statistical Association*.

A. Maravall i D. Peña (1992) fan estudis sobre anomalies i *outliers* a l'article "Missing observations and additive outliers in time series models", i més endavant F.J. Trivez (1994) amb "Efectos de los outliers innovacionales en las predicciones puntuales y por intervalo de los modelos ARIMA" també en parla en un estudi sobre anomalies en models de sèries temporals.

F.J. Trivez (1994) a "Efectos de los distintos tipos de outliers en las predicciones de los modelos ARIMA" tracta el tema dels diferents tipus d'anomalies i el seu efecte sobre les prediccions.

¹⁵ I. Chang i G.C. Tiao (1983) "Estimation of Time Series Parameters in the presence of outliers" *Technical Report* 8, University of Chicago. Statistics Research Centre.

¹⁶ I. Chang, C. Chen i G.C. Tiao (1983) "Estimation of Time Series Parameters in the presence of outliers" *Technometrics*, 30 pàg. 193-204.

¹⁷ C. Chen i L.M. Liu (1993) "Joint Estimation of models parameters and Outlier effects in Time Series" *Journal of the American Statistical Association*, vol 88 pàg. 284-297.

També V. Gómez (1998) a "Automatic model identification in the presence of missing observations and outliers" presenta una identificació automàtica per els valors anòmals; R.Kaiser i A.Maravall (1999) efectúa l'estudi amb el títol "Seasonal outliers in time series" on analitza el comportament de les anomàlies.

El desenvolupament de l'estadística teòrica ha tingut un paper central en la formació dels models no causals paramètrics com la metodologia Box-Jenkins, però també ha avançat en els models causals paramètrics com els models multivariants de sèries temporals. El progrés ha estat lent però sostingut, ja que hi ha quatre factors condicionants: les millores en la capacitat de còmput per a l'estimació dels models, les millores en la qualitat de les dades econòmiques, els desenvolupaments de la teoria economètrica i la interacció entre els desenvolupaments teòrics en la teoria econòmica i l'econometria.

Els models multivariants de sèries temporals han estat tractats per H. Lütkepohl (1991), i n'han dut a terme diferents aproximacions G.W.J. Granger i P. Newbold (1977), Sims (1980), G.M. Jenkins i A.S. Alavi (1981) i G.C. Tiao i R.S. Tsay (1983).

També G.E.P Box i G.C.Tiao (1981) a "Modelling Multiple Time Series with Applications" fan un plantejament multivariant. I més endavant G.C. Tiao i R.S. Tsay (1989) a "Model especification

multivariate time series" desenvolupen la metodologia d'estudi amb més d'una sèrie¹⁸.

Un altre document important en l'anàlisi multivariant és de H.Lütkepohl (1993) "Introduction to multiple time series analysis" i el darrer corresponent a G.C. Reinsel (1997) a "Elements of multivariate Time Series Analysis"

R. Flores de Frutos i A. Pereira (1993) a "Testing theories fluctuations and growth in early development" suggereix una metodologia basada en l'anàlisi multivariant de sèries temporals. Les aplicacions arriben també al camp de l'economia d'empresa amb l'article de J. Coque Martínez (1996) "Aplicación del análisis multivariante de series temporales a la gestión de producción".

La utilització d'especificacions de caràcter no lineal ha estat en els darrers vint-i-cinc anys predominant, amb l'aparició d'un gran nombre d'especificacions no lineals i amb modelitzacions sobre el cicle econòmic com les de Goodwin, Kaldor i Kaleky.

En la revisió històrica s'ha deixat de banda el tema relatiu a les sèries temporals com l'anàlisi espectral, dels quals cal destacar textos especialitzats de Jenkins i Watts (1968) i Koopmans (1974) pel que fa a metodologia referida a la bibliografia sobre sèries temporals.

¹⁸ En G.C. Tiao i R.S. Tsay (1989) "Model specification in multivariate time series" *Journal of the Royal Statistical Society*, B51 pàg. 157-213.

Així mateix, s'ha declinat fer referències a altres tipus de models econòmics que s'anomenen: Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH) i Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH), proposats per R.F. Engle (1982)¹⁹ i T. Bollerslev (1986)²⁰ respectivament, perquè la seva inclusió podria fer que el treball fos massa extens.

Per finalitzar aquesta revisió històrica sobre els antecedents de les sèries temporals, és necessari esmentar les darreres aportacions sobre models de vectors autoregressius (VAR), arrels unitàries i sobre cointegració, amb articles de C.W.J. Granger (1981) i C.W.J. Granger i R.F. Engle (1987), que apareixen en un moment en el qual es donen dos circumstàncies: d'una banda, la creixent insatisfacció dels models econòmics tradicionals, i de l'altra, la consolidació de la metodologia Box-Jenkins, a més d'aportacions de J.D. Hamilton (1994), J.H. Stock (1994) i M.W. Watson (1994). La teoria de la cointegració distingeix les relacions econòmiques a llarg termini de la dinàmica a curt termini, i incorpora models de correcció d'error.

¹⁹ R. Engle (1982) "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations" *Econometrica*, 50 pàg. 987-1008.

²⁰ T. Bollerslev (1986) "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity" *Journal of Econometrics*, 31 pàg. 307-327.

1.3. Estudis del mercat de treball

A continuació es revisen els documents sobre mercat de treball espanyol on hi ha una referència a dades històriques i el seu tractament estadístic. Es relacionen articles de diversos autors que han estudiat diferents aspectes del mercat laboral.

Hi ha una gran quantitat d'estudis sobre el mercat de treball en l'àmbit de les ciències socials, principalment en àrees com la sociologia i la demografia. Fins i tot en l'àmbit de la teoria econòmica i la política econòmica aquest també és un tema clau de discussió permanent. És ara el moment de veure quins estudis hi ha sobre el mercat laboral, en els quals es desenvolupin tècniques d'anàlisi de sèries temporals.

Un cop finalitzada la Segona Guerra Mundial, les tasques de reconstrucció dels països europeus requerien conèixer l'estructura de la força de treball i mesurar la seva productivitat. Països com Alemanya o França van dedicar un especial interès a aquest tipus d'investigacions; experiència que després s'aprofitaria en altres països europeus.

En el cas d'Espanya, les transformacions econòmiques i socials comencen a operar a principis dels anys 60, per la qual cosa es fa necessari tenir un coneixement més complet de la població activa. A partir d'aquesta època es comencen a recopilar dades, de tal

manera que les primeres prediccions sobre mercat de treball que es van elaborar a escala estatal, formaven part d'estudis on l'objectiu era la planificació educativa²¹.

És a partir dels treballs d'A. Pulido (1969) a "Modelos econométricos de política laboral en España" en una publicació de l'ICE i a (1978) "La demanda del desempleo en España: un ejercicio de predicción a corto plazo", seguits dels de J.L. Raymond (1976) a "La demanda de empleo en España: una aproximación econométrica", que adopta models de determinació i previsió de la taxa d'atur, quan trobem els primers treballs de sèries temporals del mercat de treball.

Altres treballs en aquesta línia de fer prediccions els ha elaborat A. Espasa (1978) a "El paro registrado no agrícola 1964-1976: un ejercicio de análisis estadístico univariante de sèries econòmicas" ja referit en les anàlisis teòriques de sèries temporals. També es troben en els treballs realitzats per J.L. Malo de Molina (1983), a l'article "Las series desagregadas de salarios", on sistematitza i valora els efectes de la ruptura metodològica de l'enquesta de salaris que s'elabora des de 1963, data a partir de la qual sofreix diferents canvis metodològics, el més important dels quals és de 1977. A l'última part del treball obté unes sèries resultants i analitza les discontinuïtats existents en les sèries històriques construïdes.

També J.L. Malo de Molina (1983) a "Mercado de trabajo y estructura salarial: el caso español 1963-1975", que és la seva tesi

²¹ Segons Jesús Caveró (1984) a " Mercado de trabajo. Modelos de previsión de oferta y demanda. El caso español" fa un estudi de cinc models de previsió per a diferents països: Estats Units, França, etc.

doctoral fa una anàlisi en profunditat del mercat de treball i del sistema salarial espanyol.

Uns anys més tard, L. Toharia i E. Rabasaco (1987) publiquen "Perspectivas del empleo", on trobem estadístiques d'ocupació, mercat de treball a Europa i països de la *Organización de Cooperación y Desarrollo*.

C. Polo, J.L. Raymond i J. García (1988) a "Una nota sobre la relación empleo-capital en España 1955-1984" fan una investigació econòmica del sector serveis amb una modelització de sèries temporals, relacionant les variables *ocupació* i *capital*.

Cal referir el recull de sèries, d'A. Corrales i D. Taguas (1989): "Series macroeconómicas para el período 1954-1988: un intento de homogeneización", publicat per l'*Instituto de Estudios Fiscales*. Recullen sèries d'utilitat per a l'anàlisi del mercat de treball.

També S. Bentolilla i G. Saint-Paul (1991) a "The macroeconomic impact of flexible labor contracts: an application to Spain" inclou una anàlisi completa dels efectes del canvi en la legislació laboral sobre l'ocupació.

Els treballs de S. Bentolilla i L. Toharia (1991) a "Estudios de economía del trabajo en España III. El problema del paro". Compilació del *Ministerio de Trabajo* reuneixen un seguit d'articles sobre l'anàlisi de fonts estadístiques que inclou comparacions de l'EPA i construccions de sèries, així com estudis sobre la composició de l'atur, atur juvenil, activitat i economia irregular. Un treball d'aquesta compilació és:

P. García Perea (1991) "Elaboración de series homogéneas de ocupados y parados a partir del segundo trimestre de 1964", on aquesta autora fa una primera entrega de l'elaboració de sèries en el mercat de treball espanyol homogènies.

És el 1991 quan es porta a terme el projecte HISPALINK, que formula models econòmics regionals sectorials per a diferents regions de l'Estat espanyol, on s'estudien les principals variables del mercat de treball. Aquest projecte de modelització econòmica integrat per les disset comunitats autònomes de l'Estat, presenta un informe sobre la situació actual i les perspectives de cada comunitat autònoma, tal com recullen diversos autors a "Situación actual y perspectivas económicas de las regiones españolas", V Jornadas Hispanlink, La Corunya²².

Més endavant, A. Ricardo (1993) "Series históricas de contabilidad nacional y mercado de trabajo para CE i EEUU: 1960-1991" estudia les sèries d'ocupació total i ocupació assalariada i la remuneració dels assalariats a partir de la base de dades CRONOS de l'EUROSTAT, i fa una anàlisi per als països europeus que pertanyen a la Unió Europea i per als Estats Units.

També hi ha un estudi de V. Esteve i V.J. Pallardó (1996) amb el títol "Convergencia real en la Unión Europea: un análisis de series temporales" editat per FEDEA.

²² A. Pulido "El futuro económico de las regiones españolas. El proyecto Hispanlink" Documento 90/5 Ceprede.

P. García Perea i R. Gómez (1994) a "Elaboración de series históricas de empleo a partir de la encuesta de población activa (1964-1992)" construeixen sèries homogènies trimestrals per l'atur i l'ocupació, per a un determinat nivell de desagregació, a partir de la informació procedent de l'EPA. El resultat és un conjunt de sèries històriques, amb origen al 1964, apte per elaborar estudis sobre el mercat de treball espanyol.

Destaquen les aportacions de P. Antolín (1994) a "Las fluctuaciones de desempleo y vacantes en España". En aquest document estudia el problema de l'atur a Espanya. Examina les fluctuacions de l'atur i la relació entre l'atur, les vacants i la taxa de sortida de l'atur. Proposa un mètode per corregir la informació oficial de l'Administració Pública sobre vacants. També cal considerar P. Antolín (1994) a "Internacional migration flows: the case of Spain (1960-1988)".

Des de l'Instuto Nacional de Estadística, P. Diaz Muñoz (1988), a "Banco de datos estadísticos tempus", presenta una eina de l'INE per a l'anàlisi de sèries temporals de variables econòmiques.

També a J.R. Cancelo de la Torre (1994): "El comportamiento cíclico del empleo en Andalucía" hi podem trobar un estudi sobre l'atur amb una anàlisi sectorial pel sector agrari, industrial i de serveis.

Respecte a les crítiques sobre l'EPA, T. Villagarcía (1995) a "Existe un sesgo de inactividad en la encuesta de población activa" fa una anàlisi en profunditat de les diferències en l'activitat.

Altres estudis han estat realitzats per J.J. Dolado i R. Gómez (1995)²³; C. García-Serrano, J.F. Jimeno i L.Toharia (1995)²⁴ i el treball de M. Mas, F. Pérez, E. Uriel i L. Serrano (1995)²⁵.

Un any després, J.J. Dolado i J.F. Jimeno (1996) fan una compilació d'articles sota el títol: "Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español", de la Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), que reuneix articles sobre l'oferta de treball, la persistència de l'atur i les relacions laborals.

Destaca, també, l'aportació d'A. Espasa (1996) a "Empleo, crecimiento y política económica".

El Centro de Estudios Económicos (1996) "El empleo en España y Europa. Un análisis comparado por sectores", de la col·lecció *Economía Española* de la Fundació Argentaria estudia el factor treball com una clau determinant de l'economia espanyola. En aquesta investigació es fa una comparació de l'estructura actual amb altres països europeus.

²³ J.J. Dolado i R. Gómez (1995) "Creación y destrucción de empleo en el sector primario manufacturero español: un análisis descriptivo" *Investigaciones económicas*, vol. XIX, pàg. 371-373.

²⁴ C. García-Serrano, J.F. Jimeno i L. Toharia (1995) "La naturaleza del cambio técnico y la evolución del empleo en España, 1973-1993" *Información Comercial Española*, núm. 743.

²⁵ M. Mas, F. Pérez, E. Uriel i L. Serrano (1995) "Capital humano, series históricas 1964-1992" Fundació Ibercaja.

F. Rubiera (1998) a "Análisis univariante de las series de empleo terciario de las regiones españolas" efectúa una anàlisi de sèries temporals aplicades al mercat de treball, però només al sector serveis.

Respecte a la predicció multivariant, J.M. Otero i F. Trujillo publiquen el 1993 "Predicción multivariante y multiperiodo en una serie temporal económica mediante una red neuronal" a *Estadística Española*. Aquest treball compara la capacitat predictiva en una xarxa neuronal amb un model ARIMA. La variable a predir és la taxa d'activitat femenina a Andalusia, la qual variable es fa dependre de la taxa d'ocupació. Les prediccions s'elaboren amb dades trimestrals en un horitzó temporal d'un any.

A. Laborda (1998) a "Evolución del mercado laboral español en el primer semestre de 1998 y perspectivas a corto plazo" ens dona una darrera informació sobre l'actual entorn macroeconòmic (l'oferta de treball), és a dir la població activa, la demanda de treball i d'ocupació i el desequilibri entre l'oferta i la demanda: l'atur.

Cal destacar l'estudi dirigit per Romà Pujadas "L'economia lleidatana i el mercat interior europeu de 1993", on trobem l'evolució del mercat de treball a escala local, per a la província de Lleida. Hi ha altres obres d'abast autonòmic que també han servit de referència, com "El comportament territorial de la població ocupada: anàlisi per sectors entre 1975 i 1986" elaborat per A. Costa, S. Güell i M. Parellada (1993) i "Els mercats de treball a Catalunya 1981-1986-1991" de J. Clusa, publicat en 1995.

Capítol 2

Conceptes i fonts estadístiques

2.1. Introducció

Després d'estudiar els antecedents i de discutir sobre els mètodes per a l'anàlisi de sèries temporals, en aquest segon capítol es diferencien dos parts: en un primer subapartat es fa un repàs dels conceptes bàsics. En primer lloc s'enumeren les variables objecte d'estudi que s'utilitzaran per definir les dades i les relacions del mercat de treball a Lleida, així com la diferenciació per sexe i sectors productius.

En un segon subapartat es fa un repàs de les fonts estadístiques del mercat de treball que fan referència a les variables estudiades i a les principals publicacions d'estadístiques oficials laborals, cosa que ens permet conèixer-les. A més, es comenten motius de debat actuals sobre la fiabilitat d'aquestes fonts. I s'exposa el significat dels conceptes principals utilitzats. Aquestes definicions encobreixen situacions molt heterogènies, algunes dificultats metodològiques i canvis, en la recollida i elaboració de les dades, que convé remarcar.

2.2. Variables objecte d'estudi

Per realitzar una anàlisi del mercat de treball a la província de Lleida, amb una visió temporal, dels últims vint-i-un anys, el primer pas és enumerar les variables objecte d'estudi:

- Població en edat de treballar menys la població comptada a part (P_t)
- Població activa (A_t)
- Població inactiva (I_t)
- Població ocupada (E_t)
- Població aturada (U_t)

S'estudiarà la diferenciació i l'evolució dels actius per sexe:

- Població activa masculina (AH_t)
- Població activa femenina (AD_t)
- Població ocupada masculina (EH_t)
- Població ocupada femenina (ED_t)

Així com la desagregació dels ocupats en sectors productius. Els sectors que es consideren són:

- Població ocupada en l'agricultura, la ramaderia i la pesca (EA_t)
- Població ocupada en la indústria (EI_t)
- Població ocupada en la construcció (EC_t)
- Població ocupada en serveis (ES_t)

Més endavant, en el proper apartat, s'especifiquen les definicions i conceptes de les variables.

2.3. Fonts estadístiques d'ocupació

2.3.1. Introducció

En un segon pas, s'estudia quines són les fonts estadístiques sobre ocupació que hi havia a l'abast. En aquest sentit, el propòsit ha estat l'elecció de la font a utilitzar en l'aplicació empírica.

L'obtenció i la utilització de les dades sobre activitat i ocupació és un capítol de les estadístiques espanyoles al qual no s'ha dedicat prou atenció, malgrat que tots els països industrialitzats han fet esforços importants per tal de millorar el disseny de les seves estadístiques per fer-les homogènies i comparables i per augmentar-ne la fiabilitat i credibilitat.

En 1986, el president Chirac va donar una resposta exemplar a aquestes qüestions, en encarregar a l'Institut Nacional d'Estadística de França un informe detallat sobre la problemàtica i les millores recomanables en les estadístiques d'ocupació existents²⁶.

Les estadístiques sobre ocupació han variat en els darrers anys, ja que han aparegut noves fonts estadístiques, que juntament amb la

²⁶ Aquest informe és publicat en el llibre "Informe Malinvaud sobre las estadísticas del empleo y el paro" *Col·lecció Informes*, núm. 16. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social (1989). Madrid.

millora de les ja existents, han contribuït a enriquir la informació disponible sobre el tema.

Hi ha, doncs, diferents organismes interessats en la producció i l'ús de les dades, i ens podem trobar diferents classificacions:

1. Organismes amb competències directes en qüestions de treball
2. Organismes relacionats amb les assegurances socials
3. Instituts d'estadística

Els dos primers posseeixen fitxers de gestió, que podrien convertir-se en estadístiques utilitzables si es realitzés el treball d'uniformització de les dades. D'altra banda els instituts d'estadística són els responsables de l'elaboració directa dels censos i de les enquestes de població, i de fer pública la informació resultant.

Les diferències entre unes fonts i altres responen únicament a l'angle des del qual s'observa el mercat laboral. Hi ha tres grans grups:

- a) Censos i padrons de població
- b) Enquestes
- c) Estadístiques basades en registres administratius

a) *Censos i padrons*

Provenen de recomptes complets, és a dir, s'obtenen sobre el conjunt de la població. Deixarem de banda els censos i padrons de

població perquè encara que aporten informació de variables del mercat de treball no és el seu objectiu, i veurem els dos altres grups per la seva importància en l'aportació de dades, tant del cens com del padró; a més, tenen com a inconvenient un dilatat període de temps que passa des de la realització fins que s'obtenen els resultats definitius.

b) Enquestes

Es fan a una part representativa de la població. En l'apartat de les enquestes tenim dos fonts estadístiques principals actualment, a Espanya, amb anàlisi per variables del mercat de treball:

b.1.) Encuesta de población activa (EPA) que realitza l'Instituto Nacional de Estadística (INE).

b.2.) Encuesta de Coyuntura Laboral que elabora la Subdirección General de Estadísticas Sociales y Laborales del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.

En els darrers anys han sorgit altres fonts d'informació, com:

b.3.) Encuesta básica de presupuestos familiares

b.4.) Panel de hogares

b.5.) Encuesta sociodemográfica

b.6.) Encuestas sectoriales

c) *Estadístiques basades en registres administratius:*

c.1.) *Movimiento Laboral Registrado* que realitza l'*Instituto Nacional de Empleo* (INEM).

c.2.) Afiliació dels treballadors al *Sistema de Seguretat Social* que procedeix de la *Tesoreria General de la Seguridad Social*.

c.3.) *Censo de retenedores y retenidos*, que elabora l'*Instituto de Estudios Fiscales* a partir de les declaracions a l'*Administración Tributaria*.

En referència a les publicacions estadístiques del mercat de treball, les fonts primàries són organismes oficials, i com a fonts secundàries hi ha organismes oficials i no oficials. Si l'objectiu és analitzar les estadístiques laborals convé detallar, per la seva importància, les fonts oficials. Aquestes fonts i els organismes productors oficials es poden classificar en:

1. Fonts internacionals i comunitàries
2. Fonts estatals
3. Fonts autonòmiques

1. Fonts internacionals i comunitàries

L'Oficina Internacional del Trabajo (OIT) publica des de 1968 fins ara l'*Anuario de estadísticas del trabajo*.

EUROSTAT. Oficina de les publicacions oficials de la UE publica els anuaris següents, entre altres: *Regiones 97. Anuario estadístico*.

La Comissió Europea va publicar el 1994 el *Libro blanco sobre el crecimiento, la competitividad y el empleo. Retos y pistas para entrar en el siglo XXI*.

2. Fonts estatals

L'*Instituto Nacional de Estadística* (INE) publica trimestralment tres volums: *Cifras INE. Encuesta de población activa i EPA. Principales resultados y EPA. Resultados detallados*. Anualment elabora dos publicacions: *EPA. Tablas Anuales y EPA. Encuesta de Migraciones*. De forma bianual publica "EPA. Estadísticas de flujos". També disposa del "Banco de datos TEMPUS" de més de 30.000 sèries des del 1964.

El *Ministerio de Trabajo y Seguridad Social*, a través de la *Subdirección General de Estadística*, publica des del 1985 *l'Anuario de estadísticas laborales* (AEL) i el *Boletín de Estadísticas Laborales* (BEL), el qual proporciona dades estadístiques sobre el mercat de treball i les relacions laborals.

L'*Instituto Nacional de Empleo* (INEM) publica el *Resumen mensual de datos básicos* i el *Perfil del usuario*.

La *Central de Balances del Banco de España* publica un resum anual amb els principals resultats i tendències del mercat de treball espanyol.

3. Fonts autonòmiques

Els òrgans competents de les comunitats autònomes amb funcions transferides en les respectives matèries objecte d'estudi faciliten dades sobre variables com l'obertura de centres de treball, empreses de treball temporal, etc., com són les oficines d'ocupació autonòmiques. En el cas de Catalunya:

- L'Institut d'Estadística de Catalunya (IDESCAT) publica "Mercat de treball. Ampliació dels resultats de la població activa (1977-1981 i 1982-1987)" i a partir d'aquest any publica anualment "Mercat de treball. Ampliació de resultats de l'enquesta de població activa". També ha publicat "Mercat de treball (1988-1993). Estadística de llars. Ampliació de resultats anuals de l'enquesta de població activa"; en aquest volum, que posteriorment ha estat incorporat com un capítol d'una altra publicació, apareixen dades tan significatives com la taxa d'atur de les persones principals, el nombre de llars afectades per l'atur, el nombre de llars amb tots els membres a més a més i altres importants característiques de les llars de Catalunya. "Mercat de treball (1982-1987). Sèries revisades. Ampliació de resultats anuals de l'enquesta de població activa" i "Mercat de treball. Sèries d'ocupació (1983-1990)", contenen sèries d'ocupació amb una desagregació sectorial de 25 sectors, les estimacions s'han fet a partir de la informació de l'EPA, de l'enquesta industrial i del registre d'afiliats a la Seguretat Social. Es comparen les sèries d'ocupació catalana amb sèries de l'economia catalana i europea.

El Departament de Treball de la Generalitat de Catalunya, per la seva banda, elabora el document "Informació estadística del Departament de Treball", que és un recull d'estadístiques laborals

elaborades pel Departament de Treball amb una periodicitat mensual i "Conjuntura Laboral", que és un informe sobre els aspectes més rellevants del mercat de treball a Catalunya amb periodicitat trimestral. També elabora l'anuari "Dades socio-laborals a les comarques de Catalunya" des de 1991.

2.3.2. Fonts estadístiques segons l'organisme productor

Les xifres proporcionades per les diferents fonts tenen un origen divers, ja sigui pels objectius que persegueixen com pels conceptes que mesuren o per la metodologia utilitzada per al processament de les dades, així com per les publicacions que fan. Analitzem les principals fonts per separat, segons l'organisme productor, amb les variables que estudia.

1. Instituto Nacional de Estadística

A través de l'Enquesta de població activa ens facilita les dades trimestralment sobre diferents variables del mercat de treball "enquestades" amb les quals s'obté unes estimacions a nivell nacional i provincial que es basen en una investigació de caràcter mostral.

Obtenim dades de la població de 16 i més anys, que en relació a la seva activitat econòmica es classifica en:

- Població activa: ocupats i aturats
- Població inactiva
- Població comptada a part

2. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales

La *Subdirección General de Estadísticas Sociales y Laborales* del *Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales* elabora la *Encuesta de Coyuntura Laboral (ECL)*, dirigida a les empreses, per proporcionar informació sobre:

- les característiques dels treballadors
- l'avaluació de la mobilitat laboral i les seves causes
- la quantificació de la jornada laboral

Aquesta estadística reflecteix el món laboral des del punt de vista empresarial.

3. Instituto Nacional de Empleo

Publica mensualment el moviment laboral registrat que obté les dades estadístiques de l'exploració de la base de dades procedent de la gestió realitzada per les oficines d'ocupació de l'INEM en referència a ofertes i demandes d'ocupació, així com les col·locacions i els contractes registrats. La informació es deriva de les dades acumulades en un registre administratiu que està format per les persones inscrites en les oficines d'ocupació, i que figuren en l'*Estadística de Empleo* i *Estadística de Contratos Registrados*.

Ens facilita:

- Demandes d'ocupació
- Ofertes d'ocupació
- Col·locacions gestionades
- Col·locacions comunicades
- Contractes registrats

- Atur registrat

4. Tesoreria General de la Seguridad Social

Informa dels afiliats als diferents règims de la Seguretat Social. La informació procedeix de l'explotació estadística realitzada per la *Gerencia Informática de la Seguridad Social* i la *Subdirección General de Estadísticas Sociales y Laborales*.

L'afiliació al sistema de Seguretat Social és obligatòria per a totes les persones incloses en el camp d'aplicació de la Seguretat Social i única per a tota la vida del treballador. Amb posterioritat es podran produir baixes, altes i altres variacions.

Es faciliten les dades sobre afiliats en el règim general, règim especial de treballadors autònoms i altres règims especials.

En els darrers anys les diferents valoracions polítiques sobre les dades facilitades pels diferents organismes ha donat lloc a una polèmica, ja que hi ha discrepàncies observades en l'evolució segons si les dades són proporcionades per una o una altra font.

Per diferents raons que es detallen a continuació aquest treball s'elabora amb les dades de l'EPA.

Respecte a l'ECL, aquesta enquesta es va implantar el 1990 de forma trimestral amb una grandària de mostra de 10.000 establiments, que es va ampliar a 12.000 establiments en el primer trimestre de 1997. És obvi que si volem realitzar una anàlisi temporal no disposem de dades suficients per calcular les prediccions amb

unes garanties mínimes. A més no podem comparar les dades perquè aquesta enquesta es fa a empreses de més de 5 treballadors.

En referència a les dades de l'INEM cal comentar que la inscripció, en el cas dels aturats, respon a un acte voluntari, ja que no hi ha cap obligació d'inscriure's a l'INEM; únicament hi és quan es desitja obtenir un dret o benefici de l'Administració, com per exemple beneficiar-se del Servei de Col·locació, tenir dret a prestacions, etc. Així doncs, les dades que proporciona l'INEM no són cap estimació, però tampoc són un cens, perquè hi ha persones que no es registren. Té l'inconvenient que està subjecte a normatives legals variables.

Per últim, en referència a les dades de la *Tesoreria de la Seguridad Social*, cal citar que el nombre d'afiliats no es correspon necessàriament amb el nombre de treballadors, ja que la mateixa persona pot ser comptabilitzada tantes vegades com situacions de cotització tingui. Per tant una persona que té diverses activitats laborals en un mateix règim o en més d'un es pot comptabilitzar més d'una vegada.

També subministra informació només sobre els ocupats, i no dels aturats. A més, incorpora col·lectius que no treballen, encara que estan donats d'alta i cotitzen per assegurar-se una pensió.

L'EPA té l'inconvenient del caràcter subjectiu de l'autodeclaració i la veracitat de les respostes de les persones enquestades. En aquestes condicions, resulta evident que l'opció per a l'autoclassificació està sotmesa a les canviants condicions socials i econòmiques. Com a exemple es pot dir que l'existència d'ajuts

socials o d'avantatges fiscals per als aturats pot afavorir una proporció més gran d'actius, mentre que els moments de crisi i la manca d'incentius solen dissuadir moltes persones d'autodeclarar-se com a tals.

Es considera *aturada* qualsevol persona que no treballa que està disposada a començar a treballar a curt termini i que busca activament un lloc de treball. Aquesta definició exclou les persones que presenten només una part de les característiques anteriors: les que treballen en horaris reduïts i intenten fer un nombre d'hores més elevat, les que acceptarien una oferta d'ocupació però que no busquen treball perquè estan persuadides que no n'hi ha, les que s'han acollit a una jubilació avançada i altres situacions.

Al marge de les diferències entre el mètode de registre i el d'estimació, el cert és que les diferents fonts mesuren fenòmens diferents. En primer lloc, per al registre de l'INEM només és un aturat qui s'hi ha inscrit, mentre que l'EPA pot detectar l'atur no registrat. Encara que no reflecteix treballs d'economia submergida; per tant pot subestimar l'ocupació i sobreestimar l'atur.

En segon lloc la definició de *aturat* en el registre de l'INEM és força restrictiva. Exclou aquells el treball dels quals està suspès per regulació d'ocupació, els qui perceben prestacions econòmiques per atur a canvi d'alguna col·laboració social, els pensionistes per jubilació, els demandants d'una feina d'una durada inferior als tres mesos o de jornada laboral inferior a les vint hores, els menors de 25 anys que estudien en l'ensenyament reglat, els becaris que cursen estudis de formació professional ocupacional de més de 20 hores

lectives, els qui es troben en situació d'incapacitat laboral transitòria o baixa mèdica i els beneficiaris del subsidi agrari.

Davant aquestes dificultats, comprovem que les definicions donades per l'EPA, que detallaré més endavant, són més objectives i més homogènies, ja que són utilitzades en altres països i organismes internacionals per les seves enquestes sobre força de treball. Això ens permet fer comparacions més endavant, i ja que aquesta és la font preferida per la majoria dels estudiosos en temes laborals elaborarem el present estudi amb les dades facilitades per l'EPA.

Per estudiar la situació actual i l'evolució l'EPA proporciona avantatges considerables:

- Està dissenyada expressament per investigar sobre aquest tema, i permet l'aflorament d'informació que no és possible trobar en els registres d'ocupació.
- La periodicitat trimestral permet fer el seguiment detallat de l'evolució dels indicadors analitzats. Aquesta característica compensa el caràcter estimatiu de les dades, inherent a qualsevol enquesta. La tendència resulta molt fiable.
- El seu ampli qüestionari (vegeu l'annex) permet, a més, l'estudi de característiques dels individus per relacionar amb l'activitat.
- Per últim, la seva homologació internacional permet la comparació amb altres països. L'oficina d'estadística comunitària, en les seves publicacions, utilitza les dades per a Espanya obtingudes d'una enquesta anual realitzada per l'INE, amb un disseny molt similar a l'EPA.

S'ha presentat un repàs, encara que breu, de les fonts estadístiques que existeixen a Espanya i al polèmic tema de com es dissenyen, de com s'elaboren i de la seva qualitat, fent ara una especial atenció a l'elaboració de l'enquesta de població activa.

2.3.3. Enquesta de població activa (EPA)

2.3.3.1. Origen de l'EPA

Les economies modernes han mostrat interès per conèixer les seves estructures socioeconòmiques. En l'actualitat tot el que fa referència al mercat laboral és de vital importància, ja que la mesura de l'ocupació suposa tenir un indicador econòmic; més concretament, de la situació del mercat de treball.

Ja s'ha comentat abans que en el cas espanyol les transformacions econòmiques i socials que comencen a succeir a principis dels 60 fan necessari tenir un coneixement més complet de la població activa. Fins aleshores hi havia informació dels censos de població però no hi havia dades sobre l'ocupació. I amb aquesta finalitat es va decidir implantar l'EPA.

L'EPA té per objectiu principal conèixer les dades quantitatives sobre l'activitat econòmica de la població i la seva distribució per sexes, edat, estudis acabats, ocupació, etc.

L'enquesta es fa des de 1964 sobre una mostra extreta aleatòriament d'uns 64.000 habitatges a tot el territori, la qual cosa suposa obtenir informació d'unes 200.000 persones i, a través de procediments estadístics que garanteixen la representativitat dels resultats dins del conjunt espanyol, s'estima el número de persones en les diferents categories en les quals es classifica la població. Les dades es recullen mitjançant una entrevista personal.

L'objectiu a l'hora de definir i aplicar els criteris és coherent amb els criteris establerts pels organismes citats anteriorment, la qual cosa permet realitzar comparacions amb les dades d'altres països.

El disseny mostral és bietàpic, amb estratificació d'una primera fase. Constitueixen, aquestes unitats primàries de mostreig, les seccions censals, mentre que les unitats de la segona etapa estan formades per habitatges familiars principals i allotjaments fixos.

Les seccions censals s'estratifiquen atenent a un doble criteri: geogràfic, d'acord amb la província i el tipus de municipi (segons la importància geogràfica) al qual pertanyen, i socioeconòmic, en funció de la categoria socioeconòmica de les llars ubicades en aquesta secció. La grandària de la mostra és de 3.204 seccions, i s'investiga un promig de 20 habitatges per secció. En els successius trimestres la mostra de les seccions es manté invariable. No obstant això, per evitar el cansament de les famílies la mostra es renova al llarg del temps, i cada trimestre se substitueix una sisena part de les famílies entrevistades. Un habitatge seleccionat resta en la mostra durant sis trimestres consecutius.

Aquesta classificació s'utilitza a partir dels resultats d'una enquesta normalitzada, seguint les directrius establertes per l'*Oficina Estadística de las Comunidades Europeas* (EUROSTAT) i de la *Organización Internacional del Trabajo* (OIT).

L'EPA ha seguit sempre la normativa internacional pel que fa a la metodologia. L'OIT, a través de les *Conferecias Internacionales de Estadísticas de Trabajo* (CIET), és l'organisme que defineix els conceptes a utilitzar en les enquestes de força de treball. A Espanya

s'han aplicat les recomanacions de la vuitena CIET (1954) i de la tretzena CIET (Ginebra, 1983).

És, doncs, una enquesta contínua, per mostreig i amb periodicitat trimestral, que té per objecte classificar la població que resideix en habitatges familiars principals, és a dir, utilitzats tot l'any o la major part com a habitatge habitual o permanent. En referència a la seva relació amb l'activitat econòmica, es classifica la població en les diferents categories, que formaran els conceptes objecte d'estudi.

2.3.3.2. Conceptes de l'EPA

En referència a la seva relació amb l'activitat econòmica, l'enquesta de població activa (EPA) presenta sèries a escala estatal de població total, població de 16 i més anys que estudia, que no estudia, que no treballa i va treballar fa menys de 36 mesos, actius, potencial d'actius, ocupats, subocupats, assalariats, no assalariats, aturats que busquen la primera ocupació, aturats que han treballat anteriorment, inactius, desanimats, actius potencials, població comptada a part, nombre mitjà d'hores setmanals treballades pels ocupats en l'activitat principal i en l'activitat secundària.

Aquestes sèries es classifiquen d'acord amb els criteris de sexe, edat, branca d'activitat, ocupació, estat civil, nivell d'estudis, situació professional, relació amb la persona principal de la llar, tipus d'administració pública (per assalariats del sector públic), tipus de jornades, motiu de no treballar, tipus de contracte, recerca d'ocupació, raons de la nova recerca d'ocupació, durada de l'ocupació, temps de recerca de l'ocupació, temps transcorregut des de l'última ocupació, situació anterior a la recerca d'ocupació, forma de recerca d'ocupació, tipus d'ocupació que es busca, causes d'haver deixat l'última ocupació, situació d'inactivitat, nombre d'hores efectives treballades en l'activitat principal i habitualment treballades en l'activitat principal. Les sèries presentades són trimestrals.

En una primera classificació -la població de més de 16 anys es divideix en les següents categories: *població comptada a part*,

població activa i *població inactiva*, que presenten les definicions²⁷ següents:

- **Població comptada a part**

Persones que es troben fent el servei militar o la prestació social. Es consideren població comptada a part, és a dir, que no s'inclouen entre els actius ni entre els inactius, independentment que en la setmana de referència treballin o no.

- **Població activa**

Són el conjunt de persones de 16 o més anys que en un període de referència subministren mà d'obra per a la producció de béns i serveis o bé que estan disponibles i en condicions per incorporar-s'hi. Com que el període de referència és curt queda definida com una situació *cojuntural*. Podem també definir el concepte de *població econòmicament activa* com la constituïda per les persones de 16 o més anys que en la setmana de referència compleixen les condicions necessàries perquè siguin incloses entre les persones ocupades o aturades, d'acord amb les definicions donades per l'enquesta.

Se subdivideixen en ocupats i aturats.

²⁷ "EPA. Descripción de la encuesta, definiciones e instrucciones para la cumplimentación del cuestionario". INE. Madrid, 1992.

- Població ocupada

És el conjunt de persones de 16 o més anys que durant la setmana de referència treballen per compte aliè o per compte propi durant almenys una hora en la setmana de referència a canvi d'una retribució: jornal, sou, salari o benefici familiar o qualsevol altra forma de retribució, en diner o en espècie. També inclou les persones que tenint un treball estan absents per motius de malaltia, vacances, llicències sense sou, ..No s'inclouen els treballadors a domicili, les persones en situació d'excedència, llicència il·limitada, jubilats o persones que es troben realitzant el servei militar, excepte que continuïn treballant per l'empresa. Tampoc s'inclouen els membres del Consell d'Administració que estan remunerats exclusivament per la seva assistència a consells, ni els socis o altres persones que treballin menys de 1/3 de la jornada laboral. Es subdivideixen en treballadors per compte propi i assalariats (públics o privats).

- Població aturada

Es consideren aturades o desocupades les persones de 16 o més anys que en la setmana de referència no tenien ocupació ni havien treballat però que havien buscat treball durant el mes precedent i que estaven disponibles per treballar en un termini de dos setmanes. També es consideren aturades les persones sense treball disponibles per treballar que estaven a l'espera d'incorporar-se a un nou treball en data posterior a la setmana de referència.

- Població inactiva

Abarca les persones de 16 o més anys que no desenvolupen cap activitat econòmica; persones sense treball i disponibles per treballar

que no busquen ocupació o persones sense treball i no disponibles per treballar. Comprèn les següents categories funcionals:

- Persones que s'ocupen de la seva llar: persones que, sense exercir cap activitat econòmica, es dediquen a ocupar-se de la seva pròpia llar, com per exemple mestresses de casa o familiars que es dediquen a ocupar-se de la llar i els nens.

- Estudiants: persones que, sense exercir cap activitat econòmica, reben una instrucció sistemàtica en qualsevol grau d'educació.

- Jubilats i retirats: persones que han tingut una activitat econòmica anterior i que per la seva edat o altres causes l'han abandonat, o bé que reben una pensió amb motiu de la seva activitat anterior.

- Persones que reben una pensió diferent a la jubilació.

- Persones que fan sense remuneració treballs socials, activitats de tipus benèfic, etc...

- Incapacitats per treballar.

- Altres situacions: persones que sense exercir cap activitat econòmica, reben ajuda pública o privada i totes aquelles que no estan incloses en cap de les categories anteriors.

Segons els motius de permanència en la situació d'inactivitat, es poden subdividir els inactius en:

- Actius potencials: persones sense treball i disponibles per treballar que no busquen ocupació per alguna de les següents raons:

- Pensen que no trobaran treball encara que no han començat a buscar-lo.
 - Pensen que no trobaran treball i han estat buscant feina (desanimats).
 - No pensen que hi hagi feina possible.
 - Estan afectats per una regulació d'ocupació.
 - No saben on dirigir-se per trobar feina.
 - Esperen l'estació de més activitat.
 - Esperen els resultats de sol·licituds anteriors.
 - Esperen reemprendre la seva activitat per compte propi.
- Persones sense treball que estan disponibles o no, però que no busquen feina per:
- Raons familiars o personals
 - Coursar estudis o rebre cursos de formació
 - Estar jubilats
 - No necessitar treballar

▪ Taxa d'activitat

Quan es parla de *taxa d'activitat* la primera diferenciació que convé fer és la que hi ha entre: taxa d'activitat general i taxa d'activitat potencial.

- La taxa d'activitat general fa referència al percentatge que representen els actius en relació amb la població de 16 o més anys.
- La taxa d'activitat potencial presenta el percentatge d'actius més actius potencials en relació amb la població de 16 o més anys.

La taxa d'activitat permet fer l'anàlisi comparada entre diferents territoris: països, regions, províncies i comarques. Aquesta variable normalment també es calcula en relació amb diferents col·lectius, agrupats per sexes, edat i nivell d'estudis acabats, entre altres classificacions.

- Taxa específica d'ocupació

És definida com el quocient d'ocupats en un grup d'edat determinat (generalment desenal o quinzenal) i la població d'aquest grup d'edat.

- Taxa global d'ocupació

És el total d'ocupats entre la població total. Indica quina part de la població d'un país produeix béns i serveis.

- Taxa d'atur

És la relació entre el total d'aturats i el total d'actius.

- Taxa específica d'atur

És la taxa d'atur d'un determinat grup d'edat, en general desenal o quinzenal: quocient entre el total d'aturats i el d'actius del grup d'edat.

Aquestes definicions tenen una lectura diferent al llarg dels anys. Per una banda hi ha el tema de quins són els requisits legals perquè hom sigui considerat actiu. Una simple modificació de la legislació pot fer més o menys restrictives les condicions per poder ser considerat actiu desocupat, i per tant introduir variacions importants en el nombre de persones que comprèn la definició. En teoria, aquestes modificacions només han de tenir com a objectiu ajustar-se als canvis en la realitat del mercat laboral. Un cas evident és el canvi metodològic fet en l'enquesta de població activa el 1980, quan l'edat mínima dels actius va passar dels catorze als setze anys.

Però també és possible que hi hagi raons polítiques per canviar les definicions. Un cas és el de la fixació de l'edat de jubilació, sobre el qual convergeixen interessos diferents. Així, mentre la legislació espanyola indica que la jubilació és voluntària, no pas obligatòria, sí que preveu una edat màxima -els 69 anys- per tenir dret a la contractació. D'altra banda, hi ha mecanismes per forçar la sortida d'activitat, en cas que hi hagi plans de reconversió aprovats o quan es pacti així per conveni col·lectiu. El resultat de tot això és que, tot i que l'edat de 65 anys es troba instituïda com a inici de la jubilació, l'anticipació d'aquesta edat ha acabat per convertir-se en un mecanisme regulador del mercat de treball i de foment de l'ocupació.

2.3.3.3. Canvis metodològics

Amb la finalitat d'adaptar-se tant a les circumstàncies del mercat de treball espanyol com a les definicions utilitzades en el context internacional, l'EPA publicada, com s'ha dit anteriorment, des del segon trimestre de 1964 ha experimentat diferents canvis de metodologia:

- 1) 1964-1970 III trimestre
- 2) 1970 IV -1976 II trimestre
- 3) 1976 III-1987 I trimestre
- 4) 1987 II -1992
- 5) 1992 - 1994
- 6) 1994 – 1999
- 7) 1999

Els canvis més importants van tenir lloc el 1976 i el 1987. Si tenim en compte que les sèries considerades en aquest estudi comencen el 1977 n'estudiem les principals variacions.

El canvi en el III trimestre de 1976 es produeix per ampliar la informació sobre les característiques de la població ocupada. El qüestionari s'amplia per recollir les característiques dels aturats.

El segon trimestre de l'any 1987 es va renovar per dos raons:

1) per, d'una banda, obtenir un coneixement millor i més d'acord amb les noves característiques del mercat laboral.

2) I de l'altra atendre les recomanacions de l'Organització Internacional del Treball (OIT) i els requeriments de la legislació comunitària, criteris de l'EUROSTAT en aquest àmbit per permetre comparar sèries en el marc comunitari.

Per aconseguir aquests objectius es va ampliar el qüestionari i es van canviar algunes definicions dels conceptes utilitzats (com el d'ocupació) però no es van introduir modificacions substancials en el disseny i el treball de camp. La renovació va comportar la incorporació de noves preguntes, la modificació d'algunes definicions i, en definitiva, l'ús d'un nou qüestionari per l'obligació d'incloure la *Encuesta de Fuerza de Trabajo Comunitaria* després de l'entrada a la Unió Europea.

El 1992, l'INE du a terme una nova reforma amb els objectius de reflectir adequadament aspectes relatius a les condicions de treball, a les característiques laborals i demogràfiques de la població estrangera resident a Espanya i d'aportar informació de l'educació rebuda i l'educació permanent. Aquest últim canvi manté les parts essencials de l'enquesta sense afectar el nivell de les sèries. Alhora es va produir una ampliació de la mostra, la mida de la qual va passar a ser de 64.000 famílies.

En 1994 es va disposar de les dades definitives del cens de població de 1991. Això va suposar dos canvis:

- canvi en les projeccions utilitzades per calcular els factors d'elevació de l'enquesta basada en el cens de 1991 (encara que no difereixen massa dels anteriors).

- actualització de la mostra de seccions en l'EPA. Aquesta mostra ha produït que la població estimada sigui més jove, ha elevat la taxa d'activitat i dóna més pes al sector serveis en detriment de l'agricultura.

L'EPA ha estat modificada al gener de 1999 per adaptar-la a l'enquesta de força de treball de la Unió Europea. La nova adaptació no afecta els conceptes bàsics que s'hi recullen: ocupació, atur, activitat, etc. que són els definits a la XIII Conferència Internacional d'Estadístiques del Treball de l'Organització Internacional del Treball (Ginebra, 1983).

No obstant això, en l'aspecte metodològic aquesta adaptació representa algunes novetats. La més important consisteix a incorporar una nova categoria d'ocupats, els subempleats per insuficiència d'hores, que substitueix l'antic concepte de subocupació visible. Es consideren subempleats per insuficiència d'hores els ocupats que desitgen treballar més hores, que estan disponibles per fer-ho, i que les seves hores efectives de treball a la setmana de referència són inferiors a les hores setmanals que habitualment treballen els ocupats a temps complet a la branca d'activitat en què el subempleat té la seva ocupació principal.

L'EPA modificada incorpora altres novetats que representen una ampliació del contingut de l'enquesta. Així, s'inclou un mòdul especial al segon trimestre de l'any sobre temes específics, com accidents i malalties laborals, o la transició de l'escolarització a la

vida activa. D'altra banda, també es fa una estimació del nombre d'assalariats cedits per les empreses de treball temporal i s'amplien les preguntes que permetran millorar la descripció de les relacions de parentiu. A més s'informa sobre l'any d'acabament dels estudis o sobre el mètode que l'aturat utilitza per buscar feina.

Per últim, es produeixen també canvis en l'àmbit material d'execució de l'enquesta. Així, s'estenen les entrevistes al mes d'agost, s'amplia el nombre de seccions censals de la mostra fins a 3.484, cosa que representa augmentar-ne les dimensions (65.000 habitatges, que equivalen a 200.000 persones aproximadament) i, finalment, s'habilita l'entrevista telefònica com a complement de la tradicional entrevista personal.

Hem analitzat en quins períodes s'introdueixen canvis fonamentals en la metodologia de l'EPA. Amb la finalitat de disposar de sèries llargues que permetin comparar els mateixos resultats al llarg del temps, s'han processat les antigues microdades amb les definicions de la nova enquesta, amb la qual cosa les sèries de "l'EPA resultados detallados" estan enllaçades des del tercer trimestre de 1976 fins al moment actual.

Capítol 3

Anàlisi univariant i d'intervenció de sèries temporals

3.1. Introducció

L'estudi de les variables del mercat de treball comença amb l'elaboració de models univariants estocàstics (UE) i amb l'anàlisi d'intervenció (UI) utilitzant la metodologia d'anàlisi de sèries temporals estocàstiques, models autoregressius integrats de mitjanes mòbils, i univariants estacionals i no estacionals, més coneguts com metodologia Box-Jenkins.

Deixarem de banda altres procediments com els revisats en els antecedents de mitjanes mòbils, tècniques de regressió, allisats, anàlisi harmònica i espectral, encara que de vegades la referència a aquests models per fer comparacions serà inevitable.

Abans de procedir a l'exposició d'aquest tipus de models, s'introdueixen alguns conceptes teòrics necessaris per al desenvolupament de la metodologia.

3.2. Conceptes bàsics

3.2.1. Processos estocàstics

Considerarem la definició d'un procés estocàstic com:

Una família de variables aleatòries $\{Y(t, \omega) ; \omega \in \Omega, t \in T\}$ que evoluciona al llarg del temps, associada a qualsevol variable indicadora del mercat de treball: població ocupada, població activa, etc. d'acord amb unes determinades lleis de probabilitat, on T és el domini temporal o el conjunt de punts de temps pels quals el procés està definit, ω és el resultat d'un esdeveniment aleatori produït en el moment t i Ω és l'espai mostral sobre el qual està definida la variable aleatòria ω .

Per tant, un procés estocàstic es regeix per dos arguments, un temporal i un altre associat a la noció de variable aleatòria. A partir d'ara, i per simplificar la notació, ometrem la variable ω i ens referirem al procés estocàstic $Y(t, \omega)$ simplement per $Y(t)$ si es tracta d'un procés continu o per Y_t si es tracta d'un procés en temps discret.

Un procés estocàstic en temps continu $\{Y(t), t \in T\}$ és aquell procés en què el domini temporal és $T = R$, i per tant, $-\infty < t < \infty$.

En canvi un procés estocàstic en temps discret $\{Y_t, t \in T\}$ és aquell procés en què el domini temporal és $T = Z$, i per tant $t = 0, \pm 1, \pm 2 \dots$

En una segona definició trobem que un procés estocàstic és una família de variables aleatòries $\{Y_t\}$, on $t \in Z$ assenyalava el temps, tal que per cada sèrie finita d'eleccions de t , és a dir, t_1, t_2, \dots, t_n es defineix una distribució de probabilitat conjunta per les corresponents variables aleatòries $Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_n}$.

Hi ha una manera més senzilla, encara que incompleta, de descriure un procés estocàstic a partir dels seus moments, en concret a partir dels models de primer i segon ordre.

La funció mitjana d'un procés estocàstic $\{Y_t\}$ en un moment de temps t la simbolitzem per μ_t , i es defineix com:

$$\mu_t = E(Y_t) \quad \forall t,$$

on E denota l'operador esperança matemàtica.

La funció d'autocovariància d'un procés estocàstic $\{Y_t\}$ entre dos moments de temps r i s la simbolitzem amb $\gamma_{r,s}$ i es defineix com

$$\gamma_{r,s} = \text{Cov}(Y_r, Y_s) = E[(Y_r - \mu_r)(Y_s - \mu_s)] \quad \forall r,s$$

Quan $r = s = t$ tenim definida la variança d'un procés estocàstic en el moment de temps t , com:

$$\gamma_{t,t} = \text{Var}(Y_t) = E[(Y_t - \mu_t)^2] \quad \forall t$$

Aquesta darrera caracterització dels processos estocàstics és la que farem servir.

3.2.2. Sèries temporals

A partir de les anteriors definicions podem dir que una sèrie temporal aplicada al mercat laboral es defineix com:

$\{Y_t, t = 1, 2, 3, \dots, n\}$ és un conjunt d'observacions d'una variable discreta mesurada seqüencialment al llarg del temps.

La naturalesa de la informació existent fa que considerem com a processos discrets les sèries de les variables del mercat de treball.

Una sèrie a partir de les definicions anteriors és possible considerar-la com una realització o trajectòria d'un procés estocàstic. És a dir, el valor observat de la sèrie en un instant t pot ser considerat com una mostra aleatòria de mida 1 de la variable Y_t del procés estocàstic definit en aquest instant.

També podem distingir entre sèries temporals contínues i discretes. Les sèries del mercat de treball que s'utilitzaran són discretes, les dades de les quals es mesuren a intervals fixos de temps, en concret trimestralment.

3.2.3. Processos estacionaris

Diem que un procés estocàstic $\{Y_t\}$ és estrictament estacionari si les seves propietats estadístiques no són afectades per un canvi d'origen; és a dir, si la distribució de probabilitat conjunta associada al vector $(Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_m})$ en qualsevol conjunt finit de períodes de temps $\{t_1, t_2, \dots, t_m\}$ és la mateixa que l'associada al vector $(Y_{t_1+k}, Y_{t_2+k}, \dots, Y_{t_m+k})$ en qualsevol conjunt de períodes de temps $\{t_1+k, t_2+k, \dots, t_m+k\}$ i per a qualsevol nombre enter k .

Per tant, per tal que un procés estocàstic sigui estrictament estacionari, la distribució de probabilitat conjunta de qualsevol conjunt d'observacions ha de romandre constant enfront d'un mateix desplaçament en el temps de k períodes endavant o endarrere en els períodes d'observació, de manera que

$$F(Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_m}) = F(Y_{t_1+k}, Y_{t_2+k}, \dots, Y_{t_m+k}), \forall t_i, k$$

$i = 1, 2, \dots, m$, on $F(\cdot)$ és la funció de distribució.

Diem que un procés estocàstic $\{Y_t\}$ és dèbilment estacionari o estacionari en sentit feble o ampli si compleix les tres condicions següents:

$$1) E(Y_t) = \mu, \quad |\mu| < \infty, \quad \forall t$$

$$2) \text{Var}(Y_t) = \gamma_0 < \infty, \quad \forall t$$

$$3) \text{Cov}(Y_r, Y_s) = \gamma_{r,s} = \text{Cov}(Y_{r+t}, Y_{s+t}) = \gamma_{r,s+t} \quad \forall r, s, t$$

Que les esperances matemàtiques de les variables aleatòries no depenen del temps, és a dir que són constants; que les variàncies

tampoc són finites i que les covariàncies entre dos períodes de temps diferents només depenen del temps transcorregut entre aquests dos períodes.

L'estacionarietat en sentit fort implica l'estacionarietat en sentit dèbil, però no a la inversa. Només en cas que el procés sigui normal, queda perfectament caracteritzat a través dels dos primers moments, per la qual cosa, en aquest cas, els dos criteris coincidirien. Amb el supòsit de normalitat, que serà el que habitualment efectuarem, direm que el procés és gaussià.

Així doncs, podem dir que, només si la distribució és normal, coincidiran els dos criteris d'estacionarietat.

3.3. Models estocàstics de sèries temporals

En aquesta secció veurem els diferents models de processos estocàstics en temps discret que utilitzarem en l'anàlisi de sèries temporals del mercat de treball.

L'objectiu de l'anàlisi estocàstica de sèries temporals és inferir a partir de les sèries temporals les característiques de l'estructura probabilística subjacent, per finalment efectuar prediccions. Això és inferir la distribució de probabilitat d'una observació futura Y_{T+1} , donades unes sèries de mercat de treball Y_1, Y_2, \dots, Y_T de valors passats.

La metodologia es basa en el fet que els valors futurs de la sèrie són una funció dels valors del passat. Sota aquest supòsit l'estructura típica del model que serveix de base per obtenir la predicció és

$$Y_{t+L} = f(Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, u_t) \quad \forall L$$

On:

Y_t és la sèrie temporal observada

u_t és una variable "soroll blanc"; és a dir, sense cap pauta reconeguda en el temps que pugui ser utilitzada per predir el comportament de les variables dependents.

Amb la finalitat d'aconseguir el compliment d'aquest objectiu, cal determinar les característiques del procés estocàstic subjacent a la sèrie temporal, i hem de considerar els casos particulars del procés estocàstic.

3.3.1. Model autoregressiu de mitjana mòbil

L'anàlisi d'aquest treball parteix de l'elaboració dels models estocàstics, en primer lloc, com un procés mixt autoregressiu de mitjana mòbil d'ordres p i q *ARMA* (p, q).

Un procés $\{Y_t\}$ és *ARMA* d'ordres p i q si:

$$\phi_p(L) Y_t = \delta + \theta_q(L) u_t$$

Segons el qual:

$\phi_p(L)$: és el polinomi autoregressiu de la part regular d'ordre p :

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)$$

L : és l'operador de retards, tal que $L^k Y_t = Y_{t-k} \quad \forall k \geq 0$

$\theta_q(L)$: és el polinomi mitjana mòbil de la part regular d'ordre q :

$$(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q)$$

u_t : és el terme de pertorbació que es distribueix $N(0, \sigma_u^2)$, que es comporta com un soroll blanc.

δ : terme constant del model

3.3.2. Model autoregressiu de mitjana mòbil integrat

Però en alguns models ens podem trobar que la sèrie temporal no és estacionària, per això no seria correcte suposar que les sèries que no són estacionàries siguin generades pels anteriors processos, als quals hem imposat condicions d'estacionarietat. Afortunadament, aquestes sèries no estacionàries tenen la facultat de convertir-se en estacionàries. Amb les diferenciacions tindrem procés mixt autoregressiu de mitjana mòbil integrat d'ordres p , d i q *ARIMA* (p,d,q) :

Un procés $\{Y_t\}$ és *ARIMA* d'ordres p , d i q si:

prenem diferències d'ordre d s'obté un procés estacionari w_t del tipus *ARMA* (p, q) .

Tenim l'expressió general:

$$\phi_p(L) w_t = \delta + \theta_q(L) u_t$$

On:

$$w_t = (1 - L)^d Y_t$$

Si reemplacem:

$$\phi_p(L) (1-L)^d Y_t = \delta + \theta_q(L) u_t$$

El nombre de vegades que s'ha de diferenciar el procés original per transformar-se en estacionari, constitueix el grau d'ordre de diferenciació o integració.

Si analitzem l'evolució de la majoria de les sèries temporals del mercat de treball, és possible observar que aquestes sèries presenten una tendència creixent o decreixent. L'eliminació d'aquesta tendència (no estacionarietat en mitjana) s'aconsegueix amb les diferenciacions implícites en el model ARIMA.

Però en ocasions s'observa que existeix tendència en variància, és a dir, la dispersió de les observacions no és constant al llarg del temps, ja que vulnera un dels requisits de l'estacionarietat. Cal transformar la sèrie per assolir una variància constant. Quan es presenta aquest fet la transformació adequada consisteix a prendre logaritmes neperians. Aquesta possibilitat es concreta de forma general amb la transformació de Box-Cox²⁸. D'aquesta forma el model general s'enuncia com:

$$\phi_p(L) (1-L)^d Y_t^\lambda = \delta + \theta_q(L) u_t$$

On:

$$Y_t^\lambda \begin{cases} \frac{Y_t^\lambda}{\lambda} & \text{per } \lambda \neq 0 \\ \ln Y_t & \text{per } \lambda = 0 \end{cases}$$

Tindrem la sèrie sense transformar (sèrie original) per $\lambda = 1$ i la sèrie transformada en logaritmes per $\lambda = 0$.

²⁸ Box G. i Cox D. (1964) "An Analysis of Transformation" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, pàg. 211-264.

3.3.3. Models estocàstics estacionals

Com que treballem amb sèries temporals referides a períodes inferiors a l'any, és freqüent que les dades presentin patrons estacionals, sobretot en les sèries del mercat de treball que són afectades per la temporalitat, com l'ocupació del sector agrícola o de serveis.

Un procés $\{Y_t\}$ serà estacional quan presenti una pauta regular de comportament amb periodicitat inferior a l'any. Per a les sèries amb comportament estacional necessitarem especificar models del tipus: $SARMA (P,Q)_S$: és un procés mixt estacional i $SARIMA (P,D,Q)_S$: és un procés mixt estacional integrat. Aquests serien models estacionals purs, i també podem trobar models estacionals multiplicatius. Un procés estocàstic general que engloba la resta de models és $SARIMA (p,d,q)(P,D,Q)_S$: procés estacional multiplicatiu.

Si partim del model ARIMA estacional $SARIMA (P,D,Q)$ i escrivim el model de la següent manera, l'expressió general d'aquest últim és:

$$\Phi_P(L^S) (1-L^S)^D Y_t^\lambda = \Theta_Q(L^S) \varepsilon_t$$

On:

S: és la periodicitat de la sèrie

$\Phi_P(L^S)$: és el polinomi autoregressiu de la part estacional d'ordre

$$P: (\Phi_1 L^S - \Phi_2 L^{2S} - \dots - \Phi_P L^{PS})$$

D: grau de diferenciació estacional, que indica l'ordre d'integració de la sèrie en la seva part estacional; és a dir, el nombre de vegades

que s'ha de diferenciar la sèrie perquè aquesta es converteixi en estacionària.

$\Theta_Q(L^S)$: és el polinomi mitjana mòbil de la part estacional d'ordre Q:
 $(1 - \Theta_1 L^S - \Theta_2 L^{2S} - \dots - \Theta_Q L^{QS})$

Llavors suposem que ε_t és generat per un procés *ARIMA* (p,d,q) . Així doncs:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) (1-L)^d \varepsilon_t = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) u_t$$

On u_t és soroll blanc.

Substituint en l'anterior equació tenim el model *SARIMA* (p,d,q)
 $(P,D,Q)_S$

$$(1 - \Phi_1 L^S - \Phi_2 L^{2S} - \dots - \Phi_P L^{PS}) (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) (1 - L^S)^D (1 - L)^d Y_t^\lambda = (1 - \Theta_1 L^S - \Theta_2 L^{2S} - \dots - \Theta_Q L^{QS}) (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) u_t$$

O més abreujadament:

$$\Phi_P(L^S) \phi_p(L) (1-L^S)^D (1-L)^d Y_t^\lambda = \Theta_Q(L^S) \theta_q(L) u_t$$

$$Y_t^\lambda = \frac{\Theta_Q(L^S) \theta_q(L)}{\Phi_P(L^S) \phi_p(L) (1-L^S)^D (1-L)^d} u_t$$

En les expressions anteriors és possible observar que no s'ha inclòs el terme constant δ en el model, la qual cosa significa que la mitjana de la sèrie diferenciada és igual a zero. En cas que aquest supòsit no es pugui mantenir, haurem d'incloure el paràmetre δ . Aquest últim model es pot considerar com el model estocàstic general que engloba la resta de models analitzats.

3.4. Modelització univariant de sèries temporals: esquema general de la metodologia Box-Jenkins

3.4.1. Introducció

Com hem comprovat, en el context estocàstic de sèries temporals univariants s'hi preveuen com una realització del procés estocàstic. Més concretament, considerarem les sèries temporals del mercat de treball com una realització del procés estocàstic general: *SARIMA* $(p,d,q)(P,D,Q)_s$. O en cas que la sèrie no presenti estacionalitat d'un procés *ARIMA* (p,d,q) .

Fins ara, hem partit del coneixement previ del procés estocàstic, de manera que amb els valors dels paràmetres que el defineixen: $(\Phi_i, \phi_i, \Theta_i, \theta_i, d, D, \lambda)$, i a partir d'una mostra concreta de sorolls blancs u_1, u_2, \dots, u_T , així com de valors inicials de Y_t i u_t , és possible generar una sèrie temporal Y_1, Y_2, \dots, Y_T que serà una realització del procés estocàstic.

L'aplicació de la metodologia Box-Jenkins considera el contrari. Així el que disposarem serà de les sèries temporals de treball a partir de les quals haurem de cercar quin és el model susceptible d'haver generat aquesta sèrie; és a dir, quin model representa adequadament el seu comportament, amb la finalitat d'utilitzar-lo per obtenir prediccions dels valors futurs de les sèries laborals a la província de Lleida.

En aquest treball, per a l'elaboració dels models s'utilitzen els mètodes paramètrics de l'anàlisi univariant de sèries temporals estocàstiques de la metodologia de Box-Jenkins, que es caracteritza perquè especifiquen l'estructura de la població, que suposa que genera la sèrie temporal.

La metodologia de Box-Jenkins univariant estableix un procés que es divideix en quatre etapes: identificació, estimació, comprovació i predicció. El procés que segueix per a l'estudi de l'estructura estocàstica de cada sèrie és iteratiu.

El primer requisit a tenir en compte en la primera etapa d'identificació és si la sèrie objecte d'estudi és estacionària o no. En aquest últim cas, haurem de transformar la sèrie prèviament fins que se'n pugui admetre l'estacionarietat, diferenciant successivament la sèrie regularment (determinació de d), diferenciant estacionalment la sèrie (determinació de D) i/o alterant la sèrie mitjançant la transformada de Box-Cox, en cas que no hi hagi estabilitat en variància (determinació de λ).

Una vegada realitzada aquesta primera fase d'identificació, del model que presumiblement ha pogut generar la sèrie temporal, es fa l'estimació per quantificar els paràmetres del model. Quan estan estimats els paràmetres, en l'etapa s'avalua l'adequació del model prèviament identificat i estimat.

Aquesta etapa de comprovació o validació se centra a analitzar si els residus del model (\hat{u}_t) tenen un comportament similar a les seves pertorbacions, u_t ; és a dir, si és possible afirmar que són soroll blanc, així com la qualitat de les estimacions i el compliment de les

condicions que han de satisfer els paràmetres dels models. El model que supera aquesta etapa ja es pot utilitzar amb l'obtenció de prediccions dels valors futurs de la sèrie temporal. Una vegada obtingudes les prediccions del model, cal tornar a fer una comprovació de l'adequació del model, ja sigui tant amb mètodes no paramètrics com paramètrics.

L'anàlisi univariant i d'intervenció per a cadascuna de les sèries requereix a partir de la postulació general dels models:

- Identificació de l'estructura univariant estocàstica estacionària.
- Estimació dels paràmetres del model.
- Comprovació i diagnòstic dels models ajustats a cada sèrie.
- Mesures d'avaluació i capacitat predictiva del model.
- Estudi de les anomalies, en un posterior anàlisi d'intervenció.
- Si el model és adequat es fan les prediccions.

3.4.2. Fase d'identificació

L'anàlisi univariant per a cada una de les sèries requereix la identificació de l'estructura univariant estocàstica estacionària. Els instruments que s'utilitzen per portar a terme aquesta fase són la visualització dels gràfics de la sèrie original i les seves transformacions, que són una eina imprescindible en aquest procés. En les figures gràfiques és important remarcar que l'eix d'ordenades no és comú a tots els gràfics.

També es representen la funció d'autocorrelació simple (FAS) i la funció d'autocorrelació parcial (FAP), resultants de cada sèrie, buscant un paral·lelisme amb la FAS i la FAP teòriques dels models susceptibles a identificar²⁹.

La identificació consistirà a decidir quina transformació cal aplicar a la sèrie observada per convertir el procés en estacionari i determinar l'estructura del procés estacionari resultant.

La modelització consistirà en l'especificació dels models estacionals multiplicatius SARIMA $(p,d,q)(P,D,Q)_s$ per cada variable. Aquests models s'utilitzen per explicar el comportament estacional de les sèries temporals mitjançant un model paramètric. En aquesta etapa se selecciona el model o models per estimar.

²⁹ A. Pulido (1989) *Predicción económica y empresarial*. Editorial Pirámide.

3.4.3. Procés d'estimació

Una vegada identificats els possibles processos estocàstics de la sèrie temporal objecte d'estudi, cal estimar els paràmetres d'aquests models.

Si partim d'un model $ARIMA(p,d,q)$:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) (1-L)^d Y_t = \delta + (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) u_t$$

El model es pot escriure alternativament de la següent manera:

$$w_t = \phi_1 w_{t-1} + \phi_2 w_{t-2} + \dots + \phi_p w_{t-p} + \delta + u_t - \theta_1 u_{t-1} - \theta_2 u_{t-2} - \dots - \theta_q u_{t-q}$$

$$\text{On } w_t = (1 - L)^d Y_t \quad \rightarrow$$

En l'etapa d'estimació dels paràmetres del model cal obtenir-ne els millors estimadors possibles.

$$\beta' = (\delta, \phi_1, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q) \text{ i } \sigma_u^2$$

Els dos mètodes d'estimació més utilitzats són el de mínims quadrats i el de màxima versemblança. Aquest últim és el més recomanable, ja que sota certes condicions compleix les propietats asimptòtiques.

Però ens trobem amb dos problemes fonamentals, de cara a l'aplicació del mètode mínim quadràtic o màxim versemblant. D'una banda, la impossibilitat d'obtenir els residus \hat{u}_t com a conseqüència del desconeixement de certs valors inicials de u i w . I l'impossibilitat

d'aplicar directament i de manera simple el criteri mínim quadràtic, com a conseqüència que el model no és lineal en els paràmetres.

Pel que fa al primer problema, el dels valors inicials, origina dos enfocaments alternatius en l'estimació dels models ARMA, segons la consideració que se'n faci als valors inicials desconeguts w^0 i u^0 .

Dels mètodes d'estimació dels paràmetres del model podem distingir entre:

- Estimació condicional: és el cas en què se li assigna *a priori* algun valor inicial i s'efectua l'estimació dels paràmetres considerant aquests valors assignats.
- Estimació no condicional (o exacta): si s'estimen els paràmetres del model juntament amb els valors inicials.

Davant del problema de la no linealitat serà necessari aplicar algoritmes d'estimació no lineals.

3.4.4. Comprovació del model

Estimats els paràmetres, cal avaluar l'adequació del model, de manera que si supera aquesta etapa el model s'utilitzarà per realitzar prediccions. Aquesta fase també és automàtica, encara que no podem oblidar que després de fer les previsions s'haurà de fer una anàlisi de validesa del model, i si no supera cal repetir el procés.

Per a la comprovació dels models ajustats a cada sèrie, els gràfics dels correlogrames, contrastos i mesures de validesa del model són els estris necessaris per aconseguir la diagnosi del model.

Podem afirmar que el model resulta adequat a partir de:

- 1) Les estimacions dels paràmetres
- 2) L'anàlisi dels residus
- 3) L'estabilitat del model

- 1) Les estimacions dels paràmetres

La validació dels resultats després de l'estimació es fa comprovant les propietats de les estimacions obtingudes respecte als paràmetres si són significatius, la presència o no de constant en el model, i el compliment de les condicions d'estacionarietat i invertibilitat.

- 2) L'anàlisi dels residus

Estudiar si els residus es comporten com a soroll blanc, si tenen mitjana zero, variància constant o si presenten incorrelació.

A l'hora d'efectuar les previsions es visualitzen els gràfics del darrer modelatge:

- La *funció d'autocorrelació simple* i *desviació de la funció d'autocorrelació simple dels residus* (FAS i DFAS respectivament): és molt important visualitzar-la per identificar si el model és o no l'adequat. Serveix per comprovar la hipòtesi d'independència dels residus, perquè siguin considerats independents, i les autocorrelacions no poden ser significativament diferents de zero.
- La *funció d'autocorrelació parcial* i *desviació de la funció d'autocorrelació parcial dels residus* (FAP i DFAP respectivament): és similar a l'anterior, però amb la funció d'autocorrelació parcial.

També s'obtenen altres gràfics que serveixen per al diagnòstic habitual en l'anàlisi de sèries temporals:

- *Gràfic de residus*: és on es representen els residus de la sèrie.
- *EWMA*: és el gràfic de les mitjanes mòbils exponencialment ponderades.
- *CUSUM*: és el gràfic de control de sumes acumulades.
- *Gràfic de sèrie i previsions*: visualitza les dades reals i les dades ajustades. Així és possible veure la tendència d'ambdues. La bondat del model hem vist que mesura aquesta semblança.



3) Anàlisi d'estabilitat

Direm que un model no és estable quan, encara que sigui possible acceptar-ne la permanència de l'especificació per tot el període mostral considerat, els valors dels paràmetres canvien de manera significativa. Una possibilitat per detectar-ho seria aplicar el test de Chow (1960), encara que ens podem trobar amb el problema que la grandària mostral disponible no sigui gaire elevada, i quan considerem subperíodes les estimacions que en resultin podrien ser poc eficients. Per tant, una regla adequada que podríem adoptar és: eliminar un nombre determinat d'observacions disponibles, amb la finalitat de tenir dades que ens permetin comparar de manera immediata la capacitat predictiva del model. Cal estimar el model considerant com a grandària mostral el total disponible i el que resulta d'eliminar les últimes observacions que s'utilitzaran per analitzar el grau de corroboració de les prediccions del model. I si cap coeficient estimat per cada submostra difereix en $\pm 0,1$ podríem acceptar l'estabilitat del model.

A escala regional, la inestabilitat paramètrica dels models estimats amb dades històriques és bastant comú. En aquest sentit, els experiments predictius que es realitzin tindran sentit si es compleix la condició d'estabilitat. N'hi ha un ampli ventall en la bibliografia, tot i que cal destacar les darreres aportacions sobre el tema de la contrastació d'hipòtesis d'estabilitat paramètrica, com per exemple les de J.H. Stock i M.W. Watson (1996).

3.4.5. Predicció

La predicció és l'última etapa de l'anàlisi univariant de sèries temporals, una vegada identificats, estimats i validats els models estocàstics compatibles amb l'estructura de les dades. Quan ja tenim el model que s'ajusta de la millor manera possible a la sèrie temporal de les observacions, s'extrapolen les dades al futur.

Donat el caràcter paramètric de l'enfocament podem parlar de propietats estocàstiques dels diferents estimadors, i per tant es poden calcular intervals de confiança per a les prediccions. Tenim predicció puntual i predicció per intervals.

1) Predicció puntual

Per aplicar la metodologia Box-Jenkins hem transformat la sèrie original Y_t en el cas que no sigui estacionària, amb la qual cosa s'obté la sèrie w_t , i l'interès de la predicció se centra en la sèrie original.

Si tenim en compte que partim del model $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$,

definit anteriorment, i que és possible escriure:

$$\varphi^*(L) Y_t = \delta + \theta^*(L) u_t$$

On:

$$\varphi^*(L) = \Phi_P(L^S) \phi_p(L) (1-L^S)^D (1-L)^d \quad i$$

$$\theta^*(L) = \Theta_Q(L^S) \theta_q(L)$$

Una manera alternativa d'escriure aquest model és com a mitjana mòbil d'ordre infinit:

$$\phi^{*-1}(L) \delta = \mu^*$$

$$\phi^{*-1}(L) \theta^*(L) = \psi^*(L) = 1 + \psi_1^* L + \psi_2^* L^2 + \dots$$

L'expressió general és, doncs, igual a:

$$Y_t = \mu^* + u_t + \psi_1^* u_{t-1} + \psi_2^* u_{t-2} + \dots$$

Si volem fer la predicció d'un model *ARIMA* (p,d,q) podem observar que el model únicament difereix per l'extensió dels retards considerats en Y i en u_t . Per aquesta raó, i amb l'objectiu de simplificar aquesta exposició, ens centrarem en aquests últims models més simples, ja que la generalització als models multiplicatius resultarà immediata.

Considerem el model *ARIMA* (p,d,q) següent com a punt de partida:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_{p+d} Y_{t-p-d} + \delta + u_t - \theta_1 u_{t-1} - \theta_2 u_{t-2} - \dots - \theta_q u_{t-q}$$

Podem obtenir $\hat{Y}_T(L)$, i els dos supòsits que s'adopten són:

a) Els paràmetres són coneguts.

b) Les pertorbacions, soroll, es coneixen en tots els períodes mostrals, però tenen el caràcter de soroll blanc per a períodes posteriors als inclosos en la base informativa.

Tenim:

$$\hat{Y}_T(L) = \varphi_1 \hat{Y}_T(L-1) + \varphi_2 \hat{Y}_T(L-2) + \dots + \varphi_{L-1} \hat{Y}_T(L) + \varphi_L Y_T + \varphi_{L+1} Y_{T-1} + \dots + \varphi_{p+d} Y_{T+L-p-d} + \delta - \theta_L u_T - \theta_{L+1} u_{T-1} - \dots - \theta_q u_{T+L-q}.$$

A partir de l'expressió anterior s'observa que per obtenir $\hat{Y}_T(L)$ hem de calcular, d'una banda, les prediccions amb la base informativa disponible (T en aquest cas), un període, dos períodes,.... (L-1) períodes en endavant; i de l'altra hem de reemplaçar els termes u_T, u_{T-1}, u_{T+L-q} per valors concrets.

Les prediccions s'obtenen, doncs, d'una forma seqüencial, començant sempre amb la predicció per un període futur $\hat{Y}_T(1)$

$$\hat{Y}_T(1) = \varphi_1 Y_T + \varphi_2 Y_{T-1} + \dots + \varphi_{p+d} Y_{T+1-p-d} + \delta - \theta_1 u_T - \dots - \theta_q u_{T-q+1}$$

Posteriorment aquest valor serà necessari per calcular $\hat{Y}_T(2)$

$$\hat{Y}_T(2) = \varphi_1 \hat{Y}_T(1) + \varphi_2 Y_T + \dots + \varphi_{p+d} Y_{T+2-p-d} + \delta - \theta_2 u_T - \dots - \theta_q u_{T-q+2}$$

i així successivament aniríem calculant:

$$\hat{Y}_T(3), \hat{Y}_T(4), \dots, \hat{Y}_T(L-1).$$

En referència a les pertorbacions, és a dir, al valor dels termes

$$u_T, u_{T-1}, u_{T-q+1},$$

el problema se soluciona a partir del fet que les pertorbacions referides a períodes de temps inclosos en la base informativa són la successió dels errors de predicció un període en endavant.

2) Predicció per interval

Per obtenir intervals de confiança per a les prediccions hem de tenir en compte el concepte de *error de predicció*.

L'error de predicció efectuat des del període T per a L períodes futurs, que denominarem $e_T(L)$ es defineix com:

$$e_T(L) = Y_{T+L} - \hat{Y}_T(L)$$

És una forma alternativa d'escriure l'anterior expressió:

$$e_T(L) = u_{T+L} + \psi_1 u_{T+L-1} + \psi_2 u_{T+L-2} + \dots + \psi_{L-1} u_{T+1}$$

A partir de l'expressió anterior i sota el supòsit que

$u_t \approx N(0, \sigma_u^2)$ la distribució de $e_T(L)$ serà

$$e_T(L) \approx N\{0, \text{Var}[e_T(L)]\}$$

$$\text{On } \text{Var}[e_T(L)] = \sigma_u^2 (1 + \psi_1^2 + \psi_2^2 + \dots + \psi_{L-1}^2).$$

Amb un nivell prefixat de significació α , la predicció per interval, per a Y_{T+L} és igual a:

$$\hat{Y}_T(L) \pm N_{\alpha/2} \text{DT}[e_T(L)]$$

$$\hat{Y}_T(L) \pm N_{\alpha/2} \cdot \sigma_u \sqrt{1 + \psi_1^2 + \psi_2^2 + \psi_3^2 + \dots + \psi_{L-1}^2}$$

Com comentàvem anteriorment, la validació dels models identificats no s'esgota amb la consideració de criteris de diagnosi enunciats en la segona etapa. Al contrari, l'avaluació de la qualitat de les prediccions dels valors futurs de la sèrie és un instrument necessari.

3.5. Mesures de bondat o capacitat predictiva

Per avaluar les prediccions és necessari disposar d'una sèrie de mesures que permetin mesurar la bondat o capacitat predictiva del model.

Si considerem una magnitud Y_t per la qual realitzem prediccions en un cert horitzó temporal d'amplitud T , i si denotem aquestes prediccions per \hat{Y}_t , l'error de predicció serà determinat en cada període per $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$:

Per a mesurar la bondat distingirem entre indicadors no paramètrics del grau d'exactitud de les prediccions i model òptim.

Els indicadors no paramètrics del grau d'exactitud de les prediccions són mesures més directes de la bondat de les prediccions:

- Arrel de l'error quadràtic mitjà (EQM):

$$\sqrt{\text{EQM}} = \frac{1}{T} \sqrt{\sum_{t=1}^T e_t^2} = \frac{1}{T} \sqrt{\sum_{t=1}^T (Y_t - \hat{Y}_t)^2}$$

- Error absolut mitjà (EAM):

$$\text{EAM} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |e_t| = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |Y_t - \hat{Y}_t|$$

Mesures de bondat o capacitat predictiva

Aquestes mesures presenten diverses limitacions: depenen de les unitats de mesura de la variable estudiada i no estan acotades.

- S'han proposat altres mesures, com el coeficient U d'H. Theil (1966):

$$U = \sqrt{\frac{\sum_t (P_t - A_t)^2}{\sum_t A_t^2}}$$

On P_t i A_t representen respectivament les taxes de variació interanual pronosticades i efectives

$$P_t = \frac{\hat{Y}_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}, \quad A_t = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$$

L'índex de Theil és utilitzat generalment com a mesura de bondat de les prediccions per la seva senzillesa de càlcul i interpretació.

Així, l'índex U adoptarà valors nuls $U = 0$ únicament en el cas que coincideixin les taxes pronosticades i les reals, mentre que el resultat quan $U = 1$ es correspon amb prediccions ingènues:

$$\hat{Y}_t = Y_{t-1} \Rightarrow A_t = 0 \quad \forall t.$$

Malgrat les diferents aportacions, aquests indicadors no tenen la consideració d'estructura estocàstica del model; és a dir, no informen sobre alguna característica estocàstica suposada sobre el període extramostral.

L'aplicació dels mètodes anteriors pot donar-nos una idea de l'exactitud dels models, però es necessiten altres criteris.

Per veure quin és el model òptim hi ha dos criteris fonamentals:

a) Criteri verificacionista

a.1) Mètodes no paramètrics

a.2) Mètodes paramètrics

b) Criteri preferencialista

b.1) Criteris d'informació

b.2) Criteris de corroboració

a) Criteri verificacionista

Dins del criteri verificacionista s'han utilitzat, per seleccionar models estocàstics temporals univariants, tant mètodes no paramètrics com paramètrics.

a.1) Mètodes no paramètrics

Un indicador de l'ajust habitualment utilitzat és:

R^2 : coeficient de determinació

\bar{R}^2 : coeficient de determinació corregit

Per una sèrie temporal estacionària: $w_1, w_1, w_3, \dots, w_T$ les fórmules d'aquests coeficients són:

$$R^2 = 1 - \frac{\sigma_u^2}{\sigma_w^2} \quad \bar{R}^2 = 1 - \frac{\sigma_u^2 / T - k}{\sigma_w^2 / T - 1}$$

On k és el nombre de paràmetres del model, i:

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{u}_t - \bar{u})^2}{T} \quad \hat{\sigma}_w^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (w_t - \bar{w}_t)^2}{T}$$

Aquest mètode no té cap valor com a criteri d'ajustament, en termes de comparació entre dos models $\hat{\sigma}_w^2$, ja que dependrà del nombre de diferències que es considerin.

Un altre criteri no paramètric és la variància estimada del soroll $\hat{\sigma}_u^2$ o la desviació estàndard estimada dels residus. Segons aquest criteri, entre els models que han superat l'etapa de validació cal seleccionar el que tingui menor variància estimada del soroll.

a.2) Mètodes paramètrics

Respecte als mètodes paramètrics verificacionistes, podem aplicar contrastos d'hipòtesis clàssics: contrast t-Student i multiplicadors de Lagrange (LM).

b) Criteri preferencialista

D'altra banda, dins del criteri preferencialista es parteix de la funció de pèrdua, a partir de la qual es deriva la corresponent funció de risc. Des d'aquesta funció es pren la decisió per seleccionar el model òptim.

b.1) Criteris d'informació

S'aplica quan en la funció de pèrdua no apareix cap mesura d'ajust extramostral. La funció de pèrdua que es considera és la distància entre el veritable valor de la variable en el període pel qual efectuem la predicció i el predictor referit a aquest període.

Dels criteris d'informació el més utilitzat és el criteri AIC d'Akaike

$$AIC(j) = \ln \hat{\sigma}_u^2(j) + \frac{2K_j}{T}$$

On:

$\hat{\sigma}_u^2(j)$: estimador de màxima versemblança de σ_u^2 del model j-èssim

K_j : nombre de paràmetres del model j-èssim

T : nombre d'observacions disponibles

b.2) Criteris de corroboració

D'acord amb aquest criteri, i suposant que hem utilitzat M models diferents per realitzar prediccions, la selecció del model alternatiu s'efectuarà segons la capacitat predictiva o utilitat del model. Un model és útil si compleix les propietats de:

- precisió: ha de tenir elevat contingut informatiu.
- exactitud: si hi ha petites diferències entre valors predits i valors observats.

- corroboració: ens dóna confirmació *a posteriori*, fixat un determinat nivell de significació, del qual la informació que es garanteix *a priori* és confirmada *a posteriori*, un cop s'ha observat el veritable valor de la variable.

Hi ha tres tipus de models:

1) Models informatius

El model més informatiu és el que té menor variància dels residuals

$$\sigma_u^2$$

On

$$\text{Var}(e_T(L)_j) = \sigma_u^2(j)$$

Si considerem que el procés es repeteix T_1 períodes extramostrals, el contingut informatiu es definirà com:

$$CI(j) = \frac{1}{T_1} \sum_{i=1}^{T_1} \text{Var}(e_T(L)_j) = \frac{1}{T_1} \sum_{i=1}^{T_1} \sigma_{u_i}^2(j)$$

Per assenyalar si un model té un elevat contingut informatiu o si no s'utilitza l'estadístic:

$$EPG(j) = \frac{N_{\alpha/2} \sigma_u^2(j)}{y_{T+L}} \cdot 100$$

2) Models exactes

El model és més exacte quan es produeix un error de predicció inferior. L'indicador d'exactitud és igual a:

$$IE(j) = \frac{1}{T_1} \sum_{t=1}^{T_1} e_T(L)_j^2$$

Una forma alternativa de mesurar l'exactitud del model és a partir de l'estadístic:

$$EPR(j) = \frac{|e_T(L)_j|}{Y_{T+L}} \cdot 100$$

3) Models corroborats

Per assenyalar la utilitat del model cal satisfer que les dades corroborin la informació proporcionada pel model.

Direm que el model j-èssim està corroborat al nivell de garantia $(1-\alpha)$ quan es compleixi $EPR(j) < EPG(j)$.

L'estadístic que sintetitza les dues exigències enunciades (contingut informatiu i corroboració) és:

$$ACOR(j) = \left[\frac{1}{T_1} \sum_{i=1}^{T_1} \sigma_{u_i}^2(j) \right] * \left[\frac{1}{T_1} \sum_{i=1}^{T_1} \text{Var}(e_T(L)_j) \right]$$

En l'estudi posterior l'estimador que avalua la bondat (índex de validesa que té el model) és la constant d'Akaike (AIC), que serveix per veure la tendència de la bondat en els models estimats en cada iteració. Indica quan acaba el procés iteratiu, i serveix per determinar el model més correcte. Si hi ha més d'un valor vàlid per a la sèrie es considera la que té menor AIC. Si el model no és adequat cal fer una nova identificació del model.

3.6. Anàlisi d'intervenció

3.6.1. Introducció

Les sèries temporals del mercat de treball es troben influenciades per successos externs, com canvis polítics, normatius, etc. A la província de Lleida, els canvis en la normativa laboral, la pèrdua de representació de la població ocupada en el sector agrícola sobre el total d'ocupats, etc. són un exemple dels successos que poden afectar les sèries temporals. Aquests successos externs els van denominar Box i Tiao (1975) *intervencions*. La tècnica de l'anàlisi d'intervenció consisteix a avaluar l'efecte de les intervencions en el procés de comportament d'una sèrie temporal. Per poder fer intervencions en un model, hem d'identificar dos característiques del model:

- 1) El període en el qual comencen els successos externs.
- 2) La forma de l'impacte de les intervencions.

L'anàlisi d'intervenció es caracteritza perquè d'antuvi se sospita que algun succés extern ha influït considerablement en la sèrie temporal objecte de predicció.

Però hi ha ocasions en què no coneixem l'existència d'aquests successos o quan comencen, i és possible que es posin de manifest perquè hi ha certes dades atípiques: anomalies. Així doncs, si la

causa i els temps d'ocurrència dels successos es desconeixen parlarem d'anomalies en les sèries temporals.

Si en la sèrie es detecten anomalies, durant el procés anterior, és a dir, observacions no uniformes a la resta d'observacions del grup, s'han de tenir en compte.

Una anomalia també és possible que sigui produïda per un error de mesura o per un fet puntual que normalment no succeeix.

És important disposar de procediments per detectar les anomalies i eliminar-ne els efectes, perquè podrien afectar l'anàlisi de les sèries temporals, fent que els resultats de la inferència siguin invàlids.

3.6.2. Models d'intervenció

La forma més simple d'intervenir un model consisteix a utilitzar una variable *dummy*, que prengui el valor 1 en el període d'intervenció i 0 en la resta. Però aquesta no és l'única possibilitat existent: segons el període en què comença la intervenció i la forma de l'impacte, l'especificació dels models d'intervenció variarà.

Podem estudiar tres tipus d'intervencions amb diferents variables:

1) Variable escaló

Hi pot haver successos extraordinaris que afecten la sèrie temporal canviant-ne el nivell de forma permanent. En la sèrie que estem analitzant algun succés fa que els valors d'aquesta sèrie, a partir d'ell mateix, disminueixin o augmentin de forma continuada.

Una variable que prendrà el valor 0 abans del succés extraordinari i 1 a partir d'aquest moment.

$$I_t \begin{cases} 0 & \text{abans del succés} \\ 1 & \text{després del succés} \end{cases}$$

En aquest cas, és possible especificar el model amb un canvi de nivell o variable escaló (*step variable*), cosa que es representa per S_t^{10} ,

On t_0 és el període temporal en el qual comença el succés.

2) Variable impuls

Hi pot haver efectes transitoris sobre la sèrie, és a dir, successos extraordinaris que afecten la sèrie durant un període de temps. Si hi ha un efecte d'aquest tipus, haurem d'observar un valor de gran magnitud en el residu de la sèrie. La forma d'intervenció serà:

$$I_t \begin{cases} 0 & \text{període d'ocurrència} \\ 1 & \text{resta de períodes} \end{cases}$$

La variable impuls (*pulse variable*) la representarem per $P_t^{t_0}$,

On t_0 és el període d'ocurrència del succés.

Les variables *escaló* i *impuls* es poden relacionar amb l'expressió:

$$P_t^{t_0} = (1-L) S_t^{t_0}$$

3) Finalment les sèries temporals poden presentar canvis estructurals en què la taxa de creixement de la sèrie varia a partir d'un determinat moment. En aquest cas és possible introduir una variable d'escaló que pren els valors 1,2,... a partir del període d'aquest succés i 0 posteriorment.

Alternativament, podem introduir una variable *impuls* en l'equació de la taxa de creixement de la sèrie.

Per fer aquesta anàlisi cal conèixer el període de començament de les intervencions, que pot ser gradual o brusca, i la forma general de l'impacte i la duració de l'efecte, és a dir, com afecta la sèrie, que pot ser permanent o temporal.

Per tant, els models d'intervenció simple es poden especificar amb la següent expressió general:

$$X_t = v(L) I_t^{t0}$$

On I_t^{t0} és la variable impuls o escaló,

$$v(L) = \frac{\omega(L)L^b}{\delta(L)}$$

On:

$$\omega(L) = \omega_0 - \omega_1 L - \omega_2 L^2 - \dots - \omega_s L^s$$

$$\delta(L) = 1 - \delta_1 L - \delta_2 L^2 - \dots - \delta_r L^r$$

Els valors de b , r i s representen els diferents models d'intervenció. i en tots els casos s pren el valor zero, amb la qual cosa,

$$\omega(L) = \omega_0 = \omega.$$

La generalització del model simple ens porta a un model amb k intervencions:

$$X_t = \sum_{j=1}^k v_j(L) I_{jt}^{t0j}$$

on:

$$v_j = \frac{\omega_j(L)L^{bj}}{\delta_j(L)}$$

3.6.3. Identificació dels models d'intervenció

A partir de la sèrie temporal $\{Y_t\}$, en la qual algun succés extern o una intervenció produeix modificacions en el comportament de la sèrie, cal tenir-ho en compte en la modelització la inclusió d'alguna intervenció o més segons els anteriors models.

A partir de la forma general del model multiplicatiu *SARIMA* (p,d,q) $(P,D,Q)_S$

$$Y_t = \frac{\Theta_Q(L^s)\theta_q(L)}{\Phi_p(L^s)\phi_p(L)(1-L^s)^D(1-L)^d} u_t$$

Si incorporem el model d'intervenció, l'equació és:

$$Y_t = v(L)I_t^{i0} + \frac{\Theta_Q(L^s)\theta_q(L)}{\Phi_p(L^s)\phi_p(L)(1-L^s)^D(1-L)^d} u_t$$

L'expressió anterior la podem trobar així:

$$Y_t = v(L)I_t^{i0} + Z_t$$

On:

$$Z_t = \frac{\Theta_Q(L^s)\theta_q(L)}{\Phi_p(L^s)\phi_p(L)(1-L^s)^D(1-L)^d} u_t$$

De forma que l'expressió per al model amb k intervencions és:

$$Y_t = \sum_{j=1}^k v(L)I_{jt}^{i0j} + Z_t$$

3.6.4. Tipus i efectes de les anomalies

Quan el temps i les causes dels factors externs creadors d'observacions atípiques són desconeguts, necessitem analitzar els *outliers* o anomalies de la sèrie.

Ajustant la presència de les anomalies podem, en conseqüència, millorar la qualitat de les prediccions que s'obtenen segons S.C. Hillmer (1984), J. Ledolter (1989) i F.J. Trivez (1992).

Podem descriure diferents tipus d'anomalies³⁰:

1) Anomalia additiva (AO) o *additive outlier*: és un succés que afecta la sèrie en un instant temporal.

$$Y_t^\lambda = Z_t + \omega I_t^{i0}$$

$$I_t^{i0} \begin{cases} 1 & t = t_0 \\ 0 & t \neq t_0 \end{cases}$$

2) Anomalia de canvi de nivell (LS) o *level shift*: és un succés que afecta una sèrie amb un període donat, i on l'efecte és permanent.

³⁰ Els quatre tipus d'anomalies s'han considerat en la bibliografia per: Hillmer, Bell i Tiao (1983), Muirhead (1986) Tsay (1988) Chen i Liu (1990), Chen, Liu i Hudak (1990), Chen i Tiao (1990) i Chen i Liu (1993).

$$Y_t^\lambda = Z_t + \frac{1}{1-L} \omega I_t^{t_0} \text{ on } S_t^{t_0} = \omega I_t^{t_0}$$

$$S_t^{t_0} \begin{cases} 0 & t < t_0 \\ 1 & t \geq t_0 \end{cases}$$

3) Anomalia innovacional (IO) o *innovational outlier*: és un efecte que es propaga de conformitat amb el model *SARIMA* del procés, que afecta tots els valors observats després de la seva ocurrència.

$$Y_t^\lambda = Z_t + Z_t \omega I_t^{t_0}$$

4) Anomalia de canvi temporal (TC) o *temporary change*: és un succés que té un impacte inicial, i el seu efecte decau exponencialment de conformitat amb un factor d'esmoreïment.

$$Y_t^\lambda = Z_t + \frac{1}{1-\delta L} \omega I_t^{t_0} \quad 0 < \delta < 1$$

Com podem apreciar, les anomalies AO i LS són casos particulars de TC.

Si $\delta = 0$ anomalia additiva

Si $\delta = 1$ anomalia de canvi de nivell

En termes genèrics, si denominem Y_t a la sèrie observada i Z_t a la sèrie lliure d'anomalies, suposant que Z_t segueix un procés estacional multiplicatiu $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_S$:

$$\Phi_P(L^S) \phi_p(L) (1-L^S)^D (1-L)^d Z_t = \Theta_Q(L^S) \theta_q(L) u_t$$

Es considera que són operadors estacionaris i invertibles, sense factors comuns, i on u_t és una seqüència de sorolls blancs.

Si tenim en compte que una sèrie temporal pot contenir diferents tipus d'anomalies, per exemple k , el model general es pot escriure així:

$$Y_t = \sum_{j=1}^k \omega_j v_j(L) I_{jt}^{t_{0j}} + Z_t$$

On:

Z_t : és la sèrie lliure d'anomalies

$v_j(L)$:

1 per una AO en $t = t_{0j}$

Z_t per una IO en $t = t_{0j}$

$1/(1-L)$ per una LS en $t = t_{0j}$

$1/(1-\delta L)$ per una TC en $t = t_{0j}$

On:

δ és un factor d'esmoreïment que està entre 0 i 1.

Per detectar les anomalies es proposen diferents procediments iteratius, com el de Chang i Tiao (1983) i Tsay (1986), amb els quals la detecció de les anomalies es fa a partir dels residus del model univariant prèviament especificat i estimat.

Més endavant, Chen i Liu (1990) i (1993) han fet propostes que consisteixen en un mètode on la detecció dels *outliers* i l'estimació conjunta dels paràmetres del model i els efectes de les anomalies, es porta a terme en la fase d'estimació del model univariant.

L'opció d'intervenció permet tractar les anomalies sense que siguin eliminades. Si les anomalies s'intervenien, el que es fa és corregir l'anomalia, per diferents mètodes segons el tipus d'anomalia, amb la resta de dades. Finalment s'obtenen les estimacions de les anomalies, que són els valors corregits.

Amb el tractament informàtic, la detecció i la correcció dels efectes atípics es pot fer de forma automàtica o es pot no fer. Si s'opta per l'opció automàtica, és possible escollir el tipus d'atípics que es desitja identificar i el rang de la mostra en què es fa la recerca. Si aquesta recerca és automàtica és recomanable fer-la sobre tota la mostra.

Després de l'obtenció de prediccions hauríem de comprovar si el model efectua prediccions d'una forma satisfactòria. Si aquest no és el cas, haurem de reiniciar les etapes.

3.7. Discussió dels programes informàtics

Abans d'efectuar una anàlisi quantitativa i gràfica de les variables que seran objecte d'una modelització posterior, cal estudiar les eines de què disposarem. Revistes com *American Statistician* i el *Journal of Applied Econometrics* presenten freqüentment recensions sobre programari informàtic aplicat a sèries temporals.

El contingut d'aquest apartat ha estat desenvolupat amb l'objectiu de determinar quin era el programari informàtic a utilitzar en el moment del tractament de les dades.

El primer pas és veure quines opcions presenten els principals programes informàtics utilitzats per analitzar les dades disponibles en l'actualitat i dur a terme diferents simulacions amb les observacions.

A continuació es detallen les característiques més importants, respecte al mòdul de sèries temporals dels programes MINITAB, SPSS, SAS, TRAMO I SEATS, SCA i STAMP.

El programa MINITAB permet elaborar una modelització univariant amb mètodes de mitjanes mòbils, mètodes analítics, allisats i ARIMA estacional i no estacional. El procés d'identificació de la sèrie és laboriós, i és a base de fer proves, comparar els correlogrames i realitzar estimacions quan s'arriba a la determinació d'un model que després proporciona prediccions puntuals i per interval. No és

possible dur a terme el tractament d'anomalies, l'anàlisi d'intervenció ni el tractament multivariant de les sèries temporals.

El programa *Statistical package social science* (SPSS) conté al seu menú de sèries temporals els allisats, ARIMA estacionals i no estacionals, i la descomposició estacional, així com l'X11 ARIMA. Presenta els mateixos desavantatges que el MINITAB, quant a la identificació del model i la selecció, tot i que permet el tractament d'anomalies per mitjà d'intervencions.

Hi ha un paquet informàtic *Neuronal connection* que funciona amb aquest programa SPSS, i que per mitjà de xarxes neuronals permet estalviar algunes parts del procés d'identificació, així com realitzar simulacions de possibles models proposats, i de forma automàtica selecciona el model. Actua com una caixa negra que permet a un no expert en estadística elaborar previsions. Els resultats obtinguts en un estudi³¹ realitzat per D. de la Fuente i R. Pino (1995) indiquen que l'aproximació de les xarxes neuronals ha estat satisfactòria, ja sigui en referència a la bondat de les previsions obtingudes, com en la facilitat de la seva utilització. En el seu treball proposen utilitzar la metodologia de Box-Jenkins com un pas previ al disseny de l'estructura de la xarxa neuronal.

³¹ D. de la Fuente i R. Pino (1995) "Análisis comparativo de cálculo de previsiones univariantes y función de transferencia, mediante las metodologías de Box-Jenkins y redes neuronales" *Qüestió*, vol 19, pàg. 187-215.

Respecte al programa SAS, utilitzar-lo en enginyeria permet, amb el menú de sèries temporals, una anàlisi de la metodologia de Box-Jenkins univariant, però no de la multivariant.

STAMP (Structural Time Series Analyser, Modeler and Predictor) 5.0 és un programa per a l'anàlisi de sèries temporals interactiu i guiat per menús, especialment dissenyat per a l'anàlisi i la predicció de sèries temporals, i per al tractament de models dinàmics amb components inobservables.

Entre aquests models es troben els models estructurals de sèries temporals que consideren una sèrie temporal formada pels components següents: tendència, estacionalitat, cicle i component irregular. Aquests components són d'interès per a la descripció del comportament dinàmic de la sèrie. L'anàlisi elaborat per STAMP pot ser univariant o multivariant³². A més, a través dels residus auxiliars permet detectar dades atípiques. Està, doncs, especialment dissenyat per estimar components inobservables d'una sèrie que tenen una interpretació directa com, per exemple, tendència, estacionalitat, cicles, etc.; per tant és un programa útil per a l'anàlisi de la conjuntura econòmica, però no fa un tractament seguint la metodologia de Box-Jenkins, i per tant hem declinat utilitzar-lo.

Un altre programa alternatiu disponible és el programa *Scientific computing associates* (SCA) que té un menú complet per a l'anàlisi

³² E. Ruiz (1997) "Stamp: un programa para el análisis de series temporales" *Revista de Economía Aplicada*, 1997, sep-dic, núm. 5 (14) pàg. 175-193.

de sèries temporals, des dels mètodes allisats fins a la metodologia Box-Jenkins, i permet fins i tot fer funcions de transferència amb dues variables. Aquest és un entorn molt complet que permet una programació personalitzada.

També hem analitzat els programes TRAMO (Time series regression with ARIMA noise, missing observations and outliers) i SEATS (Signal extraction in ARIMA time series), elaborats per A. Maravall i V. Gómez, del Banc d'Espanya, que són programes escrits en Fortran i que actuen en el sistema operatiu MsDos. Permeten fer una estimació, previsió i interpolació de models de regressió, partint de la base que els errors segueixen un model ARIMA. Dóna també unes interpolacions òptimes per qualsevol possible seqüència d'observacions que falti; identifica i corregeix les anomalies. Aquests programes únicament apliquen un tractament univariant, i per tant no poden analitzar qüestions com la cointegració, la regressió dinàmica o els models de correcció de l'error.

El seu funcionament permet la generació i simulació de sèries, així com l'aplicació de la metodologia de Box-Jenkins amb les seves etapes d'identificació, estimació, comprovació i predicció, tal com expliquen els autors en el manual F. Lorenzo i J. Revuelta (1996) a l'article "TRAMO y SEATS: un marco completo para el análisis univariante y extracción de señales de series temporales", en el qual fan un estudi i una valoració de les principals prestacions dels programes informàtics TRAMO i SEATS³³ com a eina per a l'anàlisi i

³³ Gómez, V. i Maravall, A. (1996) "Programs TRAMO and SEATS. Instructions for the User" Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de trabajo, 9628

l'extracció de sèries temporals, en relació amb altres programes disponibles en el mercat. Aquest programa l'està utilitzant des del 1995 l'agència EUROSTAT per al tractament periòdic de milers de sèries.

L'última revisió del programari efectuada per A. Maravall (1999) "An Application of TRAMO and SEATS" com a monografia del Banc d'Espanya.

També es van dur a terme simulacions amb programes d'identificació automàtica com el FORENET i el FORCE IV, realitzats en el marc d'un projecte d'investigació que té com a objectiu integrar diferents paquets estadístics existents, com: SCA, SEATS i TRAMO. Amb aquest programa hi ha desenvolupada una eina de previsió que integra la metodologia Box-Jenkins, la desestacionalització de sèries temporals, l'anàlisi de conjuntura, etc. Amb els mètodes més eficients en referència al temps de resposta del Dr. Lewandowski, de manera que permeten tractar un gran nombre de sèries en un espai curt de temps.

En un segon pas, i després de veure les opcions de cadascun dels programes anteriors, malgrat la disponibilitat d'aquests programes informàtics citats anteriorment, en la major part del treball s'ha utilitzat el programa FORCE IV³⁴ ja que posseeix els avantatges de

³⁴ El programa informàtic "FORCE IV Advanced Methods for Forecasting" està desenvolupat per la secció de Tècniques Quantitatives per a la Gestió de la UPC.

SCA, SEATS i TRAMO, i a més permet la identificació automàtica del model a partir d'unes coordenades fixades, una millor presentació gràfica de sèries, correlogrames i periodograma de les previsions. Però, a més, les mesures per avaluar la bondat de l'ajust eren més exhaustives, motiu pel qual és aquest el programari escollit per dur a terme el tractament informatitzat de les dades.

La identificació de las sèries és automàtica amb la funció IDAUT del programa FORCE IV, seguint l'aplicació informàtica del paquet estadístic SCA, tot i que també hi incorpora TRAMO i SEATS. Aquest programa genera previsions a partir de les dades del passat de la sèrie temporal per poder extrapolar després les dades al futur, amb la següent seqüència:

- 1) Busca el model que millor s'ajusta a les observacions.
- 2) Identifica el model comparant els correlogrames FAS (funció d'autocorrelació simple) i FAP (funció d'autocorrelació parcial) dels models teòrics de sèries temporals.

El primer pas, doncs, és realitzar les transformacions necessàries per aconseguir l'estacionarietat, i després escollir l'estructura estocàstica amb l'ordre de p , P , q i Q , per formular el model o possibles models per elaborar les estimacions, per després avaluar-ne la bondat.

En alguns casos s'ha detectat una certa tendència a sobrediferenciar, tot i que els efectes d'una sobrediferenciació són menys greus que els que tindria una infradiferenciació.

La primera opció és escollir el mètode d'estimació dels paràmetres entre:

- Estimació amb màxima versemblança exacta
- Estimació amb mínims quadrats no condicionals (incondicionals)

En el primer cas, el que volem és maximitzar la funció de la versemblança, mentre que en el segon, minimitzem la suma dels quadrats dels residus que s'obtenen en el modelatge.

La segona opció és el filtre a utilitzar, aquests filtres s'utilitzen per calcular la màxima versemblança o els mínims quadrats amb més precisió si es vol realitzar desestacionalització.

En aquest cas es pot triar entre:

a) Filtre de les arrels quadrades: és una versió del filtre de Kalman, que s'utilitza per a sèries no diferenciades.

b) Algorisme de Morf, Sidhu i Kailath, millorat per Mèlard. És adequat quan la sèrie ha estat diferenciada.

c) Filtre de Kalman. S'utilitza per a sèries no diferenciades.

d) Filtre de mínims quadrats condicionals. És adequat quan ens podem trobar amb dificultats numèriques, però és molt més lent.

Seguidament podem escollir que dels polinomis que obtenim en el modelatge ens en calculi el valor de les arrels.

El sistema expert avalua els paràmetres i valora el model amb les seves regles, que l'usuari pot canviar. En aquesta segona part cal l'ajut d'eines de càlcul potents, amb un tractament informatitzat de les dades. Hi ha l'opció de definir el t -valor per sota del qual els paràmetres s'han de reestimar.

Les dos primeres fases de la tercera etapa de la metodologia Box-Jenkins són automàtiques amb el programa informàtic, mentre que la tercera s'ha de fer de manera manual.

També té l'opció de detectar i corregir diversos tipus d'anomalies i de realitzar les intervencions de les possibles anomalies del model, així com trobar interpolacions òptimes de les observacions perdudes.

El tractament de les anomalies permet modificar dos paràmetres.

El primer paràmetre que deixa escollir és el corresponent a la detecció o no d'anomalies que presenten les opcions:

a) Detecció automàtica dels quatre tipus d'anomalies IO, AO, LS i TC; i un cop ha corregit la sèrie amb les anomalies trobades a la primera iteració el programa torna a identificar automàticament el model, i busca noves anomalies en cas que el model hagi canviat.

b) No realitzar la detecció de les anomalies.

El segon paràmetre fa referència a com es fan les correccions de les anomalies. En el cas d'escollir la detecció i la correcció d'anomalies apareixen dues opcions més, en les quals s'ha d'escriure el valor que es desitja:

1) El valor crític per a la detecció d'anomalies.

2) La reducció del valor crític per a la detecció de les anomalies. És a dir, el percentatge en què el valor de la funció del nombre d'observacions es redueix en cada iteració.

Finalment, es pot triar el mètode per realitzar l'estimació del model i la detecció de les anomalies:

a) Utilitzar el mètode de Hannan-Rissanen per a l'estimació dels paràmetres en la detecció i la correcció automàtica d'anomalies.

b) Utilitzar el mètode de la màxima versemblança.

c) Utilitzar primer el mètode de mínims quadrats no condicionals, i després el de la màxima versemblança en l'estimació de les arrels del model automàtic. L'estimació de les anomalies es fa utilitzant el procediment de Hannan-Rissanen.

d) Igual que en el cas c) excepte per a l'estimació de les anomalies, ja que es fa amb el mètode exacte de la màxima versemblança.

Un cop avaluats els models, i segons el criteri AIC, es decideix el model. Segons les mesures d'avaluació de la capacitat predictiva aquestes mesures influeixen de manera determinant en la bondat de les previsions que es calculen posteriorment.

Les prediccions corresponents es determinen automàticament, a partir de la modelització efectuada. Aquestes previsions que es calculen seran òptimes en cas que el model calculat sigui òptim. Aquest és l'objectiu final d'elaborar les previsions de valors futurs a partir de les dades observacionals.

En el proper capítol, on es fa una anàlisi univariant i d'intervenció, a partir de les dades de les variables es podrà comprovar quin és l'escenari futur de la província de Lleida, pel que fa al mercat laboral. Amb la metodologia utilitzada en la part teòrica es presenta l'estudi empíric amb les diferents fases per arribar a l'obtenció de les previsions.

Capítol 4

Anàlisi empírica

4.1. Introducció

Després dels primers capítols on hem detallat els conceptes, les fonts i la metodologia, és ara el moment de modelitzar les sèries objecte d'estudi.

En un primer apartat, i per emmarcar les dades, s'han comparat les observacions relatives a Espanya, Catalunya i Lleida. Els valors utilitzats són els corresponents a les sèries trimestrals dels darrers vint-i-un anys per comparar-les i establir-ne l'evolució.

Després, per a les variables del mercat de treball a la província de Lleida, es presenten en un segon apartat les modelitzacions univariants i d'intervenció de les sèries temporals d'ocupació (1977-1997).

4.2. Evolució de les variables d'ocupació

Una vegada confrontades les fonts estadístiques i un cop realitzades les definicions, és hora d'aprofundir en els objectius específics d'aquesta investigació, comparant les dades de cadascuna de les variables per estudiar-ne l'evolució.

En aquest apartat s'exposen els trets principals de la situació del mercat laboral a la província de Lleida i la seva evolució en el passat en comparació amb la resta de Catalunya i Espanya. Es fa un repàs de les característiques de l'activitat laboral dels ciutadans de la província, sempre amb la mirada fixa en les relacions possibles i les determinacions de les variables estudiades. Hi ha factors polítics, socials i econòmics a tenir en compte si s'estudia l'evolució i es vol realitzar una anàlisi comparada, fent un recorregut en paral·lel.

Les observacions són trimestrals i corresponen a l'enquesta de població activa (EPA) elaborada per l'*Instituto Nacional d'Estadística* (INE). La mostra utilitzada va des del primer trimestre de 1977 fins al quart trimestre de 1997 (I/77-IV/97), és a dir, correspon als darrers 21 anys.

Tot i que el nivell d'ocupació depèn fortament del creixement econòmic, s'ha optat per centrar l'objectiu de l'estudi en variables del mercat de treball, més que no pas en altres variables macroeconòmiques.

Així, les implicacions de les variables del mercat de treball són:

D'una banda, el funcionament del mercat laboral i de tot el sistema de despesa social, que influeix davant la incertesa dels ciutadans sobre el seu treball i les seves pensions en el futur.

D'altra banda, les variables relacionades amb els mercats de sòl, serveis, transports, comunicacions, etc., que permeten que hi hagi un incentiu més gran a la inversió privada, ja que possibilita l'expansió d'oportunitats en els sectors econòmics.

Encara que ens centrem en l'anàlisi de la província de Lleida, el ritme de creixement o de decreixement de les variables estudiades té una relació amb les altres províncies de l'entorn.

A continuació es fa una anàlisi comparada de les principals variables, amb els resultats de la província de Lleida, Catalunya i Espanya.

4.2.1. Comparacions de l'evolució de les variables

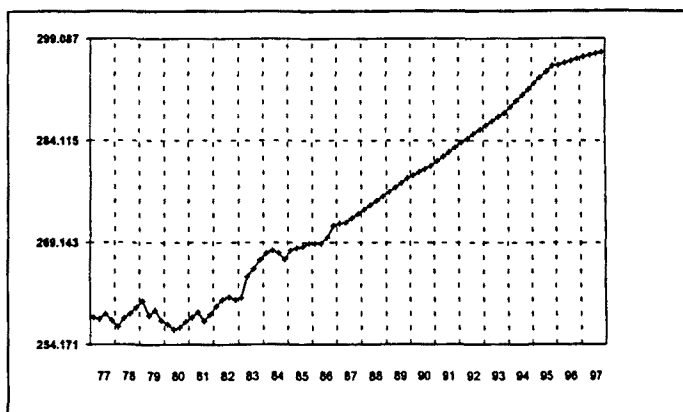
Per analitzar la situació del mercat de treball es presenten els gràfics i taules de les variables: en primer lloc la variable *població en edat de treballar*.

Per la variable *població activa*, es presenta l'evolució en números absoluts, i més endavant es presenta l'índex basat en l'any 1977, juntament amb la matriu de correlacions. A continuació, per a les taxes d'activitat es compara a tres nivells, i també per a la resta de variables: *població ocupada*, *població aturada* i la *taxa d'atur*, per interpretar millor el funcionament del mercat de treball a Lleida.

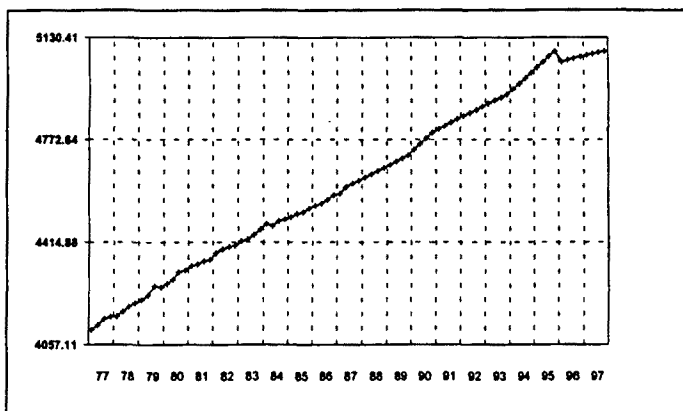
Les dades que es presenten a continuació pertanyen a la Base de datos Tempus de l'INE. En l'apèncix hi ha el detall de les sèries trimestrals per a la província de Lleida.

4.2.1.1. Població total en edat de treballar (més de 16 anys)

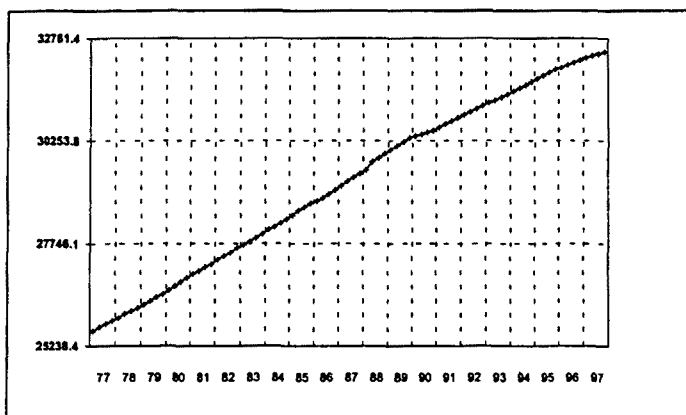
Gràfic 1. Evolució de la població en edat de treballar a la província de Lleida (1977-1997) en milers de persones.



Gràfic 2. Evolució de la població en edat de treballar a Catalunya (1977-1997) en milers de persones.



Gràfic 3. Evolució de la població en edat de treballar a Espanya (1977-1997) en milers de persones.



Si observem els gràfics de la població total en edat de treballar, (gràfics 1, 2 i 3) és constata que aquesta població creix de manera contínua des del 1977. Els efectes a llarg termini dels canvis demogràfics sobre el mercat laboral són estudiats per experts que indiquen que l'evolució de la població és més fàcil de quantificar, gràcies a la seva pròpia inèrcia, i el coneixement existent dels mecanismes que en regeixen la dinàmica, cosa que no succeeix amb les variables del conjunt de l'entorn social i econòmic.

Resulta freqüent la invocació demogràfica per explicar els problemes que afecten la societat i l'economia a Espanya. Un exemple és l'elevat volum de les generacions nascudes a mitjan dels anys seixanta i setanta com a responsable de les actuals xifres d'atur elevades.

Atès que una de les característiques dels fenòmens poblacionals és que les seves conseqüències només són observables a mig i llarg termini, els esdeveniments d'avui tenen l'avantatge que no se'ls

contrastarà demà, sinó molt més tard, quan ja no s'hagi de retre compte de les previsions.

L'activitat de la població no és aliena als indicadors demogràfics; en depèn i també es troba determinada per altres variables socioeconòmiques que influeixen en l'activitat laboral.

Els intents de superar la formulació d'hipòtesis simplement tendencials mitjançant l'elaboració de models de caràcter cíclic³⁵ (model d'Easterlin) s'enfronten a les irregularitats dels cicles demogràfics i a les dificultats de relacionar-los amb els cicles de caràcter econòmic.

L'actual situació pot dur-nos a considerar, per exemple, que els baixos nivells de fecunditat que hi ha avui dia es mantindran en el futur, i això condicionarà a l'hora de fer les previsions sobre la població³⁶.

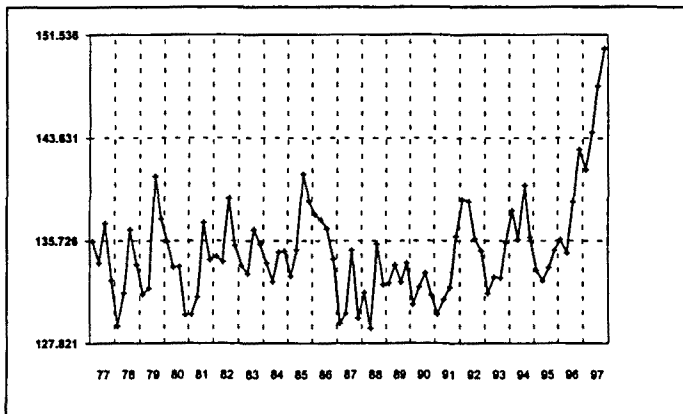
Aquesta variable *població* és important per elaborar prediccions, i com que la població a la província de Lleida, segueix el patró català i l'estatal; no entrarem a estudiar-la en profunditat ja que hi ha altres treballs sobre el mateix tema.

³⁵ Blanes, A; Gil, F. i Pérez J. (1996) "Població i activitat a Espanya: evolució i perspectives". *Col·lecció Estudis i Informes*. La Caixa, núm. 5.

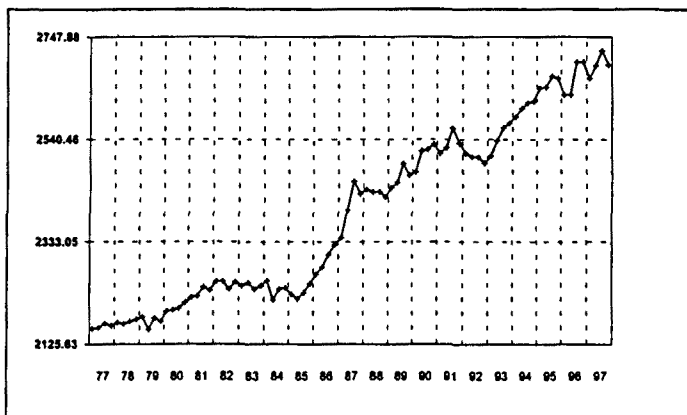
³⁶ Conclusions de les jornades tècniques sobre projeccions demogràfiques de Catalunya (1997). IDESCAT. Generalitat de Catalunya.

4.2.1.2. Població activa

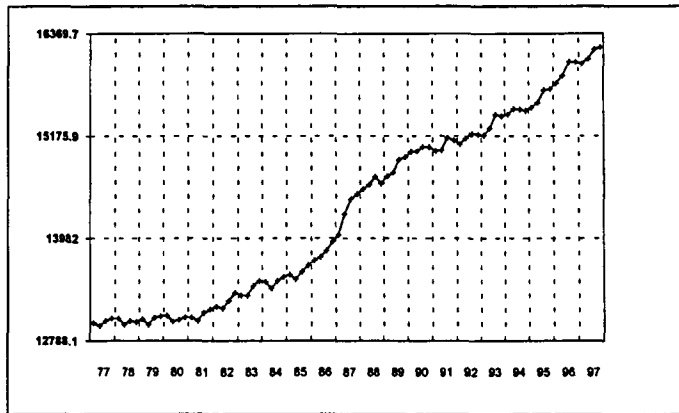
Gràfic 4. Evolució de la població activa a la província de Lleida (1977-1997) en milers de persones.



Gràfic 5. Evolució de la població activa a Catalunya (1977-1997) en milers de persones.



Gràfic 6. Evolució de la població activa a Espanya (1977-1997) en milers de persones.

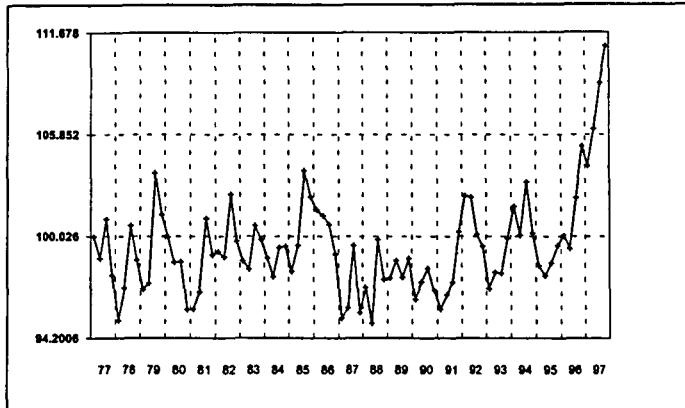


Veiem que les dades que fan referència a la població activa de la província de Lleida (gràfic 4) són molt diferents de la població activa catalana (gràfic 5) i de la població activa estatal (gràfic 6). Tindrem ocasió, més endavant, de comentar-ho. Si aquesta variable es presenta en nombre índex (gràfics 7, 8 i 9), com podem comprovar en la seva evolució es representa ara amb un mateix eix d'ordenades, però continua evidenciant un comportament diferenciat.

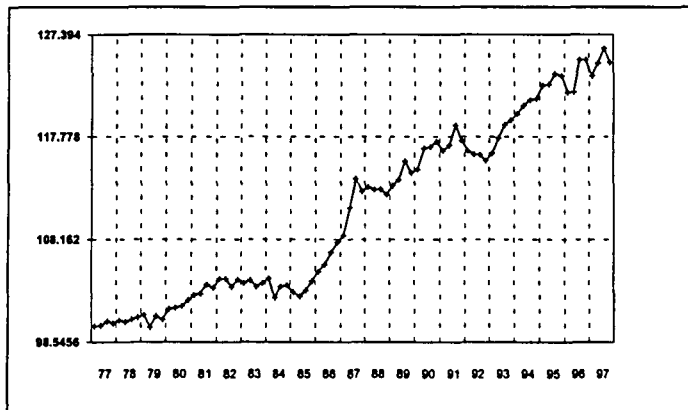
Encara que el comportament és diferent sembla que creix en els tres gràfics a partir de 1995.

Índex de la població activa

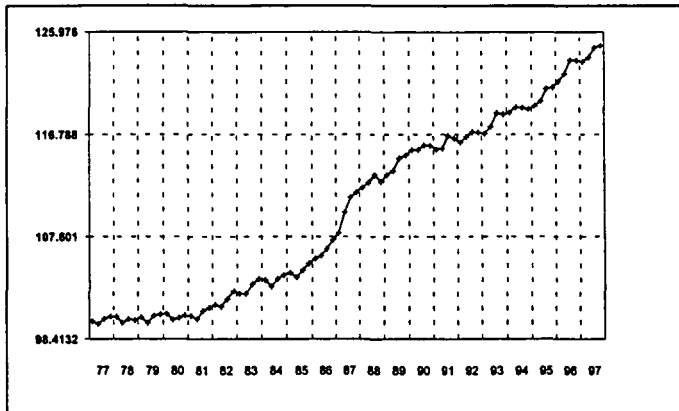
Gràfic 7. Índex de la població activa a la província de Lleida (1977-1997)



Gràfic 8. Índex de la població activa a Catalunya (1977-1997)



Gràfic 9. Índex de la població activa a Espanya (1977-1997)



En acabar el quart trimestre de 1997 les estimacions de l'EPA assenyalaven que el nombre d'actius a la província de Lleida era de 150.460, en percentatge un 50,65% sobre la població de Lleida més gran de 16 anys. Aquestes xifres necessiten algun marc de referència que ens permeti interpretar-ho. Aquest marc el proporciona la comparació amb les xifres de Catalunya, Espanya o, fins i tot, altres regions europees.

El nombre d'actius a Espanya i Catalunya ha experimentat un augment des del 1980 bastant pronunciat, que marca un període de recuperació econòmica. El creixement és important des del 1985 i fins al 1990, quan es produeix un recés en aquesta tendència a l'alça.

En canvi, a la província de Lleida, la població activa té moltes fluctuacions, cosa que té diferents conseqüències, com veurem, sobre l'ocupació.

És important, a més de conèixer el nombre d'actius, poder fer prediccions de les característiques que aquests actius tindran, a més

dels sectors i de les ocupacions en les quals desenvoluparan la seva activitat.

Quan es tenen dos o més sèries d'observacions podem estudiar si les sèries s'incrementen en paral·lel o decreixen alhora. Per veure aquest tipus de relació es calcula la matriu de correlacions.

Si es fa aquesta anàlisi (quadre 1) veiem com entre les variables actius en l'àmbit estatal i actius en l'àmbit Catalunya, la correlació és alta: 0,991; però entre actius d'àmbit estatal i actius de l'àmbit de Lleida el coeficient només és de 0,304, i entre actius en l'àmbit de Catalunya i actius en l'àmbit de Lleida és del 0,286, cosa que indica una baixa correlació.

Quadre 1. Matriu de correlacions de la variable població activa

Correlacions

		ACTIUS LLEIDA	ACTIUS CATALUNYA	ACTIUS ESTATAL
Correlació de Pearson	ACTIUS LLEIDA	1,000	,286**	,304**
	ACTIUS CATALUNYA	,286**	1,000	,991**
	ACTIUS ESTATAL	,304**	,991**	1,000
Sig. (bilateral)	ACTIUS LLEIDA	,	,008	,005
	ACTIUS CATALUNYA	,008	,	,000
	ACTIUS ESTATAL	,005	,000	,
N	ACTIUS LLEIDA	84	84	84
	ACTIUS CATALUNYA	84	84	84
	ACTIUS ESTATAL	84	84	84

** . La correlació es significativa al nivell 0,01 (bilateral).

Si fem una anàlisi de variància (ANOVA) d'un factor any (apèndix 2) per estudiar la tendència, amb l'anàlisi previ de l'homogeneïtat de variàncies, en el qual veiem que no hi ha homogeneïtat de variàncies, i per tant hem de realitzar les transformacions adients. A l'hora d'interpretar l'ANOVA rebutgem la hipòtesi nul·la que les mitjanes són iguals, i per tant hi ha tendència.

Pel pendent de la recta de regressió del núvol de punts representats, sembla o no que la dispersió augmenta o disminueix en augmentar la tendència central.

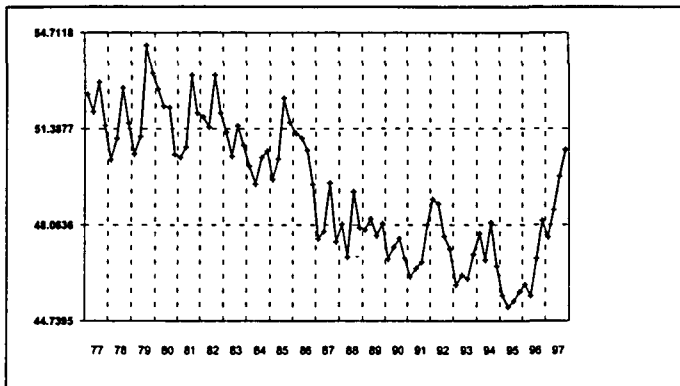
La conformitat de l'estabilitat en variàncies ens la proporciona el p-valor associat a l'estadístic de Levene. La prova d'homogeneïtat de

variàncies permet comprovar la hipòtesi que els k grups procedeixen de poblacions amb variància comuna. Si la hipòtesi és rebutjada podria ser perquè la dispersió de la sèrie canvia amb la tendència central. En aquesta variable *població activa* no hi ha homogeneïtat de variàncies.

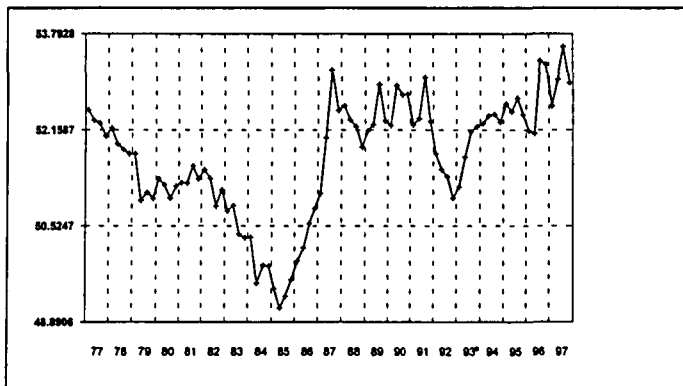
4.2.1.3. Taxa d'activitat

Les taxes d'activitat serveixen per comparar entre diferents territoris, encara que hi ha excepcions molt notables. Normalment es relaciona nivell de desenvolupament econòmic amb *taxa d'activitat*, de manera que els territoris amb nivells de desenvolupament més alts tenen normalment taxes d'activitat més altes.

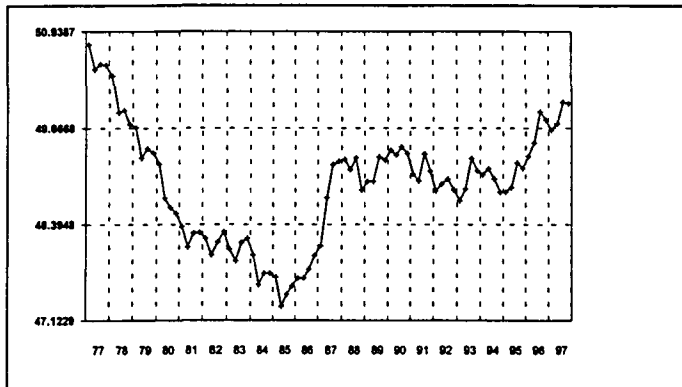
Gràfic 10. Taxa d'activitat a la província de Lleida (1977-1997)



Gràfic 11. Taxa d'activitat a Catalunya (1977-1997)



Gràfic 12. Taxa d'activitat a Espanya (1977-1997)



Podem apreciar gràficament, com fins al 1985 hi ha una davallada de la taxa d'activitat en els tres gràfics. A Catalunya no es produeix una recuperació fins al 1985, i es torna a ressentir d'una davallada a mitjan 1991. A Espanya en canvi hi ha una lenta recuperació des del 1986, i la crisi o retrocés és més petita, tot i que encara en l'últim quinquenni s'ha frenat l'impuls de la taxa d'activitat.

Si es compara amb altres països de la Unió Europea, Espanya és un dels països amb menys proporció d'actius, segons diversos estudis. Entre altres raons les baixes taxes d'activitat són degudes a:

- 1) La reduïda proporció d'ocupació a temps parcial.
- 2) La jornada habitual a Espanya és superior a la jornada d'altres països de la Unió Europea. Si recalculem la taxa d'activitat suposant que tenim una jornada similar a la mitjana europea hi podria haver un repartiment de l'ocupació.

Malgrat que la taxa de població activa és baixa, en comparació amb la resta dels països de la Unió Europea la taxa de desocupació és la

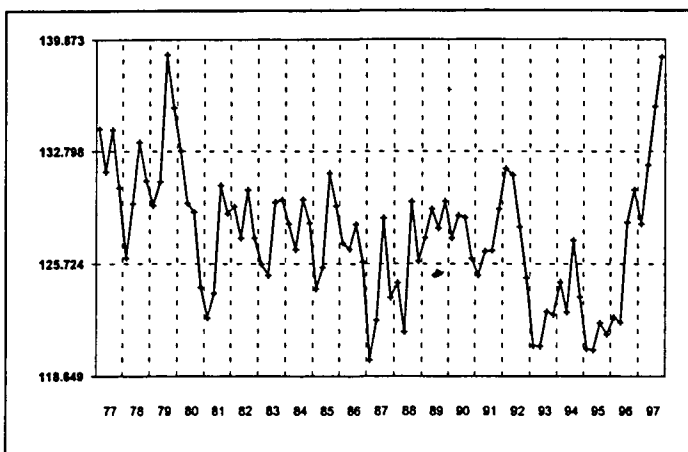
més alta, ja que s'ha arribat a situar al voltant del 21% enfront de l'11% de la mitjana europea.

A la província de Lleida hi ha un descens molt important de la població activa, des de l'inici del període objecte d'estudi fins al 1996. La dada observada amb un descens més important correspon a l'any 1985, i s'ha tardat 11 anys a produir-se una nova recuperació de les xifres. A partir d'aquest any es remunta la taxa d'activitat fins a situar-la amb dades de dècades anteriors. Hem d'estudiar ara, per separat, els components de la població activa, que són l'ocupació i l'atur, per aprofundir en l'anàlisi d'aquesta variable.

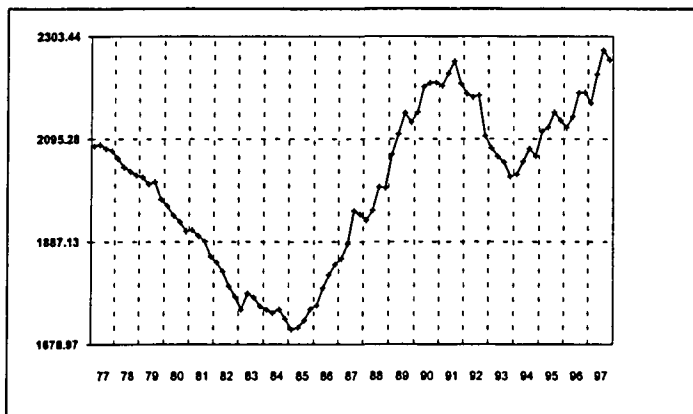
4.2.1.4. Població ocupada

Si estudiem en comparació amb la resta de Catalunya i l'Estat la variable població ocupada a la província de Lleida, veiem que presenta la seqüència següent.

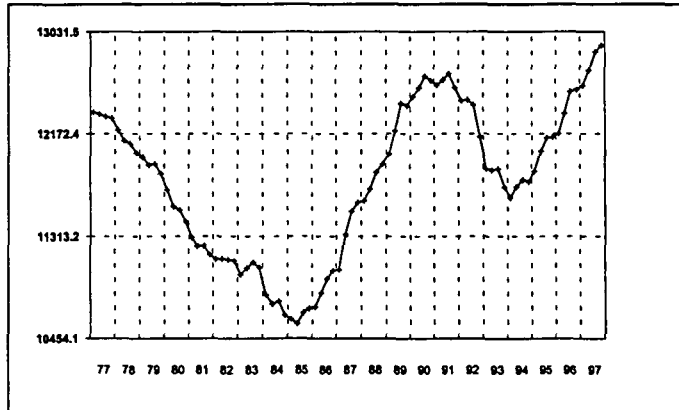
Gràfic 13. Evolució de la població ocupada a la província de Lleida (1977-1997).



Gràfic 14. Evolució de la població ocupada a Catalunya (1977-1997)



Gràfic 15. Evolució de la població ocupada a Espanya (1977-1997)



A la província de Lleida (gràfica 13), la població ocupada ha crescut de 134.230 persones ocupades el 1977 fins a 138.770 persones ocupades el 1997, que és relativament poc, en termes absoluts.

El valor més alt en termes absoluts d'ocupació es produeix el tercer trimestre de 1979, amb un total de 138.910 persones ocupades, i no es torna a recuperar fins al quart trimestre de 1997.

Des del 1977 i durant gairebé una dècada, l'única cosa que ha augmentat ha estat el nombre d'aturats. Les conjuntures de crisis d'ocupació el 1983 i el 1993 combinen simultàniament l'augment absolut amb la reducció del nombre d'ocupats i la reducció dràstica de creixement de la població activa.

El 1991 es produeix una davallada de l'ocupació a Lleida, Catalunya i Espanya, que deixa entreveure la rapidesa amb què poden desfer-se les relacions contractuals. En aquest moment les mesures polítiques de foment de l'ocupació incideixen especialment en l'augment

d'aquestes facilitats. El retrocés és pronunciat entre 1992 i 1993, períodes amb crisis econòmiques.

Els canvis metodològics de l'enquesta de població activa de 1987 i la de 1992, i el canvi de l'edat mínima per treballar, que passa de 14 a 16 anys (amb la promulgació de l'Estatut dels Treballadors en 1980) no afecta la mostra, ja que s'han reconstruït els fitxers per aconseguir sèries homogènies des del 1976, com comentàvem anteriorment, que és quan s'efectuen les consideracions sobre l'EPA³⁷.

Veiem com durant tot el període objecte d'estudi s'ha produït un constant creixement de població. Per tant, les diferències de volum entre les generacions entrants i sortints han estat compensades per la prolongació del període de formació dels joves per mantenir un cert equilibri en el nombre final d'ocupats.

Si fem una anàlisi de correlacions (quadre 2) podem afirmar que entre els ocupats de Catalunya i ocupats de l'Estat la correlació és molt alta: 0,977. En canvi entre ocupats de Lleida i ocupats de Catalunya només es del 0,091, i entre ocupats de Lleida i ocupats de l'Estat és de 0,210.

³⁷ Florentina Alvarez (1994) "La EPA a través de los años" *Fuentes Estadísticas*, núm. 2.

Quadre 2. Matriu de correlacions de la variable població ocupada

Correlacions

		OCUPATS LLEIDA	OCUPATS CATALUNYA	OCUPATS ESTATAL
Correlació de Pearson	OCUPATS LLEIDA	1,000	,091	,210
	OCUPATS CATALUNYA	,091	1,000	,977**
	OCUPATS ESTATAL	,210	,977**	1,000
Sig. (bilateral)	OCUPATS LLEIDA	,	,408	,055
	OCUPATS CATALUNYA	,408	,	,000
	OCUPATS ESTATAL	,055	,000	,
N	OCUPATS LLEIDA	84	84	84
	OCUPATS CATALUNYA	84	84	84
	OCUPATS ESTATAL	84	84	84

** La correlació es significativa al nivell 0,01 (bilateral).

Si fem una anàlisi de la variància (apèndix 2), en la prova d'homogeneïtat de variàncies pel factor *any*, veiem que no hi ha homogeneïtat, i per tant cal realitzar les transformacions adients.

En canvi quan el factor és el trimestre hi ha homogeneïtat de variàncies, i succeeix el mateix que en la variable *actius*.

A principis de 1977 hi havia a l'Estat espanyol 12.355.000, i a finals de 1997 la xifra era de 12.914.000 d'ocupats, és a dir 600.000 persones més ocupades que fa 21 anys. La creació neta d'ocupació ha estat molt baixa; fins fa uns anys era fins i tot negativa.

Sense cap mena de dubte, aquesta és la causa principal d'una elevada taxa d'atur, ja que la creació d'ocupació neta a Espanya ha estat molt més baixa que a la resta de la Unió Europea, tal com corroboren diversos autors: Viñals i Jimeno (1996)³⁸ i Fina (1996)³⁹. Com hem vist anteriorment, la taxa d'activitat o participació és la mateixa avui que fa 21 anys.

Les causes de la baixa creació d'ocupació en aquests anys han estat analitzades per diversos treballs dels autors Alcaide (1997)⁴⁰ i Dolado i Jimeno (1997)⁴¹.

En resum, s'expliquen bàsicament amb dos tipus de causes:

1) Causes que provenen de la demanda de treball, derivades dels cicles de l'activitat econòmica i d'un control macroeconòmic deficient de la demanda global de l'economia i, en general, de xocs transitoris com els moviments dels preus energètics, en la relació real d'intercanvi, o en els tipus reals d'interès, que són les que donen origen a l'anomenada *desocupació keynesiana*.

³⁸ Viñals, José i Jimeno, Juan Francisco (1996) "Monetary Union and European Unemployment" FEDEA. Document de treball núm 96-22.

³⁹ Fina, L. (1996) "La Unión Monetaria y el empleo" *Información Comercial Española*, núm. 754. Agost-Setembre. pàg. 71-87.

⁴⁰ Alcaide, J. (1997) "La dimensión y los problemas del empleo en España" *Cuadernos de Información Económica*, núm. 118.

⁴¹ Dolado, J. J. i Jimeno, J. F. (1997) "Políticas de empleo: nuevo gobierno, viejos problemas" *Economistas*, 74.

2) Altres causes procedents dels problemes i rigideses institucionals, socials i estructurals, que fan que l'oferta de treball no s'adapti amb flexibilitat a la demanda, i que donen origen a l'anomenada *desocupació clàssica*.

Dins de les primeres causes cal assenyalar, entre d'altres les següents:

- En l'origen d'aquest gran salt de nivell de la desocupació que s'esdevé fonamentalment entre 1977 i 1985, es troba la incidència d'una sèrie de xocs. El primer és el xoc energètic de 1974 davant del qual no es pren cap mesura, donada la situació de deteriorament del règim franquista i després amb les incerteses de l'inici de la transició, la qual cosa produeix un fort xoc inflacionista.

- A mesura que l'economia espanyola es va anar obrint a la competència internacional, el xoc de preus es va començar a reduir, però no el salarial, amb la qual cosa es van crear situacions molt difícils en els sectors més oberts a la competència, com els industrials, que van afectar molt negativament l'ocupació industrial.

Aquest procés de desinflació forçada per la competència va tenir un cost molt elevat en termes de desocupació, atesa la rigidesa de les institucions laborals heretades, que s'han anat canviant molt lentament, ja que encara en subsisteixen algunes.

- També l'entrada de la pesseta en el mecanisme de canvis del SME, amb un tipus de canvi sobrevalorat, que bàsicament va consistir en una forta expansió fiscal i una contractació monetària, va tenir una incidència negativa en la creació d'ocupació, ja que la inversió

privada es va veure afectada pel fort augment del deute públic i els tipus reals d'interès a curt i llarg termini.

- Pel costat de l'oferta, s'han produït un seguit de rigideses institucionals que també han afectat negativament la creació d'ocupació. D'una banda hi ha el fort augment dels costos d'acomiadament, i de l'altra els altíssims costos burocràtics dels acomiadaments col·lectius que, per tal d'evitar-los, s'arriba a acords ràpids a Magistratura, amb costos d'acomiadament més elevats que els legals.

- Un altre aspecte important és la rigidesa salarial provocada pel sistema de negociació col·lectiva que impera a Espanya, que és fonamentalment sectorial, i que estableix uns augments salarials mínims, que només poden augmentar-se en la negociació dins de cada empresa, sense que sigui fàcil que una empresa amb una situació econòmica difícil es pugui despenjar d'allò que és establert sectorialment. A més, no s'ha permès, amb aquest sistema, que s'ampliés el ventall salarial, cosa que ha perjudicat l'ocupació dels treballadors de menys ocupació. També hi ha hagut una mobilitat molt baixa del treball, tant territorial com funcional, la qual cosa ha actuat com a fre en la creació d'ocupació.

En el període objecte d'estudi hi ha hagut tres reformes laborals: el 1984, el 1994 i el 1997, com destaquen diversos autors Bentolilla (1997)⁴² i Dolado (1997)⁴³.

⁴² Bentolilla, S. (1997) "La reforma laboral, economía frente a Derecho" *Cinco días*, 25-4-97. 2-1997.

La reforma de 1984 va introduir les modalitats de contractació temporal, que ha provocat la dualitat en el mercat laboral, entre els ocupats amb un contracte indefinit i els ocupats amb contracte temporal. S'han reforçat, d'una banda, els treballadors amb contractes indefinits amb alts costos d'acomiadament, que són els que estan afiliats als sindicats i negocien els convenis, i formen part de la negociació salarial.

A partir de 1984 es van introduir, doncs, els contractes temporals sense costos d'acomiadament, que van donar més flexibilitat a les empreses per adaptar-se als cicles econòmics i a la creixent competència internacional.

Ara bé, aquests contractes van segmentar en excés el mercat de treball i van afectar negativament la productivitat. A més, van augmentar el poder de negociació dels treballadors amb contractes indefinits.

Un aspecte és el de la manca de formació i qualificació de la mà d'obra que no s'adapta a la demanda de treball, com més va més exigent és amb la qualificació tecnològica dels treballadors.

La reforma de 1994, a més de reduir les taxes de substitució de la cobertura de la desocupació, es va centrar en quatre objectius: introduir noves formes de contractació, com el contracte d'aprenentatge per afavorir la inserció laboral dels joves, disminuir les restriccions de l'acomiadament per causes econòmiques, tecnològiques i de la producció, reinstaurar el principi de causalitat en la contractació temporal i potenciar la negociació col·lectiva absorbint moltes matèries fins regulades aleshores per llei.

El 1994 s'introdueixen canvis legislatius que disminueixen els terminis de les prestacions per desocupació i es van sotmetre al pagament d'impostos i contribucions socials, fet que va millorar la situació. De tota manera la durada de les prestacions encara és elevada, cosa que en alguns casos desincentiva l'aturat de llarga durada a buscar més activament un lloc de treball.

La reforma de 1997 és la primera de les tres que es fa amb un cert consens entre les patronals i els sindicats, la qual cosa suposa un canvi positiu en les relacions laborals i una nova etapa cara al futur.

Aquesta reforma s'ha centrat en dos aspectes fonamentals. En primer lloc, ha eliminat algunes modalitats de contractes temporals i ha introduït limitacions i costos addicionals als contractes temporals que es mantenen en vigor, a fi de desincentivar la contractació temporal i reduir l'excessiva segmentació del mercat de treball. Per últim, ha introduït un nou contracte indefinit amb costos d'acomiadament improcedent més reduïts.

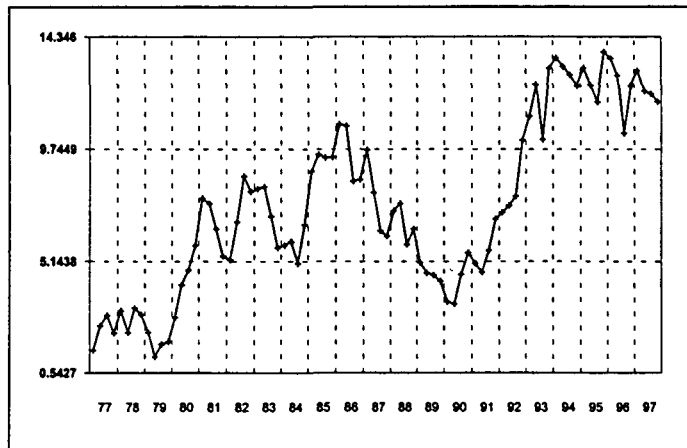
El problema, a resultes de les previsions, és que creant un 3% d'ocupació anual, és a dir 400.000 llocs de treball a l'estat espanyol, el problema de la desocupació en el nostre país trigarà entre 10 i 15 anys a reduir-se, partint del 21% actual, a uns nivells del 5% o 6%.

La raó rau en el fet que, atesa l'encara baixa participació o taxa d'activitat de la població en edat de treballar, és especialment necessari fer un estudi detallat per sexes, ja que com més ocupació es vagi creant més augmentarà la població que busqui activament treball a l'augmentar les seves expectatives d'aconseguir-ho, amb la qual cosa la taxa de desocupació baixarà lentament.

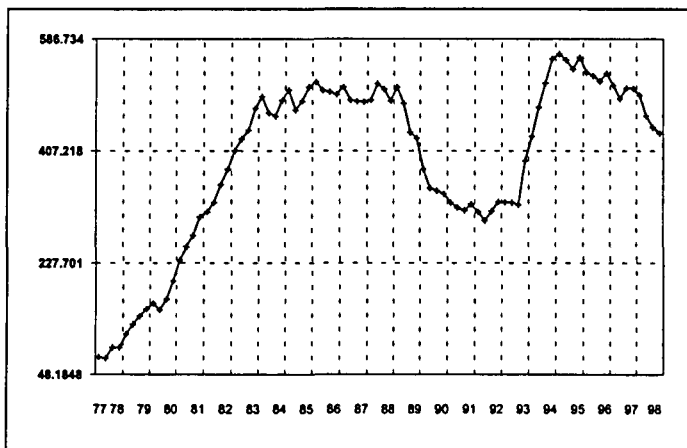
A la província de Lleida, les gràfiques evidencien un comportament diferent, ja que no segueix els cicles econòmics de Catalunya i Espanya, sinó que contràriament a això el seu comportament és molt irregular, i és molt difícil interpretar els cicles.

4.2.1.5. Població aturada

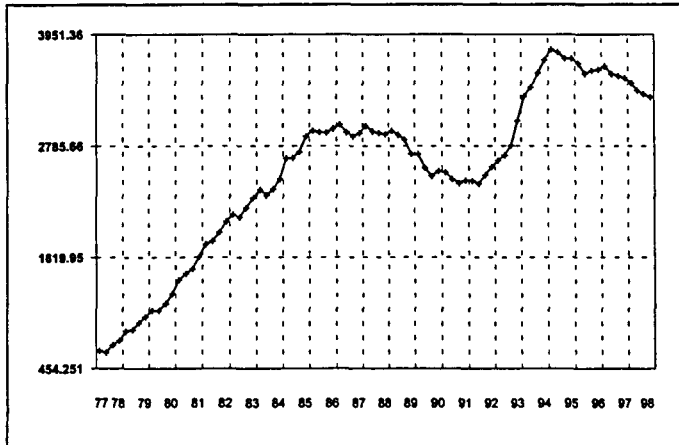
Gràfic 16. Evolució de la població aturada a la província de Lleida (1977-97) en milers de persones



Gràfic 17. Evolució de la població aturada a Catalunya (1977-97) en milers de persones



**Gràfic 18. Evolució de la població aturada a Espanya (1977-97)
en milers de persones**



Quadre 3. Matriu de correlacions de la variable població aturada

Correlacions

		ATURATS CATALUNYA	ATURATS ESTATAL	ATURATS LLEIDA
Correlació de Pearson	ATURATS CATALUNYA	1,000	,906**	,814**
	ATURATS ESTATAL	,906**	1,000	,873**
	ATURATS LLEIDA	,814**	,873**	1,000
Sig. (bilateral)	ATURATS CATALUNYA	,	,000	,000
	ATURATS ESTATAL	,000	,	,000
	ATURATS LLEIDA	,000	,000	,
N	ATURATS CATALUNYA	84	84	84
	ATURATS ESTATAL	84	84	84
	ATURATS LLEIDA	84	84	84

** . La correlació es significativa al nivell 0,01 (bilateral).

La desocupació, que afecta totes les categories socials, és un dels problemes de l'Estat espanyol, i encara que, com veurem amb la comparació de les xifres, ho és en grau menor, també és un problema per Catalunya i Lleida. Tot i que la província de Lleida iguala les taxes d'alguns països de la Unió Europea.

La matriu de correlacions (quadre 3) mostra una correlació elevada entre les variables amb valors superiors al 0,7, cosa que suposa que creixen en paral·lel.

Si efectuem una anàlisi de la variància, pels valors de l'atur (apèndix 2), en la prova d'homogeneïtat de variàncies pel factor *any*, veiem que no hi ha homogeneïtat en el cas de Catalunya i Lleida, amb un nivell de significació del α 5%, i per tant cal realitzar les transformacions adients. En els tres casos es rebutja la hipòtesi nul·la que les mitjanes són iguals, per tant podem afirmar que hi ha tendència.

En canvi, quan el factor és el trimestre hi ha homogeneïtat de variàncies, ja que es rebutja la hipòtesi nul·la al 5% de confiança. Si apliquem l'ANOVA veiem que hi ha estacionalitat.

Hi ha, en aquests moments, 11.690 persones a l'atur a la província de Lleida, i segur que n'hi ha altres que han renunciat a buscar treball, mentre que altres han acceptat, en contra de la seva voluntat, un treball a temps parcial, i per tant no consten com a aturats.

El creixement econòmic contribueix a fer disminuir l'atur. Però l'atur no és només conjuntural, sinó que té un component estructural, que persisteix fins i tot en èpoques de recuperació. El component estructural pot definir-se com la part de l'atur que no desapareix amb

la recuperació de l'activitat econòmica. L'atur estructural apareix quan existeix un desajustament entre les previsions a què les economies són sotmeses per adaptar-se al canvi i a la capacitat de resposta.

A l'any 1977 la província de Lleida tenia 1.470 persones a l'atur, però en menys d'una dècada, el 1986, aquesta dada va arribar a 10.750 persones, fins a reduir-se a uns índexs més baixos el 1992, quan va créixer d'una manera continuada fins al 1997, que es produeix una petita davallada. En la seqüència dels anys veiem, doncs, com la tendència secular és creixent i decreixent, cíclicament. De tota manera, aquest creixement tendencial té una pauta diferent segons el nivell d'agregació. Determinades categories d'aturats resulten més afectades que altres, segons l'edat, i el sexe, tot i que també hi ha disparitats regionals.

Una mirada endarrere segons diversos autors: Toharia (1995)⁴⁴; Dolado i Jimeno (1996)⁴⁵; Bover, Arellano i Bentolilla (1996)⁴⁶, permet pensar que l'origen del problema està en l'entorn econòmic, que és inestable. Sota l'efecte de una pujada de preus energètics el 1979-80, es van produir fluctuacions en els preus, liberalitzacions dels mercats financers i desregulacions dels mercats de productes. El

⁴⁴ Toharia, L. (1995) "La protección por desempleo en España" Documento de trabajo, 9504. Fundación Empresa Pública.

⁴⁵ Dolado, J. J. i Jimeno, J.F. (1996) "The causes of Spanish unemployment. A structural war approach" Documento de trabajo, núm 96-19. FEDEA.

⁴⁶ Bover, O. Arellano, M. i Bentolilla, S. (1996) "Duración del desempleo, duración de las prestaciones y ciclo económico" *Estudios Económicos*, 57. Banco de España.

sector públic, també en aquestes dates, té importància com a contractador de treball, i es remunta la creació d'ocupació.

També una causa que ha afectat els nivells de desocupació és la manca de competència en els mercats de productes, especialment de serveis. El sector de serveis, que és el que més ha crescut en tots els països industrialitzats, ha estat sotmès a protecció davant la competència internacional, i també davant la competència nacional, cosa que li ha impedit créixer més ràpidament i crear més ocupació.

En definitiva, els xocs inicials que van provocar un fort augment de la desocupació s'han vist reforçats pel deficient entorn macroeconòmic i les rigideses del mercat laboral, que ha fet que es creï poca ocupació i que les altes xifres de desocupació assolides el 1985 persisteixin fins a final dels noranta, amb lleugeres diferències a la baixa.

En una anàlisi posterior, més en profunditat, es podria tenir en compte la intensitat de l'activitat, el comportament per edats, la diferent evolució d'homes i dones per sectors econòmics i per llocs de treball.

Un altre aspecte a considerar és el grau de salarització de la població ocupada, que és un indicador de la modernitat de l'aparell productiu. Encara que el treball per compte propi a Espanya suposa una part molt important, es nodreix de moltes petites empreses, petits comerços, explotacions agràries familiars, etc.

Hi ha vegades que el progrés tècnic és una de les explicacions del creixement de l'atur. Però està demostrat que el creixement tècnic

s'acompanya d'una millora del creixement econòmic, del nivell de vida i de l'ocupació.

El progrés només és susceptible de provocar atur elevat en un món on tots els desigs estiguin satisfets, o bé si la demanda està sotmesa a restriccions permanents.

La globalització té fortes repercussions sobre l'economia: les seves implicacions no es coneixen exhaustivament ni, en particular, els seus efectes sobre el mercat de treball.

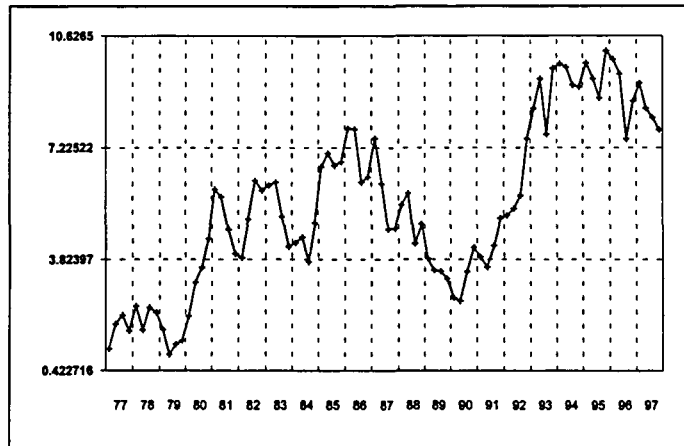
L'evolució de l'estructura de les activitats de les empreses en referència a inversions, intercanvis comercials, producció, subministraments, etc. es dirigeix cap a estructures de tipus transnacional. Aquest moviment sorgeix de la voluntat de les empreses d'explotar els avantatges comparatius a escala internacional, de treure partit de les possibilitats locals.

Encara que fóra interessant continuar la comparació a tots els nivells de variables, només amb les anteriors, que engloben la resta, ja ens podem fer una idea de la necessitat de modelitzar les variables a escala provincial, ja que qualsevol estudi realitzat a l'Estat espanyol no seria d'aplicació a Lleida.

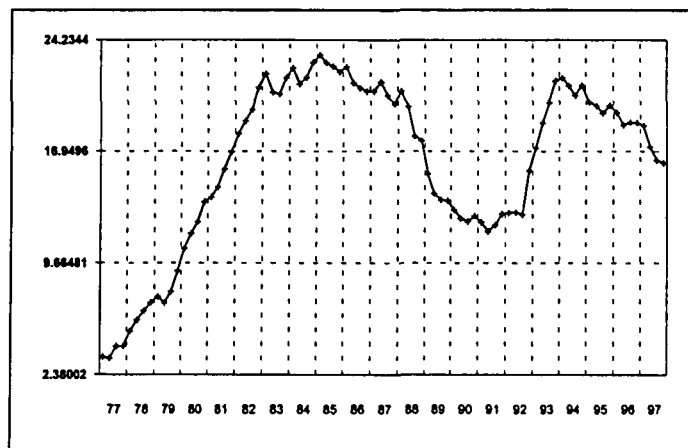
A mesura que la desagregació territorial és més gran, la mostra perd representativitat, i també es veu en els gràfics una elevada volatilitat i, en conseqüència, una gran dispersió de les sèries.

4.2.1.6. Taxa d'atur

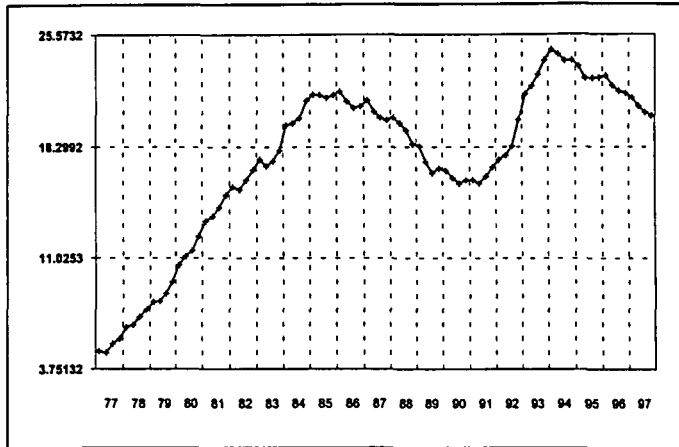
Gràfic 19. Taxa d'atur a la província de Lleida (1977-97)



Gràfic 20. Taxa d'atur a Catalunya (1977-97)



Gràfic 21. Taxa d'atur a Espanya (1977-97)



Si observem (gràfiques 19, 20 i 21) l'evolució de la taxa d'atur, podem comprovar els elevats percentatges, que comentàvem anteriorment, que arriben en el cas d'Espanya i Catalunya a doblar la mitjana europea. La província de Lleida té un comportament irregular de la taxa, amb un creixement molt important abans que es produeixi l'ascens en la resta. I el descens també es fa esperar, quan la resta té una tendència decreixent des de 1995.

Atesa la magnitud i la durada de la desocupació, encara que les reformes laborals endegades han intentat pal·liar els problemes de rigidesa, vegem quines són les perspectives de les variables del mercat de treball.

Si la població a Espanya fes augmentar cada any 400.000 llocs de treball, hipòtesi molt optimista, la taxa actual de desocupació baixaria al 5% en 7 anys. Ara bé, com que es pot esperar que la taxa de participació augmenti durant aquest període uns cinc punts, davant aquestes creixents expectatives d'ocupació, i per assolir l'actual

mitjana europea (passant del 62% actual al 67%) es trigaran tres anys més a assolir l'objectiu del 5%, és a dir, 10 anys. Amb un creixement anual de 300.000 llocs de treball, xifra més realista, s'assolirà el 5% de la taxa de desocupació en una mica menys de 15 anys.

A la província de Lleida, la taxa d'atur és molt inferior a la resta d'Espanya, i per tant l'objectiu seria no destruir llocs de treball i crear ocupació neta, i així reduir l'índex de desocupació, per sota de la mitjana europea. Una de les principals causes de la baixa taxa d'atur, a la província de Lleida, és la baixa taxa d'activitat (és inferior en més de quatre punts en relació amb la mitjana de Catalunya).

No disposem de l'evolució trimestral per comarques o municipis, ni tampoc cap indicador com ara el PIB per càpita trimestral, o algun indicador d'activitat per poder estudiar un model de l'ocupació amb una relació causal. Per tant l'estudi es limita a les relacions que veurem a continuació, que consisteixen a fer una diferenciació per sexes i per sectors productius.

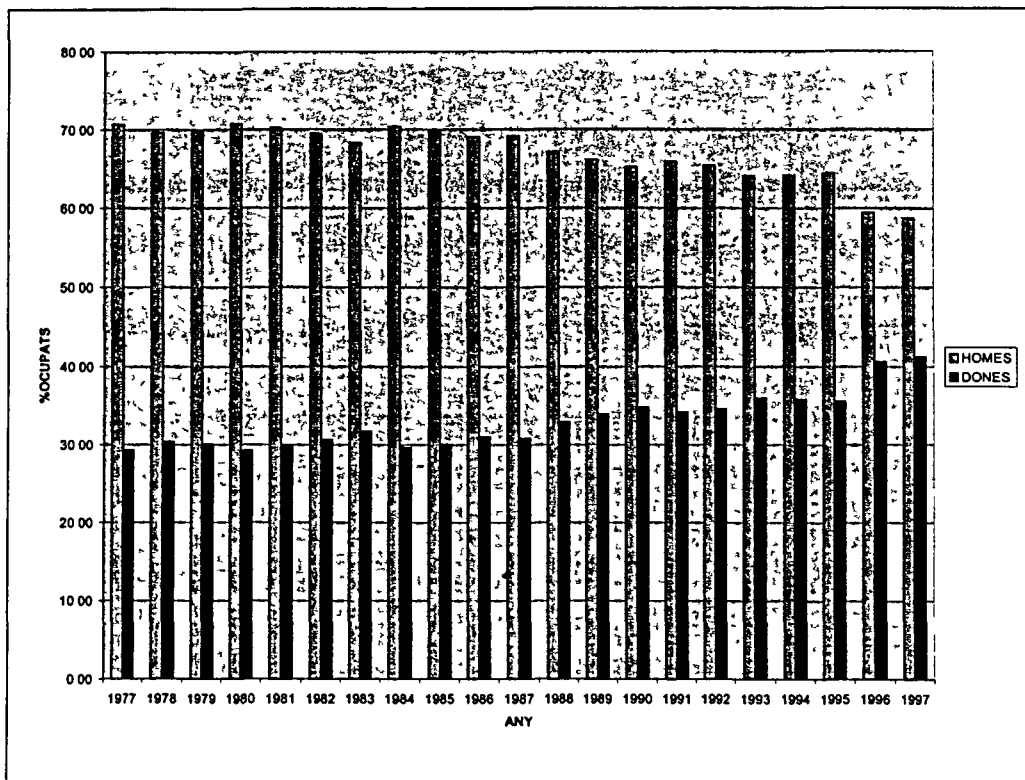
4.2.2. Població activa per sexes

Als apartats anteriors es comparava la situació respecte a l'entorn geogràfic. Una vegada diferenciada la seva evolució, si detallem l'estudi de la població activa a la província de Lleida, per sexes, es pot diferenciar entre el comportament de la població activa masculina i el de la població activa femenina.

Quadre 4. Evolució de la població activa a la província de Lleida (1977-1997): mitjana anual (en milers de persones) per sexes

<i>Any</i>	<i>P. Activa homes</i>	<i>P. Activa dones</i>
1977	95,33	39,53
1978	92,48	40,34
1979	94,76	40,67
1980	94,34	38,95
1981	93,55	39,65
1982	94,25	41,49
1983	92,05	42,71
1984	94,41	39,69
1985	95,78	41,12
1986	94,24	42,28
1987	90,72	40,35
1988	88,70	43,43
1989	88,09	45,12
1990	86,05	45,89
1991	87,19	45,18
1992	89,71	47,41
1993	85,40	47,84
1994	88,23	49,23
1995	86,21	47,47
1996	82,03	55,98
1997	85,78	60,07

Gràfic 22. Evolució de l'ocupació mitjana anual a la província de Lleida per sexes (1977-1997) en termes relatius (%)



Quadre 5. Valors mitjans inicials de la variable població activa per la província de Lleida (milers de persones)

	<i>Mitjana 77</i>	<i>Mitjana 97</i>	<i>Variació</i>	<i>Índex de variació</i>	<i>Percentatge de variació</i>
<i>AH_t</i>	95,33	85,78	-9,55	89,98	∇ 10,02
<i>AD_t</i>	39,53	60,07	20,54	151,96	Δ 51,96

Del 1977 al 1997, d'una banda, la població activa masculina, en termes absoluts i en mitjanes anuals ha disminuït de 9.550 persones, cosa que suposa un índex de variació del 89,98; és a dir, una disminució del 10,02% en els homes actius.

D'altra banda, la població activa femenina ha augmentat de 20.540 persones, cosa que suposa un índex de variació de 151,96, i per tant un augment del 51,96% en les dones considerades com a actives.

4.2.3. Població ocupada per sexes

Si detallem l'estudi per sexes, cal diferenciar entre *població ocupada masculina* i *població ocupada femenina*.

a) Ocupació masculina

L'ocupació masculina és gairebé una característica definitòria dels papers masculins. Les úniques fluctuacions quant al total d'ocupats tenen causes estructurals, és a dir, que depenen -per exemple- de les diferències de dimensions relatives entre les generacions que entren i que surten.

b) Ocupació femenina

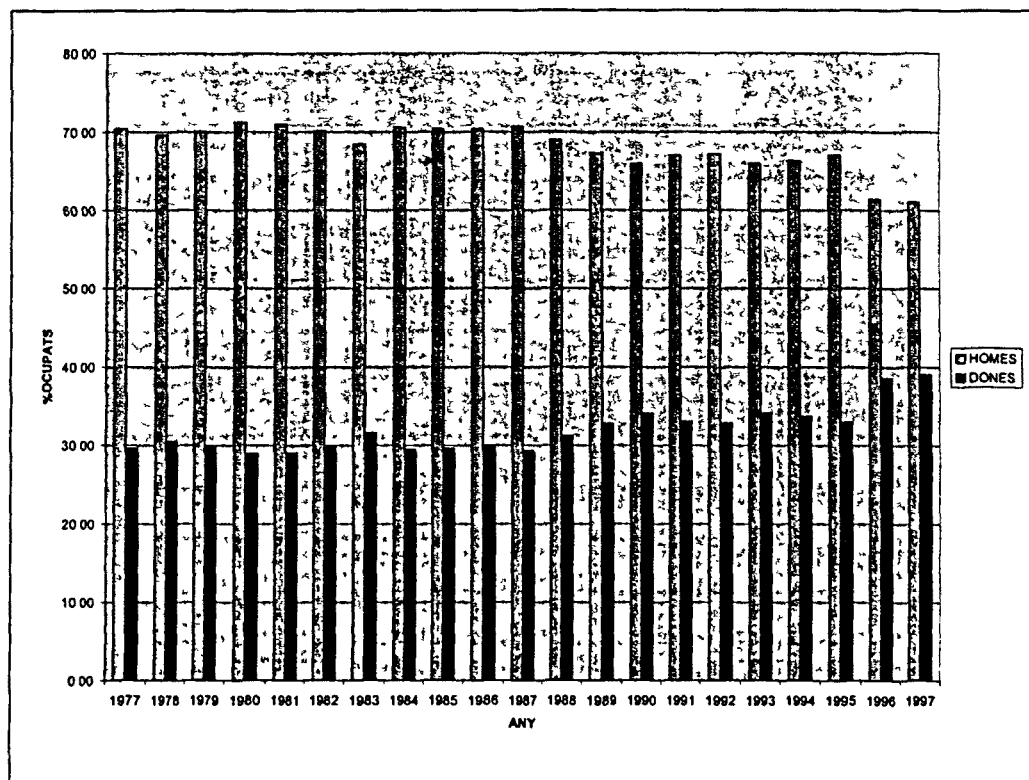
El cas de les dones és molt diferent, ja que n'ha augmentat més el seu percentatge d'ocupació. El resultat, en definitiva, és un creixement de l'ocupació femenina molt superior al de la masculina. De tota manera no arriba als percentatges d'ocupació i activitat de la mitjana europea, que situa la taxa d'activitat femenina en el 70%, amb el consegüent augment d'ocupació femenina.

Quadre 6. Evolució de la població ocupada a la província de Lleida (1977-1997) mitjana anual (en milers de persones) per sexes

<i>Any</i>	<i>P. Ocupada homes</i>	<i>P. Ocupada dones</i>
1977	93,40	39,20
1978	90,42	39,54
1979	93,67	40,01
1980	91,70	37,19
1981	89,75	36,69
1982	90,24	38,35
1983	87,24	40,26
1984	90,49	37,73
1985	89,87	37,74
1986	89,25	37,67
1987	87,33	36,18
1988	86,36	39,01
1989	86,52	42,02
1990	84,27	43,43
1991	84,99	41,82
1992	86,71	42,27
1993	80,17	41,41
1994	82,57	41,95
1995	81,18	39,81
1996	77,34	48,45
1997	81,54	52,11

El 1977 només hi ha una diferència de 1.930 persones de mitjana anual entre la població ocupada masculina respecte a la població activa. En canvi el 1997 la diferència és de 4.240 persones. La diferència és encara més important amb l'augment de la població femenina, tant en població activa com en ocupació.

Gràfic 23. Evolució de l'ocupació mitjana anual a la província de Lleida per sexes (1977-1997) en termes relatius (%)



Quadre 7. Valors mitjans inicials de la variable població ocupada per a la província de Lleida (en milers de persones)

	<i>Mitjana 77</i>	<i>Mitjana 97</i>	<i>Variació</i>	<i>Índex de variació</i>	<i>Percentatge de variació</i>
<i>EH_t</i>	93,4	81,54	-11,86	87,30	∇ 12,70
<i>ED_t</i>	39,2	52,11	12,91	132,93	Δ 32,93

En l'ocupació masculina la mitjana el 1977 va ser de 93.400 persones ocupades (homes) i en 1997 de 81.540, la qual cosa suposa una variació negativa d' 11.860 persones. Això representa un índex de variació en basat en el 1977 de 87,30 amb una davallada del 12,7%.

En l'ocupació femenina, en canvi, la mitjana del 1977 va ser de 39.200 persones ocupades (dones) i, el 1997 de 52.110, la qual cosa suposa una variació positiva de 12.910 persones. Això representa un índex de variació basat en el 1977 de 132,93 amb un augment del 32,93%.

4.2.4. Ocupació per sectors productius

El canvi de l'estructura per sectors de l'activitat s'ha produït amb una rapidesa i una intensitat tan grans que requereix un comentari específic.

El 1977 una quarta part de la població activa, es situava encara en el sector agrícola, tot i la important reducció que havia patit durant el decenni anterior. Es tracta d'una època de transvasament entre sectors, en el qual la construcció i els serveis exerceixen el paper pont per a la intensa emigració interior cap a zones industrials, en el cas d'Espanya.

La diferenciació en sectors productius és important per conèixer l'evolució passada i futura de cada component a la província de Lleida i analitzar les possibles relacions entre aquests components, per comprendre les variacions que es produeixen en les dades agregades.

Si realitzem una representació gràfica de la proporció dels components (calculem el percentatge de cada component sobre el total) podem veure quin és el pes de cadascun dels sectors. Aquest percentatge es calcula per a tot el període objecte d'estudi, i correspon a les mitjanes anuals.

La destrucció d'ocupació en el sector agrícola, ramader i pesquer ha estat molt important. El sector indústria també ha perdut llocs de treball i és el sector serveis on ha augmentat l'ocupació.

En el quadre 8 podem apreciar l'evolució de la mitjana anual, en termes absoluts, de l'ocupació per sectors, i en milers de persones, per al període 1977-1997.

Quadre 8. Evolució de la població ocupada a la província de Lleida (1977-1997): mitjana anual (en milers de persones) per sectors.

Any	Sector Agrícola	Sector Industrial	Sector Construcció	Sector Serveis
1977	35,0	27,1	12,2	58,4
1978	33,4	28,5	10,6	57,5
1979	38,7	27,0	12,4	55,5
1980	40,4	22,8	12,7	53,0
1981	38,8	23,2	10,1	54,4
1982	40,8	24,9	10,0	52,8
1983	37,2	23,8	12,5	53,9
1984	37,0	22,0	13,6	55,6
1985	38,9	23,0	11,5	54,1
1986	34,1	27,2	10,1	55,5
1987	30,9	24,0	10,5	58,1
1988	32,0	22,3	11,6	59,5
1989	30,3	25,0	11,5	61,8
1990	27,1	24,4	12,4	63,8
1991	24,4	21,7	12,7	68,0
1992	22,7	19,5	17,9	68,9
1993	17,2	19,5	16,6	68,3
1994	19,2	19,5	15,8	70,2
1995	18,9	17,3	17,5	67,3
1996	19,0	16,6	13,7	76,5
1997	20,1	21,1	13,5	79,0

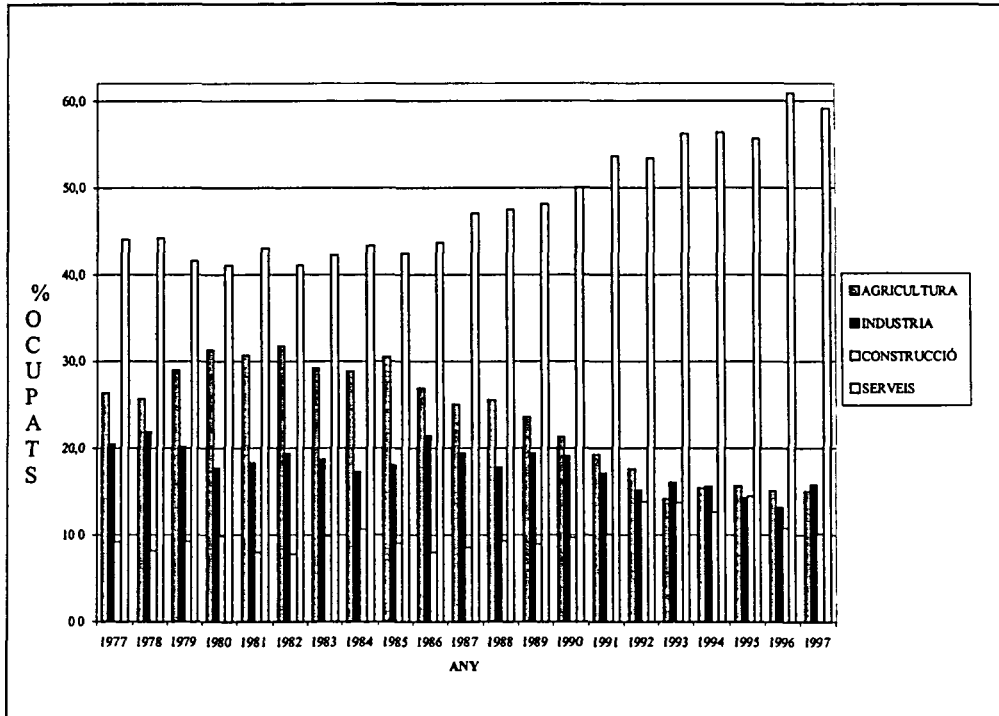
En el gràfic 24 es presenta l'evolució de la proporció d'ocupats per sectors, és a dir dels components de E_t (de manera que es calcula el percentatge de cada component sobre el total) per determinar quin és el pes de cada sector en termes relatius. Aquest percentatge es calcula per tot el període objecte d'estudi i correspon a les mitjanes anuals.

Per mitjà de la representació gràfica és possible observar el canvi de pes en tant per cent de cada component de E_t sobre el total entre 1977 i 1997.

Com es pot apreciar, el sector de més pes (amb diferència) és el sector serveis, amb una tendència creixent (passa del 44% el 1977 al 59% el 1997).

En els primers 10 anys, el següent sector amb rellevància després del sector serveis amb un pes important sobre l'agregat és el sector agrícola, però la seva tendència en els períodes següents és decreixent, ja que de tenir un 30% sobre l'agregat el 1985 passa a un 15% el 1997. Cal destacar els anys 1993, 1994 i 1997 en els quals el percentatge d'ocupats en el sector indústria supera els del sector agrícola, a diferència del que succeïa fins aleshores. És important recordar el pes diferent de cada sector sobre E_t .

Gràfic 24. Evolució de l'ocupació per sectors productius (1977-1997), en termes relatius.



En el quadre 9 es presenten els valors mitjans finals i inicials de cada variable i la diferència entre les corresponents dates, així com les taxes de variació. Es resumeix d'aquesta manera l'evolució de la variable entre l'any 1977 i l'any 1997, i es fa patent el decreixement de l'ocupació en el sector agrícola.

Quadre 9. Valors mitjans inicials per cada variable per la província de Lleida (milers de persones)

	Mitjana 77	Mitjana 97	Variació	Índex de Variació	Percentatge de variació
<i>E_t</i>	132,60	133,64	1,04	100,78	Δ 0,78%
<i>EA_t</i>	34,9	20,07	-14,83	57,50	∇42,50%
<i>EI_t</i>	27,07	21,07	-6	77,83	∇22,17%
<i>EC_t</i>	12,18	13,54	1,36	111,16	Δ 11,16%
<i>ES_t</i>	58,37	79,95	21,58	136,97	Δ 36,04%

La destrucció de l'ocupació en el sector agrícola, ramader i pesquer, com es pot apreciar, ha estat la reducció més important (42,50%) a la vegada que amb el sector indústria que també ha perdut llocs de treball (22,17%).

Atès que el sector de la construcció continua fent servir el mateix nombre de persones, tot i que la taxa de variació ha experimentat un petit augment, no ha estat suficient per absorbir la caiguda d'ocupació en el sector primari i secundari.

Una part important del sector serveis presenta un increment important en l'ocupació (36,04%). És possible apuntar un trasllat de

la mà d'obra agrícola d'aquest sector cap al sector serveis i al sector construcció a la província de Lleida⁴⁷.

⁴⁷ Guillermo de la Dehesa (1994) "El mercat de treball a Espanya. Problemes i propostes de reforma" *Revista Econòmica de Catalunya*, núm. 34, pàg. 40-46.

ANÀLISI DE LES SÈRIES DEL MERCAT LABORAL DE LLEIDA



M. JESÚS GÓMEZ ADILLÓN

4.3. Modelització univariant i d'intervenció de les sèries temporals d'ocupació (1977-1997)

4.3.1. Introducció

Una vegada enumerades les variables, i d'acord amb les definicions de l'EPA, en aquest treball es presenta un estudi de les relacions entre la població en edat de treballar menys la població comptada a part (P_t), la població activa (A_t), la població inactiva (I_t), el nombre d'ocupats (E_t) i el nombre d'aturats (U_t), a la província de Lleida.

Per estudiar l'evolució dels actius i ocupats es fa una diferenciació per sexes: actius homes (AH_t), actius dones (AD_t), ocupats homes (EH_t) i ocupats dones (ED_t), i per últim la diferenciació dels ocupats (E_t) en sectors productius. Els sectors que es consideren són: agricultura, ramaderia i pesca (EA_t), indústria (EI_t), construcció (EC_t) i serveis (ES_t).

Partint de les definicions estudiem les següents identitats:

$$P_t = A_t + I_t \quad [1]$$

$$A_t = U_t + E_t \quad [2]$$

$$A_t = AH_t + AD_t \quad [3]$$

$$E_t = EH_t + ED_t \quad [4]$$

$$E_t = EA_t + EI_t + EC_t + ES_t \quad [5]$$

També, per completar l'estudi, es presenten les sèries de les variables: taxa d'activitat (TA_t) i taxa d'atur (TU_t), com a ratios per a la província de Lleida.

S'hi aplica la metodologia univariant i d'intervenció al mercat de treball a la província de Lleida. Cal entrar en matèria tot proporcionant seguidament els models de les variables i les taules amb els valors absoluts de les previsions a curt termini per els propers tres anys.

El grau de fiabilitat de les previsions depèn d'una sèrie de factors que enumerem: l'abast temporal i el marge d'error, així com l'àmbit territorial projectat. Persisteix el fet que l'anàlisi de les sèries temporals i les seves previsions es realitzen suposant que la resta de factors socials, demogràfics, culturals i econòmics no canviarà. Per tant, les projeccions són a curt termini, atès que a llarg termini la suposició anterior resulta inadequada, ja que l'evolució demogràfica, els sistemes i les tècniques de producció i la legislació laboral no es mantenen constants a llarg termini.

S'han de tenir en compte els problemes originats per la poca representativitat de la mostra a escala regional de les dades de l'EPA, a mesura que la desagregació temporal és major. Per tant, l'estudi es limita a escala provincial, en aquest cas de la província de Lleida, ja que de l'àmbit comarcal no disposem de les observacions.

Els resultats obtinguts quan s'ha treballat amb un nivell d'agregació superior, respecte als sectors, han estat pitjors quant a la bondat

d'ajust (R^2 , AIC, σ^2_u) i la capacitat predictiva, tal i com succeeix en altres estudis d'àmbit autonòmic i estatal⁴⁸.

Les sèries proporcionades per l'EPA són, com s'ha comentat anteriorment, de freqüència trimestral, la qual cosa permet treballar amb un major nombre de d'observacions que si s'hagués treballat amb les sèries anuals dels últims 21 anys. I també possibilita el fet de veure si hi ha estacionalitat.

Les sèries sobre les quals apliquem la modelització poden presentar, doncs, estacionalitat; és a dir, hi ha tendències que es repeteixen constantment cada cert període de temps: en aquestes sèries cada quatre mesos; així doncs, les sèries poden tenir estacionalitat trimestral.

En un primer apartat, objecte d'aquesta fase de l'estudi, s'elabora la modelització univariant i d'intervenció de cadascuna d'aquestes sèries seguint la metodologia Box-Jenkins. Centrem ara l'estudi de les sèries presentades.

Per cada variable, en un primer quadre es presenta l'estructura estocàstica obtinguda per cadascuna de les sèries. Una vegada realitzada la fase d'identificació de les sèries, i un cop diagnosticades

⁴⁸ Artis, M., Clar M., del Barrio T., Sansó A. i Surinach, J.(1997) "Metodologia per a l'anàlisi de les previsions econòmiques en l'àmbit regional. Una aplicació al cas de Catalunya", *Estudis Econòmics* núm. 2. Departament d'Economia i Finances. Generalitat de Catalunya.

les anomalies, juntament amb les mesures de validesa del model estimat.

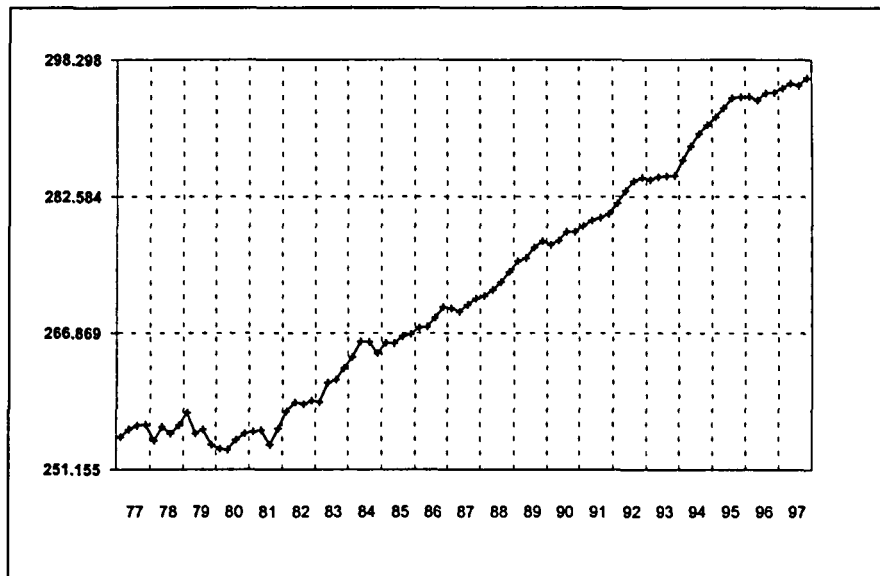
Posteriorment es poden apreciar els correlogrames dels residus (FAS i FAP) i els gràfics del modelatge, on es fan els comentaris sobre si els residus compleixen la condició de ser soroll blanc; per últim es detallen les previsions per als propers tres anys: amb una columna s'indica la previsió puntual i amb una altra, la previsió per intervals i, finalment, la representació gràfica del periodograma.

4.3.2. Sèrie de població en edat de treballar

En una primera part hem estudiat l'evolució gràfica de la variable població P_t , que es defineix com la població de 16 i més anys menys la població comptada a part, en comparació amb la variable a escala autonòmica per Catalunya i per Espanya, així com la matriu de correlacions entre aquestes variables.

Ara l'estudi se centra en el comportament de la variable en el seu passat per una modelització posterior. Les dades són trimestrals (en milers de persones). I podem analitzar una part regular i una part estacional d'ordre trimestral $s=4$ en cada sèrie.

Gràfic 25. Evolució de la sèrie població en edat de treballar a la província de Lleida: P_t



Ja hem comentat abans que la sèrie té una tendència creixent i que s'ha estudiat des de diferents àmbits, sobre tot demogràfics, en els quals s'han plantejat diversos escenaris per al futur de la població.

Hi ha una sèrie d'observacions que sobresurten, pics als períodes 1979 (I trimestre), 1979 (II trimestre), 1979 (IV trimestre) i 1981 (III trimestre). La resta de dades té una tendència clarament creixent.

4.3.2.1. Identificació

El procediment d'identificació automàtica del model constitueix la primera de les etapes, que té tres parts diferenciades:

- 1) Especificació de la transformació estacionària
- 2) Ordres dels polinomis en l'operador de retard
- 3) Incorporació del terme *independent*

1) Especificació de la transformació estacionària

Es determinen els valors de d i D que transformen la sèrie original, a través d'operacions de diferenciació, en una sèrie estacionària.

Per determinar l'ordre d'integració de les variables se segueix la tècnica exposada al tercer capítol. Direm que aquesta sèrie és integrada d'ordre 1 en la part regular, ja que cal una diferenciació perquè resulti una representació ARMA estacionària e invertible, i també és integrada d'ordre 1 en la part estacional; per tant, és fa necessària una diferenciació en la part estacional perquè la sèrie sigui estacionària en mitjana.

2) Ordres dels polinomis en l'operador de retard

En un segon pas s'ajusten els valors de p , P , q i Q . Aquesta sèrie s'identifica com un model mitjana mòbil d'ordre 1: MA(1) en la part estacional. El procés de MA(1) expressa els valors de la sèrie en un determinat període en funció de les innovacions o xocs aleatoris passats. Aquest model ha de tenir totes les arrels fora del cercle

unitat, com a condició d'invertibilitat, ja que és estacionari per definició.

3) Incorporació del terme *independent*

Amb el contrast *t*-valor per a la mitjana, veiem si cal o no eñ terme *independent* en el model. Si és així, s'ha d'afegir a la modelització ARIMA la constant δ .

Presentem a continuació els resultats de la modelització per aquesta variable *població en edat de treballar*, calculada com la diferència entre la població més gran de 16 anys, menys la població comptada a part.

4.3.2.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (0,1,0)(0,1,1)₄

$$(1-L)(1-L^4) P_t = (1 + 0,90266) u_t$$

(-18,64)

AIC: 208,0985 $R^2 = 0,996$

Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 0,854978$

t-valor de la mitjana dels residus = 1,8999

On els valors entre parèntesis, situats davall de cada coeficient estimat, denoten el valor de l'estadístic *t*-Student, amb la finalitat de contrastar la hipòtesi nul·la de no significativitat dels paràmetres estimats.

La diagnosi del model pot començar a partir de l'anàlisi dels resultats, i en aquesta sèrie podem concloure que tots els paràmetres estimats són individualment significatius (amb un nivell de significació del 5%). Així mateix comprovem com el model anterior no té constant, ja que no és significativa.

ANÀLISI DELS RESIDUS

El component aleatori ha de ser rígid, perquè aquest sigui realment imprevisible i independent del seu passat.

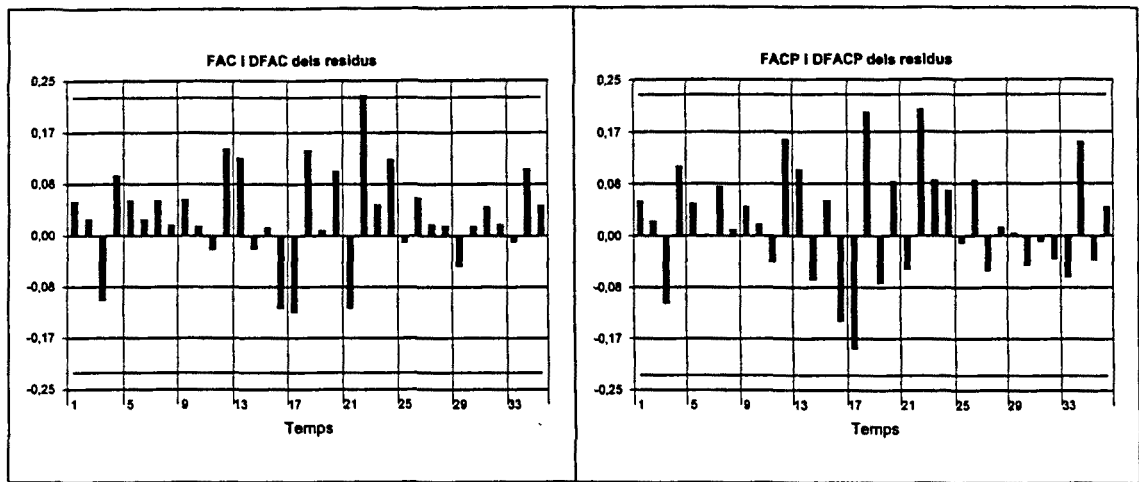
Quan efectuem la diagnosi del model, en concret, quan analitzem el correlograma mostral residual i les representacions gràfiques, observem que apareixen elevats valors d'alguns coeficients d'autocorrelació mostral residual, així com d'autocorrelació parcial mostral residual, per la qual cosa podem apuntar que hi ha valors atípics en la sèrie.

Hi ha una observació que afecta la sèrie en l'instant de temps que correspon al primer trimestre de l'any 1979, període núm. 9, on la població arriba a la xifra de 257.690 persones, que no es tornarà a aconseguir fins al 1982.

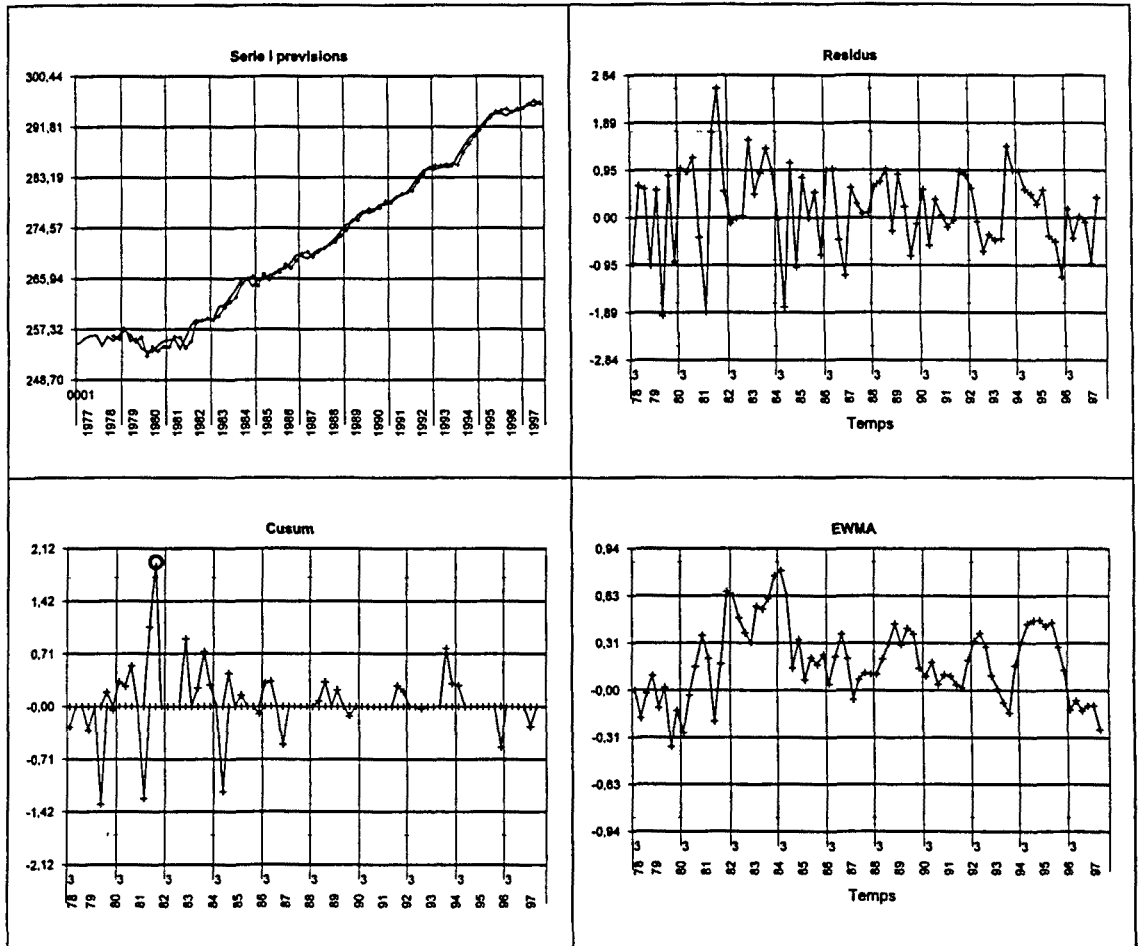
Si examinem les dades, podem apreciar un increment de 1.460 persones en la població P_t (amb més detall es produeix un descens en aquest període de la població comptada a part de 520 persones, mentre que la població de 16 i més anys augmenta de 940 persones). Si es fa l'estimació el paràmetre és 2,1597 (valor t -Student: 3,59).

Podem optar per intervenir les anomalies o eliminar-les del model. L'anomalia detectada es produeix en els primers períodes objecte d'estudi, i per tant no tindrà una elevada influència en les prediccions; no es té en compte ni s'hi intervé.

Gràfic 26. Correlogrames dels residus P_t



Gràfic 27. Gràfics del modelatge⁴⁹ P_t



⁴⁹ Presentem a continuació els gràfics que corresponen a: sèrie i previsions, residus, CUSUM i EWMA. Aquesta estructura de gràfiques de modelatge es repetirà per a cada una de les variables objecte d'estudi.

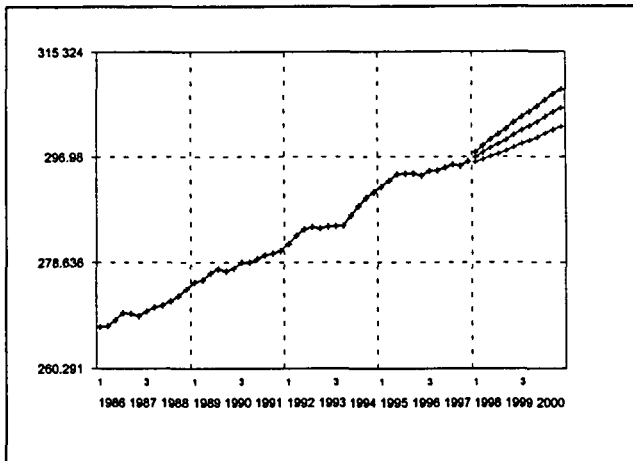
4.3.2.3. Previsions

Per finalitzar calculem les previsions puntuals i per interval (amb un nivell de significació del 5%, $\alpha = 0,05$), que recollim amb el periodograma en un quadre, corresponent als 12 períodes següents al de referència (és a dir, des del primer trimestre de 1998 fins a l'últim de l'any 2000).

Quadre 10. Previsions P_t a la província de Lleida

Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	296,85	(296,00-297,70)
1998	2	297,71	(296,50-298,91)
1998	3	298,49	(297,02-299,96)
1998	4	299,16	(297,45-300,86)
1999	1	299,88	(297,94-301,82)
1999	2	300,76	(298,60-302,91)
1999	3	301,56	(299,22-303,91)
1999	4	302,26	(299,73-304,78)
2000	1	303,01	(300,28-305,73)
2000	2	303,91	(301,00-306,82)
2000	3	304,74	(301,66-307,83)
2000	4	305,46	(302,21-308,71)

Gràfic 28. Previsions P_t



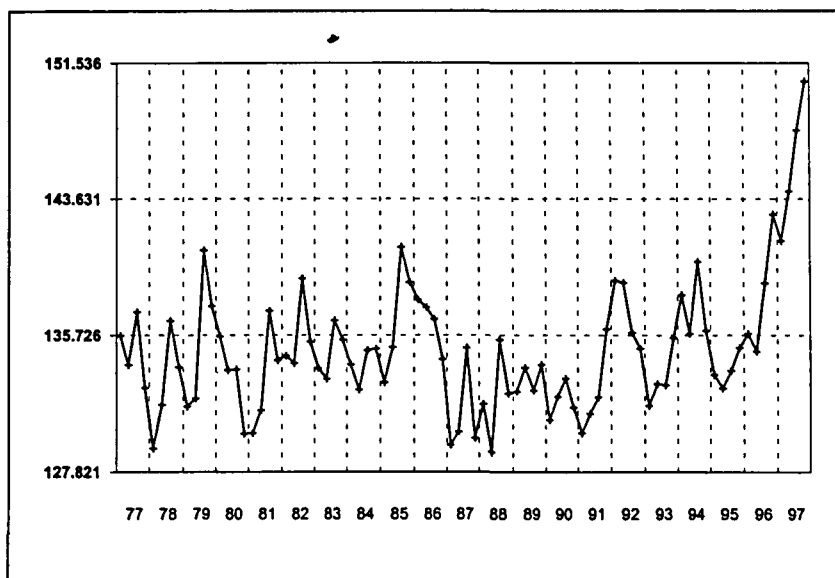
La capacitat predictiva del model no es pot considerar com un criteri únic a l'hora de seleccionar-lo, ja que la capacitat predictiva depèn del conjunt de dades que s'han utilitzat per a l'estimació dels paràmetres del model, que és bona quan s'utilitza una determinada mostra i no tan acurada quan se n'utilitza una altra, segons Darnell i Evans (1990).

4.3.3. Sèrie de població activa

Una vegada estudiada la població en edat de treballar (P_t), vegem quin és el moviment dels fluxos de població activa (A_t) en primer lloc, i a continuació població inactiva (I_t), que conformen la primera de les identitats:

$$P_t = A_t + I_t \quad [1]$$

Gràfic 29. Evolució de la sèrie població activa a la província de Lleida: A_t



La sèrie de població activa presenta una tendència creixent, accentuada en els últims períodes de la mostra. Se'n produeix una disminució molt important l'any 1985, i el nivell d'actius no es torna a recuperar fins l'any 1996.

4.3.3.1. Identificació

L'observació del gràfic suggereix que el comportament aleatori actua multiplicant sobre el nivell de la sèrie, ja que la variabilitat és més gran en els darrers anys de la mostra. Per tant és convenient aplicar logaritmes, per tal d'aconseguir una variabilitat quasi homogènia.

Cal aplicar logaritmes a la sèrie de població activa per aconseguir variància estable.

Si continuem amb la mateixa metodologia, no cal cap diferenciació per convertir-la en estacionària, a la part regular; per tant és integrada d'ordre zero. En canvi, a la part estacional està integrada una vegada per aconseguir l'estacionarietat.

Aquesta sèrie s'identifica com un model autorregressiu d'ordre 1: AR(1) en la part regular, el procés autoregressiu d'ordre 1 explica el valor de la sèrie en funció dels valors que ella mateixa va prendre en un període anterior.

A la part estacional s'identifica com un MA (1).

Aquest model ha de tenir tots els seus zeros o arrels fora del cercle *unitat*, com a condició d'estacionarietat (pel polinomi autoregressiu) i com a condició d'invertibilitat (pel polinomi mitjana mòbil). Si no compleix ambdues condicions, l'ordre de diferenciació escollit no seria l'adequat.

4.3.3.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (1,0,0)(0,1,1)₄

$$(1-L^4)(1+0,8485L)\ln A_t = (1+0,8287L)u_t$$

(-10,3)

(-7,24)

AIC : - 411,13

R² = 0,619

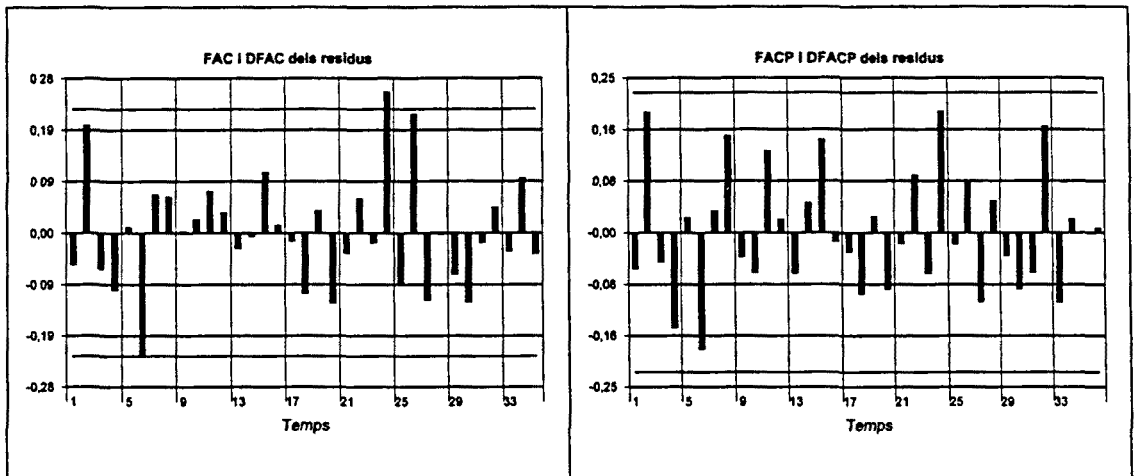
Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 0,02$

t-valor de la mitjana dels residus = 0,8130

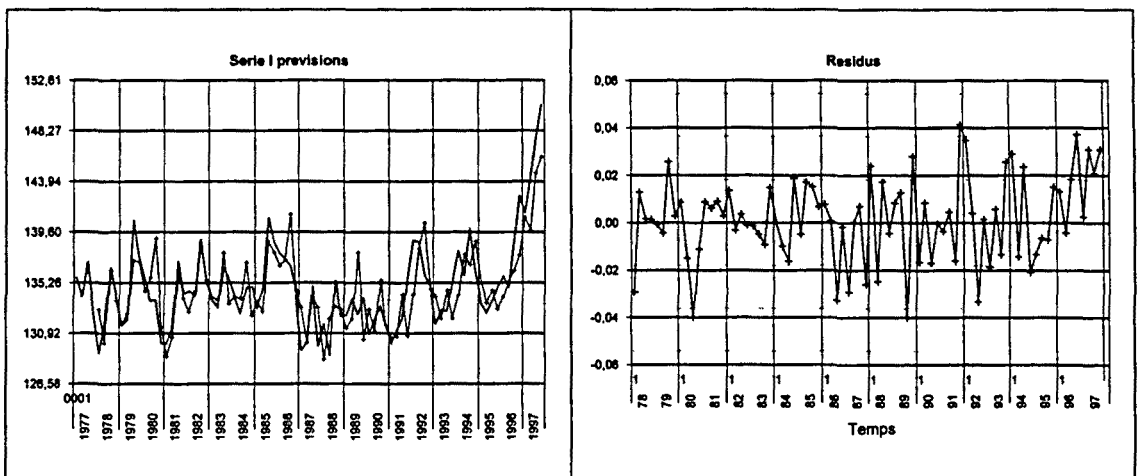
La diagnosi del model comença a partir de l'anàlisi dels resultats: els paràmetres que hem estimat són significativament diferents de zero, com ho mostren els valors de les ratios *t* (amb un nivell de significació del 5%), així com el fet que el model anterior no necessita terme independent.

ANÀLISI DELS RESIDUS

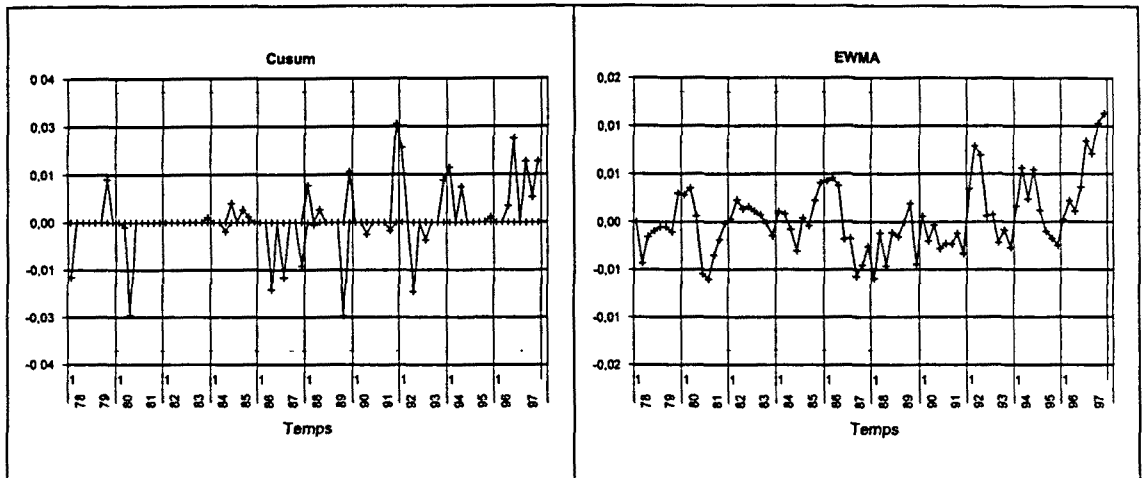
Gràfic 30. Correlogrames dels residus A_t



Gràfic 31. Gràfics del modelatge A_t



Gràfic 31. Gràfics del modelatge A_t (continuació)

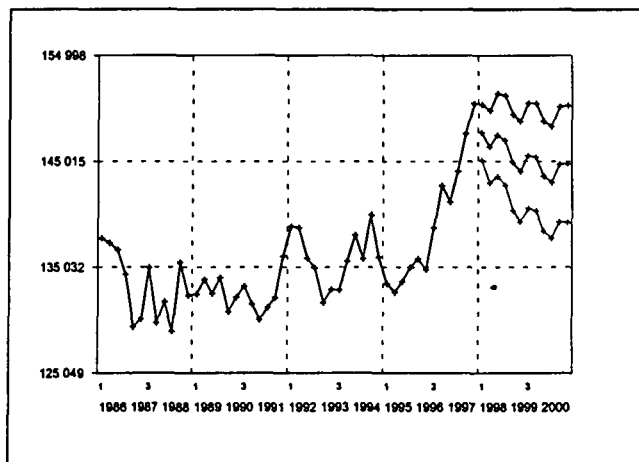


A partir de tots els instruments, com correlogrames dels residus, gràfics dels residus i els estadístics relatius als residus (mitjana, coeficient d'asimetria, coeficient de curtosi, LM, etc...) podem acceptar que els residus es comporten com un procés de soroll blanc. En aquest cas, podem acceptar que la mitjana dels residus és zero (el valor de l'estadístic $t = 0,81$ és molt inferior al valor crític 2).

Quadre 11. Previsions A_t a la província de Lleida

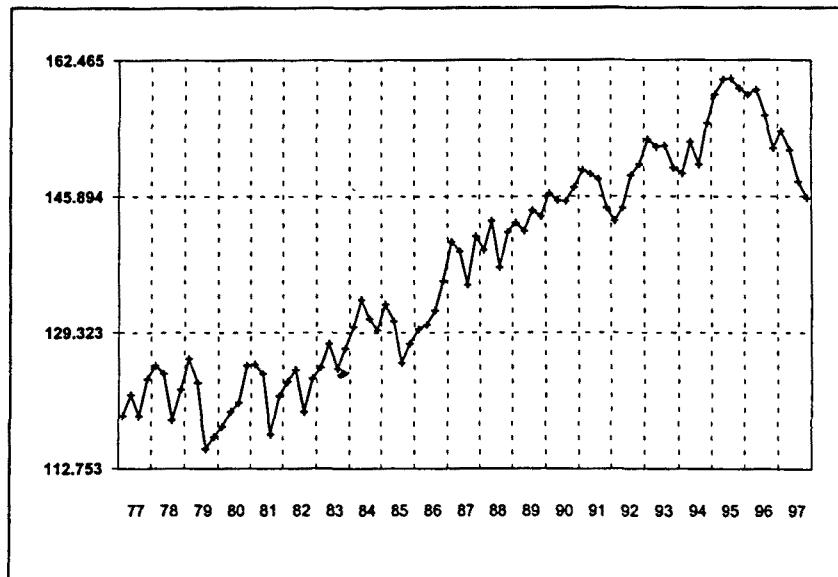
Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	147,73	(145,10-150,35)
1998	2	146,38	(142,97-149,79)
1998	3	147,48	(143,56-151,40)
1998	4	146,98	(142,76-151,19)
1999	1	144,88	(140,36-149,40)
1999	2	144,04	(139,30-148,77)
1999	3	145,53	(140,58-150,49)
1999	4	145,39	(140,32-150,46)
2000	1	143,61	(138,43-148,80)
2000	2	143,02	(137,73-148,31)
2000	3	144,72	(139,28-150,16)
2000	4	144,76	(139,26-150,27)

Gràfic 32. Previsions A_t



4.3.4. Sèrie de població inactiva

Gràfic 33. Evolució de la sèrie població inactiva a la província de Lleida: I_t



4.3.4.1. Identificació

La sèrie anterior presenta tendència. Per tant, és necessari fer una diferenciació per convertir la sèrie en estacionària en la part regular; és integrada d'ordre 1. En la part estacional també està integrada una vegada, atès que encara que la sèrie no és estacionària, la primera diferència si que ho és.

Aquesta sèrie I_t s'identifica com un model MA (1) a la part estacional, i no té cap estructura a la part regular.

El model no presenta constant, ni és necessari aplicar-hi logaritmes.

4.3.4.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (0,1,0)(0,1,1)₄

$$(1-L)(1-L^4) I_t = (1-0,79499 L^4) u_t$$

(-11,65)

AIC: 385,1291 $R^2 = 0,961$

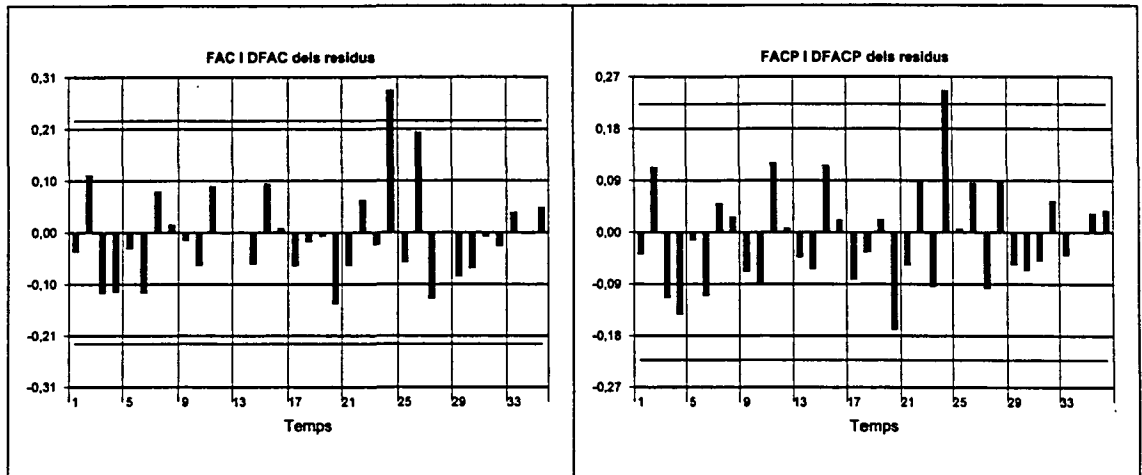
Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 2,68$

t-valor de la mitjana dels residus = -0,7345

En aquesta sèrie podem concloure que tots els paràmetres estimats són individualment significatius (amb un nivell de significació del 5%), així com el fet que el model anterior no té anomalies ni terme independent.

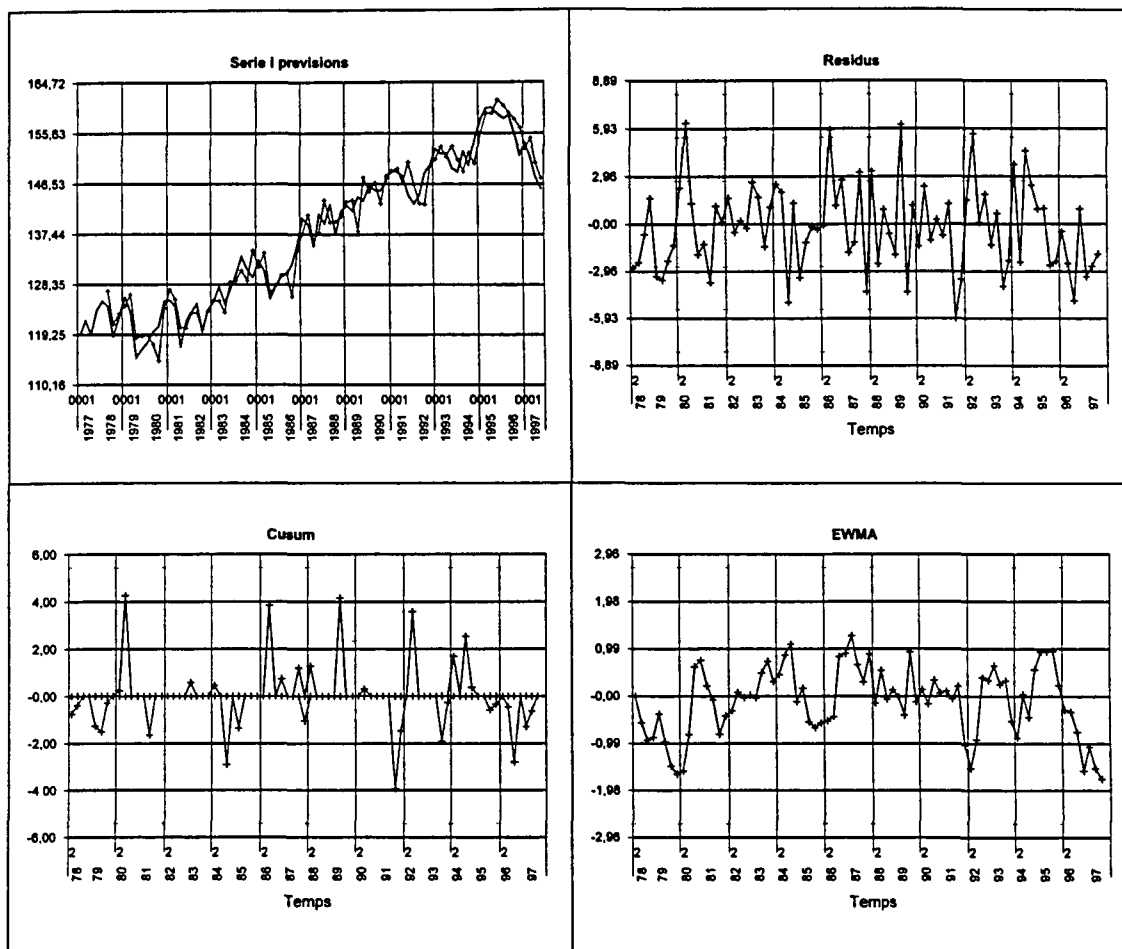
ANÀLISI DELS RESIDUS

Gràfic 34. Correlogrames dels residus I_t



Els correlogrames dels residus mostren que és soroll blanc. Podem comprovar com tots els coeficients de la FAS i la FAP estan per sota de les bandes, mostrant la manca de relació de la sèrie amb la seva història. Quant al coeficient d'autocorrelació simple i d'autocorrelació parcial mostral són significativament diferents de zero, per la qual cosa estan dins dels que previsiblement poden caure fora de les bandes d'acceptació de la hipòtesi nul·la corresponent al nivell de significació adoptat.

Gràfic 35. Gràfics del modelatge I_t

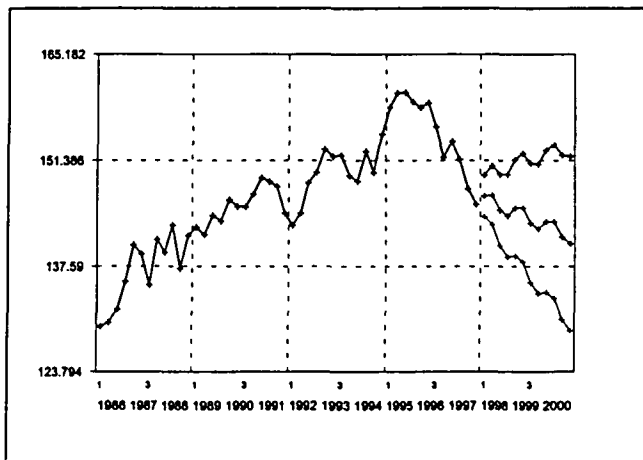


4.3.4.3. Previsions

Quadre 12. Previsions I_t a la província de Lleida

Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	146,76	(144,07-149,45)
1998	2	146,83	(143,02-150,64)
1998	3	144,90	(140,24-149,57)
1998	4	144,17	(138,78-149,55)
1999	1	145,18	(138,89-151,47)
1999	2	145,21	(138,13-152,29)
1999	3	143,23	(135,44-151,02)
1999	4	142,45	(134,01-150,88)
2000	1	143,42	(134,16-152,67)
2000	2	143,39	(133,39-153,40)
2000	3	141,37	(130,67-152,07)
2000	4	140,54	(129,18-151,89)

Gràfic 36. Previsions I_t

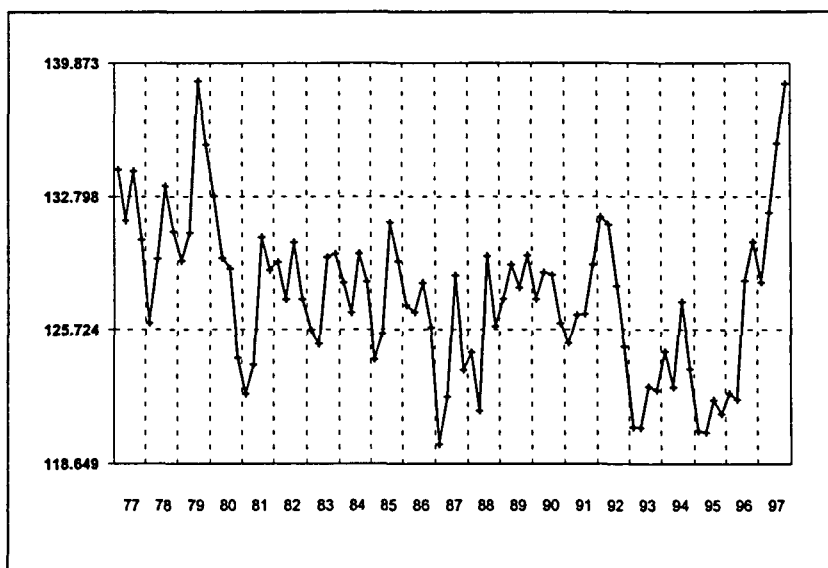


4.3.5. Sèrie de població ocupada

En la sèrie de població activa es diferencia entre població ocupada i població aturada, que conformen la segona de les identitats que s'estudien i modelitzen:

$$A_t = E_t + U_t \quad [2]$$

Gràfic 37. Evolució de la sèrie població ocupada a la província de Lleida: E_t



El gràfic presenta l'evolució del total d'ocupats a la província de Lleida entre 1977 i 1997. L'evolució de l'ocupació té en principi una tendència que des del 1979 és decreixent fins al 1980, mentre que entre el 1981 i el 1996 presenta oscil·lacions, amb caigudes en l'ocupació en els anys 1987, 1988, 1991 i 1992. Però a partir de 1996 la tendència és creixent.

4.3.5.1. Identificació

L'observació del gràfic suggereix com en ocasions anteriors, que el comportament aleatori actua multiplicant, sobre el nivell de la sèrie, ja que la variabilitat és més gran en els darrers anys de la mostra, i per tant és necessari aplicar logaritmes, amb la qual cosa s'aconsegueix una variabilitat quasi homogènia.

La diferenciació converteix en estacionàries, les series amb tendència, i amb l'ajut dels correlogrames veiem que és necessari a la part regular i s'aplica una primera diferència; en canvi no és necessari fer-ho a la part estacional.

La sèrie E_t és un procés mitjana mòbil d'ordre 2: MA(2) a la part estacional, i no presenta cap tipus d'estructura a la part regular. Tanmateix, el model no presenta constant.. Aquesta és una primera modelització.

4.3.5.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (0,1,0)(2,0,0)₄

$(1-L) (1-0,1827 L^4 - 0,4378 L^8) \ln E_t = u_t$

(1,76) (4,21)

AIC : -500,18 $R^2 = 0,57$

Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 0,0210423$

Error quadràtic mitjà de l'últim període ordre a ordre = 0,018

Error quadràtic mitjà de l'últim període sense actualitzar = 0,055

t-valor de la mitjana dels residus = 0,5956

Es detecta una anomalia additiva AO en el període 46, que correspon al segon trimestre del 1988 i hi és incorporada. L'estimació de la sèrie una vegada identificada l'anomalia es presenta a continuació.

SARIMA (0,1,0)(2,0,0)₄

$(1-L) (1-0,1831 L^4 - 0,4796 L^8) \ln E_t = u_t + (-0,044AO 46 (1-L))$

(1,79)

(4,73)

(-3,61)

AIC : -512,18 $R^2 = 0,633$

Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 0,0194249$

Error quadràtic mitjà de l'últim període ordre a ordre = 0,017

Error quadràtic mitjà de l'últim període = 0,055

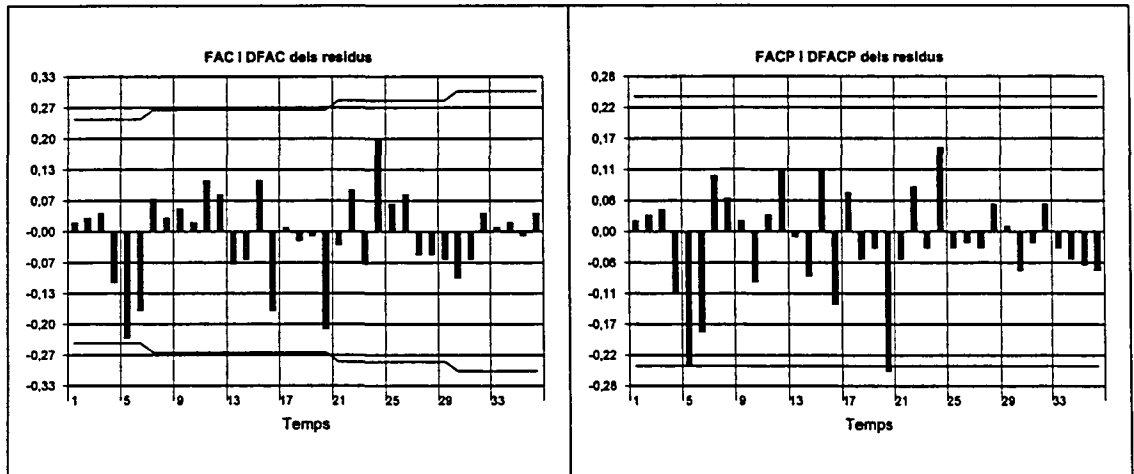
t-valor de la mitjana dels residus = 0,6708

Si comparem els dos models comprovem que el tractament de les anomalies augmenta la capacitat predictiva del model, i el contingut informatiu es millora, ja que la constant d'Akaike passa d'un valor -500,18 a -512,18, i la R^2 que proporciona informació sobre l'ajust augmenta fins un 63,3%.

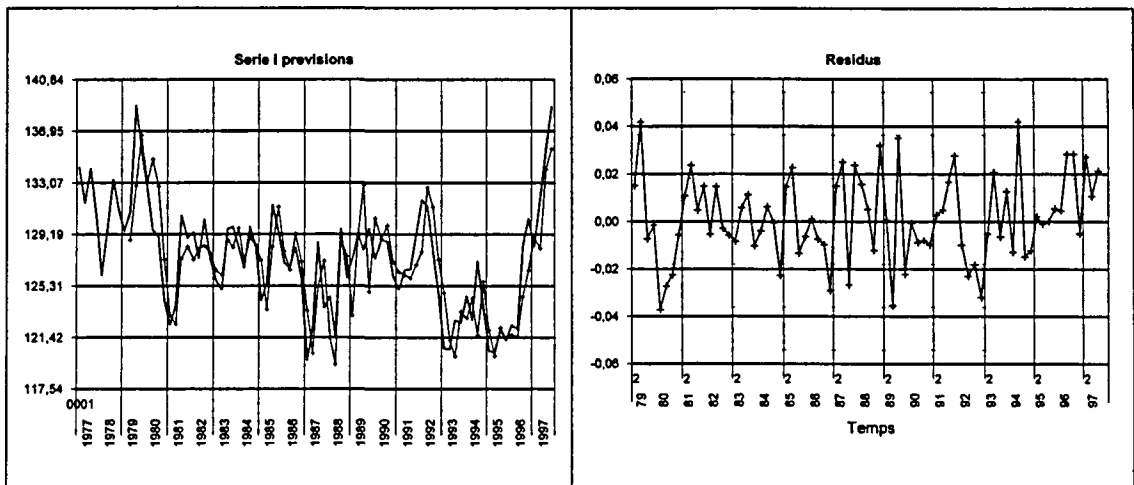
També es redueix l'estimació de la desviació residual σ_u , que passa a 0,0194249; per tant, és inferior al model anterior sense intervenció, on $\sigma_u = 0,0210423$.

ANÀLISI DELS RESIDUS

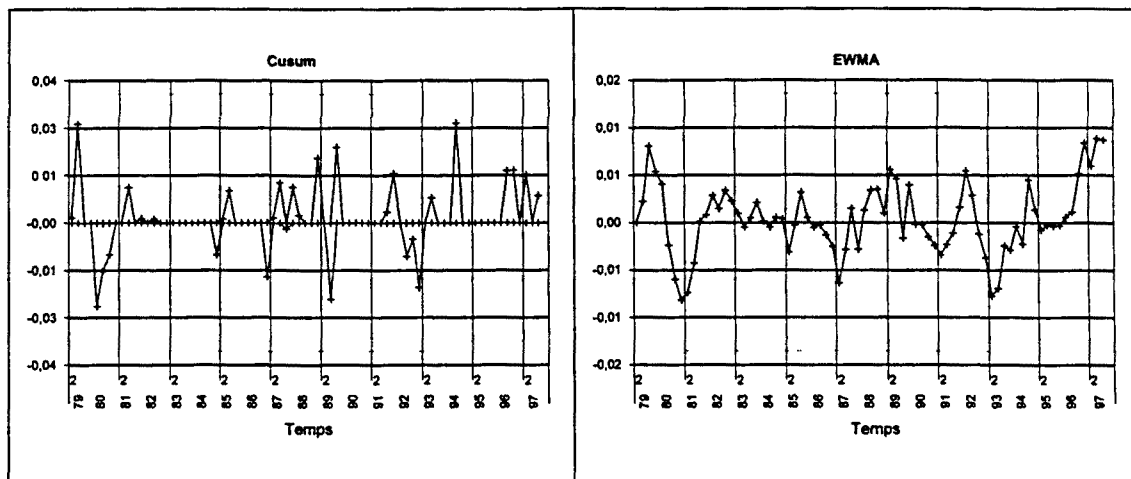
Gràfic 38. Correlogrames dels residus E_t



Gràfic 39. Gràfics del modelatge E_t



Gràfic 39. Gràfics del modelatge E_t (continuació)

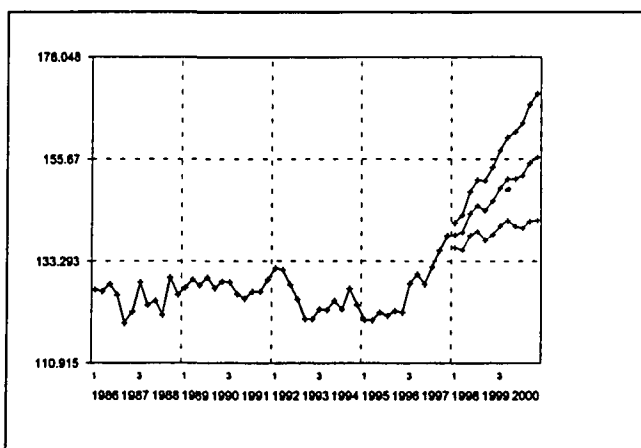


4.3.5.3. Previsions

Quadre 13. Previsions E_t a la província de Lleida

Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	138,96	(136,26-141,66)
1998	2	139,54	(135,71-143,38)
1998	3	143,71	(138,88-148,53)
1998	4	145,44	(139,80-151,08)
1999	1	144,35	(137,84-150,85)
1999	2	146,49	(139,07-153,91)
1999	3	149,27	(140,98-157,36)
1999	4	151,28	(142,18-160,37)
2000	1	151,24	(140,88-161,60)
2000	2	152,00	(140,46-163,55)
2000	3	154,75	(141,98-167,55)
2000	4	156,10	(142,21-169,98)

Gràfic 40. Previsions E_t



Davant de les previsions anteriors, si suposem que la població activa a l'any 2000 prevista és de 147.000 persones, és molt difícil validar aquestes previsions de població ocupada, ja que tenim com a restricció el total de la població activa. És a dir, suposant que totes les persones que estan actives estiguessin ocupades, no podem superar les xifres de la previsió anterior.

Per tant cal estimar un nou model per a aquesta variable.

4.3.5.4. Nova Identificació

En aquesta segona modelització la sèrie presenta una diferenciació de la part estacional, i no és necessari aplicar-hi logaritmes.

La sèrie E_t és un procés mitjana mòbil d'ordre 1: MA(1) en la part estacional, i presenta una estructura d'autoregressiva d'ordre 1: AR(1) a la part regular.

Tanmateix, el model no presenta constant.

4.3.5.5. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (1,0,0)(0,1,1)₄

$$(1-L^4) (1+ 0,855 L^4) E_t = (1+ 10,899 L^4) u_t$$

(-10,70)

(-9,03)

AIC : 385,0996

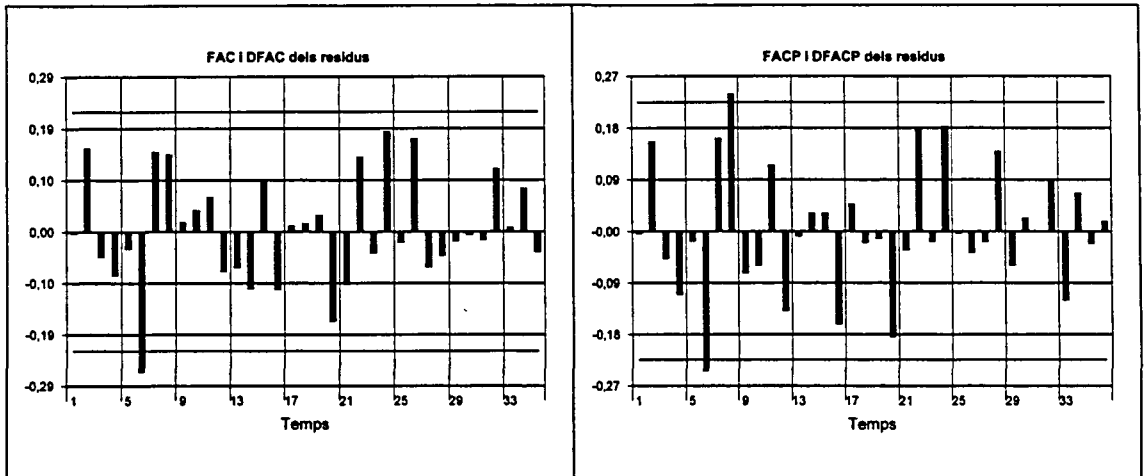
R² = 0,802

Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 2,55$

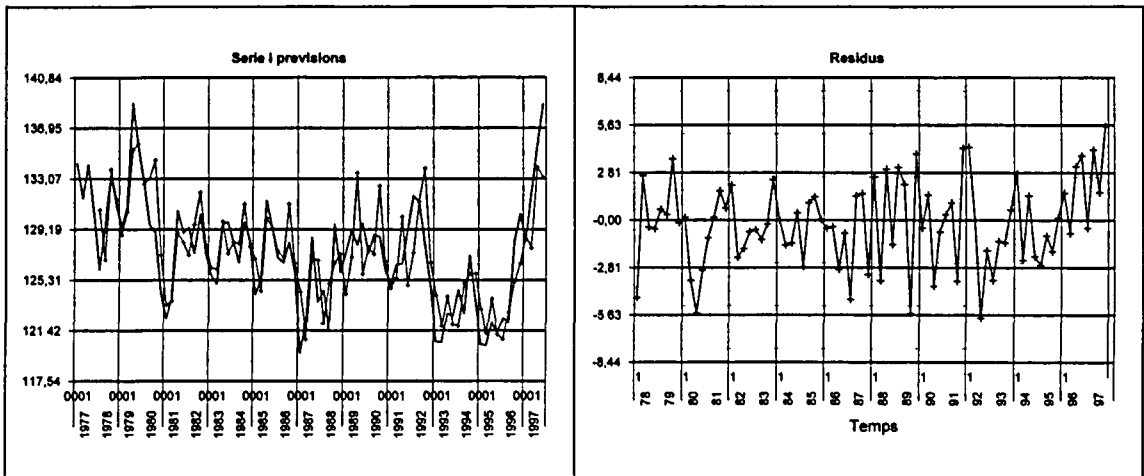
t-valor de la mitjana dels residus = -0,711

ANÀLISI DELS RESIDUS

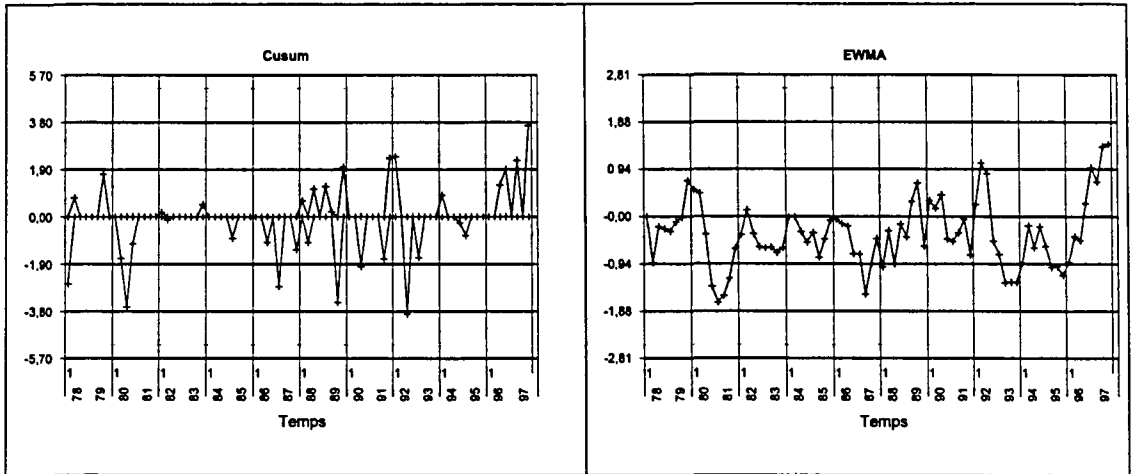
Gràfic 41. Correlogrames dels residus E_t (2)



Gràfic 42. Gràfics del modelatge E_t (2)



Gràfic 42. Gràfics del modelatge $E_t(2)$ (continuació)

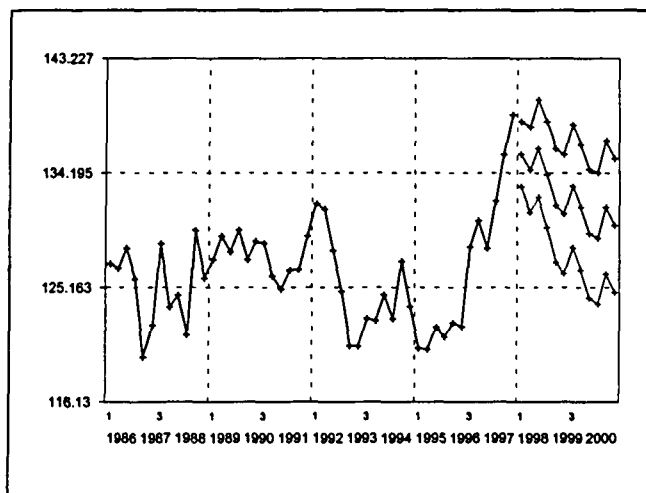


4.3.5.6. Previsions

Quadre 14. Previsions E_t (2) a la província de Lleida

Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	135,67	(133,11-138,24)
1998	2	134,42	(131,05-137,80)
1998	3	136,11	(132,25-139,97)
1998	4	134,04	(129,86-138,22)
1999	1	131,61	(127,13-136,10)
1999	2	130,94	(126,24-135,63)
1999	3	133,11	(128,26-137,96)
1999	4	131,46	(126,51-136,41)
2000	1	129,39	(124,31-134,47)
2000	2	129,04	(123,85-134,19)
2000	3	131,46	(126,22-136,69)
2000	4	130,03	(124,74-135,31)

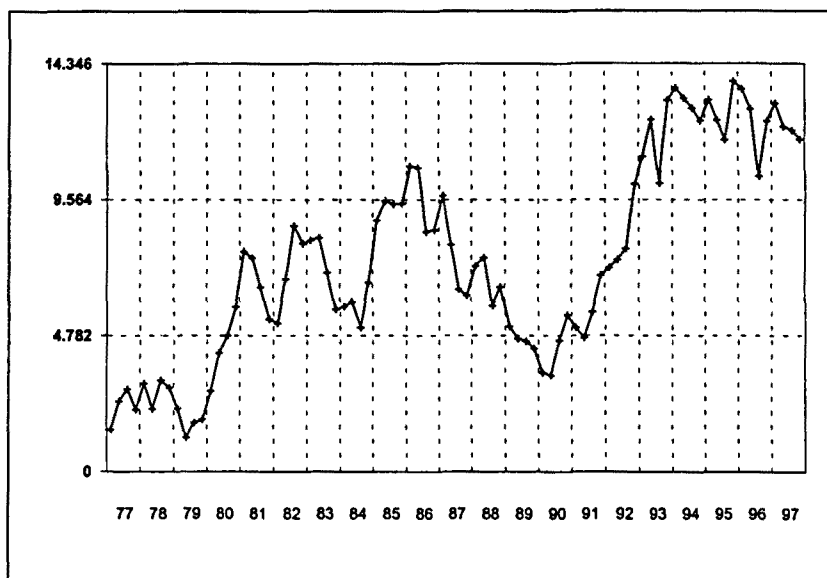
Gràfic 43. Previsions E_t (2)



4.3.6. Sèrie de població aturada

El segon terme de la segona identitat correspon a la variable *població aturada*.

Gràfic 44. Evolució de la sèrie població aturada a la província de Lleida: U_t



A partir dels valors de la sèrie temporal i de la seva representació gràfica, s'observa l'evolució de la població desocupada: l'atur té una època a l'alça des del 1978 fins al 1982 i des del 1983 fins al 1987.

La variable *atur* a la província de Lleida es redueix des del gener de 1987 fins al novembre de 1993. En aquest període té un comportament diferent abans del 1990 i els anys posteriors a aquesta data fins a l'any 1993, que és quan es frena l'ocupació, cosa que provoca un augment en les xifres de la població desocupada.

4.3.6.1. Identificació

El model presenta una diferenciació de la part regular i també un comportament estacional, sense que calgui aplicar-hi diferències, i amb una estructura de polinomi autorregressiu d'ordre 1: AR(1) a la part estacional. El model no presenta constant.

No és necessari aplicar-hi logartimes.

4.3.6.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (0,1,0) (1,0,0) ₄
$(1-L)(1-0,2357 L^4) U_t = u_t$
(2,17)
AIC : 93,121 $R^2 = 0,906$
Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 1,07974$
Error quadràtic mitjà de l'últim període ordre a ordre = 1,117
Error quadràtic mitjà de l'últim període = 0,873
t-valor de la mitjana dels residus = 0,6299

En el procés d'estimació es detecten anomalies, per la qual cosa ens cal ara conèixer, a més d'identificar el període en què comencen, la forma general de l'impacte.

Es detecten dues anomalies de tipus AO en el tercer trimestre del 1993 i del 1996, i que corresponen als períodes 67 i 79, respectivament, que són intervingudes.

SARIMA (0,1,0) (1,0,0)₄

$$(1-L)(1-0,1718 L^4)u_t = (1+0,3353L) u_t + (-2,5854 AO 67(1-L) -1,7817 AO79(1-L))$$

(1,51)

(-3,17)

(4,75)

(3,25)

AIC : 70,353 $R^2 = 0,931$

Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 0,923077$

Error quadràtic mitjà de l'últim període ordre a ordre = 0,903

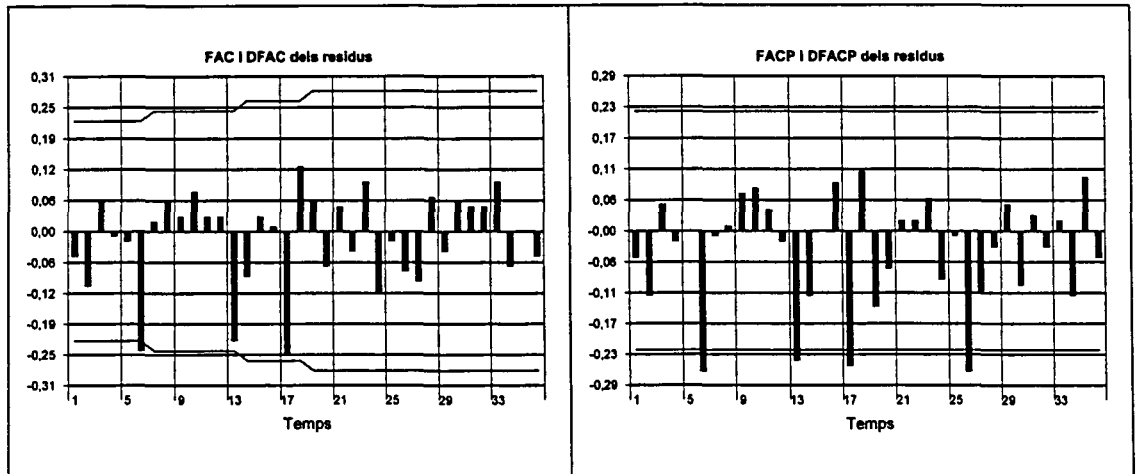
Error quadràtic mitjà de l'últim període = 0,781

t-valor de la mitjana dels residus = 0,6168

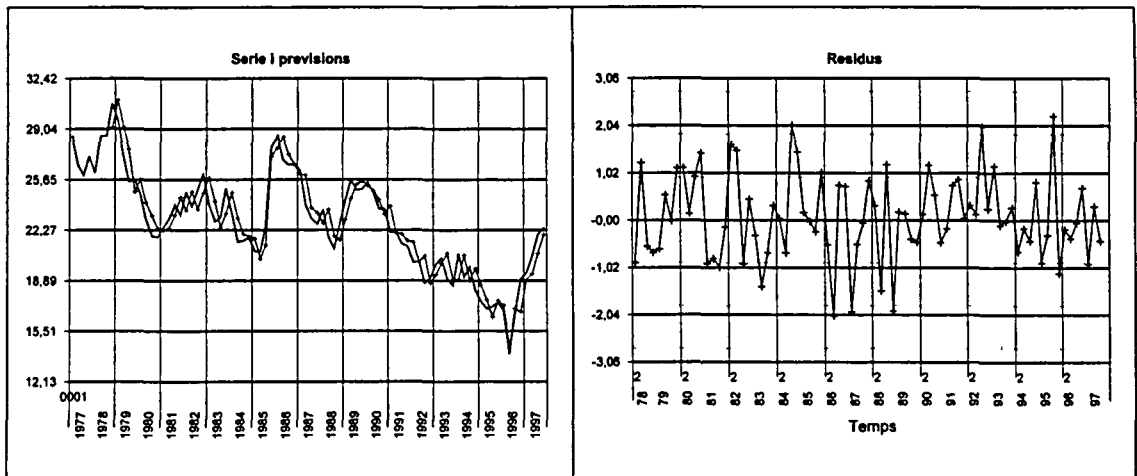
Si comparem els dos models comprovem que amb el tractament de les anomalies es redueix l'estimació de la desviació residual σ_u , que passa d'un 1,07974 a un 0,923077, que és inferior al model anterior sense intervenció. També augmenta la capacitat predictiva del model i la R^2 que proporciona informació sobre l'ajust augmenta fins un 93,1%.

ANÀLISI DELS RESIDUS

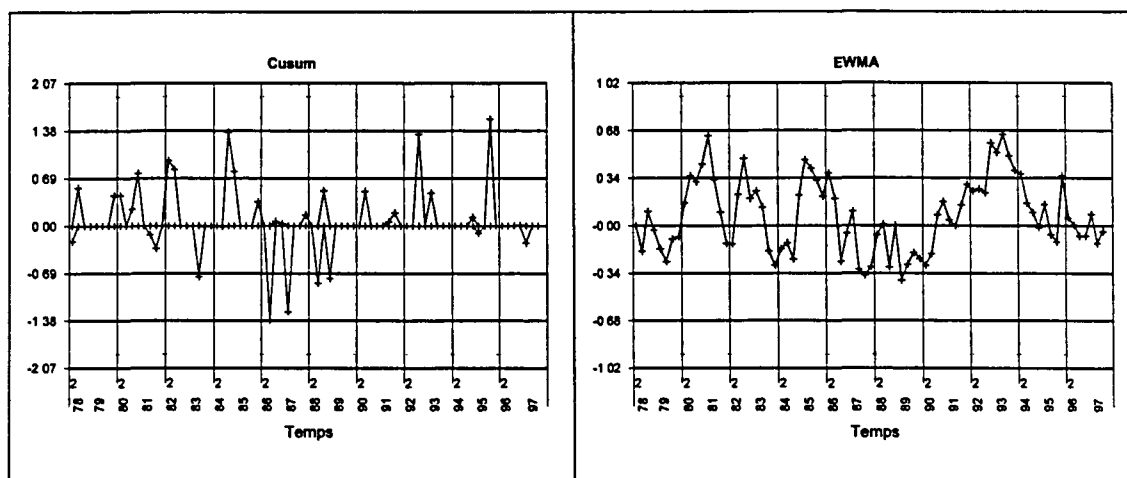
Gràfic 45. Correlogrames dels residus U_t



Gràfic 46. Gràfics del modelatge U_t



Gràfic 46. Gràfics del modelatge U_t (continuació)

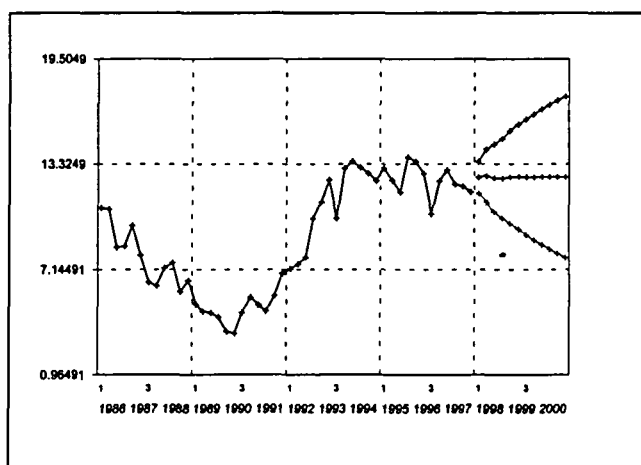


4.3.6.3. Previsions

Quadre 15. Previsions U_t a la província de Lleida

Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	12,51	(11,59-13,43)
1998	2	12,62	(11,08-14,16)
1998	3	12,48	(10,50-14,45)
1998	4	12,46	(10,13-14,78)
1999	1	12,54	(9,83 -15,25)
1999	2	12,56	(9,49 -15,63)
1999	3	12,54	(9,14 -15,93)
1999	4	12,53	(8,84 -16,22)
2000	1	12,55	(8,58 -16,52)
2000	2	12,55	(8,31- 16,79)
2000	3	12,55	(8,06- 17,04)
2000	4	12,55	(7,82 -17,27)

Gràfic 47. Previsions U_t

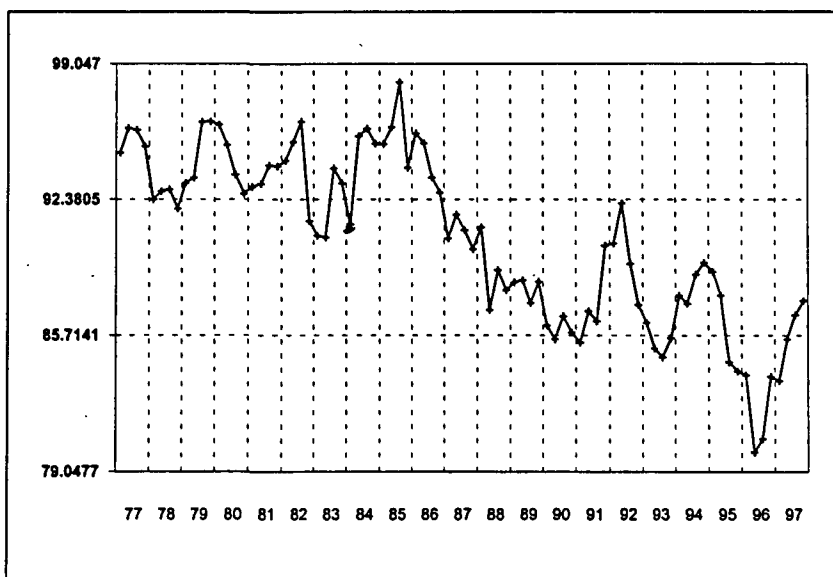


4.3.7. Sèrie de població activa masculina

Si fem un estudi de la població activa per sexes, per millorar-ne la previsió estem davant la tercera identitat:

$$A_t = AH_t + AD_t \quad [3]$$

Gràfic 48. Evolució de la sèrie població activa masculina a la província de Lleida: AH_t



4.3.7.1. Identificació

El model presenta una diferenciació de la part regular i una estructura de polinomi autoregressiu d'ordre 1:AR(1), i no presenta constant, ja que no és significativa i és necessari aplicar-hi logartimes.

A diferència de la modelització en el total de població activa, la població activa masculina no presenta un comportament estacional,

cosa que ens indica un treball més permanent en la diferenciació per sexes, en els homes.

4.3.7.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres es el següent:

SARIMA (1,1,0)

$(1-L)(1-0,11719) \ln AH_t = u_t$

(1,98)

AIC : 325,01 $R^2 = 0,837$

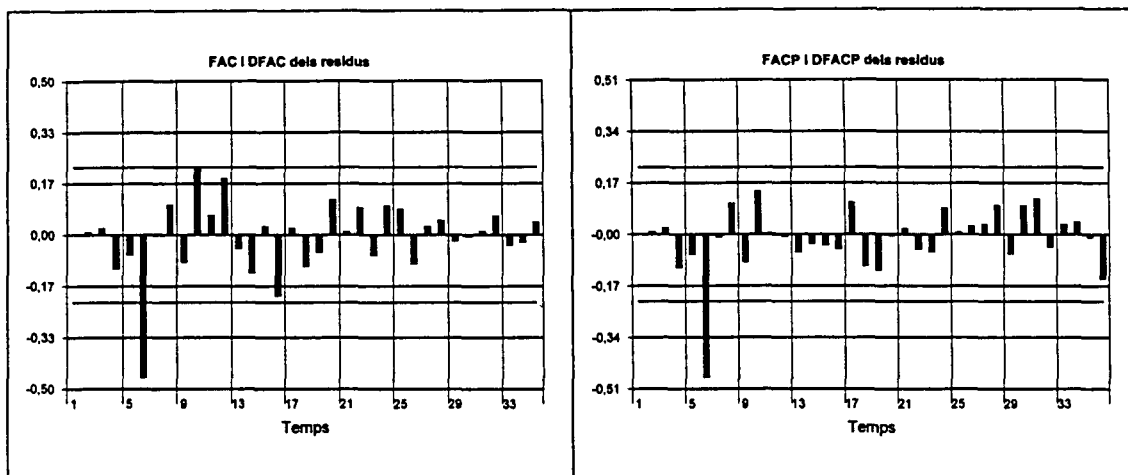
Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 1,703882$

t-valor de la mitjana dels residus = 0,5331

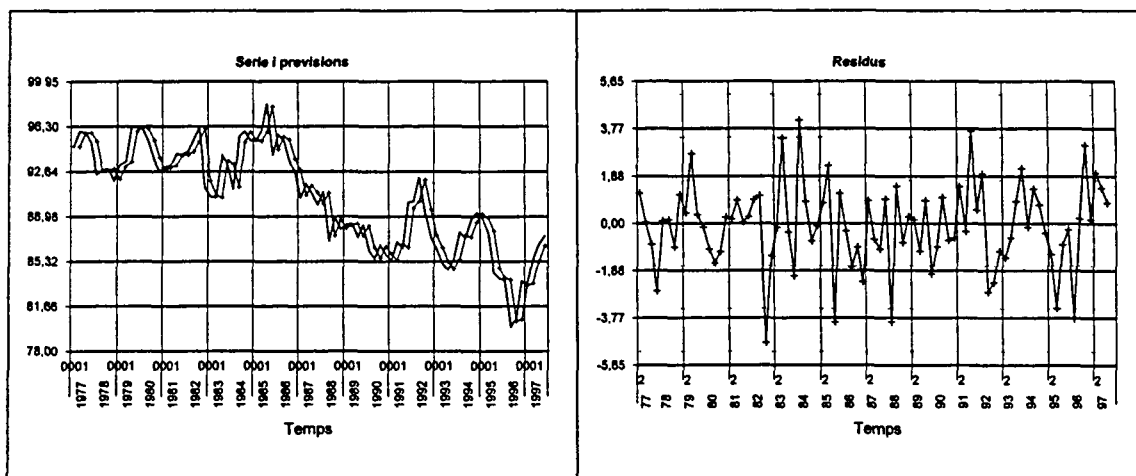
El model presenta una bona bondat d'ajust i els coeficients són significatius, encara que no arriba a 2 el valor de la t-Student, li falta molt poc.

ANÀLISI DELS RESIDUS

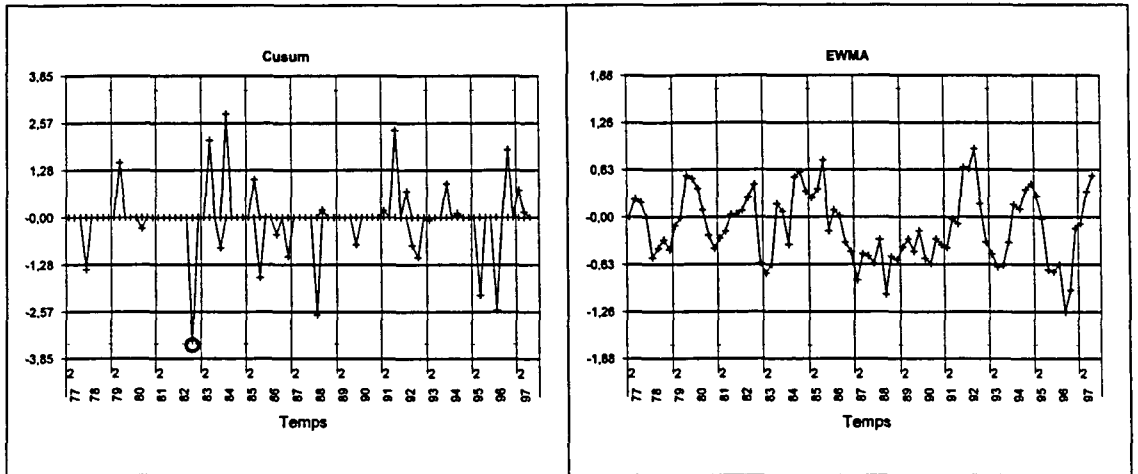
Gràfic 49. Correlogrames dels residus AH_t



Gràfic 50. Gràfics del modelatge AH_t



Gràfic 50. Gràfics del modelatge AH_t (continuació)

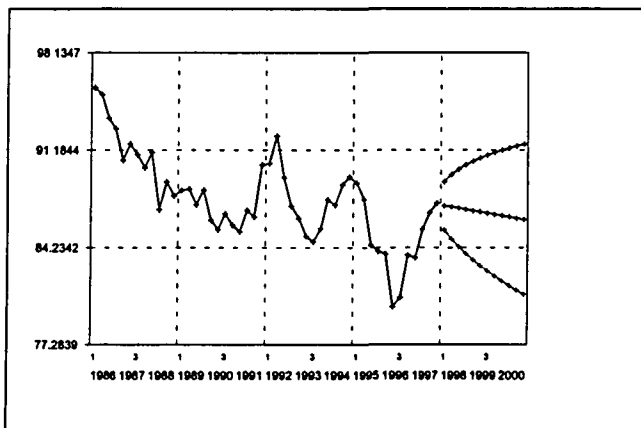


4.3.7.3. Previsions

Quadre 16. Previsions AH_t a la província de Lleida

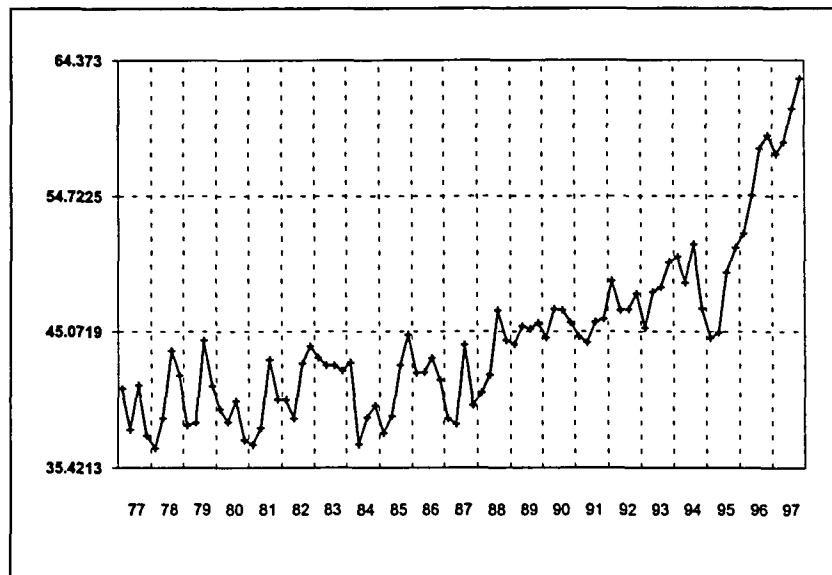
Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	87,21	(85,50-88,92)
1998	2	87,13	(84,85-89,42)
1998	3	87,04	(84,29-89,79)
1998	4	86,95	(83,80-90,10)
1999	1	86,86	(83,36-90,36)
1999	2	86,77	(82,95-90,59)
1999	3	86,68	(82,56-90,80)
1999	4	86,59	(82,20-90,98)
2000	1	86,50	(81,85-91,15)
2000	2	86,41	(81,51-91,31)
2000	3	86,32	(81,19-91,45)
2000	4	86,23	(80,87-91,59)

Gràfic 51. Previsions AH_t



4.3.8. Sèrie de població activa femenina

Gràfic 52. Evolució de la sèrie població activa femenina a la província de Lleida: AD_t



4.3.8.1. Identificació

El comportament de la variable *actius dones* presenta una part regular amb diferenciació i estructura mitjana mòbil d'ordre 1: MA(1). Si en aquest cas hi ha un comportament estacional de la sèrie amb tendència fa necessària una diferenciació, i presenta una estructura també, de la mateixa forma que en casos anteriors, de mitjana mòbil d'ordre 1: MA(1).

El model no necessita constant.

4.3.8.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (0,1,1)(0,1,1)₄

$$(1-L)(1-L^4) \ln AD_t = (1+0,16810 L)(1+0.85015 L^4) u_t$$

(-2,47)

(-9,32)

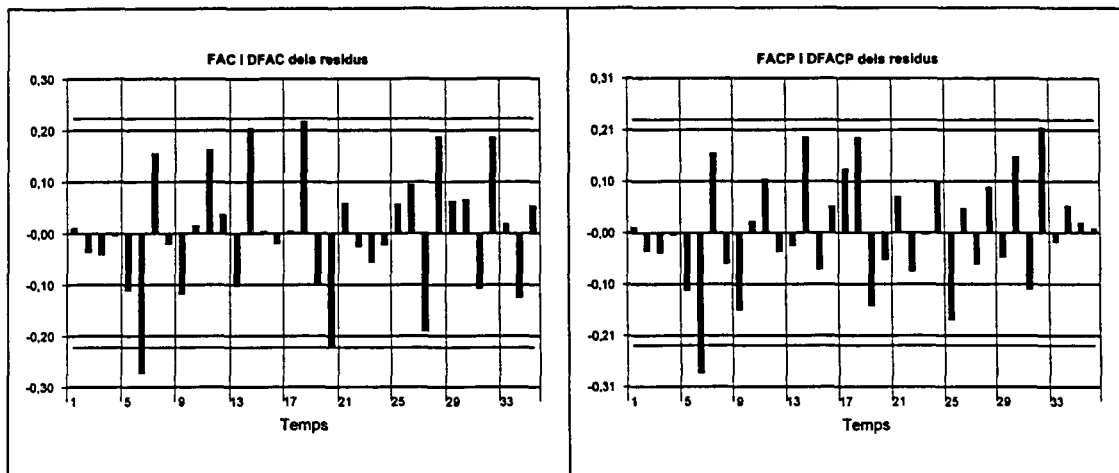
AIC : -251,93 $R^2 = 0,929$

Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 0,04695$

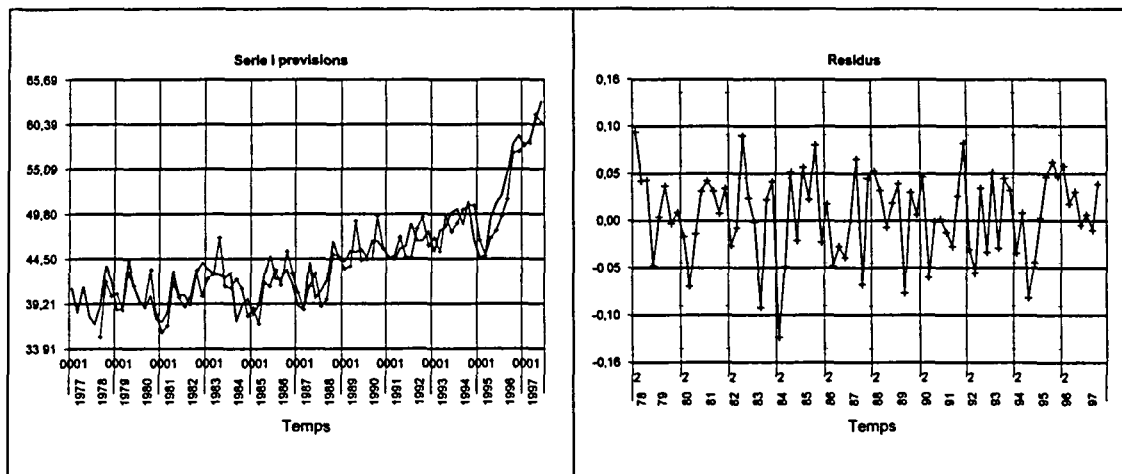
t-valor de la mitjana dels residus = 1,3393

ANÀLISI DELS RESIDUS

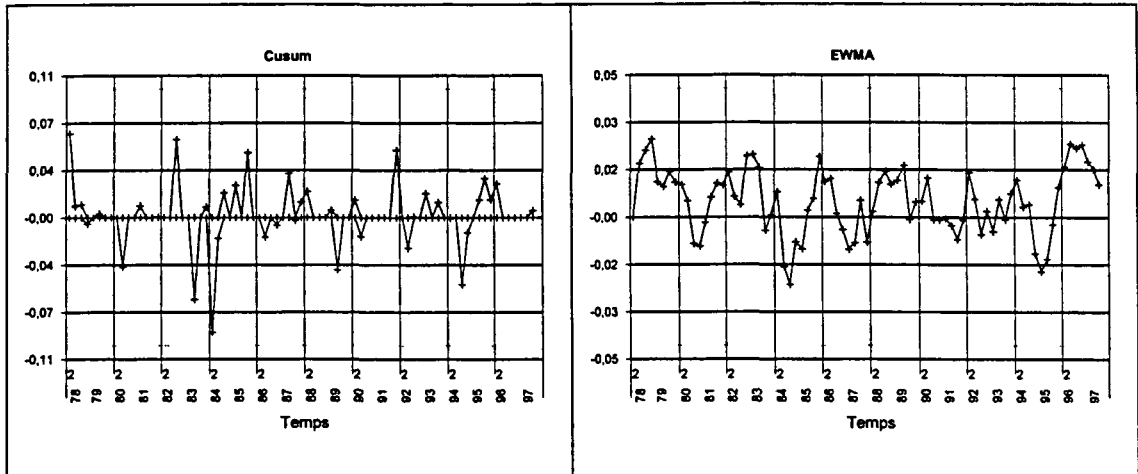
Gràfic 53. Correlogrames dels residus AD_t



Gràfic 54. Gràfics del modelatge AD_t



Gràfic 54. Gràfics del modelatge AD_t (continuació)

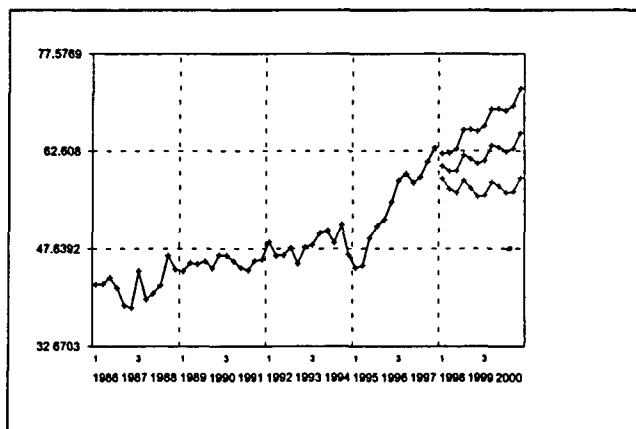


4.3.8.3. Previsions

Quadre 17. Previsions AD_t a la província de Lleida

Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	60,26	(58,33-62,19)
1998	2	59,47	(56,74-62,20)
1998	3	59,54	(56,20-62,88)
1998	4	61,94	(58,08-65,80)
1999	1	61,39	(56,91-65,87)
1999	2	60,57	(55,54-65,61)
1999	3	61,04	(55,73-66,36)
1999	4	63,43	(57,84-69,01)
2000	1	63,12	(57,17-69,07)
2000	2	62,44	(56,14-68,74)
2000	3	62,91	(56,31-69,51)
2000	4	65,29	(58,41-72,18)

Gràfic 55. Previsions AD_t

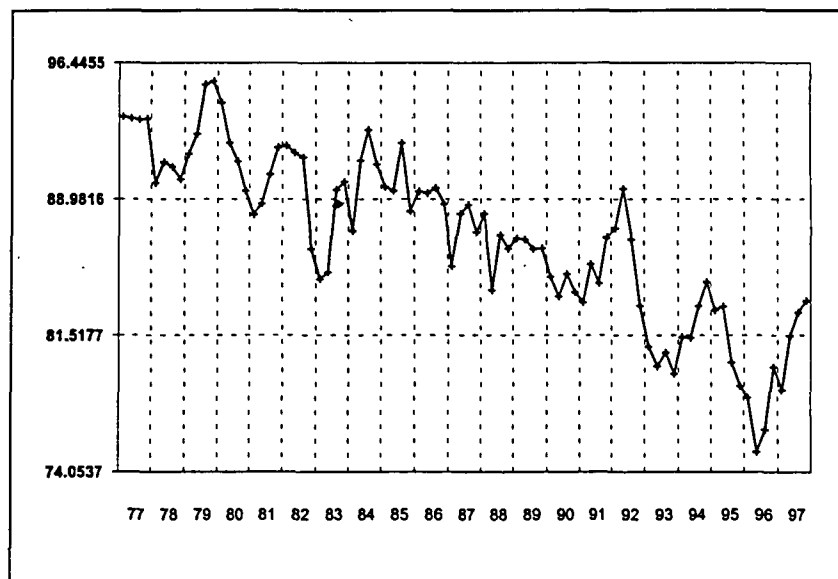


4.3.9. Sèrie població ocupada masculina

Si detallem la sèrie *població ocupada per sexes*, estem davant de la quarta identitat proposada en l'estudi.

$$E_t = EH_t + ED_t \quad [4]$$

Gràfic 56. Evolució de la sèrie població ocupada masculina a la província de Lleida: EH_t



4.3.9.1. Identificació

La sèrie d'ocupació masculina no presenta un comportament estacional, a diferència de la sèrie d'ocupació total per la província de Lleida.

La no estacionarietat en mitjana és corregida amb una diferenciació de la part regular, i l'estructura és un model mitjana mòbil d'ordre 1:MA(1).

4.3.9.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL
MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (1,1,0)

$(1-L)(1+0,0482L)EH_t = u_t$

(2,14)

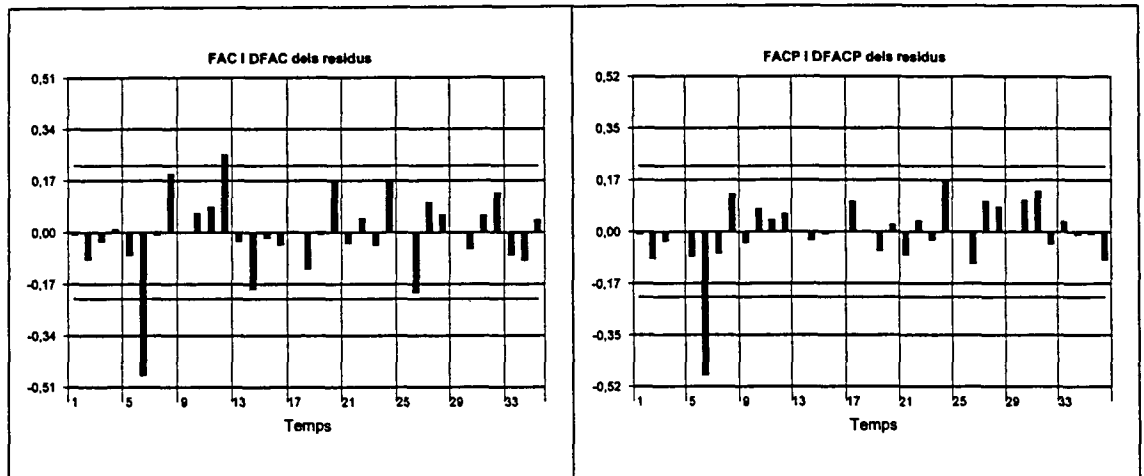
AIC : 348,2 $R^2 = 0,82$

Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 1,93$

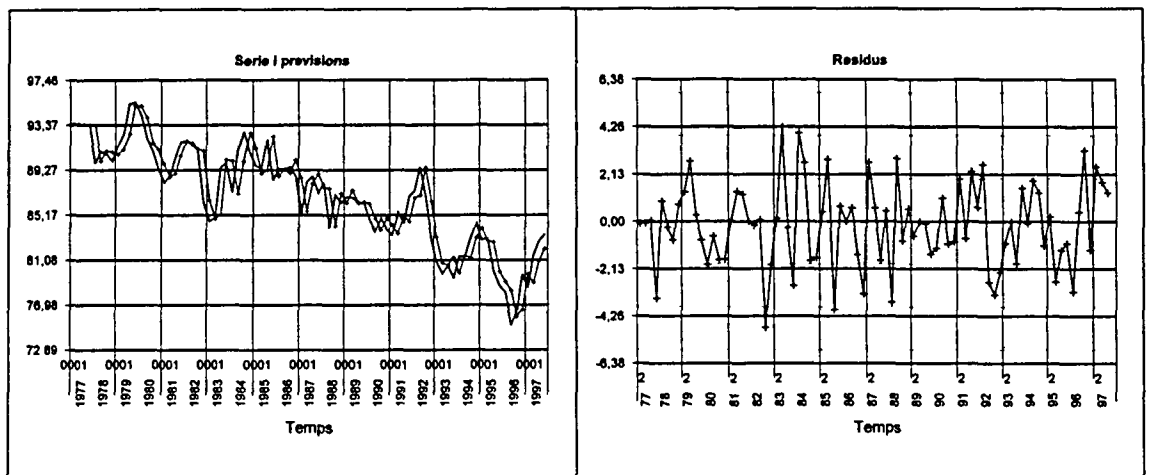
t-valor de la mitjana dels residus = 0,8171

ANÀLISI DELS RESIDUS

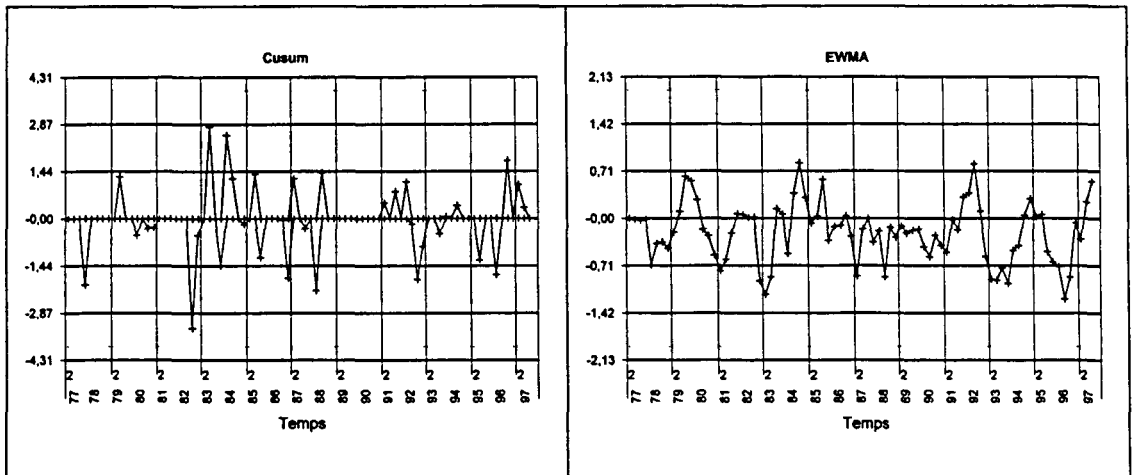
Gràfic 57. Correlogrames dels residus EH_t



Gràfic 58. Gràfics del modelatge EH_t



Gràfic 58. Gràfics del modelatge EH_t (continuació)

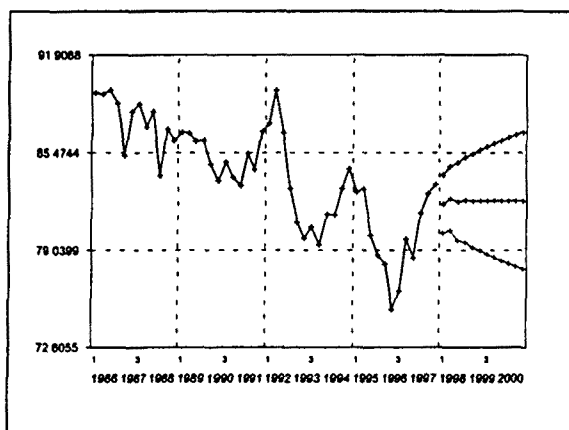


4.3.9.3. Previsions

Quadre 18. Previsions EH_t a la província de Lleida

Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	82,06	(80,13-83,98)
1998	2	82,44	(80,33-84,55)
1998	3	82,23	(79,67-84,79)
1998	4	82,35	(79,55-85,14)
1999	1	82,28	(79,19-85,37)
1999	2	82,32	(79,00-85,63)
1999	3	82,30	(78,75-85,85)
1999	4	82,31	(78,55-86,06)
2000	1	82,30	(78,34-86,26)
2000	2	82,31	(78,16-86,45)
2000	3	82,30	(77,97-86,63)
2000	4	82,31	(77,80-86,81)

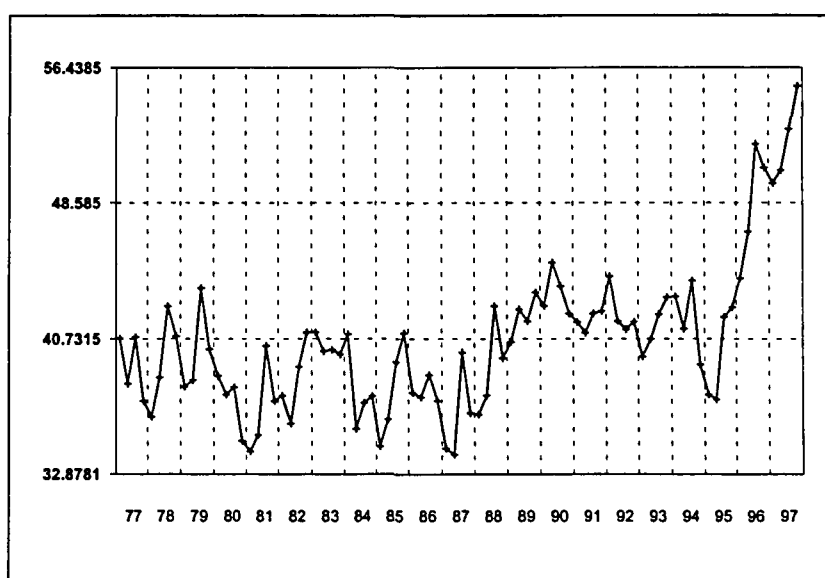
Gràfic 59. Previsions EH_t



4.3.10. Sèrie de població ocupada femenina

En referència a l'estudi de població ocupada per sexe, anem a veure la sèrie de *població ocupada femenina*.

Gràfic 60. Evolució de la sèrie població ocupada femenina a la província de Lleida: ED_t



4.3.10.1. Identificació

La sèrie de *població ocupada femenina* presenta una diferenciació de la part regular, i no hi ha cap estructura definida. A diferència dels *ocupats homes* aquí sí que es presenta estacionalitat amb una diferenciació i un model mitjana mòbil d'ordre 1: MA(1).

A la variable cal aplicar-li logaritmes, i no presenta constant significativa.

4.3.10.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (0,1,0)(0,1,1)₄

$$(1-L)(1-L^4) \ln ED_t = (1-0,102 L^4) u_t$$

(18,87)

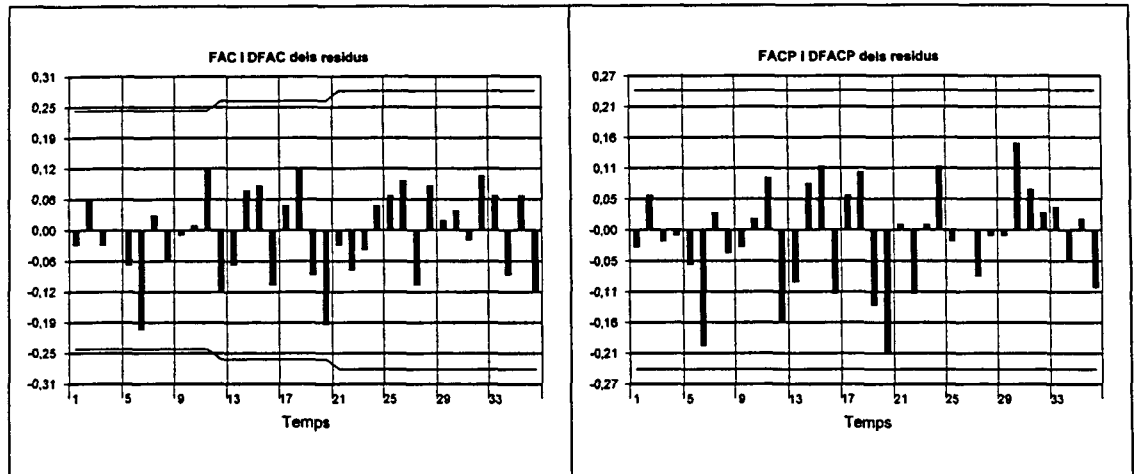
AIC : 171,048 $R^2 = 0,786$

Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 1,93$

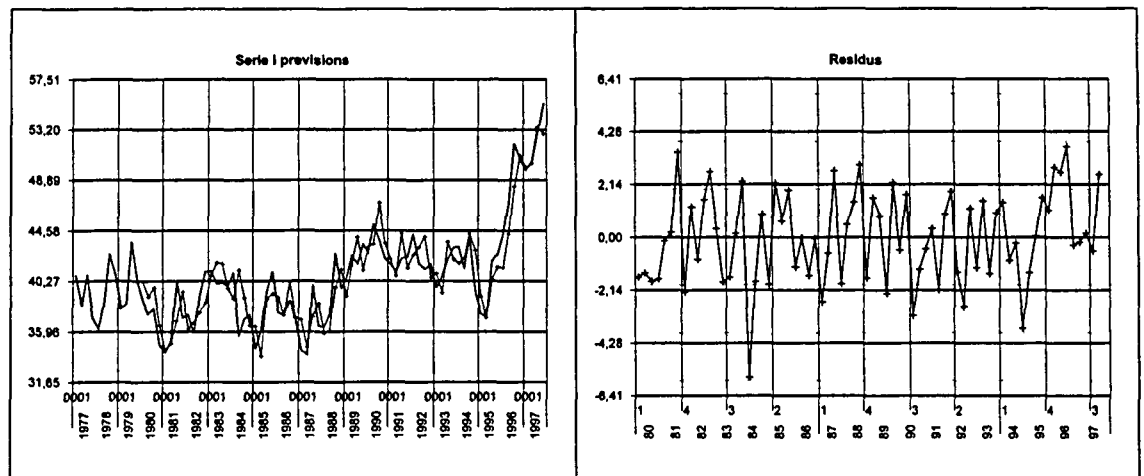
t-valor de la mitjana dels residus = -0,151

ANÀLISI DELS RESIDUS

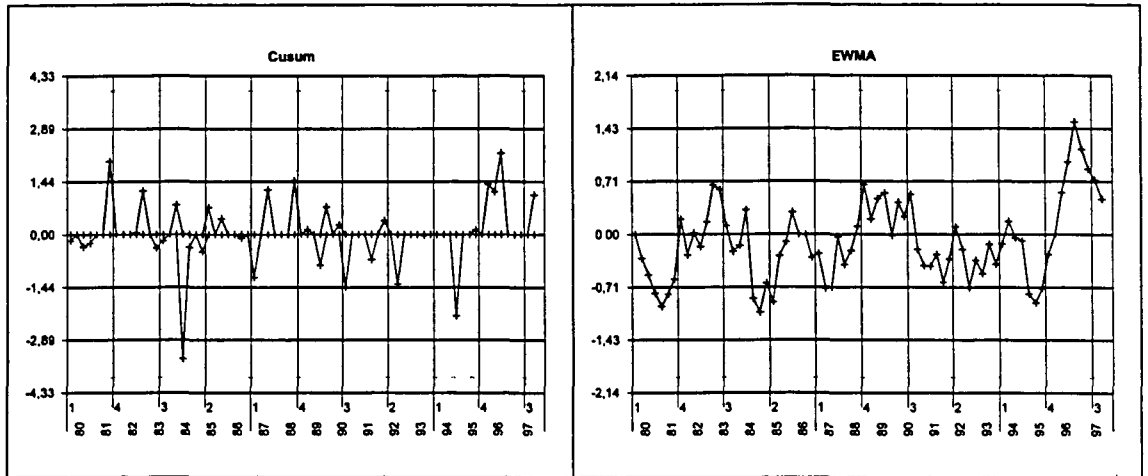
Gràfic 61. Correlogrames dels residus ED_t



Gràfic 62. Gràfics del modelatge ED_t



Gràfic 62. Gràfics del modelatge ED_t (continuació)

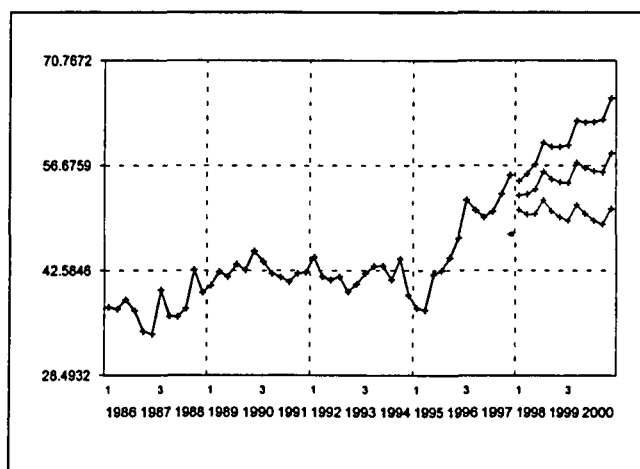


4.3.10.3. Previsions

Quadre 19. Previsions ED_t a la província de Lleida

Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	52,62	(50,68-54,55)
1998	2	52,77	(50,04-55,51)
1998	3	53,45	(50,10-56,80)
1998	4	55,84	(51,97-59,71)
1999	1	54,82	(50,52-59,13)
1999	2	54,41	(49,71-59,12)
1999	3	54,30	(49,22-59,37)
1999	4	57,02	(51,38-62,65)
2000	1	56,32	(50,18-62,45)
2000	2	55,88	(49,28-62,48)
2000	3	55,76	(48,73-55,76)
2000	4	58,25	(50,83-65,68)

Gràfic 63. Previsions ED_t

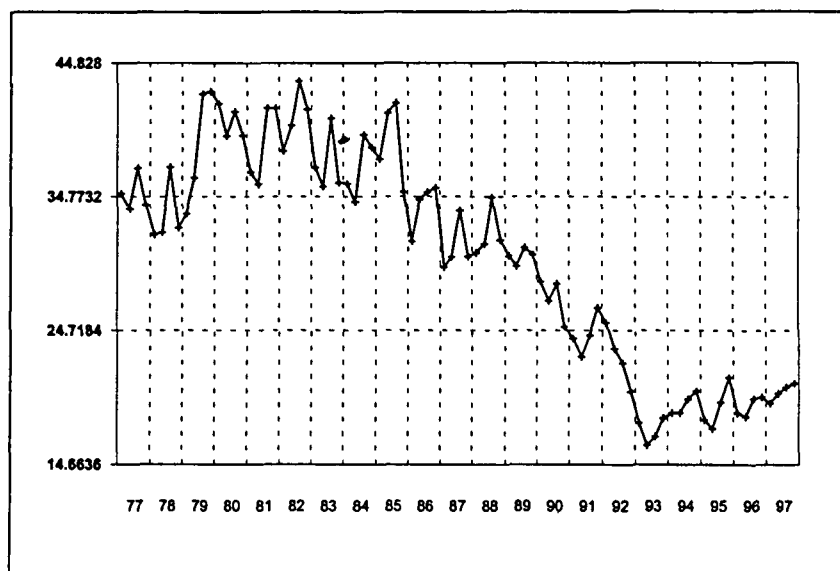


4.3.11. Sèrie de població ocupada al sector agricultura, ramaderia i pesca

L'última de les identitats desglossa la *variable ocupació per sectors*.

$$E_t = EA_t + EI_t + EC_t + ES_t \quad [5]$$

Gràfic 64. Evolució de la sèrie població ocupada sector agricultura, ramaderia i pesca a la província de Lleida: EA_t



El gràfic presenta l'evolució dels ocupats en el sector agrícola i ramader. Les dades corresponen a les persones ocupades en el sector agrícola, ramader i pesquer, però a la província de Lleida no hi ha activitat de tipus pesquer. Per aquest sector l'any 1979 es produeix un ascens de la població ocupada fins a l'any 1985. En els períodes següents i fins la data actual, la tendència és clarament

decreixent, però tot i que amb petites recuperacions en períodes puntuals, la sèrie és marcadament estacional.

4.3.11.1. Identificació

La sèrie es transforma amb logaritmes perquè la variabilitat és més gran quan disminueix, en aquest cas, el nivell de la sèrie.

A la part regular cal diferenciar una vegada per aconseguir l'estacionarietat.

A la part estacional, una vegada obtenim la sèrie sense tendència a la part regular, s'observa en la FAS i la FAP que hi ha tendència en la part estacional, perquè hi ha uns valors de la sèrie, pics, que tenen una pauta de tendència, per la qual cosa també és necessari diferenciar una vegada en la part estacional.

Segueix una estructura de mitjana mòbil, en concret un mitjana mòbil d'ordre 1: MA(1) a la part estacional. El model no necessita terme independent.

4.3.11.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

SARIMA (0,1,0)(0,1,1)₄

$$(1-L)(1-L^4) \ln EA_t = (1-0,8058 L^4) u_t$$

(11,29)

AIC : -356,528 $R^2 = 0,954$

Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 0,0627147$

Error quadràtic mitjà de l'últim període ordre a ordre = 0,053

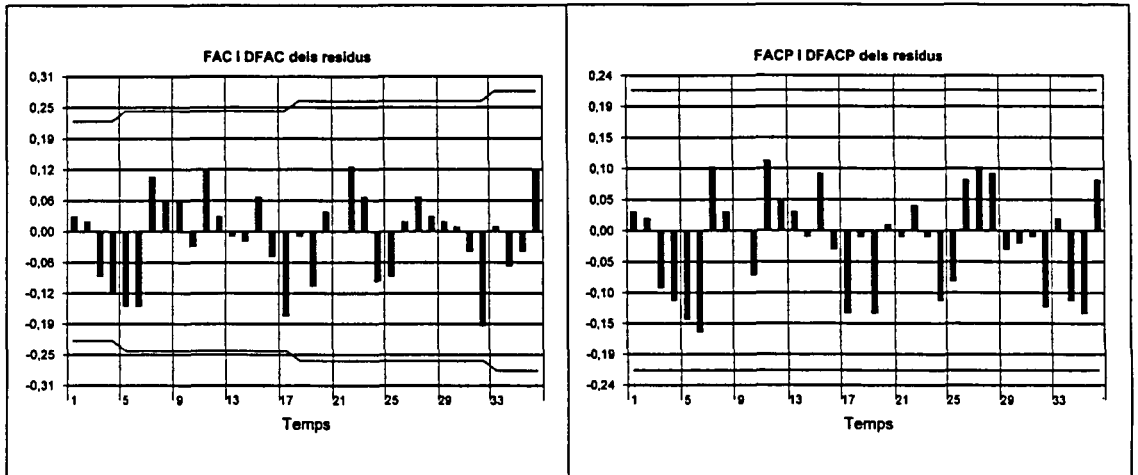
Error quadràtic mitjà de l'últim període sense actualitzar = 0,1

t-valor de la mitjana dels residus = 0,0185

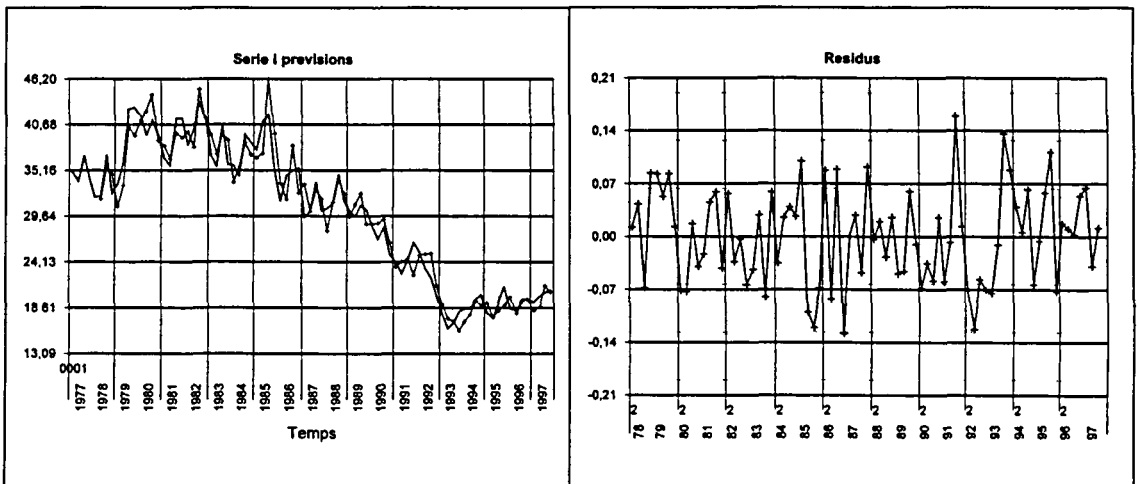
En aquesta sèrie no es detecta la presència d'anomalies, encara que el seu comportament és bastant erràtic.

ANÀLISI DELS RESIDUS

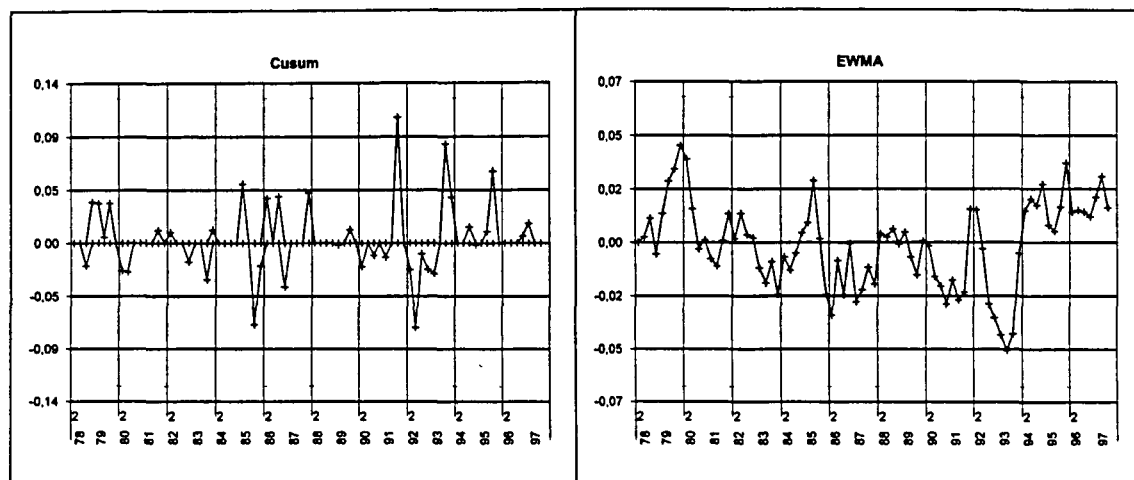
Gràfic 65. Correlogrames dels residus EA_t



Gràfic 66. Gràfics de modelatge EA_t



Gràfic 66. Gràfics de modelatge EA_t (continuació)

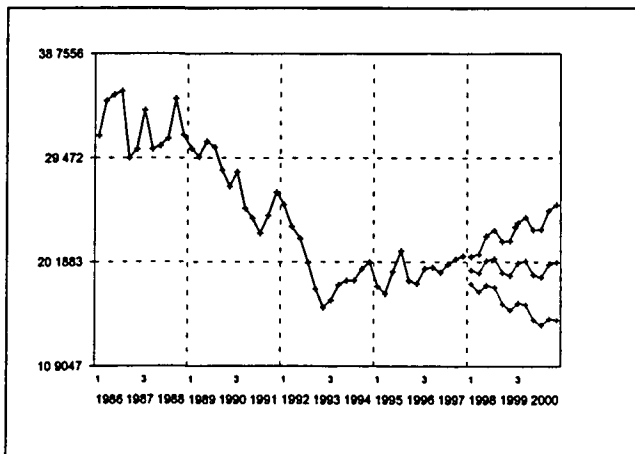


4.3.11.3. Previsions

Quadre 20. Previsions EA_t a la província de Lleida

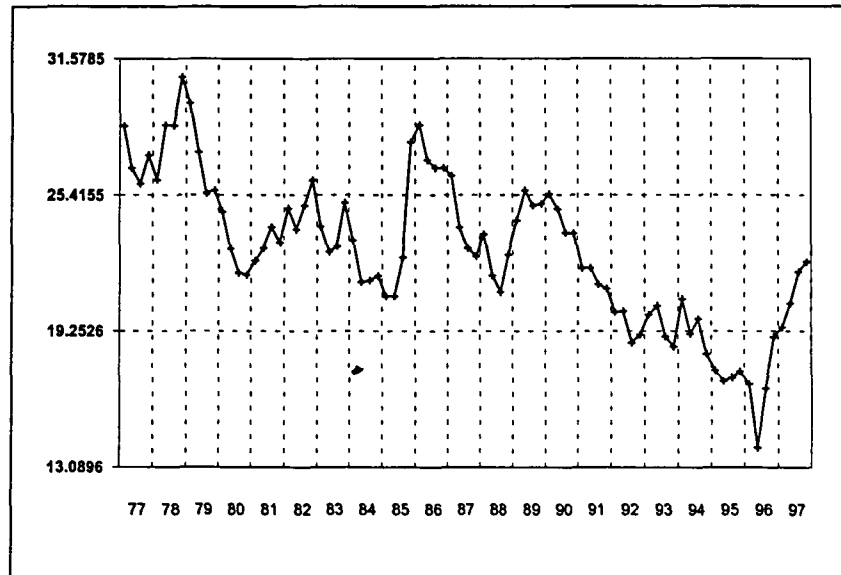
Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	19,43	(18,22-20,65)
1998	2	19,17	(14,47-20,87)
1998	3	20,29	(18,09-22,48)
1998	4	20,45	(17,90-23,00)
1999	1	19,19	(16,41-21,98)
1999	2	18,95	(15,86-22,03)
1999	3	20,07	(16,49-23,65)
1999	4	20,25	(16,34-24,15)
2000	1	19,03	(15,01-23,03)
2000	2	18,80	(14,53-23,06)
2000	3	19,93	(15,11-24,75)
2000	4	20,13	(14,97-25,27)

Gràfic 67. Previsions EA_t



4.3.12. Sèrie de població ocupada al sector indústria

Gràfic 68. Evolució de la sèrie de població ocupada al sector indústria a la província de Lleida: El_t



El gràfic presenta l'evolució del total d'ocupats en el sector indústria entre 1977 i 1997. L'evolució de l'ocupació té una tendència descendent fins al segon trimestre de 1996. Des d'aquest moment hi ha un augment notable en l'ocupació industrial. Presenta oscil·lacions, que requereixen l'estudi de la component cíclica en sèries temporals, no efectuat en aquest treball.

4.3.12.1. Identificació

En una primera fase d'identificació després d'estudiar l'evolució del gràfic i els correlogrames de la sèrie EI_t , continuem analitzant, d'una banda, la part regular; i de l'altra la part estacional d'ordre 4.

A la part regular és necessari una diferenciació, que converteix en estable la sèrie amb tendència, i no presenta cap tipus d'estructura.

A la part estacional no cal aplicar diferències per convertir-la en estacionària. L'estructura de la sèrie segueix un model autoregressiu d'ordre 1: AR(1).

El model no té terme independent.

4.3.12.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (0,1,0) (1,0,0)₄

$(1-L)(1+0,28344 L^4) \ln E I_t = u_t$

(-2,51)

AIC : -377,248 $R^2 = 0,831$

Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 0,065007$

Error quadràtic mitjà de l'últim període ordre a ordre = 0,089

Error quadràtic mitjà de l'últim període = 0,127

t-valor de la mitjana dels residus = -0,4253

La sèrie presenta dues anomalies: una anomalia de canvi de nivell, LS, al quart trimestre del 1985, que correspon al període 36; i una altra anomalia additiva, AO, al segon trimestre de 1996, que correspon al període 78.

La modelització amb intervenció de les anomalies és la recollida en el quadre següent.

SARIMA (0,1,0) (1,0,0)₄

$$(1-L)(1+0,2922 L^4) \ln E I_t = u_t + (-0,1852 A078 (1-L) + 0,1599/(1-L) * LS36 (1-L))$$

(-2,58)

(-5,47)

(3,37)

AIC : -386,146 $R^2 = 0,89$

Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 0,0487806$

Error quadràtic mitjà de l'últim període ordre a ordre = 0,051

Error quadràtic mitjà de l'últim període = 0,101

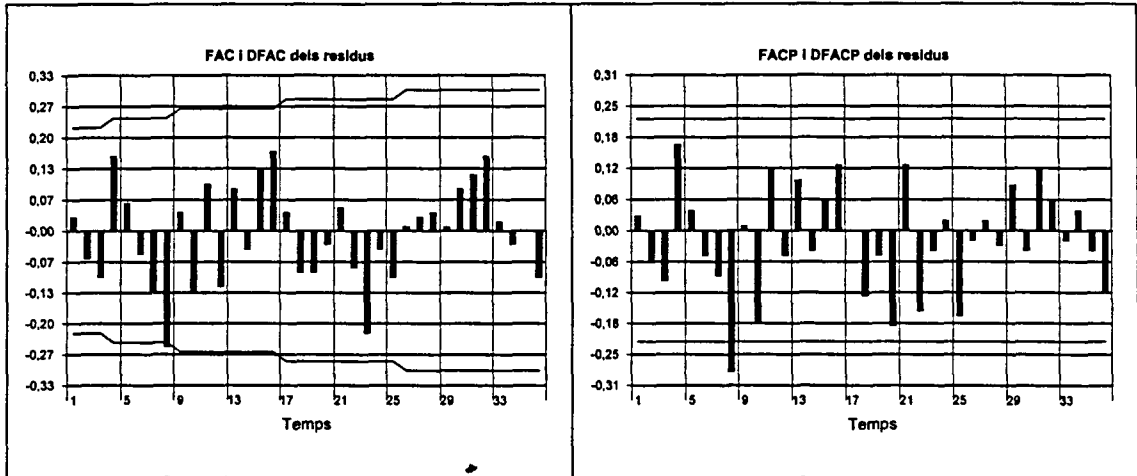
t-valor de la mitjana dels residus = -1,4299

La sèrie d'ocupació industrial no segueix a la part regular cap estructura; en canvi, a la part estacional podem apreciar-hi un comportament autoregressiu d'ordre 1:AR(1), amb un coeficient significatiu (estadístic t-value >2).

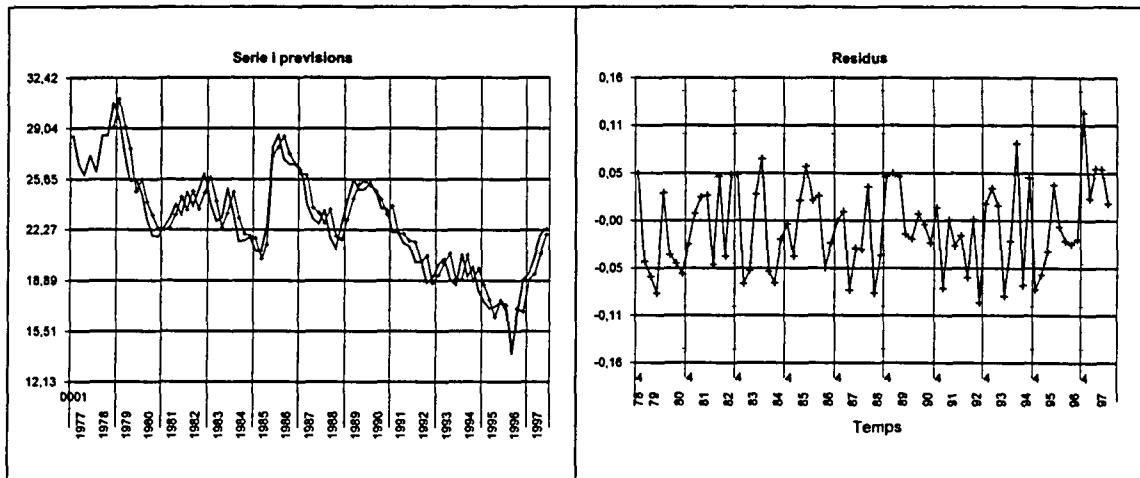
La desviació residual ha disminuït respecte al primer model, i el coeficient R^2 ha augmentat, d'un 83% fins a un 89%.

ANÀLISI DELS RESIDUS

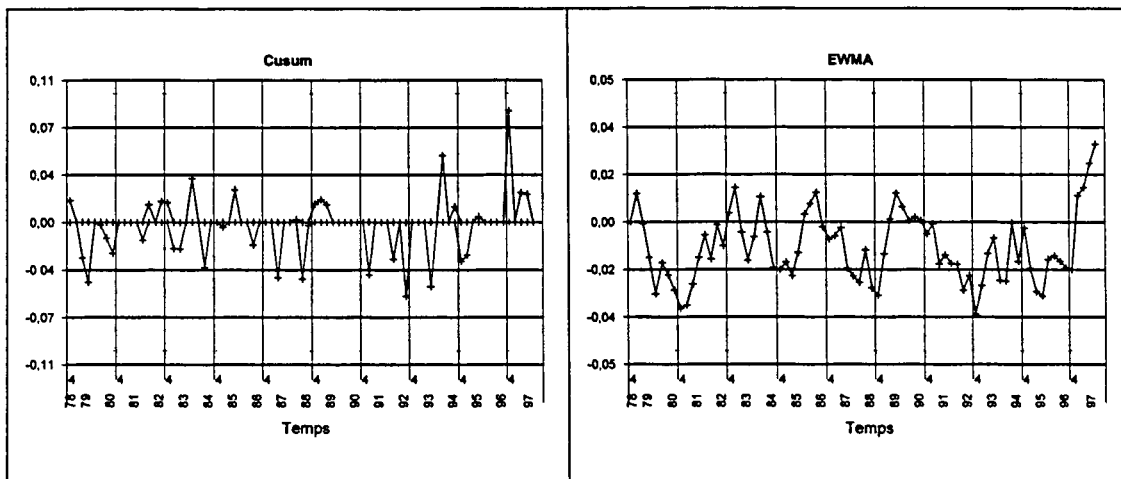
Gràfic 69. Correlogrames dels residus E_t



Gràfic 70. Gràfics del modelatge E_t



Gràfic 70. Gràfics del modelatge EI_t (continuació)

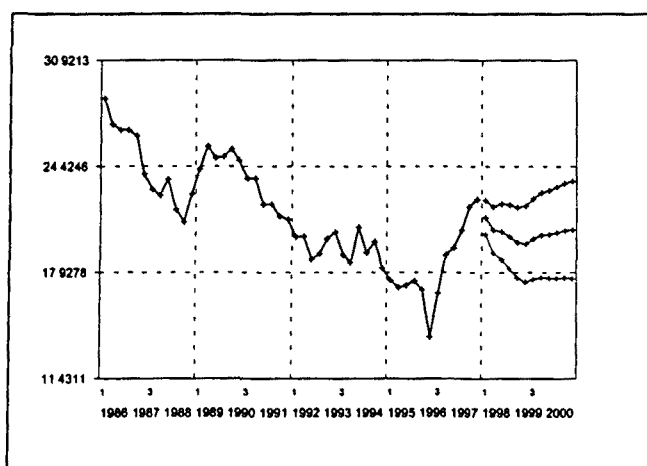


4.3.12.3. Previsions

Quadre 21. Previsions E_{it} a la província de Lleida

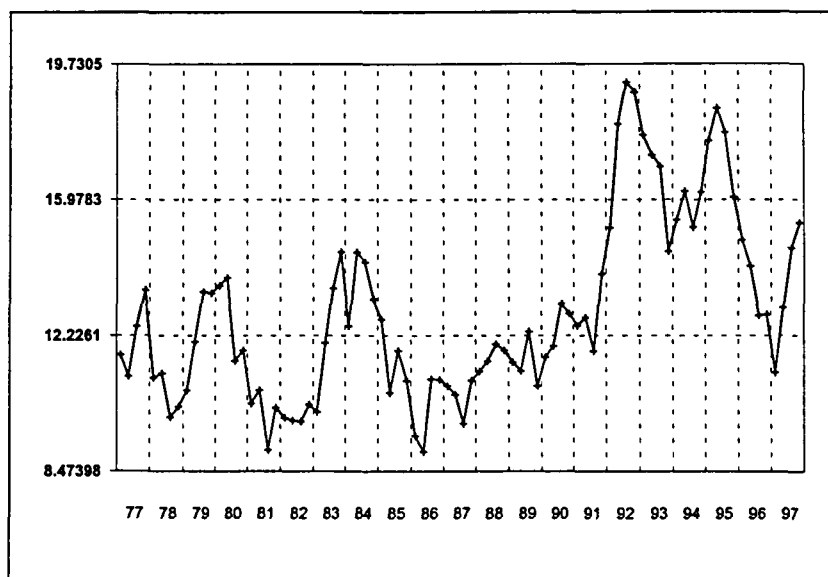
Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	21,30	(20,26-22,34)
1998	2	20,52	(19,11-21,94)
1998	3	20,41	(18,69-22,13)
1998	4	20,11	(18,16-22,07)
1999	1	19,74	(17,60-21,89)
1999	2	19,65	(17,31-21,99)
1999	3	19,96	(17,49-22,43)
1999	4	20,19	(17,60-22,79)
2000	1	20,24	(17,55-22,93)
2000	2	20,35	(17,56-23,14)
2000	3	20,48	(17,59-23,38)
2000	4	20,53	(17,54-23,51)

Gràfic 71. Previsions E_{it}



4.3.13. Sèrie de població ocupada al sector construcció

Gràfic 72. Evolució de la sèrie població ocupada al sector construcció a la província de Lleida: EC_t



El comportament de la variable *ocupats en el sector construcció*, té una tendència creixent, amb períodes on l'increment d'ocupació és molt gran, com de l'any 1991 fins al 1994, passant per un decreixement molt pronunciat l'any 1995, amb recuperacions des del segon semestre de 1997. Aquesta sèrie és molt inestable, i en determinats anys es repeteixen cicles de creixement i decreixement que no hem modelitzat, ja que detallem l'anàlisi pels components *tendència i estacionalitat*.

4.3.13.1. Identificació

La sèrie no presenta estacionalitat i cal aplicar-hi una diferència a la part regular, ja que presenta una estructura de mitjana mòbil d'ordre 1: MA(1).

El model no té terme independent.

4.3.13.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (0,1,1)

$$(1-L) \ln EC_t = (1+0,4927 L) u_t$$

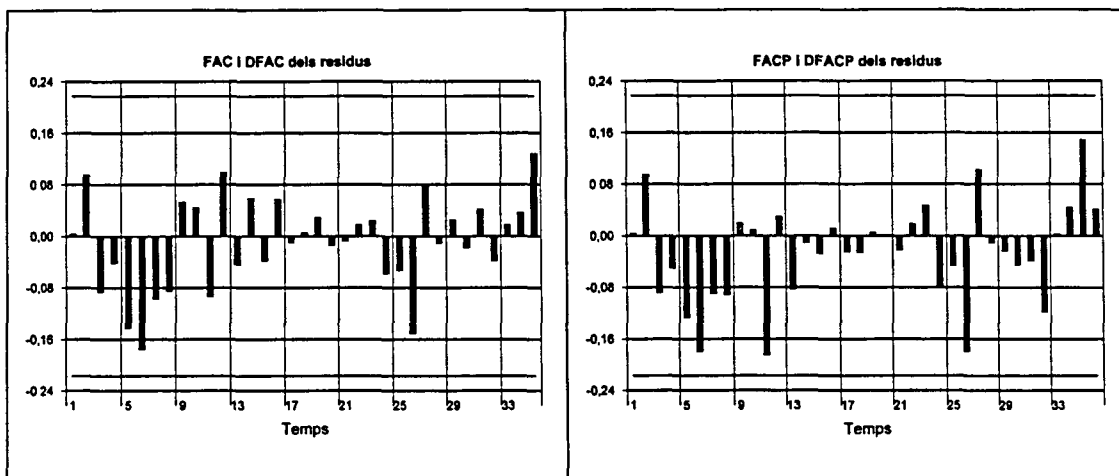
(2,45)

AIC :-159,43 $R^2 = 0,759$

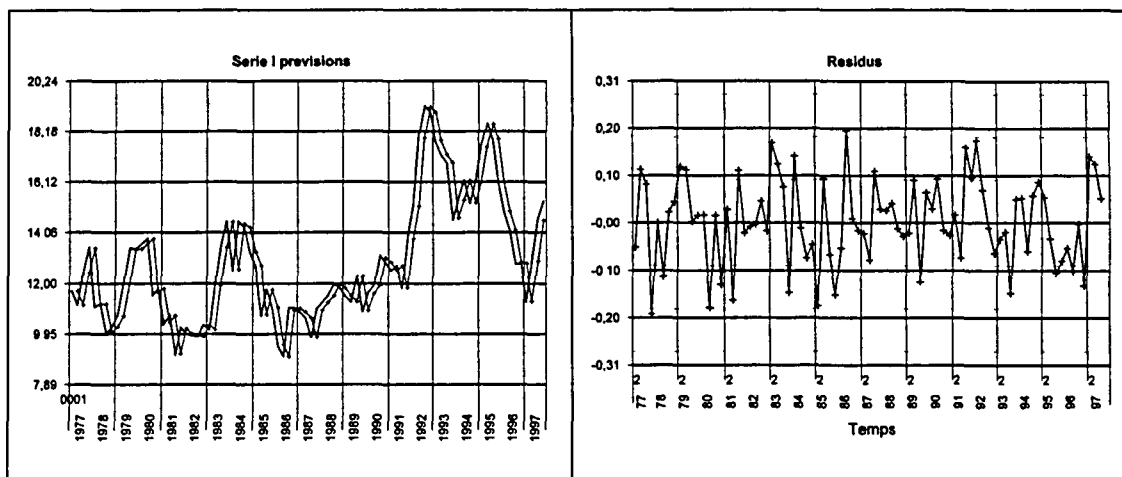
Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 0,092052$

t-valor de la mitjana dels residus = 0,3388

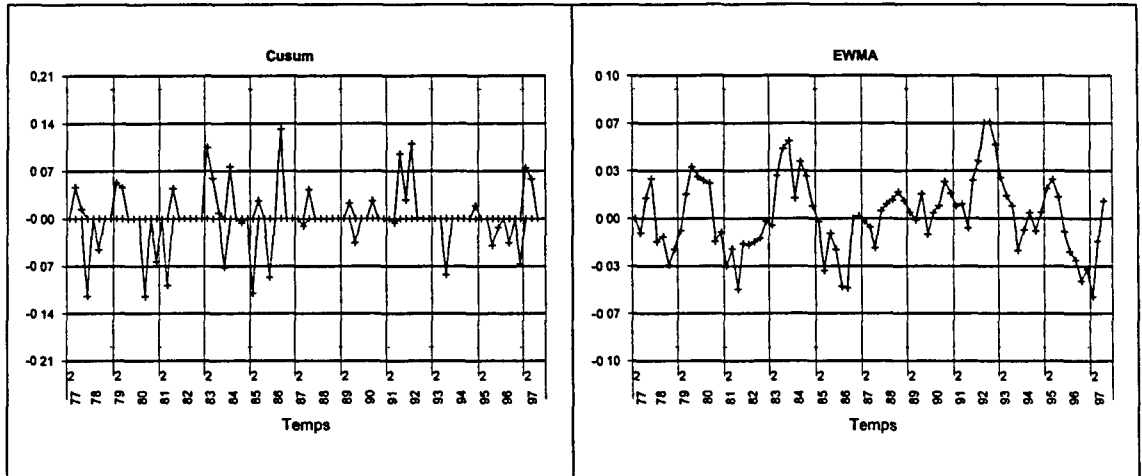
Gràfic 73. Correlogrames dels residus EC_t



Gràfic 74. Gràfics del modelatge EC_t



Gràfic 74. Gràfics del modelatge EC_t (continuació)

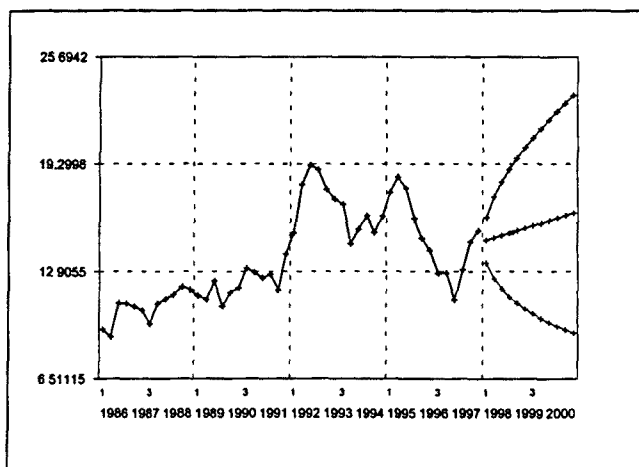


4.3.13.3. Previsions

Quadre 22. Previsions EC_t a la província de Lleida

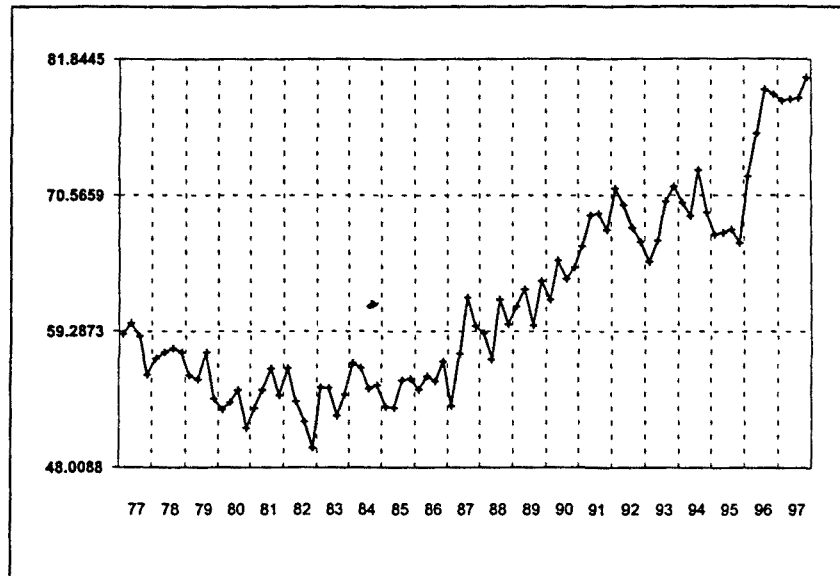
Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	14,75	(13,40-16,11)
1998	2	14,89	(12,45-17,33)
1998	3	15,03	(11,85-18,21)
1998	4	15,17	(11,38-18,96)
1999	1	15,32	(10,99-19,63)
1999	2	15,46	(10,66-20,24)
1999	3	15,61	(10,36-21,37)
1999	4	15,76	(10,09-21,37)
2000	1	15,91	(9,85-21,90)
2000	2	16,06	(9,63-22,41)
2000	3	16,21	(9,42-22,91)
2000	4	16,37	(9,23-23,38)

Gràfic 75. Previsions EC_t



4.3.14. Sèrie de població ocupada al sector serveis

Gràfic 76. Evolució de la sèrie població ocupada en el sector serveis a la província de Lleida: ES_t



4.3.14.1. Identificació

El model per a la variable *ocupats en el sector serveis* presenta tendència en la part regular i en la part estacional, i per tant és necessari aplicar-hi una diferència a cada part. No es pot modelitzar cap tipus d'estructura, ja que cal aplicar-hi logaritmes, i no necessita terme independent.

4.3.14.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (0,1,0)(0,1,0)₄

$(1-L)(1-L^4) \ln ES_t = u_t$

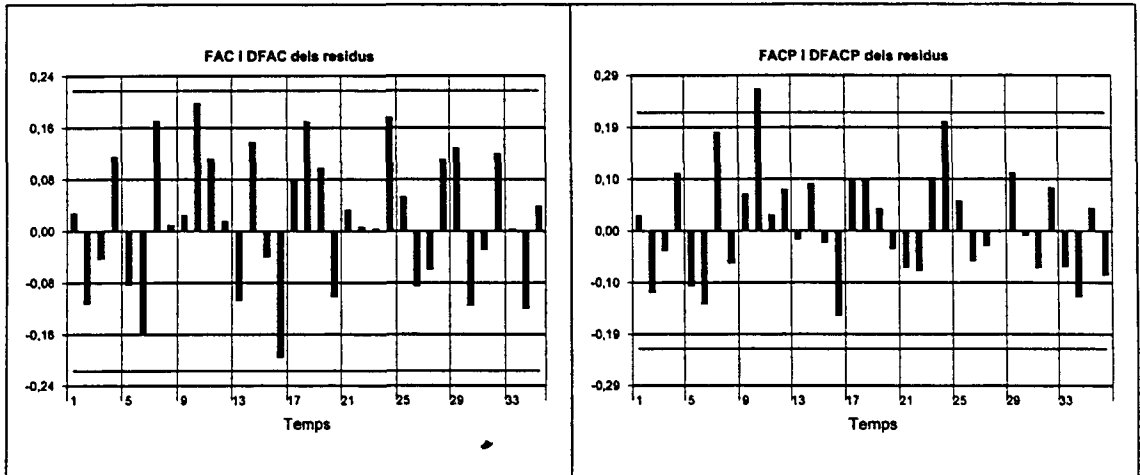
AIC: -313,789 $R^2 = 0,916$

Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 0,03630$

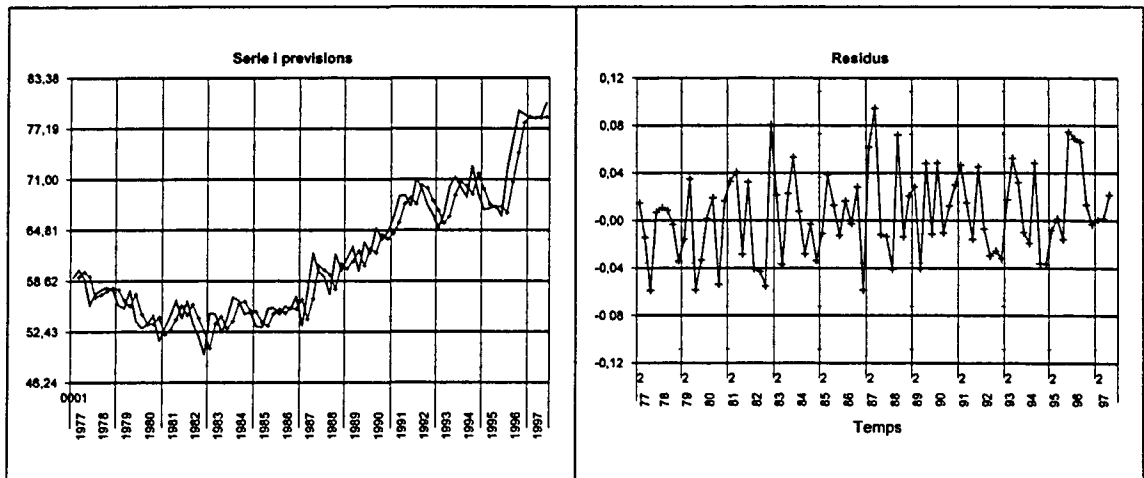
t-valor de la mitjana dels residus = 1,2837

ANÀLISI DELS RESIDUS

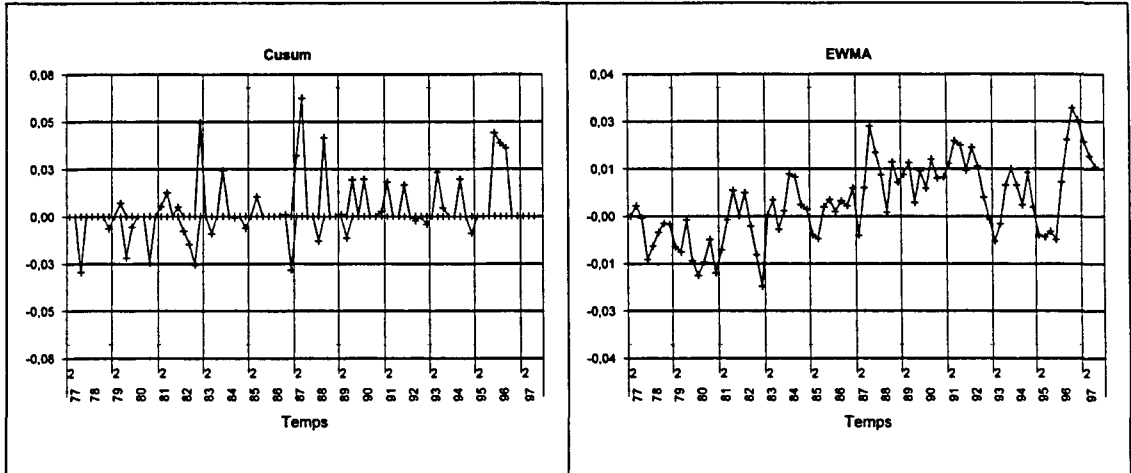
Gràfic 77. Correlogrames dels residus ES_t



Gràfic 78. Gràfics del modelatge ES_t



Gràfic 78. Gràfics del modelatge ES_t (continuació)

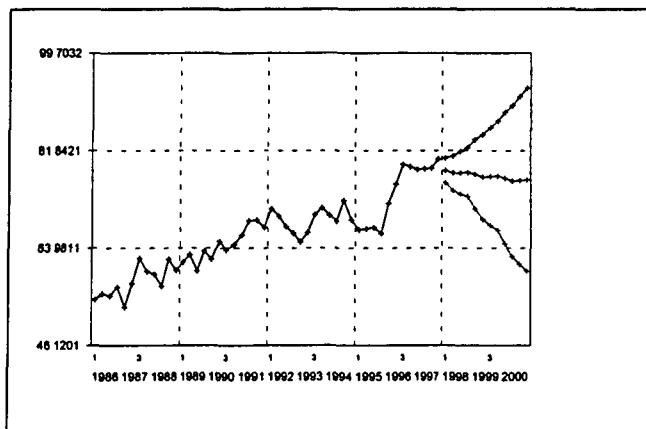


4.3.14.3. Previsions

Quadre 23. Previsions ES_t a la província de Lleida

Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	78,21	(75,96-80,45)
1998	2	77,68	(74,50-80,85)
1998	3	77,79	(73,90-81,67)
1998	4	77,91	(73,42-82,39)
1999	1	77,50	(71,15-83,84)
1999	2	76,97	(69,20-84,73)
1999	3	77,08	(68,11-86,04)
1999	4	77,20	(67,17-87,22)
2000	1	76,79	(64,71-88,86)
2000	2	76,26	(62,44-90,07)
2000	3	76,37	(61,00-91,73)
2000	4	76,49	(59,71-93,26)

Gràfic 79. Previsions ES_t

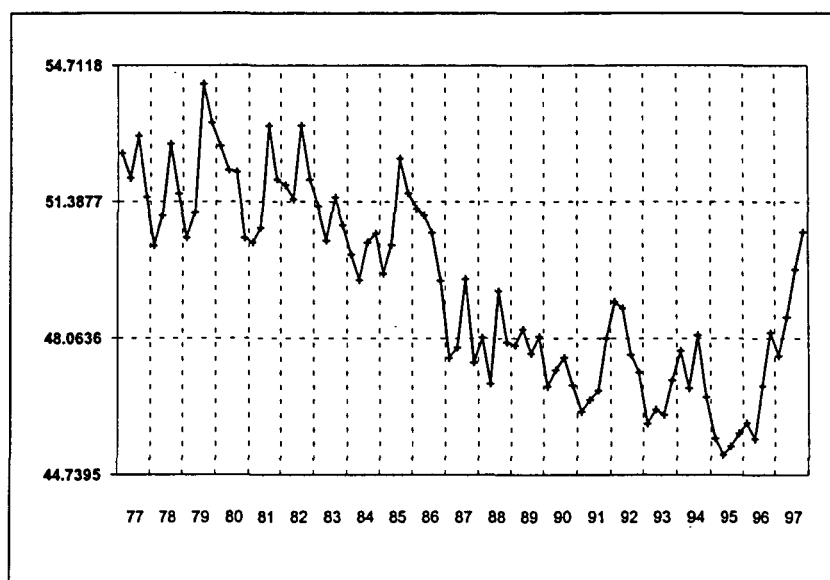


4.3.15. Sèrie de taxa d'activitat

Una vegada estudiades les variables *flux*, podem analitzar les variables *taxa* que són una ratio entre dues variables.

Les taxes més importants per enquadrar el mercat de treball són la taxa d'activitat i la taxa d'atur, que representen la convergència amb altres economies.

Gràfic 80. Evolució de la sèrie taxa d'activitat a la província de Lleida :TA_t



La taxa d'activitat presenta una tendència decreixent, des del 1985 fins al 1996. Durant una dècada a la nostra província, el nombre d'actius *versus* la població en edat de treballar disminueix. Els valors giren al voltant del 50%, amb èpoques de més activitat i altres de menys activitat.

4.3.15.1. Identificació

A la part regular podem comprovar doncs, que la sèrie necessita una diferència i que no s'hi aprecia cap tipus d'estructura estocàstica.

En estudiar si hi ha o no estacionalitat, veiem que hi ha periodicitat trimestral en les dades observades. La taxa d'activitat augmenta normalment en el II i III trimestres, i la seva diferència no és substancial. Podríem estimar una estructura AR(2) a la part estacional.

4.3.15.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (0,1,0)(2,0,0)₄

$(1-L)(1-0,1711L^4-0,3466L^8) \ln TA_t = u_t$

(2,60) (3,27)

AIC: 515,65 $R^2 = 0,838$

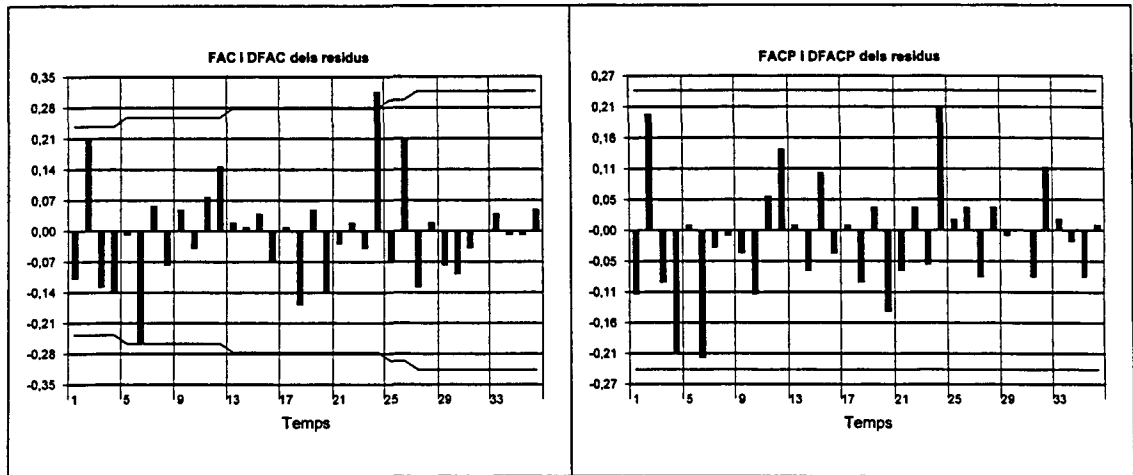
Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 0,01896$

t-valor de la mitjana dels residus = 0,355

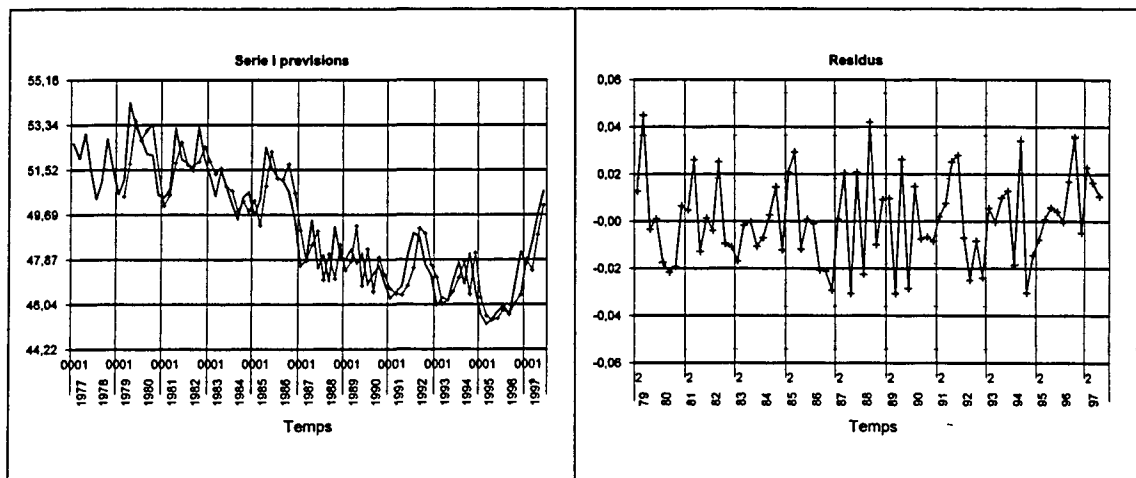
El model és correcte, ja que presenta una diferenciació a la part regular, i un AR(2) a la part estacional amb paràmetres significatius.

ANÀLISI DELS RESIDUS

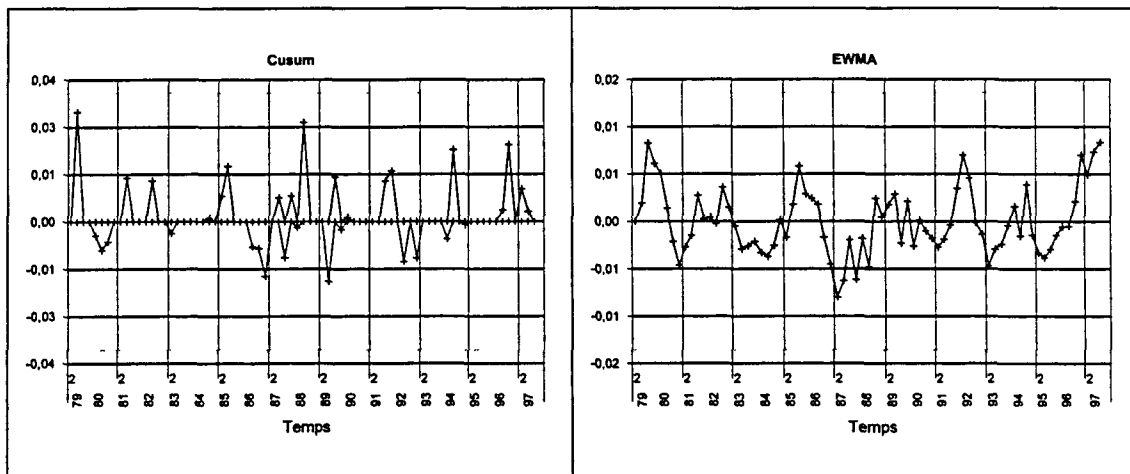
Gràfic 81. Correlogrames dels residus TA_t



Gràfic 82. Gràfics del modelatge TA_t



Gràfic 82. Gràfics del modelatge TA_t (continuació)

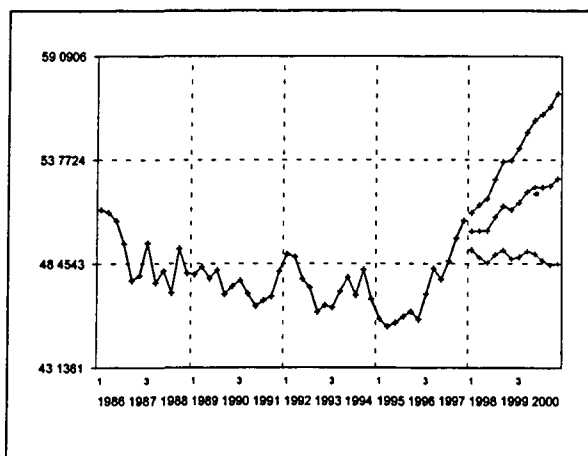


4.3.15.3. Previsions

Quadre 24. Previsions TA_t a la província de Lleida

Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	50,09	(49,14-51,04)
1998	2	50,10	(48,76-51,44)
1998	3	50,13	(48,48-51,77)
1998	4	50,83	(48,90-52,76)
1999	1	51,39	(49,13-53,65)
1999	2	51,19	(48,67-53,71)
1999	3	51,55	(48,76-54,34)
1999	4	52,11	(49,07-55,16)
2000	1	52,36	(48,94-55,78)
2000	2	52,35	(48,60-56,09)
2000	3	52,43	(48,38-56,49)
2000	4	52,80	(48,43-57,17)

Gràfic 83. Previsions TA_t

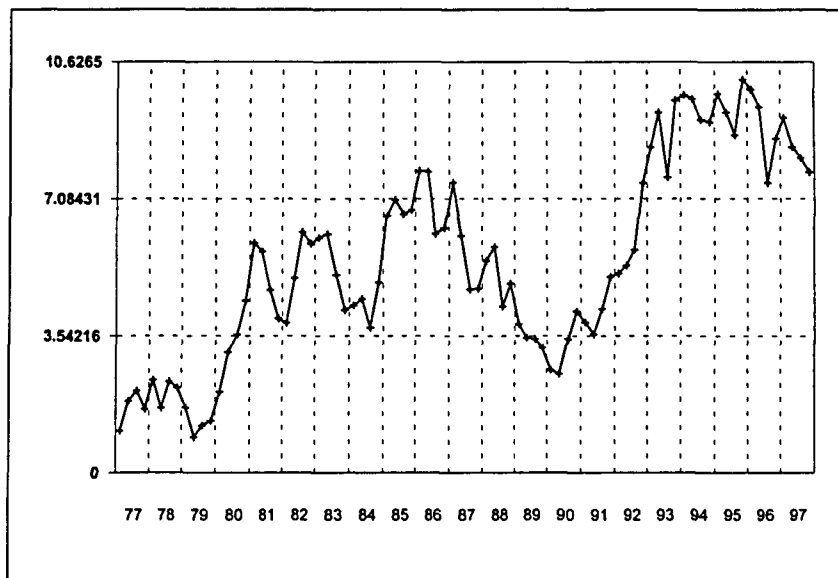


4.3.16. Sèrie de taxa d'atur

Quan la ratio és la variable *atur* sobre la variable *actius*, podem observar quin és el percentatge de persones que denominem *taxa d'atur*, i que també serveix per comparar amb altres províncies, comunitats, estats o per convergència amb la Unió Europea.

Una taxa d'atur baixa, sempre ha estat el que ha destacat la província de Lleida, cosa que la situa al capdavant del país, quant a la lluita contra l'atur, amb uns valors que en èpoques de molt atur no han arribat al 10%, quan a la resta del país aquesta taxa d'atur es duplicava, sobrepasant el 20%.

Gràfic 84. Evolució de la sèrie taxa d'atur en la província de Lleida: TU_t



A la província de Lleida, també s'hi han deixat sentir, les èpoques de crisi entre als anys 1993 i 1995 amb augments de la taxa d'atur, encara que van ser moderats.

Des de mitjans de 1997 s'està produint una recuperació econòmica i laboral que situa en un 7,7% la taxa d'atur de la província.

4.3.16.1. Identificació

El model que s'obté després, en la fase d'identificació presenta una diferenciació de la part regular, mentre que a la part estacional presenta una estructura autoregressiva d'ordre 1: AR(1).

El model no necessita constant, i se li apliquen logaritmes.

4.3.16.2. Estimació i comprovació del model

ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA I MESURES DE VALIDESA DEL MODEL

El model escollit amb l'estimació dels paràmetres és el següent:

SARIMA (0,1,0)(1,0,0)₄

$$(1-L) (1-0,2677L^4) \text{Ln TU}_t = u_t$$

(2,03)

AIC: 48,66 $R^2 = 0,897$

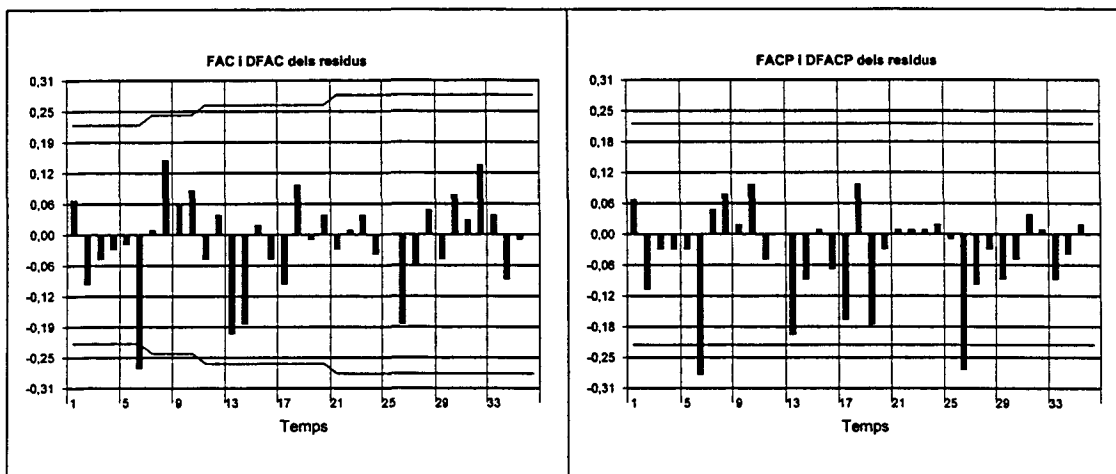
Desviació de tipus residual $\hat{\sigma}_u = 0,814$

t-valor de la mitjana dels residus = 0,4627

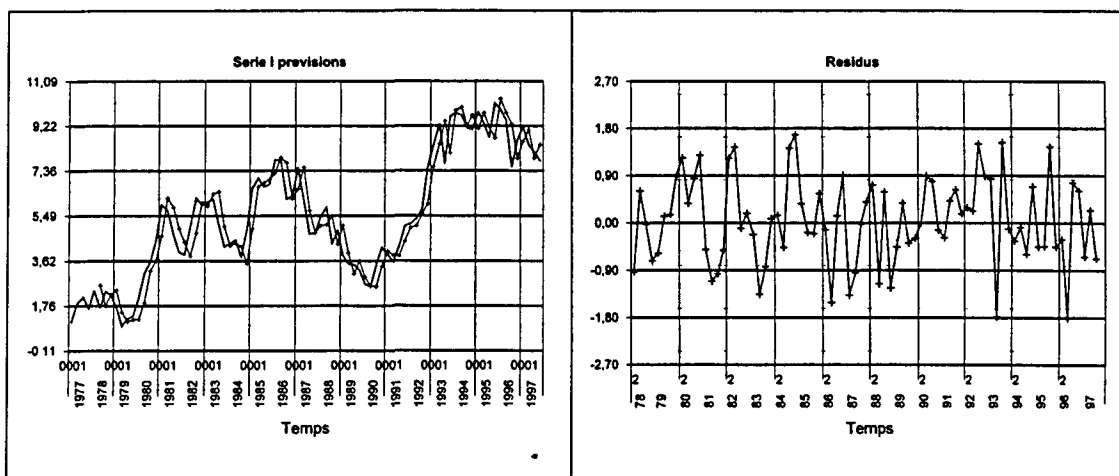
El model presenta una diferenciació a la part regular, i una diferenciació a la part estacional. No té constant significativa, ni cap paràmetre significatiu.

ANÀLISI DELS RESIDUS

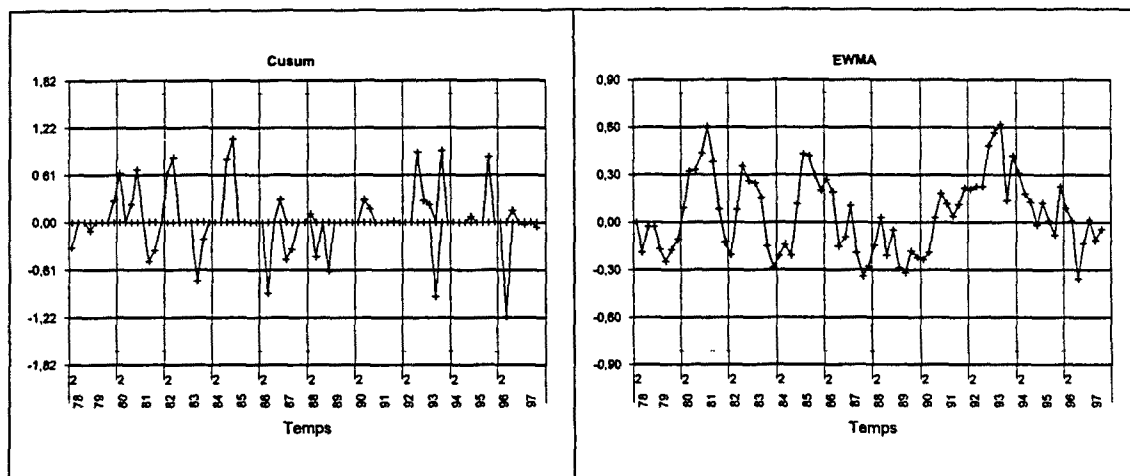
Gràfic 85. Correlogrames dels residus TU_t



Gràfic 86. Gràfics del modelatge TU_t



Gràfic 86. Gràfics del modelatge TU_t (continuació)

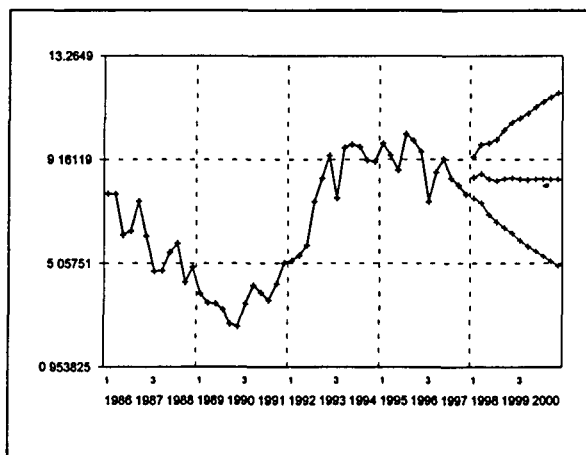


4.3.16.3. Previsions

Quadre 25. Previsions TU_t a la província de Lleida

Any	Trim.	Previsió	Interval
1998	1	8,44	(7,62- 9,25)
1998	2	8,58	(7,43- 9,73)
1998	3	8,38	(6,97- 9,79)
1998	4	8,30	(6,67- 9,93)
1999	1	8,39	(6,46-10,32)
1999	2	8,42	(6,24-10,61)
1999	3	8,37	(5,95-10,79)
1999	4	8,35	(5,72-10,98)
2000	1	8,37	(5,52-11,22)
2000	2	8,38	(5,33-11,43)
2000	3	8,37	(5,13-11,61)
2000	4	8,36	(4,94-11,78)

Gràfic 87. Previsions TU_t



4.4. Prediccions segons la suma de les variables de cada identitat

A l'inici de l'apartat 4.3 una vegada enumerades les variables, i d'acord amb les definicions de l'EPA, s'estudiaven cinc identitats. Amb l'anàlisi de les sèries temporals univariants podem fer prediccions a partir de la suma de les prediccions dels termes de cada identitat.

Quadre 26. Predicció per a la variable població en edat de treballar (II)

<i>Període</i>	<i>Predicció Població (\hat{P}_t)</i>	<i>Predicció Actius (\hat{A}_t)</i>	<i>Predicció Inactius (\hat{I}_t)</i>	<i>Suma $\hat{P}_t(II) = \hat{A}_t + \hat{I}_t$</i>
1998 1	296,85	147,73	146,76	294,49
1998 2	297,71	146,38	146,83	293,21
1998 3	298,49	147,48	144,90	292,38
1998 4	299,16	146,98	144,17	291,15
1999 1	299,88	144,88	145,18	290,06
1999 2	300,76	144,04	145,21	289,25
1999 3	301,56	145,53	143,23	288,76
1999 4	302,26	145,39	142,45	287,84
2000 1	303,01	143,61	143,42	287,03
2000 2	303,91	143,02	143,39	286,41
2000 3	304,74	144,72	141,37	286,09
2000 4	305,46	144,76	140,54	285,3

Si fem la predicció a partir de la suma dels components de la identitat [1] les dades presenten un creixement menor en tots els trimestres estudiats, en especial per als últims períodes del 2000; per tant es dóna una hipòtesi d'augment més moderat de la població a partir de la identitat.

Quadre 27. Predicció per a la variable població activa (II)

<i>Període</i>	<i>Predicció Actius (\hat{A}_t)</i>	<i>Predicció Ocupats (\hat{E}_t)</i>	<i>Predicció Aturats (\hat{U}_t)</i>	<i>Suma $\hat{A}_t (II) = \hat{E}_t + \hat{U}_t$</i>
1998 1	147,73	135,67	12,51	148,18
1998 2	146,38	134,42	12,62	147,04
1998 3	147,48	136,11	12,48	148,59
1998 4	146,98	134,04	12,46	146,5
1999 1	144,88	131,61	12,54	144,15
1999 2	144,04	130,94	12,56	143,50
1999 3	145,53	133,11	12,54	145,65
1999 4	145,39	131,46	12,53	143,99
2000 1	143,61	129,39	12,55	141,94
2000 2	143,02	129,04	12,55	141,59
2000 3	144,72	131,46	12,55	144,01
2000 4	144,76	130,03	12,55	142,58

Per la variable població activa tenim la segona identitat, si fem la predicció a partir de la suma dels components les dades presenten un creixement més alt en tots els trimestres estudiats, excepte per als períodes del 2000; per tant es dóna una hipòtesi d'augment més optimista de la població a partir de la identitat [2].

Quadre 28. Predicció per a la variable població activa (III)

<i>Període</i>	<i>Predicció Actius (\hat{A}_t)</i>	<i>Predicció Actius h. ($\hat{A}H_t$)</i>	<i>Predicció Actius d. ($\hat{A}D_t$)</i>	<i>Suma $\hat{A}H_t + \hat{A}D_t$</i>
1998 1	147,73	87,22	60,27	147,49
1998 2	146,38	87,14	59,48	146,61
1998 3	147,48	87,05	59,54	146,59
1998 4	146,98	86,96	61,95	148,90
1999 1	144,88	86,87	61,40	148,26
1999 2	144,04	86,78	60,58	147,36
1999 3	145,53	86,69	61,05	147,74
1999 4	145,39	86,60	63,43	150,03
2000 1	143,61	86,61	63,13	149,63
2000 2	143,02	86,42	62,45	148,86
2000 3	144,72	86,33	62,92	149,24
2000 4	144,76	86,24	65,30	151,53

Per la variable població activa, també podem diferenciar per sexes. Els tres primers trimestres de 1998 la previsió que s'obté com suma de la identitat [3] és menys que la predicció que ens dona la variable, en canvi, la resta dels períodes, l'increment de població activa com a suma és més elevada.

Quadre 29. Predicció per a la variable població ocupada (II)

<i>Període</i>	<i>Predicció Ocupats (\hat{E}_t)</i>	<i>Predicció Ocupats h. ($E\hat{H}_t$)</i>	<i>Predicció Ocupats d. ($E\hat{D}_t$)</i>	<i>Suma $E\hat{H}_t + E\hat{D}_t$</i>
1998 1	135,68	82,06	52,62	134,68
1998 2	134,43	82,45	52,78	135,23
1998 3	136,11	82,24	53,46	135,70
1998 4	134,05	82,35	54,84	137,19
1999 1	131,62	82,29	54,83	137,12
1999 2	130,94	82,32	54,42	136,74
1999 3	133,12	82,30	54,30	136,60
1999 4	131,46	82,31	57,02	139,33
2000 1	129,40	82,31	56,32	138,63
2000 2	129,02	82,31	55,89	138,20
2000 3	131,46	82,31	55,77	138,08
2000 4	130,03	82,31	58,26	140,57

A partir de la quarta identitat [4] les previsions de població ocupada són més optimistes que les prediccions des de la variable, excepte en el primer i el tercer període.

Quadre 30. Predicció per a la variable població ocupada (III)

Període	Predicció Ocupats (\hat{E}_t)	Predicció Ocupats A. ($E\hat{A}_t$)	Predicció Ocupats I. ($E\hat{I}_t$)	Predicció Ocupats C. ($E\hat{C}_t$)	Predicció Ocupats S. ($E\hat{S}_t$)	Suma $E\hat{A}_t + E\hat{I}_t + E\hat{C}_t + E\hat{S}_t$
1998 1	135,67	19,43	21,30	14,75	78,21	133,69
1998 2	134,42	19,17	20,52	14,89	77,68	132,26
1998 3	136,11	20,29	20,41	15,03	77,79	133,52
1998 4	134,04	20,45	20,11	15,17	77,91	133,64
1999 1	131,61	19,19	19,74	15,32	77,50	131,75
1999 2	130,94	18,95	19,65	15,46	76,97	131,03
1999 3	133,11	20,07	19,96	15,61	77,08	132,72
1999 4	131,46	20,25	20,19	15,76	77,20	133,40
2000 1	129,39	19,03	20,24	15,91	76,79	131,97
2000 2	129,04	18,80	20,35	16,06	76,26	131,47
2000 3	131,46	19,93	20,48	16,21	76,37	132,99
2000 4	130,03	20,13	20,53	16,37	76,49	133,52

Per últim, en el quadre anteriors podem observar com les prediccions obtingudes com a suma de la cinquena identitat [5] ens dona una hipòtesi menys optimista del creixement de la variable *població ocupada*, per l'any 1998, que no pas si no tenim en compte les igualtats i fem la predicció directament de les variables originals.

Capítol 5

Avaluació de les previsions

5.1. Anàlisi predictiva *ex post*

En aquest apartat es compara el funcionament predictiu postmostral dels models a curt termini, estimats en el capítol anterior.

Tots els models han estat considerats per al període 1977-1997, mentre que hem deixat l'any 1998 com a període de prova per fer les comprovacions *ex post*.

Les prediccions elaborades amb els models SARIMA estan basades en valors reals de les variables. Per mesurar el grau de bondat del model hem vist diferents estadístics, basats tots ells en diferents criteris. L'estabilitat d'un model és un requisit perquè sigui possible utilitzar-lo amb finalitat predictiva o inferencial.

Presentem els quadres de les desviacions de les prediccions respecte als valors reals.

Quadre 31. Desviacions de la variable P_t

Període	Predicció 1998 Població (\hat{P}_t)	Real 1998 Població (P_t)	Desviació 1998 $P_t - \hat{P}_t$
1998 1	296,85	296,27	-0,58
1998 2	297,71	296,21	-1,5
1998 3	298,49	296,82	-1,67
1998 4	299,16	297,52	-1,64

Hem de tenir en compte que la població comptada a part que es descomptava de la població de més de 16 anys per arribar a la població en edat de treballar, pràcticament ha desaparegut; i per tant, s'ha incorporat com població en edat de treballar, cosa que produeix alguna desviació.

Quadre 32. Desviacions de la variable A_t

Període	Predicció 1998 Actius (\hat{A}_t)	Real 1998 Actius (A_t)	Desviació 1998 $A_t - \hat{A}_t$
1998 1	147,73	148,88	1,15
1998 2	146,38	148,53	2,15
1998 3	147,48	147,53	0,05
1998 4	146,98	144,7	-2,28

El quadre 32 indica que hi ha una desviació important en el quart trimestre de l'any 1998, ja que la predicció per a la població activa ha estat superior a la població realment activa.

Quadre 33. Desviacions de la variable I_t

Període	Predicció 1998 $Inactius (\hat{I}_t)$	Real 1998 $Inactius (I_t)$	Desviació $I_t - \hat{I}_t$
1998 1	146,76	147,4	0,64
1998 2	146,83	147,68	0,85
1998 3	146,9	149,29	2,39
1998 4	147,17	152,82	5,65

Respecte a la població inactiva, dels quatre trimestres el que té una desviació més gran és el quart, mentre que la resta tenen petites diferències.

Quadre 34. Desviacions de la variable E_t

Període	Predicció 1998 $Ocupats (\hat{E}_t)$	Real 1998 $Ocupats (E_t)$	Desviació (i) $E_t - \hat{E}_t$
1998 1	135,67	135,52	-0,15
1998 2	134,42	136,47	2,05
1998 3	136,11	136,59	0,48
1998 4	134,04	133,63	-0,41

La variable població ocupada, després del segon intent, queda modelitzada correctament, encara que en el segon trimestre es produeix una petita desviació.

Quadre 35. Desviacions de la variable U_t

<i>Període</i>	<i>Predicció 1998</i> <i>Aturats (\hat{U}_t)</i>	<i>Real 1998</i> <i>Aturats (U_t)</i>	<i>Desviació</i> $U_t - \hat{U}_t$
<i>1998 1</i>	<i>12,51</i>	<i>13,35</i>	<i>0,84</i>
<i>1998 2</i>	<i>12,62</i>	<i>12,06</i>	<i>-0,56</i>
<i>1998 3</i>	<i>12,48</i>	<i>10,95</i>	<i>-1,53</i>
<i>1998 4</i>	<i>12,46</i>	<i>11,07</i>	<i>-1,39</i>

El valor real de la variable *població aturada* ha estat més alt que la predicció efectuada, per al primer trimestre, però a partir d'aquest trimestre passa a l'inrevés: és la població aturada real la que té unes dades més baixes.

Quadre 36. Desviacions de la variable AH_t

<i>Període</i>	<i>Predicció 1998</i> <i>Actius h. ($\hat{A}H_t$)</i>	<i>Real 1998</i> <i>Actius h. (AH_t)</i>	<i>Desviació</i> $AH_t - \hat{A}H_t$
<i>1998 1</i>	<i>87,21</i>	<i>88,6</i>	<i>1,39</i>
<i>1998 2</i>	<i>87,13</i>	<i>88,62</i>	<i>1,49</i>
<i>1998 3</i>	<i>87,04</i>	<i>88,33</i>	<i>1,29</i>
<i>1998 4</i>	<i>86,95</i>	<i>85,94</i>	<i>-1,01</i>

Si es fa una diferenciació per sexes, la desviació augmenta respecte a la desviació de la població activa total. Això succeeix tant en el cas de la població activa masculina, com en el de la població activa femenina.

Quadre 37. Desviacions de la variable AD_t

Període	Predicció 1998 Actius d. (\hat{AD}_t)	Real 1998 Actius d. (AD_t)	Desviació $AD_t - \hat{AD}_t$
1998 1	60,26	60,27	0,01
1998 2	59,47	59,91	0,44
1998 3	59,54	59,2	-0,34
1998 4	61,94	58,76	-3,18

Quadre 38. Desviacions de la variable EH_t

Període	Predicció 1998 Ocupats h. (\hat{EH}_t)	Real 1998 Ocupats h. (EH_t)	Desviació $EH_t - \hat{EH}_t$
1998 1	82,06	83,53	1,47
1998 2	82,45	84,66	2,21
1998 3	82,24	84,34	2,11
1998 4	82,35	82,15	-0,20

Quadre 39. Desviacions de la variable ED_t

Període	Predicció 1998 Ocupats d. (\hat{ED}_t)	Real 1998 Ocupats d. (ED_t)	Desviació $ED_t - \hat{ED}_t$
1998 1	52,62	51,99	-0,63
1998 2	52,77	51,81	-0,96
1998 3	53,45	52,25	-1,2
1998 4	54,84	51,48	-3,36

Si es fa una anàlisi univariant per sectors, la desviació també augmenta en tots els sectors, menys en el sector *indústria* que es manté o fins i tot es redueix.

Quadre 40. Desviacions de la variable EA_t

Període	Predicció 1998 Ocupats A. ($E\hat{A}_t$)	Real 1998 Ocupats A. (EA_t)	Desviació $EA_t - E\hat{A}_t$
1998 1	19,43	20,98	1,55
1998 2	19,17	21,99	2,82
1998 3	20,29	24,22	3,93
1998 4	20,45	23,46	3,01

Quadre 41. Desviacions de la variable EI_t

Període	Predicció 1998 Ocupats I. ($E\hat{I}_t$)	Real 1998 Ocupats I. (EI_t)	Desviació $EI_t - E\hat{I}_t$
1998 1	21,30	21,62	0,32
1998 2	20,52	22,60	2,08
1998 3	20,41	20,94	0,53
1998 4	20,11	18,62	-1,49

Quadre 42. Desviacions de la variable EC_t

Període	Predicció 1998 Ocupats C. ($E\hat{C}_t$)	Real 1998 Ocupats C. (EC_t)	Desviació $EC_t - E\hat{C}_t$
1998 1	14,75	15,98	1,23
1998 2	14,89	17,15	2,26
1998 3	15,03	18,54	3,51
1998 4	15,17	18,53	3,36

Quadre 43. Desviacions de la variable ES_t

Període	Predicció 1998 Ocupats S. ($E\hat{S}_t$)	Real 1998 Ocupats S. (ES_t)	Desviació $ES_t - E\hat{S}_t$
1998 1	78,21	76,94	-1,27
1998 2	77,68	74,74	-2,94
1998 3	77,79	72,88	-4,91
1998 4	77,91	73,06	-4,85

Per les taxes d'atur i activitat els resultats obtinguts a partir de la predicció dels models univariant podem concloure que són bons. Tant una com l'altra presenten unes desviacions molt baixes.

Quadre 44. Desviacions de la variable TA_t

Període	Predicció 1998 Taxa activitat ($T\hat{A}_t$)	Real 1998 Taxa activitat (TA_t)	Desviació $TA_t - T\hat{A}_t$
1998 1	50,09	50,09	0
1998 2	50,10	49,95	-0,15
1998 3	50,13	49,58	-0,55
1998 4	50,83	48,61	-2,22

Quadre 45. Desviacions de la variable TU_t

Període	Predicció 1998 Taxa atur ($T\hat{U}_t$)	Real 1998 Taxa atur (TU_t)	Desviació $TU_t - T\hat{U}_t$
1998 1	8,44	8,97	0,53
1998 2	8,58	8,12	-0,46
1998 3	8,38	7,42	-0,96
1998 4	8,30	7,65	-0,65

La desviació respecte als períodes postmostrals a partir de les dades obtingudes per les sumes dels termes de les identitats es representen en els quadres següents.

En cap període hi ha menys desviació que a partir de les previsions de la variable sense efectuar les identitats.

Quadre 46. Desviació a partir de $\hat{P}_t = \hat{A}_t + \hat{I}_t$

Període	Predicció 1998 Població (\hat{P}_t (II))	Real 1998 Població (P_t)	Desviació (I) $P_t - \hat{P}_t$	Desviació (II) $P_t - \hat{P}_t$ (II)
1998 1	294,49	296,27	-0,58	1,78
1998 2	293,21	296,21	-1,5	3
1998 3	292,38	296,82	-1,67	4,44
1998 4	291,15	297,52	-1,64	6,37

Quadre 47. Desviació a partir de $\hat{A}_t = \hat{E}_t + \hat{U}_t$

Període	Predicció 1998 Actius (\hat{A}_t (II))	Real 1998 Actius (A_t)	Desviació (I) $A_t - \hat{A}_t$	Desviació (II) $A_t - \hat{A}_t$ (II)
1998 1	148,18	148,88	1,15	0,70
1998 2	147,04	148,53	2,15	1,49
1998 3	148,59	147,53	0,05	-1,06
1998 4	146,50	144,70	-2,28	-1,80

Quadre 48. Desviació a partir de $\hat{A}_t = \hat{A}H_t + \hat{A}D_t$

Període	Predicció 1998 Actius (\hat{A}_t (III))	Real 1998 Actius (A_t)	Desviació (I) $A_t - \hat{A}_t$	Desviació (II) $A_t - \hat{A}_t$ (II)	Desviació (III) $A_t - \hat{A}_t$ (III)
1998 1	147,49	148,88	1,15	0,7	1,39
1998 2	146,61	148,53	2,15	1,49	1,92
1998 3	146,59	147,53	0,05	-1,06	0,94
1998 4	148,90	144,7	-2,28	-1,8	-4,20

Quadre 49. Desviació a partir de $\hat{E}_t = \hat{E}H_t + \hat{E}D_t$

Període	Predicció 1998 Ocupats (\hat{E}_t (II))	Real 1998 Ocupats (E_t)	Desviació (I) $E_t - \hat{E}_t$	Desviació (II) $E_t - \hat{E}_t$
1998 1	134,68	135,52	-0,15	0,84
1998 2	135,23	136,47	2,05	1,24
1998 3	135,70	136,59	0,48	0,89
1998 4	137,19	133,63	-0,41	-3,56

Quadre 50. Desviació a partir de $\hat{E}_t = \hat{E}A_t + \hat{E}I_t + \hat{E}C_t + \hat{E}S_t$

Període	Predicció 1998 Ocupats (\hat{E}_t (III))	Real 1998 Ocupats (E_t)	Desviació (I) $E_t - \hat{E}_t$	Desviació (II) $E_t - \hat{E}_t$	Desviació (III) $E_t - \hat{E}_t$
1998 1	133,69	135,52	-0,15	0,84	1,83
1998 2	132,26	136,47	2,05	1,24	4,21
1998 3	133,52	136,59	0,48	0,89	3,07
1998 4	133,64	133,63	-0,41	-3,56	-0,01

Capítol 6

Conclusions finals

A continuació es presenten les conclusions d'aquest estudi:

a) El primer objectiu, per tal d'efectuar l'anàlisi de les sèries d'ocupació a la província de Lleida, ha estat l'estudi dels antecedents en l'anàlisi de sèries temporals univariants. Després de veure les diferents alternatives, com a primera conclusió s'ha considerat adient seleccionar la *metodologia Box-Jenkins*.

Repassant la literatura existent en economia aplicada hem pogut comprovar que els models ARIMA sovint han donat bons resultats a l'hora de fer prediccions, la qual cosa no els fa desmerèixer respecte a d'altres models econòmics a gran escala, ja que aquests últims de vegades han parat poca atenció al caràcter temporal d'algunes sèries de tipus econòmic, necessari per a l'anàlisi empírica posterior. A més de l'inconvenient que suposa haver de conèixer els valors de les variables explicatives per a l'horitzó de predicció, la qual cosa no passa en ARIMA.

b) En un segon capítol s'han considerat les fonts d'informació disponibles per a les variables objecte d'estudi. Entre aquestes bases de dades, la conclusió, que se'n desprèn és que *l'enquesta de població activa* és el millor instrument per veure l'evolució de les dades, encara que té com a inconvenient el caràcter subjectiu de l'autodeclaració i la veracitat de les respostes de les persones enquestades.

Malgrat aquestes consideracions es constata que les definicions donades per l'EPA són més objectives i homogènies (ja que són utilitzades en altres països i organismes internacionals per a les seves enquestes sobre força de treball). D'una banda ens permet fer comparacions, de l'altra aquesta és la font preferida per la majoria dels estudiosos en temes laborals.

c) En un tercer capítol, a través dels processos estocàstics teòrics, que conformen *l'anàlisi univariant i d'intervenció*, hem definit els models SARIMA: com a resultat final cal destacar la necessitat d'efectuar totes les fases del procés per arribar a la predicció, amb intervenció quan és el cas d'observacions anòmales.

Respecte al programari utilitzat, el *FORCE IV*, que presenta un sèrie d'avantatges respecte a la resta de software, ens ha permès, amb la seva identificació automàtica, analitzar les sèries d'una forma ràpida i efectiva: hem estalviat temps i el modelatge ens ha donat tots els paràmetres necessaris per considerar els models correctes per cada variable del mercat de treball.

d) En la part empírica, una vegada construïda la base de dades, s'analitzen els valors de les variables per a la província de Lleida pel període 1977-1997, amb una *comparació de les xifres a escala provincial, autonòmica i estatal*. Hi hem vist la diferent evolució en el cas de Lleida; fet diferencial que ens ha fet modelitzar les sèries per fer prediccions per a l'economia regional.

En un primer intent de fer les prediccions de les variables, no tots els models donaven uns bons resultats, i per tant s'han revisat en funció de les identitats o igualtats considerades.

La construcció dels models univariants per a les sèries històriques d'ocupació a la província de Lleida és important perquè:

- És un camí per representar les dades abans de procedir a fer qualsevol anàlisi econòmica i laboral regional més complexa. Els gràfics generals de les sèries indiquen en algun cas que la variabilitat de la població és més gran quan el seu nivell és alt, més que quan és baix. Suggereix la necessitat d'extraure *logaritmes neperians en les variables: A_t , AH_t , AD_t , ED_t , EA_t , EI_t , EC_t , ES_t , TA_t , TU_t* . Això cal interpretar-ho en el sentit que els factors exògens actuen multiplicativament sobre les variables, en lloc d'additivament.

- A la part regular les sèries en *logaritmes* no són estacionàries i és *necessari efectuar una diferenciació en la majoria de les variables, excepte per $\ln A_t$ i E_t* . De la comparació dels valors dels estadístics s'observa que hi ha un domini clar de models amb una diferenciació a la part regular, ja que gairebé totes les sèries presenten tendència de naturalesa lineal.

- En la majoria de les variables es detecta *estacionalitat*, i és necessari diferenciar una vegada en la part estacional. Quan es fa una diferenciació per sexes, el sexe masculí no presenta estacionalitat, però sí que en presenta el femení, tant per la variable població activa com població ocupada. Això apunta cap a un caràcter més permanent de l'ocupació dels homes que no en l'ocupació de les dones.
- A la vista dels resultats dels models es tria el que té menys variància residual i també la constant d'Akaike (AIC) amb menys nombre de paràmetres. La comparació entre models univariants de diferents sèries és útil per establir tipologies entre elles. En la major part de les sèries hi ha una *modelització AR (1) part regular, AR (1) part estacional o MA(1) part estacional*.
- Permet detectar les dates en què van ocórrer valors atípics i orientar el treball per descobrir fets concrets. *S'han localitzat valors anòmals*: anomalies additives en el període 67 i 79 per la variable U_t i per la variable EI_t ; una anomalia additiva en el període 78 i un canvi de nivell en el període 36.
- Amb els models SARIMA s'han obtingut prediccions, amb detall trimestral, per a tres anys (1998, 1999 i 2000); i pel que fa al caràcter temporal de les sèries del mercat de treball, es comparen amb les dades *post mostrals* el primer any, per a l'any 1998, obtenint uns bons resultats, amb petites desviacions.
- Aquests models ens serveixen per descobrir la relació de dependència existent entre les observacions d'una mateixa

variable al llarg del temps i l'aparició o no d'estacionalitat en les sèries del mercat laboral a la província de Lleida.

e) Aquestes darreres conclusions es poden comprovar amb les fitxes tècniques com a resum de la modelització SARIMA de cada variable.

Quadre 51. Modelització de la variable P_t

VARIABLE POBLACIÓ EN EDAT DE TREBALLAR	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
SARIMA (0,1,0)(0,1,1) _t $(1-L)(1-L^4) P_t = (1 + 0,90266L) u_t$ $(-18,64)$ AIC: 208,0985 $R^2 = 0,996$	NO	1	1	MA(4)

Quadre 52. Modelització de la variable A_t

VARIABLE POBLACIÓ ACTIVA	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
SARIMA (1,0,0)(0,1,1) _t $(1-L^4) (1+0,8485L) \ln A_t = (1 + 0,8287L) u_t$ $(-10,3) \quad (-7,24)$ AIC : - 411,13 $R^2 = 0,619$	SI	0	1	AR(1) MA(4)

Quadre 53. Modelització de la variable I_t

VARIABLE POBLACIÓ INACTIVA	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
SARIMA (0,1,0)(0,1,1) $(1-L)(1-L^4) I_t = (1-0,79499 L^4) u_t$ $(-11,65)$ AIC: 385,1291 $R^2 = 0,961$	NO	1	1	MA(4)

Conclusions finals

Quadre 54. Modelització de la variable E_t

VARIABLE POBLACIÓ OCUPADA	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
SARIMA (1,0,0)(0,1,1) _t $(1-L^4)(1+0,855L^4)E_t = (1+10,899L^4)u_t$ (-10,70) (-9,03) AIC : 385,0996 R ² = 0,802	NO	0	1	AR(1) MA(4)

Quadre 55. Modelització de la variable U_t

VARIABLE POBLACIÓ ATURADA	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
SARIMA (0,1,0) (1,0,0) _t $(1-L)(1-0,1718L^4)U_t = (1+0,3353L)u_t + (-2,5854AO67(1-L) -1,7817AO79(1-L))$ (1,51) (-3,17) (4,75) (3,25) AIC : 70,353 R ² = 0,931	NO	1	0	AR(4)

Quadre 56. Modelització de la variable AH_t

VARIABLE POBLACIÓ ACTIVA D' HOMES	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
SARIMA (1,1,0) $(1-L)(1-0,11719)Ln AH_t = u_t$ (1,98) AIC : 325,01 R ² = 0,837	SI	1	0	AR(1)

Quadre 57. Modelització de la variable AD_t

VARIABLE POBLACIÓ ACTIVA DE DONES	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
<p>SARIMA (0,1,1)(0,1,1)₄</p> <p>$(1-L)(1-L^4) \ln AD_t = (1+0,16810 L)(1+0,85015 L^4) u_t$</p> <p style="text-align: center;">(-2,47) (-9,32)</p> <p>AIC : -251,93 $R^2 = 0,929$</p>	SI	1	1	MA(1) MA(4)

Quadre 58. Modelització de la variable EH_t

VARIABLE POBLACIÓ OCUPADA D' HOMES	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
<p>SARIMA (1,1,0)</p> <p>$(1-L)(1+0,0482L) EH_t = u_t$</p> <p style="text-align: center;">(2,14)</p> <p>AIC : 348,2 $R^2 = 0,82$</p>	NO	1	0	AR(1)

Quadre 59. Modelització de la variable ED_t

VARIABLE POBLACIÓ OCUPADA DE DONES	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
<p>SARIMA (0,1,0)(0,1,1)₄</p> <p>$(1-L)(1-L^4) \ln ED_t = (1-0,102 L^4) u_t$</p> <p style="text-align: center;">(18,87)</p> <p>AIC : 171,048 $R^2 = 0,786$</p>	SI	1	1	MA(4)



Quadre 60. Modelització de la variable EA_t

VARIABLE POBLACIÓ OCUPADA AGRICULTURA	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
SARIMA (0,1,0)(0,1,1) ₄ $(1-L)(1-L^4) \ln EA_t = (1-0,8058 L^4) u_t$ (11,29) AIC : -356,528 $R^2 = 0,954$	SI	1	1	MA(4)

Quadre 61. Modelització de la variable EI_t

VARIABLE POBLACIÓ OCUPADA INDUSTRIA	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
SARIMA (0,1,0) (1,0,0) ₄ $(1-L)(1+0,2922L^4) \ln EI_t = u_t + (-0,1852AO78(1-L) + 0,1599/(1-L) * LS36(1-L))$ (-2,58) (-5,47) (3,37) AIC : -386,146 $R^2 = 0,89$	SI	1	0	AR(4)

Quadre 62. Modelització de la variable EC_t

VARIABLE POBLACIÓ OCUPADA CONSTRUCCIÓ	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
SARIMA (0,1,1) $(1-L) \ln EC_t = (1+0,4927 L) u_t$ (2,45) AIC : -159,43 $R^2 = 0,759$	SI	1	0	MA(4)

Quadre 63. Modelització de la variable ES_t

VARIABLE POBLACIÓ OCUPADA SERVEIS	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
SARIMA (0,1,0)(0,1,0) _k $(1-L)(1-L^4) \ln ES_t = u_t$ AIC: -313,789 $R^2 = 0,916$	SI	1	1	

Quadre 64. Modelització de la variable TA_t

VARIABLE TAXA D'ACTIVITAT	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
SARIMA (0,1,0)(2,0,0) _k $(1-L)(1-0,1711L^4-0,3466L^8) \ln TA_t = u_t$ (2,60) (3,27) AIC: 515,65 $R^2 = 0,838$	SI	1	0	AR(8)

Quadre 65. Modelització de la variable TU_t

VARIABLE TAXA ATUR	LN	DIF. REG.	DIF. EST.	ESTRUCTURA ESTOCÀSTICA
SARIMA (0,1,0)(1,0,0) _k $(1-L)(1-0,2677L^4) \ln TU_t = u_t$ (2,03) AIC: 48,66 $R^2 = 0,897$	SI	1	0	AR(4)

f) L'objecte d'aquest estudi no ha estat buscar el perquè de la destrucció o l'augment de l'ocupació, sinó reflectir quantitativament l'evolució en els darrers 21 anys i presentar un possible escenari per als propers anys, com una eina per a la planificació de les polítiques d'ocupació.

Les variables que en les previsions presenten, valors constants, de continuïtat, en referència al passat són la variable població activa (A_t), la variable població activa masculina (AH_t), la variable població ocupada masculina (EH_t), la variable població ocupada al sector agricultura (EA_t), la variable població ocupada al sector serveis (ES_t) i, per últim, la variable taxa d'atur (TA_t).

Per a les variables: població en edat de treballar (P_t), població activa femenina (AD_t), població ocupada femenina (ED_t) i població ocupada al sector de la construcció (EC_t) l'escenari de futur té una tendència a l'alça, amb increments dels valors per als tres propers anys. En canvi per a les variables: població inactiva (I_t), població ocupada (E_t) i població ocupada al sector indústria (EI_t), la tendència és decreixent.

Amb les prediccions per suma de les identitats no es milloren els resultats, una vegada comprovades les desviacions *ex post*; per tant els termes de les igualtats és més interessant i efectiu estudiar-los per separat.

g) Una vegada efectuada l'anàlisi univariant seguint la metodologia Box-Jenkins (mètodes no causals) podríem afegir unes darreres conclusions que apunten una continuïtat del treball i plantegen noves

línies de recerca, que sense ser excloents amb la metodologia fins ara emprada, suposarien un enfocament diferent del que aquí li hem volgut donar, per passar a fer *una anàlisi multivariant* de sèries temporals.

Si relacionem diverses sèries temporals, partint d'un coneixement apriorístic de la direcció de la causalitat existent entre elles, i enunciant una relació entre una variable i una altra que apareixen amb desfasaments temporals, configurariem un model de funció de transferència.

També podríem establir relacions amb blocs de variables, amb l'anàlisi prèvia dels nexes de causalitat existents.

La impossibilitat de trobar, per al període considerat (1977-1997), i amb detall provincial i trimestral, alguna variable econòmica per estudiar la causalitat (com ara el PIB o un índex de preus), ens ha forçat a presentar només l'anàlisi univariant, i ens obliga a ajornar l'estudi multivariant.

Aquesta seria una futura línia d'investigació a seguir en l'anàlisi de les sèries temporals del mercat de treball per a la província de Lleida.



Bibliografía

- ABDRABBO, N.; PRIESTLEY, M.B. (1968) "On the prediction of non-stationary processes" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, 29, pàg. 570-585.
- ABDRABBO, N.; PRIESTLEY, M.B. (1983) "Filtering Non-stationary signals" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, 31, pàg. 150-159.
- ABEYSINGHE, T. (1991) "Inappropriate use of seasonal dummies in regression" *Economics Letters*, 36, pàg. 175-179.
- ABEYSINGHE, T. (1994) "Deterministic seasonal models and spurious regressions" *Journal of Econometrics*, 61, pàg. 259-272.
- ABRAHAM, B.; LEDOLTER, J. (1983) *Statistical Methods for forecasting* John Wiley & Sons.
- AKAIKE, H. (1969) "Fitting Autoregressive Models for Prediction" *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, núm. 21, pàg. 243-247.
- AKAIKE, H. (1970) "Statistical Predictor Identification" *Annals of Institute of Statistical Mathematics*, núm. 22, pàg. 203-217.
- ALCAIDE, J. (1997) "La dimensión y los problemas del empleo en España" *Cuadernos de Información Económica*, núm. 118.
- ALVAREZ, F. (1994) "La EPA a través de los años" *Fuentes Estadísticas*, núm. 2.

- ANDERSON, O. (1914) "The elimination of spurious correlations due to the position in time or space" *Biometrika*, vol. X, pàg. 269 i següents.
- ANDERSON, O. (1927) "On the logic of the decomposition statistical series into separate components" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie A, 50, pàg. 548-569.
- ANDERSON, R.L. (1942) "Distribution of the Serial Correlation Coefficient" *Annals of Mathematical Statistics*, núm. 13, pàg. 1-13.
- ANDERSON, T. W. (1948) "On the theory of testing serial correlations" *Skandinavian Aktuarietidskr*, 31, pàg. 88-116.
- ANDRÉS, J.; GARCÍA, J. (1993) "Principales rasgos del Mercado de Trabajo español ante 1992" en *La Economía Española ante el Mercado Único Europeo*. Ed. Alianza editorial, pàg. 313-378.
- ANSLEY, C.F.; NEWBOLD, P. (1979) "On the Finite Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Moving Average Models" *Biometrika*, núm. 66, pàg. 547-553.
- ANSLEY, C.F.; SPIVEY, W.A.; WROBLESKI, W.J. (1977) "A Class of Transformations for Box-Jenkins Seasonal Models" *Applied Statistics*, núm. 26, pàg. 173-178.
- ANTOLÍN, P. (1994) "Internacional migration flows: the case of Spain (1960-1988)". *Instituto Valenciano de Investigaciones económicas*. Documento de trabajo economía, 9401.
- ANTOLÍN, P. (1994) "Las fluctuaciones de desempleo y vacantes en España".

- Anuario 96. Visión estadística sobre Europa 1985-1995. EUROSTAT
Anuario de estadísticas laborales (AEL). Ministerio de Trabajo y
Seguridad Social.
- ARTIS, M.; CLAR M.; DEL BARRIO T.; SANSÓ A.; SURINACH, J.
(1997) "Metodologia per a l'anàlisi de les previsions econòmiques
en l'àmbit regional. Una aplicació al cas de Catalunya". *Estudis
Econòmics*, núm. 3. Departament d'Economia i Finances.
Generalitat de Catalunya.
- AZNAR, A. (1989) *Econometric Model Selection: A New Approach.*
Dordrecht, Kluwer Academic Publ.
- AZNAR, A. (1997) "¿Se puede predecir en economía?" *Cuadernos
económicos: "Escuela y despensa"*. Univesidad de Zaragoza.
- AZNAR, A.; TRÍVEZ, F.J. (1988) "Relaciones entre causalidad,
exogeneidad y predetermineidad" *Estadística Española*, núm.
117, pàg. 51-69.
- AZNAR, A.; TRÍVEZ, F.J. (1990) "Causal Relationships Between
Money and Income in the Spanish Economy" *Dordrecht, Kluwer
Academic Publ*, pàg. 133-161.
- AZNAR, A.; TRIVEZ, F.G. (1993) *Métodos de predicción en
Economía. Ariel Económica.*
- BABBAGE, CH. (1856) "Analysis of the Statistics of the Clearing
House during the year 1839" *Statistical Journal*, núm. 19.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J.; GALBRAITH, J.W.; HENDRY, D.F.
(1993) *Cointegration, error-correction, and the econometric
analysis of non-stationary data.* Oxford University Press.

- BARNARD, G.A. (1959) "Control charts and Stochastic Processes" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, 21, pàg. 239-257.
- BARÓ J., CABASÉS M.A. i GOMEZ M.J. "Evolución y previsión de la ocupación en el sector agrícola" Workshop On Dynamics of Social and Economical Systems. Universidad de La Plata. Argentina, novembre 1998.
- BARON, R.R.V. (1973) "Analysis of seasonality and Trends in Statistical Series. Vol., 1, Causes and Effectos of Seasonality" *Technical Publication* 39, Jerusalem: Israel Central Bureau of Statistics.
- BARTLETT, M.S. (1946) "On The Theoretical Specification and Sampling Proprieties of Autocorrelated Time Series" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, núm. 8, pàg. 27-41.
- BARTLETT, M.S. (1950) "Periodogram analysis and continuous spectra" *Biometrika*, núm. 37, pàg. 1-17.
- BARTLETT, M.S. (1963) "Statistical estimation of density functions" *Sankhya*, sèrie A, 25, pàg. 245-254.
- BARTLETT, M.S.; DIANANDA, P.H. (1950) "Extensions of Quenouille' s test for autorregresive schemes" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, 12, pàg. 108-115.
- BEAULIEU, J.J.; MIRON, J.J. (1993) "Seasonal unit roots in aggregate U.S. data" *Journal of Econometrics*, 55, pàg. 305-328.
- BEGUIN, J.M.; GOURIEROUX, C.; MONFORT, A. (1980) "Indification of a Mixed Autoregressive-Moving Average Process:

- The Corner Methods". En O.D. Anderson (ed.), *Time Series*, Amsterdam , North-Holland, pàg. 423-436.
- BELL, W.R. (1984) "Signal extraction for Nonstationary Time Series" *Annals of Statistics*, 12, pàg. 646-664.
- BELL, W.R.; HILLMER, S.C. (1984) "*Issues Involed with the Seasonal Adjusment of Economic Time Serie*" *Journal of Bussines and Economic Statistics*, vol.. 2, 4, pàg. 291-320.
- BENTOLILA, S. (1992) *Las teorías explicativas del paro en España. Debate sobre el empleo. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.*
- BENTOLILA, S.; SEGURA, J.; TOHARIA, L. (1991) *La contratación temporal en España; un análisis económico. Moneda y Crédito.*
- BENTOLILA, S.; TOHARIA, L. comps. (1991) *Estudios de economía del trabajo en España, III: el problema del paro. Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. Colección Economía y Sociología del Trabajo.*
- BENTOLILLA, S. (1997) "La reforma laboral, economía frente a Derecho" *Cinco días* 25-4-97.
- BENTOLILLA, S.; SAINT-PAUL, G. (1991) "The macroeconomic impact of flexible labor contracts: an aplication to Spain"
- BEVERIDGE, W.H. (1922) "Crop yields and rainfall in Western Europe" *Journal of the Royal Statistical Society*, 85, pàg. 412 i ss.
- BLANES, A; GIL F.; PÉREZ J. (1996) "Població i activitat a Espanya: evolució i persepctives" *Col.lecció Estudis i Informes. La Caixa* núm. 5.

- BLOUGH, S.R. (1992) "The relationship between power and level for generic root tests in finite samples" *Journal of applied econometrics*, 7, pàg. 295-308.
- Boletín de Estadísticas Laborales (BEL). Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- BOLLERSLEV, T. (1986) "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity" *Journal of Econometrics*, 31 pàg.307-327
- BOVER, O. ARELLANO, M.; BENTOLILLA, S. (1996) "Duración del desempleo, duración de las prestaciones y ciclo económico". *Estudios Económicos*, 57. Banco de España.
- BOWMAN, K.O.; SHENTON, L.R. (1975) "Omnibus test contours for departures from normality based on" *Biometrika*, 62, pàg. 243-250.
- BOX, G.E.P.; COX R.D. (1964) "Analysis of Transformations" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie. B, pàg. 221-252.
- BOX, G.E.; HILLMER, S.C.; TIAO, G.C. (1976) "Analysis and modeling of seasonal Time Series" *Technical Report*, 465, Department of statistics, University of Wisconsin; inclòs a Analysis of economic Time Series editat per A. Zellner, pàg. 281-308. Whashington D.C: Bureau of the Census.
- BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M. (1962) "Some statistical aspects of adaptative optimization and control" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, 24, pàg. 297-343.

BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M. (1970) Time Series Analysis: Forecasting and control. Holden-Day.

BOX, G.E.; JENKINS, G.M. (1976) "Comparison of ofrecast with actuality" *Applied Statistics*, 25, pàg. 195-200.

BOX, G.E.P., JENKINS, G.M.; REINSEL, G.C. (1994) Time Series Forecasting and control. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey Prentice Hall..

BOX, G.E.P.; PIERCE, D.A. (1970) "Distribution of Residual Autocorrelations in Autogresive Integrated Moving.Average Time Series Models" *Journal of the American Statistical Association*, núm. 65, pàg. 1.509-1.526.

BOX, G.E.P.; TIAO, G.C. (1975) "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental problems" *Journal of the American Statistical Association*, núm. 70, pàg. 70-79.

BOX, G.E.P.; TIAO, G.C. (1981) "Modelling Multiple Time Series with Applications".

BRAUN, T.M. (1973) Contribution à l'étude des séries chronologiques multiples par l' analyse des données, Université de Paris VI.

BROWN, R.G. (1959) Statistical Forecasting for Inventory Control, New York: Mc Graw-Hill.

BROWN, R.G. (1963) Smoothing Forecasting and Prediction of Discrete Time Series. Englewood Cliffs, NJ, Pretince-Hall.

BROWN, R.G.; MEYER, R.F. (1961) "The fundamental theorem of exponential smoothing" *Operational Research*, 9, pàg. 679-685.

- BRYSON, A.E.; HOO, Y.C. (1969) *Applied optimal control*.
Massachussets: Blaidell.
- BURMAN, J.P. (1965) "Moving Seasonal Adjustment of Economic Time Series" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie A, 128, iv, pàg. 534-558.
- BURMAN, J.P. (1980) "Seasonal Adjustment by Signal Extraction" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie A, 143, iii, pàg. 321-337.
- BURRIDGE, P.; WALLIS, K.F. (1984) "Unobserved-Components Models for Seasonal Adjustment Filters" *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 2, 4, pàg. 350-359. (Inclòs a Hylleberg-1992)
- BUYS BALLOT, C.H.D. (1847) *Les Changements Périodiques de Température*, Utrecht: Kemink et Fils.
- CÁCERES, J.J. (1996) "Contraste de raíces unitarias en datos semanales" *Estadística Española*, 141, pàg. 139-159.
- CAJA MADRID (6/1995-12/1997). *Previsión y Seguimiento de la Economía Española*. Madrid.
- CALOT, G. (1988) *Curso estadística descriptiva*. Ed. Paraninfo.
- CANCELO DE LA TORRE, J.R. (1994) "El comportamiento ciclico del empleo en Andalucía"
- CANOVA, F.; HANSEN, B.E. (1995) "Are seasonal patterns constant over time? A test for seasonal stability" *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 237-252.

- CARMICHEL, F.L. (1927) "Methods of computing Seasonal Indeses, Constant and progressive" *Journal of the American Statistical Association*, 22, pàg. 339-354.
- CEBRIAN, I.; GARRIDO, L.; TOHARIA, L. (1992-b) El paro la larga duración en España, en INEM. *El problema del paro larga duración en España*, Madrid.
- CEBRIAN, I.; GARRIDO, L.; TOHARIA, L. (1992-a) Los parados de larga duración y la protección social, en M. Pérez Yruela y L. Moreno, comps. *Política social y Estado del Bienestar*, Madrid, *Ministerio de Asuntos Sociales*, Colección Estudios.
- CHAMPERNOWNE, D.G. (1948) "Sampling theory applied to Autoregressive Squences" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, 10, pàg. 204-231.
- CHAN, N.H.; WEY, C.Z. (1988) "Limiting distributions of least squares estimates of unstable autoregressive processses" *Annals of Statistics*, 16, 367-401.
- CHANG, I.; TIAO, G.C. (1983) "Estimation of time series parameters in the presence of outliers" *Technical Report 8*, University of Chicago, Statistics Research Center.
- CHANG, I.; TIAO, G.C.; CHEN, C. (1988) "Estimation of time series parameters in the presence of outliers" *Technometrics*, 30, 193-204.
- CHANG, M.CH.; DICKEY, D.A. (1994) "Recognizing overdifferenced Time Series" *Journal of Time Series Analysis*, vol. 15, 1, pàg. 1-18.

- CHANG, I.; CHEN C.; TIAO, G.C. (1983) "Estimation of Time Series Parameters in the presence of outliers" *Technometrics*, 30 pàg. 193-204
- CHATFIELD, C. (1979) "Inverse autocorrelation function" *Journal of the Royal Statistical Society, sèrie A*, 142, pàg. 376-77.
- CHATFIELD, C. (1989) *The analysis of time series: an introduction*. Chapman & Hall.
- CHATFIELD, C.; COLLINS, A.J. (1980) *Introduction to Multivariate Analysis*. Chapman & Hall.
- CHEN, C. , LIU, L.M.; HUDAK G.B. (1990) "Outliers Detection and Adjustment in Time Series Modelling and Forecasting" *Working paper Series, Scientific Compting Associates*.
- CHEN, C.; LIU, L.M.(1990) "Joint Estimation of models parameters and Outlier effects in Time Series" *Working paper Series, Scientific Compting Associates*.
- CHEN, C.; TIAO, G.C. (1990) "Random Level-Shift time Series Models ARIMA approximations, and Level-Shift detection" *Journal of Business and Economic Statistics*, 8 pàg. 83-97.
- CHEN, C.; LIU, L.M.(1993) "Joint Estimation of models parameters and Outlier effects in Time Series" *Journal of the American Statistical Association*, vol. 88 pàg. 284-297.
- CHOW, G.C. (1960) "Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regression" *Econometrica*, núm. 28, pàg. 591-605.

Cifras INE. Encuesta de población activa. Instituto Nacional de Estadística. *INE*.

CLEMENTS, M.P.; HENDRY, D.F. (1997) "An empirical study of seasonal unit roots in forecasting" *International Journal of Forecasting*, 13, 341-355.

CLENDENIN, J.C. (1927) "Measurement of Variations in Seasonal Distribution" *Journal of the American Statistical Association*, 22, pàg. 213.

CLEVELAND, W.P. (1972-a) Analysis and forecasting of seasonal time series, Tesis doctoral no publicada. Universidad de Winsconsin. Referenciada en Box, Hillmer, Tiao (1976), Pierce, D.A.(1980), Espana, A. (1984).

CLEVELAND, W. (1972-b) "The inverse autocorrelation of a time series and their application" *Technometrics*, 14, pàg. 227-298.

CLEVELAND,W.; TIAO, G.C. (1976) "Decomposition of Seasonal Time Series: A model for the Census X-11 Program" *Journal of the American Statistical Association*, vol. 71 355, pàg. 581-587.

COCHRANE, D.; ORCUTT, G.H. (1949) "Application of least squares regression to relationship containing autocorrelated error terms" *Journal of the American Statistical Association*, 44, pàg. 32-61.

COCHRANE, J.H. (1991) "A critique of the application of unit root test" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 15, pàg. 275-84.

COGGER, K.O. (1974) "The optimality of general-order exponential smoothing" *Operations Research*, 22, pàg. 858-867.

COLLADO, J.C.; ALONSO, E.; MARTINEZ, M.I. (1996) El Empleo en España y Europa. *Un análisis comparado por sectores*. Colección Economía Española, núm. 3. Fundación Argentaria. Madrid: Visor Distribuciones.

Comisión de Expertos para el estudio del desempleo en España (1988). El problema del paro en España: medición, causas, remedios, en Bentolila i Toharia, comps. (1991).

COMISSIÓ EUROPEA (1994) Crecimiento, competitividad y empleo. Retos y pistas para entrar en el siglo XXI. Libro blanco, Oficina de publicaciones oficiales de las Comunidades Europeas.

Conclusions de les JORNADES TÈCNIQUES sobre projeccions demogràfiques de Catalunya (1997). IDESCAT. Generalitat de Catalunya.

CONRAD, W.; CORRADO, C. (1979) "Application of the Kalman filter to revisions in monthly sales estimates" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1, pàg. 177-198.

COOPER, R.L. (1972) "The predictive performance of Quarterly Econometric Models of the United States" *Econometric Models of Cyclical Behavior*, Columbia University Press.

CORRALES,; TAGUAS, D. (1989) "Series macroeconómicas para el período 1954-1988: un intento de homogeneización" *Instituto de Estudios Fiscales*.

COSTA, A.; GÜELL, X. i PARELLADA, M. (1993) "El comportament territorial de la població ocupada: anàlisi per sectors entre 1975 i 1986". Generalitat de Catalunya, Barcelona.

- COWDEN, D.J. (1942) "Moving Seasonal Indexes" *Journal of the American Statistical Association*, 37, pàg. 523-524.
- COX, D.R. (1961) "Prediction by exponentially weighted moving averages and related methods" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, 123, pàg. 414.
- CRAMER, H. (1962) "On some classes of non-stationary stochastic processes" *Proceeding 4th. Berkeley Symposium Matem. Stat. Prob.* Vol. 2, Berkeley, University of California Press, pàg. 57-58.
- CRISTOBAL, A.; MARTIN, E. (1994) "Tasas de variación, filtros y análisis de coyuntura" *Boletín Trimestral de Coyuntura*, 33, pàg. 469-506.
- CRUM, W.L. (1922) "The determination of secular trend" *Journal of the American Statistical Association*, vol. 18, pàg. 211-215.
- CRUM, W.L. (1923) "Cycles of rates on commercial paper" *Review of Economics and Statistics*, 5, pàg. 48-64.
- CRUM, W.L. (1925) "Progressive Variation in Seasonality" *Journal of the American Statistical Association*, 20, pàg. 48-64.
- DAGUM, E.B. (1975) "Seasonal factor forecast from ARIMA models" *Bulletin of the International Statistical Institute*, 46, pàg. 203-216.
- DAGUM, E.B.; QUENNEVILLE, B. (1988) "Deterministic and stochastic models for the estimation of trading-day variations" *Bureau of Census. 4th Annual Research Conference* pàg. 569-590. Washington, D.C: US Department of Commerce.

- DAGUM, E.B.; QUENNEVILLE, B. (1993) "Dynamic linear models for time series components" *Journal of Econometrics*, 55, pàg. 333-351.
- DANIELL, H.E. (1956) "The approximate distribution of serial correlation coefficients" *Biometrika*, 43, pàg. 169-185.
- DANIELL, P.J. (1946) "Discussion on Symposium on autocorrelation in Time Series" *Journal of the Royal Statistical Society*, suplem. 8, pàg. 88-90.
- DAVIES, N.; NEWBOLD, P. (1979) "Some Power Studies of a Portmanteau Test of Time Series Model Specification" *Biometrika*, núm. 61, pàg. 153-155.
- DAVIES, N.; TRIGGS, C.M.; NEWBOLD, P. (1977) "Significance Levels of the Box-Pierce Portmanteau Statistic in Finite Samples" *Biometrika*, núm. 64, pàg. 517-522.
- DAVIS, H.T. (1941) *The analysis of economic time series*. Principia Press, Princeton, N.J.
- DE JONG, P. (1987) "Rational economic date revisions" *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, pàg. 539-548.
- DE LA FUENTE, D.; PINO, R. (1995) "Análisis comparativo de cálculo de previsiones univariables y función de transferencia, mediante las metodologías de Box-Jenkins y redes neuronales" *Qüestió*, vol. 19, 1, 2, 3 pàg. 187-215.
- DIAZ MUÑOZ, P. (1988) "Banco de datos estadísticos tempus". INE

- DICKYE, D.A.; HASZA, D.P.; FULLER, W.A. (1984) "Testing for unit roots in seasonal time series" *Journal of the American Statistical Association*, 79, pàg. 355-367.
- DICKYE, D.A.; FULLER, D.P. (1979) "Distribution of the estimators for autorregressive time series with a unit root" *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pàg. 427-431.
- DOLADO, J. J.; JIMENO, J. F. (1997) "Políticas de empleo: nuevo gobierno, viejos problemas" *Economistas*, 74.
- DOLADO, J. J.; JIMENO, J.F. (1996) "The causes of Spanish unemployment. A structural war approach" *FEDEA*. Document de treball, núm 96-19.
- DOLADO, J.J. (1997) "La ineludible reforma del mercado de trabajo" *Expansión* 19-2-1997.
- DOLADO, J.J.; GÓMEZ, R. (1995) "Creación y destrucción de empleo en el sector primario manufacturero español: un análisis descriptivo" *Investigaciones económicas*, vol. XIX pàg. 371-373.
- DOLADO, J.J.; JIMENO, J.F. (1996) "Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español" *Fundación de Estudios de Economía Aplicada*, (FEDEA).
- DOOB, J.L. (1946) "Time Series and Harmonic Analysis" inclòs a "Proceedings of the Berkeley Symposium in Mathematics, Statistics and Probability. 1946" pàg. 303-343, Berkeley, 1949.
- DURBIN, J. (1959) "Efficient estimation of parameters in moving a average models" *Biometrika*, 46, pàg. 306-316.

- DURBIN, J. (1960-a) "The Fitting of Time Series Models". *Review of the Institute of International Statistics*, núm. 28, pàg. 233-244.
- DURBIN, J. (1960-b) "Estimation of parameters in time series regression models" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, 22, pàg. 139-53.
- DURBIN, J. (1960-c) "The fitting of Time series models" *Review Institut Internacional Statistics*, 28, pàg. 233-244.
- DURBIN, J. (1970) "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression When Some of the Regressors are Lagged Dependent Variables" *Econometrica*, núm. 38, pàg. 410-421.
- EISENPRESS, H. (1956) "Regression techniques applied to seasonal corrections and adjustment for calendar shifts" *Journal of the American Statistical Association*, 51, pàg. 615-21.
- El empleo en España y Europa. Un análisis comparado por sectores. Centro de Estudios Económicos (1996) *de la colección Economía Española de la Fundación Argentaria*.
- ENDERS, W. (1995) "Applied Econometric Time Series" *Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics*, New York, John Wiley and Sons.
- ENCISO, P.; ALLEPUZ, R. (1996) "Dinàmica de l'atur a Lleida: anàlisi sectorial i territorial: 1987-1995. Col.lecció Economia i Empresa. Universitat de Lleida.

- ENDERS, W. (1995) "Applied Econometric Time Series" *Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics*, Nova York, John Wiley and Sons.
- ENGLE, R.F. (1978) "Estimating structural models of seasonality" en "*Analysis of Economic Time series*" editat per A. Zellner, pàg. 281-308. Washington D.C: Bureau of the Census.
- ENGLE, R.F. (1982) "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations" *Econometrica*, 50 pàg. 987-1008
- ENGLE, R.; GRANGER, A. (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica*, 35 pàg. 251-276.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W. (Editores) (1991) Long-run economic relationships, Oxford University Press.
- ENGLE, R.F.; HENDRY, D.F.; RICHARD, J.F. (1983) "Exogeneity" *Econometria*, núm. 51, pàg. 277-304.
- ENGLE, R.F.; WATSON, M.W. (1985) "The Kalman filter: applications to forecasting and rational-expectations" inclòs a *Advances in Econometrics: 5th, World Congress*" editat per T.F. Bewlwy. Cambridge University Press, pàg. 245-283.
- EPA. Principales resultados y EPA. Resultados detallados. Instituto Nacional de Estadística. INE.
- ESPASA, A. (1977) "El problema de la desestacionalización de las series económicas: métodos utilizados y su interpretación" *Boletín de Estudios Económicos*, vol. XXXII, 101, pàg. 461-478.

- ESPASA, A. (1978) "El paro registrado no agrícola 1964-1976: Un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas" *Banco de España*. Documento de trabajo, 7803.
- ESPASA (1981-a) "La estimación de los componentes tendencial y cíclico de los indicadores económicos" *Banco de España*. Documento de trabajo, 8102.
- ESPASA (1981-b) "Comentarios a la modelización univariante de un conjunto de series de la economía española" *Banco de España*. Documento de trabajo, 8105.
- ESPASA, A. (1984-a) "El ajuste estacional en series económicas" *Banco de España*. Documento de Trabajo, 8410.
- ESPASA, A. (1984-b) "The estimation of trends with breaking points in their rate of growth: the case of the Spanish GDP" *Banco de España*. Documento de Trabajo, 8415.
- ESPASA, A. (1996) "Empleo, crecimiento y política económica".
- ESPASA, A.; CANCELO, J.R. (1994) "El cálculo del crecimiento de variables económicas a partir de modelos cuantitativos" *Boletín Trimestral de coyuntura*, 52, pàg. 73-95.
- ESPASA, A.; CANCELO, J.R. Editores (1993) *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*, Alianza Editorial.
- ESPASA, A.; MARAVALL, A. (1987) "Descomposición de series temporales: Especificación, estimación e inferencia, con una aplicación a la oferta monetaria en España". *Banco de España*, documento de trabajo núm. 8702

- ESPASA, A.; PEÑA, D. (1990) "Los modelos ARIMA, el estado de equilibrio en variables económicas y su estimación" *Investigaciones económicas*, vol. XIV núm 2 maig 1990, pàg. 191-212.
- ESPASA. A.; DELRIEU, J.C. (1994) "Consideraciones sobre las fuentes estadísticas macroeconómicas en España: innovaciones recientes y procedimientos para el análisis de los datos" *Economistas*, 59
- ESPASA. A.; REVUELTA, J.M.; CANCELO DE LA TORRE, J.R. (1996) "Automatic modelling of daily series economic activity"
- ESTEVE, V; PALLARDÓ, V. (1996) "Convergencia real en la Unión Europea: un análisis de series temporales". *FEDEA*. Documento de trabajo, núm. 9623.
- FALKNER, H.D. (1924) "On the measurement of Seasonal Variations", *Journal of the American Statistical Association*, 19, pàg. 167-79.
- FERNANDEZ, F.; GARRIDO, L.; TOHARIA, L. (1991) Empleo y paro en España, 1976-1990, en f. Miguélez i C. Prieto, comps. *Las relaciones laborales en España*, Madrid, Siglo XXI.
- FERNANDEZ, F.; TOHARIA, L. (1988) Actividad, empleo y paro en España, 1970-1987. *Situación*, tercer trimestre.
- FINA, L. (1996) "La Unión Monetaria y el empleo". *Información Comercial Española*, núm. 754. Agost-Setembre, pàg. 71-87.

- FINA, LI. (1987) El paro en España: sus causas y la respuesta de la política económica, en LI. Fina y L. Toharia. *Las causas del paro en España: un punto de vista estructural*, Madrid, Fundación IESA.
- FISHER BOX, J. (1978) R.A. Fisher: The life of a scientist, John Wiley & Sons.
- FISHER, R.A. (1922) "The goodness of fit regression formulae and the distribution of regression coefficients" *Journal of the Royal Statistical Society*, 85, pàg. 597-612.
- FISHER, R.A. (1929) "Test of significance in harmonic analysis" *Proceedings of the Royal Society, sèrie A*, 125, pàg. 54-59.
- FLINN, H.M. (1925) "Meeting on the Measurement of Seasonal Variations of May 22, 1925" *Journal of the American Statistical Association*, 26, pàg. 73-78.
- FLORES DE FRUTOS, R.; PEREIRA, A. (1993) "Testing theories fluctuations and growth in early development"
- FRANSES, P.H.; HALDRUP, N. (1994) "The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration" *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 471-478.
- FRANSES, P.H.; VOLGENSANG, T. (1998) "On seasonal cycles, unit roots, and mean shifts" *Review of Economics and Statistics*, 2, 231-240.
- FRANZINI, L.; HARVEY, A.C. (1983) "Testing for deterministic trend and seasonal components in time series models" *Biometrika*, 70, pàg. 673-82.

- FRISCH, R. (1931) "A method of decomposing an empirical series into its cyclical and progressive components" *Journal of the American Statistical Association*, 26, pàg. 73-78.
- FRISCH, R.; WAUGH, F.V. (1933) "Partial time regression as compared with individual trends" *Econometrica*, 1, pàg. 387-401.
- FROEB, L.; KOYAK, R. (1994) "Measuring and comparing smoothness in time series. The production smoothing hypothesis" *Journal of Econometrics*, 64, pàg. 97-122.
- FULLER, W.A. (1960) "Grafted Polynomials as Approximating Functions" *Australian Journal of Agricultural Economics*, 13, pàg. 34-46.
- FULLER, W.A. (1976) *Introduction to statistical time series*, Wiley New York.
- GALLEGO, J.L. (1995) Una Familia general de procesos estocásticos estacionales. *Tesis Doctoral*. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad Complutense de Madrid.
- GALLEGO, J.L.; TREADWAY, A.B. (1996) The General Seasonal ARIMA Family of Stochastic Processes. DT 96-01. *Departamento de Economía*, Universidad de Cantabria.
- GARCÍA PEREA, P. (1991) "Elaboración de series homogéneas de ocupados y parados a partir del segundo trimestre de 1964". "Situación actual y perspectivas económicas de las regiones españolas" V Jornadas Hispanlink, La Coruña.

- GARCÍA PEREA, P.; GÓMEZ, R. (1994) "Elaboración de series históricas de empleo a partir de la encuesta de población activa (1964-1992)". *Banco de España*. Documento de trabajo núm. 9409.
- GARCÍA PEREA, P.; GÓMEZ, R. (1998) "El mercado de trabajo: balance y perspectivas" *Economistas*, 77 març.
- GARCIA SERRANO, C.; SAHUN, M.P.; TOHARIA, L. (1991) El factor trabajo aplicado a la construcción, Madrid, Ministerio de Obras. Públicas y Transportes.
- GARCÍA-SERRANO, C.; JIMENO, J.F.; TOHARIA, L. (1995) "La naturaleza del cambio técnico y la evolución del empleo en España, 1973-1993" *Información Comercial Española*, núm. 743.
- GARDNER, E.S. (1985) "Exponential Smoothing: The State of the Art" *Journal of Forecasting*, vol. 4, pàg. 1-28.
- GARDNER, E.S.; DANNENBRING, D.G. (1980) "Forecasting with exponential smoothing: some guidelines for model selection" *Decision Sciences*, 11, pàg. 370-383.
- GARRIDO, L. (1991) *Prospectiva de las ocupaciones y las necesidades de formación en la España de los noventa*, Madrid, *Instituto de Estudios y análisis Económicos*.
- GARRIDO, L. (1992) *La educación profesional para el empleo*. E. Albi, dir. *Europa y la competitividad de la economía española*, Barcelona, Ariel.

- GARRIDO, L.; TOHARIA, L. (1991) "Ambito ocupacional y necesidades de formación en España, 1985-1995" *Economía Industrial*, núm. 277.
- GEWEKE, J. (1978) Revision seasonally adjusted time series, SSRI Report, 7822, University of Wisconsin, Dept. of Econometrics.
- GEWEKE, J. (1982) "Causality, Exogeneity, and Inference", en W. Hildenbrand (ed.), *Advances in Econometrics*. Cambridge, Cambridge University Press, pàg. 209-235.
- GHYSELS, E. (1994) "On the economics and econometrics of seasonality" in C. Sims (ed.) *Advances in Econometrics*, Vol. 1 (Sixth World Congress), cap. 7, Cambridge University Press.
- GHYSELS, E.; LEE, H.S.; NOH, J. (1994) "Testing for unit roots in seasonal time series" *Journal of Econometrics*, 62, 415-442.
- GHYSELS, E.; PERRON, P. (1993) "The effect of seasonal adjustment filters on test for a unit root" *Journal of Econometrics*, 55, pàg. 57-98.
- GILBART, J.W. (1854-56-65) *The law of the currency as exemplified in the circulation of country bank notes in England since the passing of the act of 1844*, *Statistical Journal*, 17.
- GODFREY, L.G. (1979) "Testing the Adequacy of a Time Series Model" *Biometrika*, núm. 66, pàg. 67-72.
- GODOLPHIN, E.J.; HARRISON, P.J. (1975) "Equivalence theorems for polynomial-projecting predictors" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, 37, pàg. 205-215.

- GÓMEZ, V.; MARAVALL, A. (1994) "Estimation prediction, and interpolation for non stationaty series with the Kalman filter" *Journal of the American Statistical Association*, vol. 89, pàg. 611-624.
- GÓMEZ, V.; MARAVALL, A. (1996) "Programs TRAMO and SEATS. Instrucctions for the User" *Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de trabajo, núm. 9.628.*
- GÓMEZ, V.; MARAVALL, A.; PEÑA, D. (1997) "Missing observations in ARIMA models: skipping strategy versus additive outlier approach" *Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de trabajo, núm. 8701.*
- GÓMEZ, V. (1998) "Automatic model identification in the presence of missing observations and outliers" *Ministerio de Economía y Hacienda. Documento de trabajo, núm 98009*
- GOODMAN, M.L. (1974) "A new look at the higher-order exponential smoothing for forecasting" *Operatiod Research*, 22, pàg. 880-888.
- GOURIÉOUX, C.; HOLLY, A.; MONFORT, A. (1982) "Likelihood-Ratio test, Wald test, and khun-Tucker test in Linier Models with inequality constraints on the regression parameters" *Econometrica*, vol. 50, 1, pàg. 63-80.
- GOURIEROUX, C.; MONFORT, A. (1990) *Series Temporalles et Modeles Dynamiques*. París, Economica.
- GOURIEUX, C.; MONFORT, A. (1995) *Statistics and Econometric Models*. Cambridge, Cambridge University Press.

- GOURIEUX, C.; MONFORT, A. (1997) Time Series and Dynamic Models. *Cambridge, Cambridge University Press.*
- GRANGER, C.W.J. (1969) "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods" *Econometrica*, núm. 37, pàg. 424-438.
- GRANGER, C.W.J. (1980) "Testing for Causality: A Personal Viewpoint" *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 2, pàg. 329-352.
- GRANGER, C.W.J. (1982) "Generating Mechanisms, Models, and Causality", en W. Hildenbrand (ed.), *Advances in Econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press, pàg. 237-253.
- GRANGER, C.W.J.; NEWBOLD, P. (1987) Forecasting Economic Time Series. New York, *Academic Press.*
- GRANGER, C.W.J.; NEWBOLD, P. (1974) "Spurious Regression in Econometrics" *Journal of Econometrics*, 2, pàg. 111-120.
- GRAÑÉ, F. "Tratamiento de series temporales en análisis de coyuntura" (1996). Tesis doctoral. Universitat de Barcelona.
- GRENNANDER, U. (1954) "On the estimation of regression coefficients in the case of an autocorrelated disturbance" *Ann. Mathem. Statistics*, 24, pàg. 537-558.
- GRENNANDER, U.; ROSENBLAT, M. (1957) Statistical Analysis of Time Series, John Wiley & Sons.

- GRESSENS, O. (1925) "On the measurement of Seasonal Variations" *Journal of the American Statistical Association*, 20, pàg. 203-10.
- GRETHER, D.M.; NERLOVE, M. (1970) "Some properties of optimal seasonal adjustment" *Econometrica*, vol. 38,5, pàg. 682-703.
- GUILLERMO DE LA DEHESA (1994) "El mercat de treball a Espanya. Problemes i propostes de reforma" *Revista Econòmica de Catalunya* núm. 34, pàg. 40-46.
- GUY, W.A. (1843) "An Attempt to determine the Influence of the Seasons Weather on Sicknes and Mortality" *Journal of the Royal Statistical Society*, 6, pàg. 131-133.
- HALL, L.W. (1924) "Seasonal Variation as a Relative of Secular Trend" *Journal of the American Statistical Association*, 19, pàg. 156-66.
- HAMILTON, D.C.; WATTS, D.G. (1978) "Interpreting Partial Autocorrelations Functions of Seasonal Time Series Models" *Biometrika*, núm. 65, pàg. 135-140.
- HAMILTON, J.D. (1994) *Time Series Analysis, Princeton University Press.*
- HANNAN, E.J. (1955) "Exact test for serial correlation" *Biometrika*, 42, pàg. 133-142.
- HANNAN, E.J. (1958) "The estimation of the espectral density function after trend removal" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie A, 20, pàg. 143-151.

- HANNAN, E.J. (1960) "The estimation of seasonal variation" *The Australian Journal of Statistics*, vol. 2, 1, pàg. 1-15.
- HANNAN, E.J. (1961) "Testing for a jump in the Spectral Function" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, 123, pàg. 394-422.
- HANNAN, E.J. (1963) "The estimation of Seasonal Variation in Economic Time Series" *Journal of the American Statistical Association*, 58, pàg. 31-44.
- HANNAN, E.J. (1964) "The estimation of Changing Seasonal Pattern" *Journal of the American Statistical Association*, 59, pàg. 1063-1077.
- HANNAN, E.J.; TERREL, R.D.; TUCKWELL, N.E. (1970) "The seasonal adjustment of Economic Time Series" *International Economic Review*, 11, pàg. 24-52.
- HANSSENS, D.M.; LIU, L.M. (1983) "Lag Specification in Rational Distributed Lag Structural Models" *Journal of Business and Economic Statistics*, núm. 1, pàg. 316-325.
- HARGRAVES, C.P. (Editor) (1994) *Nonstationary Time Series analysis and cointegration*, Oxford University Press.
- HARRISON, P.J. (1967) "Exponential smoothing and short-term sales forecasting" *Management Science*, 13, pàg. 821-842.
- HARRISON, P.J.; STEVENS, C.F. (1971) "A Bayesian approach to short -term forecasting" *Operational Research Quaterly*, 22, pàg. 341-62.

HARRISON, P.J.; STEVENS, C.F. (1976) "A Bayesian forecasting (with discussion)" *Journal of the Royal Statistical Society, sèrie B*, 38, pàg. 205-47.

HART, W.L. (1922) "The method of monthly means for determination of seasonal variation" *Journal of the American Statistical Association*, 18, pàg. 341-349.

HARTLEY, H.O. (1951) "Tests of significance on harmonic analysis", *Biometrika*, 36, pàg. 194-201.

HARVEY, A.C. (1981) *Econometric analysis of time series*. Ed. Philip Allan.

HARVEY, A.C. (1984) "A unified view of statistical forecasting procedures" *Journal of Forecasting*, 3, pàg. 245-275.

HARVEY, A.C. (1985) *Applications of the Kalman filter in econometrics*, inclòs a *Advances in Econometrics*, inclòs a "Advances in Econometrics 5th. Congrés" editat per Bewley, T.F. Cambridge University Press.

HARVEY, A.C. (1989) *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press, Cambridge.

HARVEY, A.C. (1993) *Time series models 2nd. Edition*, NY: Phillip Allan.

HARVEY, A.C.; DURBIN, J. (1986) "The effects of Seat Belt Legislation on British Road Casualties: A Case Study in Structural Time Series Modelling" *Journal of the Royal Statistical Society, Serie A*, núm. 149, pàg. 187-227.

- HARVEY, A.C.; KOOPMAN, S.J. (1992) "Diagnostic checking of unobserved components time series models" *Journal of Economics and Business Statistics*, núm. 10, pàg. 377-389.
- HARVEY, A.C.; PHILIPS, G.D.A. (1979) "The estimation of regression models with autoregressive-moving average disturbances" *Biometrika*, núm. 66, pàg. 49-58.
- HARVEY, A.C.; TODD, P.H.J. (1983) "Forecasting economic time series with structural and Box-Jenkins models" *Journal of Business and Economic Statistics*, núm. 1, pàg. 299-315.
- HASSLER, U. (1994) "Specification of long memory in seasonal time series" *Journal of Time Series Analysis*, vol. 15, pàg. 19-30.
- HASZA, D.P.; FULLER, W. (1982) "Testing for nonstationary parameter specification time series models" *Journal of Statistics*, núm. 10, pàg. 1209-1216.
- HAYASHI F.; SIMS C. (1983) "Nearly Efficient Estimation of Time Series Models with Predetermined but not exogenous Instruments" *Econometrica*, vol. 26 pàg. 783-798.
- HELMER, R.M.; JOHANSON, J.K. (1977) "An Exposition of the Box-Jenkins Transfer Function Analysis with an Application to the Advertising-Sales Relationship" *Journal of Marketing Research*, núm. 14, pàg. 227-239.
- HENDRY, D.F.; RICHARD, J.F.(1983) "The Econometric Analysis of Economic Time Series" *International Statistical Review*, 51 pàg. 3-33.

- HERSCHEL, W. (1801) "Observations tending to investigate the nature of the sun in order to find the causes or symptoms of its variable emission of light and heat with remark on the use that may possibly be drawn from solar observation" *Philosophical Transaction*, núm. 91, part 2
- HEYSE, J.F.; WEI, W.W.S. (1986) "Modelling the Advertising-Sale Relationship Through Use of Multiple Time Series Techniques" *Journal of Forecasting*, núm. 4, pàg. 465-181.
- HILLMER, S.C.; BELL, W.R.; TIAO, G.C. (1983) Modeling Considerations in the Seasonal Adjustment of Economic Time Series, inclòs a *Applied Time Series of Economic Data*, pàg. 74-100. Zellner, A. Washington, D.C: U.S. Department of commerce, Bureau of the Census.
- HILMER, S.C. (1984) "Monitoring and Adjusting Forecast in the Presence of Additive Outlier" *Journal of Forecasting*, núm. 3, pàg. 205-215.
- HILMER, S.C.; TIAO, G.C. (1982) "An ARIMA-Model-Based Approach to Seasonal Adjustment" *Journal of the American Statistical Association*, vol.77, núm. 377, pàg. 63-70.
- HOLT, C.C. (1957) "Forecasting trends and seasonals by exponentially weighted moving averages" *O.N.R. Memorandum*, núm. 52, *Carnegi Institute of Technology*.
- HOOKER, R.H. (1901) "On the correlation of the marriage-rate with trade" *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 64, pàg. 485.

- HOOKER, R.H. (1901) "The suspension of the Berlin Procedure Exchange and its effects upon corn-prices" *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 65-4, pàg. 574-604.
- HOOKER, R.H. (1905) "On the correlation of successive observations illustrated by corn-prices" *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 68, pàg. 696.
- HOWREY, E.P. (1978) "The use of preliminary data in economic forecasting" *Review of Economics and Statistics*, núm. 60, pàg. 193-200.
- HYLLEBERG, S. (1994) "Modelling seasonal variation", en C.P. Hargreaves (ed.) *Nonstationary time series analysis and cointegration*, Oxford University Press.
- HYLLEBERG, S. (1995) "Test for seasonal unit roots: general to specific or specific to general?" *Journal of Econometrics*, núm. 69, pàg. 5-26.
- HYLLEBERG, S.; ENGLE, R.F.; GRANGER, C. W. J.; LEE, H. S. (1993) "Seasonal cointegration- The Japanese consumption function" *Journal of Econometrics*, núm. 55, pàg. 275-298.
- HYLLEBERG, S.; ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J.; LEE, H.S. (1990) "Seasonal integration and cointegration" *Journal of Econometrics*, núm. 44, pàg. 215-38.
- HYLLEBERG, S.; ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J.; YOO, B.S. (1990) "Seasonal integration and cointegration" *Journal of Econometrics*, 69, pàg. 5-25.

Informació estadística del Departament de treball i Conjuntura Laboral. Departament de Treball de la Generalitat de Catalunya.

INFORMES OIT (1993) Encuestas de población económicamente activa, empleo, desempleo y subempleo. *Ministerio de trabajo y Seguridad Social*. Madrid.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1988) Encuesta de Población Activa. Series revisadas. III/1976 - I/1987. Madrid.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. (1987) Encuesta de Población Activa. Descripción de la encuesta, definiciones e instruccines para la cumplimentación del cuestionario. Madrid.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. Boletín Trimestral de Coyuntura. Septiembre 1988. Madrid.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. Banco de datos tempus. Encuesta de Población Activa. Resultados detallados. Cuarto Trimestre de 1976-Cuarto Trimestre de 1997. Madrid.

JENKINS, G.M. (1961) "General considerations in the analysis spectra" *Technometrics*, núm 3, pàg. 133-166.

JENKINS, G.M.; ALAVI, A.S. (1981) "Some Aspects of Modelling and Forecasting Multivariate Time Series" *Journal of Time Series Analysis*, núm. 2, pàg. 1-47.

JESÚS CAVERO (1984) Mercado de trabajo. *Modelos de previsión de oferta y demanda*. El caso español. Ed. Universidad de Valladolid

- JEVONS, W.S. (1862) "On the study of periodic commercial fluctuations" inclòs *Investigations in Currency and Finance* (1884) pàg. 2-11, MacMillan.
- JIMENO, J.F.; TOHARIA, L. (1991-a) The productivity and wage effects of fixed-term contracts: evidence from Spain. Ponencia presentada en la Tercera Conferencia Anual de la Asociación Europea de Economistas del Trabajo, El Escorial, setembre.
- JIMENO, J.F.; TOHARIA, L. (1992-b) Unemployment and labour market flexibility-Spain, Ginebra, OIT.
- JIMENO, J.F.; TOHARIA, L. (1992-a) "El mercado de trabajo español en el proceso de convergencia hacia la unión económica y monetaria europea" *Papeles de Economía Española*, núm. 52.
- JONES, H.E. (1937) "The nature of regression functions in the correlation analysis of Time Series" *Econometrica*, núm. 5, pàg. 305-325.
- JONES, H.L. (1943) "Fitting polynominal trends to seasonal data by the methods of least squares" *Journal of the American Statistical Association*, núm. 38, pàg. 453-65.
- JONES, R.H. (1966) "Exponential smoothing for multivariate time series" *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, núm. 28, pàg. 241-251.
- JORGENSON, D.W. (1964) "Minimum variance, linear, unbiased seasonal adjustment of economic Time Series" *Journal of the American Statistical Association*, núm. 59, pàg. 681-724.

- JOY, A.; THOMAS, W. (1928) "The use of Moving Averages in the Measurement of seasonal Variations" *Journal of the American Statistical Association*, núm. 23, pàg. 241-52.
- JUSTEL, A.; PEÑA, D.; SÁNCHEZ, M.G. (1993) "Grupos de atípicos en modelos econométricos" *Cuadernos Económicos de ICE*, 55, 285-325.
- KAISER, R.; MARAVALL, A. (1999) "Seasonal outliers in time series" *Banco de España. Documento de trabajo*, núm. 9915.
- KALMAN, R.E. (1960) "A new approach to linear filtering and prediction problems" *Journal of Basic Engineering, Transactions ASME*, sèrie D, núm. 82, pàg. 35-45.
- KALMAN, R.E.; BUCY, R.S. (1961) "New results in linear filtering and prediction theory" *Journal of Basic Engineering, Transactions ASME*, sèrie D, núm. 82, pàg. 95-108.
- KELLER, A.; SANSON, P. (1984) "Construccion d'indicateurs synthetiques par l'analysis factorielle d'indices conjuncturels multiples" *Prévisions et Analyse économique (Cahiers du GAMA)*. vol. 5, núm. 3, setembre 1984, pàg. 8-53.
- KEMMER, E.W. (1910) *Seasonal Variation in the Relative Demand for Money and Capital in the United States. Report of the National Monetary Comision.*
- KENDALL, M.G.; STUART, A.; ORD, J.K. (1983) "The advance theory of statistics". vol. 3 "Desing analysis and Time Series". Charles Griffin & Comp. Ld.

- KENDALL, M.G. (1945) "On the analysis of oscillatory Time Series" *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 108, pàg. 43.
- KENNY, P.B.; DURBIN, J. (1982) "Local Trend Estimation and Seasonal Adjustment of Economic and Social Time Series" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie A, núm. 145, pàg. 1-41.
- KENZIE, E.Mc. (1974) "A comparasion of standard forecasting systems with the Box-Jenkins approach" *The Statistician*, núm. 23, pàg. 107-116.
- KEYNES, J.M. (1963) Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero. *Fondo de Cultura Econòmica*. México (1^a edició: 1936).
- KHINTCHINE, A. (1934) "Korrelation theory der stationären stochastischen Prozesse" *Math. Annals*, núm. 109, pàg. 604.
- KING, M.L. (1981) "The alternative Durbin-Watson test: an assesment of Durbin and Watson's choice of test statistic" *Journal of Econometrics*, núm. 17, pàg. 51-66.
- KING, M.L.; HILLER, G.H. (1985) "Locally best invariant tests of the error covariance matrix of the linear regression model" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, núm. 47, pàg. 98-102.
- KING, W.I. (1924) "An improved method for measuring the seasonal factor" *Bulletin of the American Statistical Association*, núm. 19, pàg. 301-313.
- KOLMOGOROV, A. (1931) Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitsrechnung. *Ergebn. Math. U. Grenzgeb.*, 2, núm. 3.

- KOLMOGOROV, A. (1941) "Interpolation und extrapolation von stationären Zufälligen Folgen" *Bull. Acad. Sci. (Nauk), U.S.S.R., Ser. Math*, núm. 5, pàg. 3-14.
- KUZNETS, S. (1932) "Seasonal pattern and seasonal amplitude: measurement of their short-time variation" *Journal of the American Statistical Association*, pàg. 9-20.
- LABORDA, A. (1998) "Evolución del mercado laboral español en el primer semestre de 1998 y persepectivas a corto plazo" *Cuadernos de información económica*, 138 setembre.
- LEAVENS, D.H. (1931) "Frequency Distributions Corresponding to Time Series" *Journal of the American Statistical Association*. vol. 26, pàg. 407-415.
- LEDOLTER, J. (1989) "The effects of outliers on estimates and forecasts from ARIMA models" *International Journal of Forecasting*, 5, 231-240.
- LEDOLTER, J.; BOX, G.E.P. (1978) "Condintions for the optimality of exponential smoothing forecast procedures" *Biometrika*, núm. 25, pàg. 77-93.
- LEHMAN, E. (1966) *Testing Statistical Hypothesis*. John Wiley.
- LEONG, Y.S. (1962) "The use of iterated moving averages in measuring seasonal variations" *Journal of the American Statistical Association*, núm. 57, pàg. 149-171.

- LEYBOURNE, S.J.; MILLS, T.C.; NEWBOLD, P. (1998) "Spurious rejections by Dickey-Fuller tests in the presence of a break under the null" *Journal of Econometrics*, 87, 191-203.
- LJUNG, G.M. (1993) "On outliers detection in Time Series" *Journal of the Royal Statistical Society, sèrie B*, núm. 55, pàg. 559-567.
- LJUNG, G.M.; BOX, G.E.P. (1978) "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models" *Biometrika*, núm. 65(2), pàg. 297-303.
- LOMNICKY, Z.A.; ZAREMBA, S. K. (1957) "On estimating the spectral density function of a stochastic process" *Journal of the Royal Statistical Society, sèrie B*, núm. 21, pàg. 169-171.
- LOMNICKY, Z.A.; ZAREMBA, S. K. (1959) "On some moments and distributions occurring in the theory stochastic processes" *Mon. Math*, núm. 63, pàg. 128-268.
- LORENZO, F.; REVUELTA J. (1996) "TRAMO y SEATS: un marco completo para el análisis univariante y extracción de señales de series temporales" Universidad Carlos III de Madrid. Serie de estadística y econometría. Documento de trabajo, 06 96-13.
- LOVELL, M.C. (1963) "Seasonal adjustment of economic Time Series and multiple regression analysis" *Journal of the American Statistical Association*, núm. 58, pàg. 999-1010.
- LUCAS, A. (1995) "An outlier robust unit root test with an application to the extended Nelson Plosser data" *Journal of Econometrics*, 66, 153-173.

- LÜTKEPHOL, H. (1993) Introduction to multiple Time Series analysis. Springer-Verlag.
- MACAULAY, F.R. (1931) "The smoothing of Time Series". *National Bureau of Economic Research, New York*.
- MAGEE, J.F. (1958) Production Planning and Inventory Control, New York: Mc Graw-Hill.
- MAKRIDAKIS, S. (1982) "The accuracy of extrapolation (time series) methods: results of a forecasting competition" *Journal of Forecasting*, núm. 1, pàg. 111-153.
- MAKRIDAKIS, S.; HIBON, M. (1979) "Accuracy of forecasting: an empirical investigation (with discussion)" *Journal of the Royal Statistical Society, sèrie A*, núm. 142, pàg. 97-145.
- MALO DE MOLINA , J.L. (1983) "Mercado de trabajo y estructura salarial: el caso español 1963-1975".Tesi doctoral.
- MANN, H.B.; WALD, A. (1943) "On the statistical treatment of linear stochastic difference equations" *Econometrica*, núm. 11, pàg. 173-220.
- MARAVALL, A. (1984-a) "Notas sobre la extracción de una señal en un modelo ARIMA" *Banco España*. Documento de Trabajo núm. 8404.
- MARAVALL, A. (1984-b) "Análisis de las series de comercio exterior-I" *Banco de España*. Documento de Trabajo núm. 8405.
- MARAVALL, A. (1984-c) "Análisis de las series de comercio exterior-II" *Banco de España*. Documento de Trabajo núm. 8409.

- MARAVALL, A. (1984-c) "An application of model-based signal extraction" *Banco de España*. Documento de trabajo núm. 8417.
- MARAVALL, A. (1985-a) "Predicción con modelos de series temporales". *Banco de España*. Documento de trabajo núm. 8501.
- MARAVALL, A. (1985-b) "On structural Time Series Models and the Characterization of Components" *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 3, núm. 4, pàg. 350-355.
- MARAVALL, A. (1987) "Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia" *Estadística Española*, núm. 114, pàg. 11-69.
- MARAVALL, A. (1988-a) "Two papers on ARIMA signal extraction". *Banco de España*. Documento de Trabajo núm. 8801.
- MARAVALL, A. (1988-b) "A note on revisions in ARIMA-based signal extraction". *Banco de España*. Documento de Trabajo núm. 8821.
- MARAVALL, A. (1989) "La extracción de señales y el análisis de coyuntura" *Revista Española de Economía*. vol. 6, núm. 1-2, pàg. 109-132.
- MARAVALL, A. (1999) "An application of TRAMO and SEATS: report for the seasonal adjustment" *Banco de España*. Documento de trabajo, 9914.
- MARAVALL, A.; PEÑA, D. (1996) "Missing observations and additive outliers in time series models". *Banco de España*. Documento de trabajo, 9603.

- MARAVALL, A.; PIERCE, D.A. (1987) "A prototypical seasonal adjustment model" *Journal of Time Series Analysis*. vol. 8, núm. 2, pàg. 177-196.
- MARSHALL, A. (1920) *Principles of Economics*. 8ª edició. London: *Mc Millan* (1ª Edición: 1920).
- MARTÍN, E.; FERNÁNDEZ, A.; ROMERO, L. (1992) "Clasificación de estructuras dinámicas: aplicación a los índices de precios industriales" *Boletín Trimestral de Coyuntura*, núm. 45, pàg. 37-53.
- MAS, M.; PEREZ, F. , URIEL, E.; SERRANO, L. (1995) "Capital humano, series historicas 1964-1992" *Fundación Ibercaja*.
- MAURICIO, J.A. (1995) "Exact Maximun Likelihood Estimation of Stationary Vector ARMA Models" *Journal of American Statistical Association*, núm. 90, pàg. 282-291.
- MAURICIO, J.A. (1996) "Some Computational Aspects of Exact Maximun Likelihood Estimation of Time Series Models.
- MAURICIO, J.A. (1997) "The Exact Likelihood Function of a Vector Autorregresive Moving Average Model" *Applied Statistics*, núm. 46(1), pàg. 157-171.
- MENDERSHAUSEN, H. (1937) "Annual survey of statistical technique: Methods of computing and elimination changing seasonal fluctuations" núm. 5, 234-62.
- MENDERSHAUSEN, H. (1939) "Eliminating changing seasonals by multiple regression analysis" *Review of Economic Statistics*, núm. 21, pàg. 171-177.

- Mercat de treball. Ampliació dels resultats de la població activa (1977-1981;1982-1987). Institut d'Estadística de Catalunya (IDESCAT).
- MILLS, C. (1924) "The measurement of correlation and the problem of estimations" *Journal of the American Statistical Association*. vol. 19, núm. 147, pàg. 273-300.
- MILLS, C. (1924) *Statistical methods*. London: Pitman.
- MILLS, T.C. (1992) *Time Series techniques for economists*. Cambridge University Press.
- MILLS, T.C. (1993) *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. Cambridge, Cambridge University Press.
- MIRON, J.A. (1994) "The economics of seasonal cycles", en C. Sims (ed.) *Advances in Econometrics*, Vol.. 1 (Sixth World Congress), cap. 6, Cambridge University Press.
- MONTGOMERY, D.C.; JOHNSON, L.A. (1976) *Forecasting and Time Series Analysis*. MacGraw-Hill, New York.
- MORAN, P. (1947) "Some theorems on time series" *Biometrika*, núm. 34, pàg. 281-91.
- MORRIS, R.H.; GLASSEY, C.R. (1963) "The dynamics and statistics of exponential smoothing operators" *Operations Research*, núm. 11, pàg. 561-569.
- MUTH, J.F. (1960) "Optimal proprieties of exponentially weighted forecasts" *Journal of the American Statistica Association*, núm. 55, pàg. 299-306.

- NELSON, C.R. (1973) *Applied Time Series for Managerial Forecasting*. San Francisco, Holden day.
- NELSON, C.R.; KANG, H. (1981) "Spurious periodicity in inappropriately detrended series" *Econometrica*, núm. 49, pàg. 741-751.
- NELSON, C.R.; KANG, H. (1984) "Pitfalls in the use of time as an explanatory variable" *Journal of Business and Economic Statistics*, núm. 2, pàg. 73-82.
- NELSON, C.R.; PLOSSER, C.I. (1982) "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications" *Journal of Monetary Economics*, núm. 10, pàg.139-162.
- NERLOVE, M. (1964) "Spectral analysis of seasonal adjustment procedures" *Econometrica*, vol.. 32, núm. 3, pàg. 241-286.
- NOVALES, A. (1993) *Econometria*. McGraw Hill.
- OCDE (1994) *Perspectivas del empleo*, OCDE, París.
- OSBORN, D.R.; HERAVI, S.; BIRCHENHALL, C.R. (1999) "Seasonal unit roots and forecasts of two digits European industrial production", *International Journal of Forecasting*, 15, 27-47.
- OTERO, J.M.; TRUJILLO, F. (1993) "Predicción multivariante y multiperiodo en una serie temporal económica mediante una red neuronal" *Estadística Española*,
- OTERO, J.M. (1993). *Econometría: Series Temporales y predicción*. Editorial AC.

- PAGAN, A. (1973) "Efficient estimation of models with composite disturbance terms" *Journal of Econometrics*, núm. 1, pàg. 329-340.
- PAGAN, A. (1973) "A note on the extraccion of components from Time Series" *Research Memoradium*, núm. 148, *Econometric Research program*, Princenton University.
- PAGAN, A. (1975) "A note on the extraccion of components from Time Series" *Econometrica*, núm. 43, pàg. 163-168.
- PANKARTZ, A. (1983) "Forecasting with univariate Box-Jenkins models"
- PARZEN, E. (1961) "Mathematical considerations in the estimation of spectra" *Technotrics*, núm. 3, pàg. 167-190.
- PARZEN, E. (1962) *Stochastic Processes*. Holden-Day, Inc.
- PEARSON, K. (1896) "On a forma of Spurious Correlation which may arise when Indices ar used in the measurement of organs" *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 60, pàg. 457.
- PEARSON, K. (1916) "On the Aplication of Goodness of Fit Tables to Test Regression Curves and Theoretical Curves used to describe Observational or Experimental Data" *Biometrika*, vol. 11, pàg. 239-261.
- PEÑA, D (1986) *Estadística, Modelos y Métodos*. Alianza Editorial.
- PEÑA, D. (1987) "Measuring the importance of outliers in arima models", en Puri et al (eds.) *New Perspective in Theorical and Applied Statistics*, 109-118.

- PEÑA, D. (1990) "Influential observations in time series" *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 235-241.
- PÉREZ, R. (1985). Estimación de la incertidumbre, la incertidumbre útil y la inquietud en poblaciones finitas. *Una aplicación a las medidas de desigualdad*, Tesis Doctoral, Universidad de Oviedo.
- PERRON, P. (1989) "The Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis" *Econometrica*, 57, 1361-1402.
- PERRON, P.; VALDENSANG, T.J. (1992b) "Testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions" *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 467-470.
- PERRON, P.; VOLDENSANG, T.J. (1992a) "Nonstationary and level shifts with an application to purchasing power parity" *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 301-320.
- PERSONS, W.M. (1916) The Construction of a Business Barometer; Annual Data. *Quarterly Publications of the American Statistical Association*.
- PERSONS, W. M. (1917) The Variate Difference Method and Curve-Fitting. *American Economic Review*.
- PERSONS, W. M. (1919) "Index of business conditions" *Review of Economic Statistics*, núm. 1, pàg. 5-107.
- PHILLIPS. (1987) "Time series regression with a unit root" *Econometrica*, núm. 55, pàg. 227-301.
- PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. (1986) Testing for a unit root in time series regression. Working paper. Yale University.

- PIERCE, D.A. (1978) Seasonal Adjustment when both Deterministic and Stochastic Seasonality are present, inclòs a Seasonal Analysis of Economic Time Series. Editat per A. Zellner, Washington, D.C.: U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census.
- PIERCE, D.A. (1980-a) "Data revisions with moving average seasonal adjustment procedures" *Journal of Econometrics*, núm. 14, pàg. 95-114.
- PIERCE, D.A.(1980-b) "A survey of Recent Developments in Seasonal Adjustment" *The American Statistician*, vol. 34, núm. 3, pàg. 125-134.
- POLO, C.; RAYMOND, J.L; GARCÍA, J. (1988) "Una nota sobre la relación empleo-capital en España 1955-1984".
- POYNTING, J.H. (1884) "A comparison of the fluctuations in the price of wheat and in cotton and silk imports into Great Britain" *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 47, pàg. 34.
- PRIESTLEY, M.B. (1962) "Basic considerations in the estimation of power spectra" *Technometrics*, núm. 4, pàg. 511-529.
- PRIESTLEY, M.B. (1962) "The analysis of Stationary Processes with Mixed Spectra" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, núm. 24, pàg. 215-233; pàg. 511-529.
- PRIESTLEY, M.B. (1965) "Evolutionary spectra and non-stationary processes" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, núm. 27, pàg. 204-237.



- PRIESTLEY, M.B. (1966) "Desing relations for non-stationary processes" *Journal of the Royal Statistical Society, sèrie B*, núm. 228-240.
- PRIESTLEY, M.B. (1967-a) "Power spectral analysis of non-stationary processes" *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 6, pàg. 86-87.
- PRIESTLEY, M.B. (1967-b) "Measurement of a wandering signal and noise" *Journal of applied Probability*, núm. IV, pàg. 90-102.
- PUJADAS, R.; ALDOMÀ, I. (1992) "L'economia lleidatana i el mercat interior europeu de 1993". Patronat Català Pro Europa, Barcelona.
- PULIDO, A. (1969) "Modelos econométricos de política laboral en España" ICE.
- PULIDO, A. (1978) "La demanda del desempleo en España: un ejercicio de predicción a corto plazo".
- PULIDO, A. (1989) *Predicción económica y empresarial*. Editorial Pirámide.
- PULIDO, A. "El futuro económico de las regiones españolas. El proyecto Hispalink" *Documento 90/5 Ceprede*.
- PULIDO, A.; CABRER, B. (1994) *Datos, técnicos y resultados del moderno análisis económico regional*. Ed. Mundi-Prensa.
- QUENOUILLE, M.H. (1947) "A large sample test for goodness of fit autoregression schemes" *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 110, pàg. 123-129.

- QUENOUILLE, M.H. (1948) "The joint distribution of serial correlation coefficients" *Annals of Mathematical Statistics*, núm. 19.
- QUENOUILLE, M.H. (1949) "Approximate test of correlations in time series" *Journal of the Royal Statistical Society, sèrie B*, núm. 68, pàg. 68.
- QUETELET, L.A.J. (1842) "Notice on Periodical Phenomena" *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 5, pàg. 208.
- RAYMOND, J.L. (1976) "La demanda de empleo en España: una aproximación econométrica".
- RAYMOND, J.L. (1992) "Análisis Coyuntural y Modelos Macroeconómicos" Documentos de trabajo, núm. 88/1992, Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social.
- REINSEL, G.C. (1997) "Elements of multivariate Time Series Analysis". Springer series in statistics.
- RELLOSO, S. (1997) Un Modelo Multivariante para la Previsión y el Seguimiento del Empleo por Sectores, Activos y Parados. *Tesis Doctoral*. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad Complutense de Madrid.
- Resumen mensual de datos básicos y Perfil del usuario. Instituto Nacional de Empleo. *INEM*.
- RICARDO, A. (1993) "Series históricas de contabilidad nacional y mercado de trabajo para CE y EEUU: 1960-1991". *Banco de España*. Documento de trabajo núm. 9310.

- ROBB, R.A. (1929) "The variate difference method of seasonal variation" *Journal of the American Statistical Association*, núm. 24, pàg. 250-257.
- ROOS, C.F. (1948) "A futur role for the Econometric Society in International Statistics" *Econometrica*, vol. 16, abril de 1948 pp 127-134.
- ROSENBLATT, M. (1956) "Some regression problems in Time Teries analisis" *Proceedings of the 3rd Berkley Symposium on Math. Statist. Prob.*, pàg. 165-186.
- RUBIERA, F. (1998) "Análisis univariante de las series de empleo terciario de las regiones españolas". Documentos de trabajo, 149/98. Universidad de Oviedo.
- RUIZ E. (1997) "Stamp: un programa para el análisis de series temporales" *Revista de Economía Aplicada*, 1997 Sep-Des. 5 (14). pàg. 175-193.
- SAÏD, S.E. (1991) "Unit-roots test for time-series data with a linear trend" *Journal of Econometrics*, núm. 47, pàg. 285-303.
- SAIKKONEN, P.; LUUKKONEN, R. (1993) "Testing for a moving average unit root in autoregressive integrated moving average models" *Journal of the American Statistical Association*, vol. 88, núm. 422, pàg. 596-601.
- SANSÓ, A. (1996) Anàlisi de l'estacionalitat no estacionària, *Tesis Doctoral, Universidad de Barcelona*.

- SANROMÁ, E. (1994) "El factor laboral. Mercado de trabajo y paro en Cataluña (1975-1993) en L'economia catalana davant del canvi de segle. Banco Bilbao Vizcaya y Generalitat de Catalunya, cap. 16, pàg. 567-608.
- SCHUMPETER, J.A. (1933) "The Common Sense in Econometrics" *Econometrica*, vol. 1, gener pàg. 5-12.
- SCHUSTER, A. (1898) "On the investigation of hidden periodicities with application to the supposed 26-day period of meteorological phenomena" *Terrestrial Magnetism Atmos. Elect*, núm. 3, pàg. 13-41.
- SCHUSTER, A. (1900) "The Periodogram of the Magnetic Declination as Obtained from the records of the Greenwich Observatory during the years 1871-1895" *Transactions of the Cambridge Philosophical Society*, vol. 18, pàg. 107.
- SCHWEPPE, F. (1965) "Evaluation of Likelihood functions for Gaussians signals" *IEE Transactions on Informations Theory*, núm. 11, pàg. 61-70.
- SEGURA, J.; DURAN, F.; TOHARIA, L.; BENTOLILA, S. (1991) Análisis de la contratación temporal en España. Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, *Colección Economía Y Sociología del Trabajo*.
- SHANNON, C.E. (1948) A Mathematical Theory of Communication, *Bell System Tech. J.*, 27, pàg. 379-423.

- SHEPHARD, N. (1993) "Distribution of the ML estimator of an MA(1) and a local level model" *Econometric Theory*, núm. 9, pàg. 377-401.
- SHISKIN, J.; EISENPRESS, H. (1957) "Seasonal adjustment by electronic computer methods" *Journal of the American Statistical Association*, núm. 52, pàg. 415-449.
- SHISKIN, J.; YOUNG, A.; MUSGRAVE, J.C. (1967) The X-11 variant of the Census Method II seasonal adjustment program. *Technical Paper*, núm. 15, *Washington Bureau of the Census*.
- SHUMWAY, R.H. (1988) *Applied Statistical Time Series Analysis*. New Jersey, Prentice-Hall, Englewood Cliffs.
- SLUTSKI, E. (1913) "On the Criterion of Goodness of fit of the Regression Lines, and on the best Method of fitting them to the Data" *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 67, pàg. 78-84.
- SNOW, E.C. (1923) "Trade Forecasting and Prices" *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 86, sèrie A, pàg. 86-334.
- SPANOS, A. (1986) "Statistical Foundations of Econometric Modelling" Cambridge, Cambridge University Press.
- STEPHENSON, J.A.; FARR, H.T. (1972) "Seasonal Adjustment of Economic Data by application of the General Linear Statistical Model" *Journal of the American Statistical Association*, núm. 67, pàg. 37-45.

- STEPHENSON, J.A.; FARR, H.T. (1972) "Seasonal Adjustment of Economic Data by application of the General Linear Statistical Model" *Journal of the American Statistical Association*, núm. 67, pàg. 37-45.
- STEWART, B.; DODGSON, W. (1879) "Researches on Explosives" *Proceedings of the Royal Society*, núm. 29, pàg. 117-122.
- STOCK, J. (1994) "Unit Roots, Structural Breaks and Trends" In R. Engle and D. McFadden eds *Handbook of Econometrics*, vol. 4. Amsterdam. North Holland.
- STOCK, J.H.; WATSON, M.W. (1988) "Variable trends in economic time series" *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2, núm. 3, pàg. 147-174.
- STOKES, G.C. (1879) "Note on searching for periodicities" *Proceedings of the Royal Society*, núm. 29, pàg. 122-123.
- STUDENT (1914) "The elimination of spurious correlation due to position in time and space" *Biometrika*, núm. 10, pàg. 179-180.
- SU, V. (1996) *Economic Fluctuations and Forecasting*. Cambridge, Cambridge University Press.
- SURINACH, J; ARTÍS, M.; LÓPEZ, E. i SANSÓ, A. (1995) *Análisis económico regional. Nociones básicas de la Teoría de la Cointegración*. Antoni Bosch Editor.
- Symposium on Spectral approach to Time Series. (1957). *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, núm. 1, 3, pàg. 1-63.

- TAYLOR, A.M.R. (1998) "Testing for unit roots in monthly time series" *Journal of Time Series Analysis*, 19, 349-368.
- THEIL, H. (1955) "Who Forecasts Best? " *International Economic Papers*, 5, 194-199.
- THEIL, H. (1958) *Economic Forecasts and Policy*, North Holland Publishing, Amsterdam.
- THEIL, H. (1966) *Applied Economic Forecasting*, North Holland Publishing, Amsterdam.
- THEIL, H. (1967) *Economics and Information Theory*, North Holland Publishing Company, Amsterdam.
- THEIL, H.; WAGE, S. (1964) "Some observations on adaptive forecasting" *Management Science*, núm. 10, pàg. 198-206.
- THOMAS, J.J.; WALLIS, K.F. (1971) "Seasonal Variation in Regression Analysis" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie A, vol. 134, pàg. 57-72.
- TIAO, G. C. (1985)"Autoregressive moving averages models, intervention problems and outlier detection in time series", en *Hannan et al (eds.) Handbook of Statistics*, vol. 5, 85-118.
- TIAO, G.C. (1985)"Autorregressive moving averages models, intervention problems and otulier detection in time series" *Handbook of Statistics*, vol. 5 pàg. 85-118
- TIAO, G.C.; BOX, G.E.P. (1981) "Modeling Multiple Time Series with Applications" *Journal of the American Statistical Association*, núm. 75, pàg. 802-816.

- TIAO, G.C.; TSAY, R.S. (1989) "Model especification multivariate time series" *Journal of the Royal Statistical Society* , sèrie B, 51 pàg. 157-213.
- TOHARIA, L. (1988) Los parados en España: cómo los medimos, cuántos hay y cuántos habrá. *Debats*, núm. 25, reproduit en Bentolila i Toharia, comps. (1991).
- TOHARIA, L. (1991-a) "El paro femenino: algunos elementos para el análisis" *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, núm. 13-14.
- TOHARIA, L. (1991-b) "El mercado de trabajo en España, 1983-1991: una evaluación" *Economistas*, núm. 50.
- TOHARIA, L. (1992-a) L'evolució del mercat de treball a l'any 1991, en Instituto de Estudios Laborales. *Anuari socio-laboral de Catalunya-1991*, Barcelona.
- TOHARIA, L. (1992-b) La incidencia familiar del paro, en Luis Garrido y Enrique Gil Calvo, comps. *Estrategias familiares en un mundo en cambio*, Madrid, Fundación Pablo Iglesias.
- TOHARIA, L. (1995) "La protección por desempleo en España" Documento de trabajo, 9504 Fundación Empresa Pública.
- TRÍVEZ, F.J. (1994) "Efectos de los distintos tipos de outliers en las predicciones de los modelos Arima" *Estadística Española*, 36 pàg. 21-58.

- TRÍVEZ, F.J. (1994) "Efectos de los distintos tipos de outliers en las predicciones de los modelos ARIMA" *Estadística española*, 36, pàg. 21-58.
- TRÍVEZ, F.J.; NIEVAS, J. (1996) "Analyzing the effect of additive outliers on sample autocorrelations" *50 Conference of the Applied Econometric Association. The state of Art 1974-1996*. Paris La Sorbona, 11 i 12 de Gener.
- TSAY, R.S. (1986) "Time Series model specification in the presence of outliers" *Journal of the American Statistical Association*, 81 pàg. 132-141.
- TSAY, R.S. (1986) "Time series model specification in the presence of outliers" *Journal of the American Statistical Association*, 81, pàg. 132-141.
- TSAY, R.S. (1988) "Outliers, level shift and variance change in time series" *Journal of Forecasting*, 7, pàg. 1-20.
- TUKEY, J.W. (1949) "The sampling theory of power spectrum estimates". *Proceedings Symposium on Applications of Autocorrelation Analysis to Physical Problems, NAVEXOS-p-735*, pàg. 47-67. Office of Naval Research, Department of the Navy, Washington.
- TUKEY, J.W. (1967) An introduction to the calculations of numerical spectrum analysis, inclòs a "*Advance Seminar on Spectral Analysis*". Editat per B. Harris J. Wiley.

- TUNNICLIFFE-WILSON, G. (1989) "On the use of marginal likelihood in time series model estimation" *Journal of the Royal Statistical Society*, serie B, núm. 51, pàg. 15-27.
- URIEL, E. (1985) Análisis de series temporales modelos ARIMA. Ed. Paraninfo.
- URIEL, E.; RAYMOND, J.L. (1987) Investigación en Econometría Aplicada: Un caso de Estudio. Ed. AC.
- VILLAGARCÍA, T (1995) "Existe un sesgo de inactividad en la Encuesta de población activa".
- VIÑALS, J.; JIMENO, J. F. (1996) "Monetary Union and European Unemployment" *FEDEA*. Documento de trabajo núm 96-22.
- WALKER, G. (1931) "On Periodicity in series of related terms". *Proceedings of the Royal Society of London*, sèrie A, núm. 131, pàg. 518-532.
- WALKER, J.T. (1914) "Correlation in seasonal variation of weather. III. On the criterion for the reality of relationships or periodicities" *Mon. Indian Metereol. Dept*, 21, pàg. 13-15.
- WALLIS, K.F. (1974) "Seasonal Adjustments and Relations Between Variables" *Journal of the American Statistical Association*, vol. 69, núm. 3, pàg. 18-31.
- WATSON, M. (1994) "Vector autorregresions and Cointegrations". In *R. Engle and D. McFadden eds. Handbook of Econometrics*, vol. 4. Amsterdam. North Holland.

- WATSON, M.W.; ENGLE, R.G. (1983) "Alternative algorithms for the estimation of dynamic factor, MIMIC and varying coefficient regression" *Journal of Econometrics*, núm. 23, pàg. 385-400.
- WECKER, W.E. (1978) Discussion of Seasonal Adjustment when both Deterministic and Stochastic Seasonality are present, by D. Pierce, inclòs a *Seasonal Analysis of Economic Time Series*. Editat per A. Zellner, Washington, D.C: U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census.
- WEI, W.W.S. (1994) *Time Series Analysis*. Addison-Wesley Pub. Comp. Inc.
- WELLER, S.C.; ROMNEY, A.K. (1990) Metric Scaling: Correspondence Analysis. *Sage University Papers on Quantitative Analysis in the Social Sciences*, serie núm. 07-075, Newbury Park, CA: Sage.
- WHITTLE, P. (1952-a) "The simultaneous estimation of a time series harmonic components and covariance structure" *Trabajos Estadísticos*, núm. 3, pàg. 43-57.
- WHITTLE, P. (1952-b) "Test of fit in Time Series" *Biometrika*, núm. 39, pàg. 309-318.
- WHITTLE, P. (1953) "Estimation and Information in Stationary Time Series" *Arkiv für Matematik*, núm. 2, pàg. 423-434.
- WHITTLE, P. (1954-a) "A Statistical Investigation of Sunspot Observations With Special Reference to H. Alfven's Sunspot Model" *Astrophysical Journal*, núm. 120, pàg. 251-260.

- WHITTLE, P. (1954-b) "Some recent contributions to the theory of stationary processes" inclòs a H.O. WOLD (1938) "A study in the Analysis of Economic Time Series". *Almqvist & Wiksells*, pàg. 196-233.
- WHITTLE, P. (1957) "Curve and periodogram smoothing" *Journal of the Royal Statistical Society*, serie B, núm. 19, pàg. 38-47.
- WHITTLE, P. (1963) Prediction and Regulation by linear least square methods. London: The English University press, Ltd.
- WHITTLE, P. (1965) "Recursive relations for predictors of Non-Stationary Processes" *Journal of the Royal Statistical Society*, sèrie B, núm. 27, pàg. 523-32.
- WIENER, N. (1930) "Generalized harmonic analysis" *Acta Mathematica*, núm. 55, pàg. 117.
- WIENER, N. (1948) "Cybernetics or Control and Communication in the Animal and the machine" *Cambridge Mass*, pàg. 11-12.
- WIENER, N. (1949) Extrapolation, Interpolation and Smoothing of Stationary Time Series. John Wiley.
- WILSON, G.J. (1969) "Factorization of the generating function of a pure moving average process" *S.I.A.M. Journal of Numerical Analysis*, núm. 6, pàg. 1-7.
- WINTERS, P.R. (1960) "Forecasting Sales by exponentially weighted moving averages" *Managemant Science*, núm. 6, pàg. 324.
- WISNIEWSKY, J. (1934) "Interdependende of Cyclical and Seasonal Variation" *Econometrica*, vol. II, pàg. 176-184.

WOLD, H.O. (1938) A study in the Analysis of Economic Time Series. Almqvist & Wiksells.

WOLD, H.O. (1949) "A large sample test of Moving Averages" *Journal of the Royal Statistical Society, sèrie B*, núm. 15, pàg. 125-139.

YAGLOM, A.M. (1955) "Correlation theory of processes with random stationary nth. Increments" *American Mathematical Society Translations, sèrie 2*, núm. 8, pàg. 87-141.

YOUNG, A.H. (1965) "Estimating trading-Day Variation in Monthly Economic Time Series" *Technical Paper*, núm. 12. U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census.

YOUNG, A.H. (1968) "Linear approximation to the census and BLS seasonal adjustment methods" *American Statistical Association Journal*, núm. 63, pàg. 445-471.

YOUNG, P. (1984) *Recursive Estimations and Time Series Analysis: An Introduction*. Springer-Verlag.

YULE, G.U. (1897) "On the theory of correlation" *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 60, pàg. 812-854.

YULE, G.U. (1921) "On the time correlation problem" *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 84, pàg. 497-526.

YULE, G.U. (1926) "Why do we sometimes get Nonsense-Correlation between Time Series?" *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 89, pàg. 812-854.

YULE, G.U. (1927) "On a method of investigating periodicities in disturbed series, with special reference to Wölfer's sunspot numbers" *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, sèrie A, núm. 226, pàg. 267-298.

ANÀLISI DE LES SÈRIES DEL MERCAT LABORAL DE LLEIDA



M. JESÚS GÓMEZ ADILLÓN

Apèndix

APÈNDIX 1. VARIABLES DEL MERCAT LABORAL

Quadre A1. 1. POBLACIÓ EN EDAT DE TREBALLAR: P_t

(milers de persones)

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	254.86	255.74	256.20	256.31
1978	254.48	256.05	255.27	256.23
1979	257.69	255.27	255.75	254.00
1980	253.53	253.40	254.53	255.30
1981	255.50	255.67	253.99	255.84
1982	257.83	258.88	258.67	259.06
1983	258.91	261.12	261.49	262.82
1984	264.07	265.89	265.82	264.54
1985	265.71	265.69	266.46	266.73
1986	267.46	267.57	268.61	269.89
1987	269.73	269.33	270.13	270.83
1988	271.14	271.87	272.76	273.93
1989	275.15	275.52	276.73	277.48
1990	277.06	277.55	278.55	278.55
1991	279.18	279.83	280.14	280.58
1992	281.81	283.26	284.33	284.74
1993	284.47	284.82	284.91	284.97
1994	286.73	288.34	289.76	290.76
1995	291.71	292.73	293.87	294.00
1996	294.05	293.64	294.46	294.51
1997	295.02	295.59	295.34	296.16

Quadre A1. 2. POBLACIÓ ACTIVA: A_t (milers de persones)

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	135.69	134.00	137.05	132.68
1978	129.17	131.70	136.56	133.87
1979	131.60	132.07	140.63	137.39
1980	135.65	133.70	133.74	130.02
1981	130.05	131.38	137.11	134.26
1982	134.53	134.10	139.00	135.34
1983	133.81	133.19	136.56	135.45
1984	134.03	132.57	134.84	134.93
1985	132.98	135.01	140.82	138.78
1986	137.76	137.32	136.64	134.32
1987	129.37	130.14	134.99	129.77
1988	131.74	128.95	135.46	132.35
1989	132.46	133.84	132.53	134.00
1990	130.81	132.16	133.22	131.54
1991	130.06	131.19	132.14	136.07
1992	138.88	138.75	135.87	134.94
1993	131.65	132.91	132.84	135.56
1994	138.04	135.81	139.97	135.98
1995	133.44	132.65	133.66	134.99
1996	135.80	134.78	138.73	142.73
1997	141.20	144.08	147.63	150.46

Quadre A1. 3. POBLACIÓ INACTIVA: I_t (milers de persones)

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	119.16	121.74	119.16	123.64
1978	125.31	124.35	118.70	122.36
1979	126.09	123.20	115.12	116.61
1980	117.87	119.70	120.78	125.28
1981	125.45	124.30	116.88	121.57
1982	123.30	124.77	119.67	123.72
1983	125.10	127.93	124.92	127.38
1984	130.03	133.31	130.99	129.60
1985	132.73	130.68	125.64	127.95
1986	129.71	130.24	131.97	135.58
1987	140.36	139.18	135.14	141.05
1988	139.40	142.92	137.29	141.57
1989	142.69	141.68	144.20	143.49
1990	146.25	145.39	145.33	147.00
1991	149.12	148.64	147.99	144.51
1992	142.93	144.51	148.46	149.80
1993	152.82	151.91	152.06	149.41
1994	148.69	152.53	149.78	154.79
1995	158.28	160.09	160.21	159.01
1996	158.24	158.85	155.73	151.78
1997	153.82	151.50	147.70	145.70

Quadre A1. 4. POBLACIÓ OCUPADA: E_t (milers de persones)

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	134.23	131.53	134.15	130.50
1978	126.07	129.50	133.35	130.93
1979	129.39	130.87	138.91	135.56
1980	132.82	129.53	128.97	124.23
1981	122.32	123.87	130.64	128.90
1982	129.32	127.34	130.36	127.33
1983	125.69	124.98	129.57	129.75
1984	128.23	126.62	129.77	128.28
1985	124.15	125.49	131.42	129.36
1986	127.01	126.64	128.21	125.82
1987	119.66	122.17	128.60	123.59
1988	124.52	121.43	129.63	125.88
1989	127.36	129.18	127.96	129.67
1990	127.34	128.77	128.62	126.05
1991	125.01	126.49	126.55	129.18
1992	131.72	131.31	128.04	124.83
1993	120.57	120.53	122.71	122.51
1994	124.56	122.68	127.20	123.64
1995	120.37	120.29	122.00	121.27
1996	122.35	122.04	128.34	130.39
1997	128.24	131.95	135.63	138.77

Quadre A1. 5. POBLACIÓ ATURADA: U_t (milers de persones)

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	1.47	2.47	2.90	2.18
1978	3.10	2.20	3.21	2.94
1979	2.21	1.20	1.71	1.83
1980	2.83	4.17	4.78	5.79
1981	7.73	7.51	6.48	5.36
1982	5.21	6.76	8.64	8.01
1983	8.12	8.21	6.99	5.70
1984	5.80	5.96	5.06	6.65
1985	8.83	9.52	9.40	9.42
1986	10.75	10.69	8.43	8.50
1987	9.71	7.97	6.40	6.18
1988	7.22	7.52	5.83	6.48
1989	5.10	4.67	4.58	4.33
1990	3.48	3.38	4.60	5.50
1991	5.06	4.70	5.60	6.89
1992	7.16	7.44	7.83	10.11
1993	11.08	12.38	10.14	13.05
1994	13.48	13.12	12.78	12.33
1995	13.07	12.36	11.67	13.72
1996	13.45	12.75	10.39	12.33
1997	12.96	12.13	12.01	11.69

Quadre A1. 6. POBLACIÓ ACTIVA HOMES: AH_t (milers de persones)

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	94.67	95.88	95.79	94.97
1978	92.37	92.77	92.87	91.92
1979	93.18	93.45	96.19	96.22
1980	96.06	95.05	93.59	92.64
1981	93.00	93.14	94.05	94.00
1982	94.28	95.20	96.20	91.32
1983	90.59	90.52	93.91	93.17
1984	91.16	95.49	95.86	95.12
1985	95.11	95.93	98.14	93.94
1986	95.63	95.14	93.46	92.71
1987	90.46	91.63	90.86	89.93
1988	91.01	86.95	88.91	87.92
1989	88.31	88.41	87.29	88.33
1990	86.19	85.52	86.64	85.84
1991	85.36	86.89	86.40	90.11
1992	90.22	92.19	89.22	87.20
1993	86.32	85.06	84.64	85.58
1994	87.66	87.27	88.70	89.28
1995	88.83	87.66	84.41	83.95
1996	83.77	80.00	80.65	83.69
1997	83.49	85.53	86.71	87.40

Quadre A1. 7. POBLACIÓ ACTIVA DONES: AD_t (milers de persones)

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	41.03	38.12	41.26	37.70
1978	36.80	38.93	43.69	41.94
1979	38.42	38.62	44.44	41.18
1980	39.59	38.66	40.15	37.38
1981	37.04	38.24	43.06	40.26
1982	40.25	38.91	42.79	44.02
1983	43.21	42.67	42.66	42.28
1984	42.87	37.08	38.98	39.82
1985	37.87	39.08	42.68	44.84
1986	42.13	42.18	43.18	41.61
1987	38.91	38.52	44.13	39.84
1988	40.73	42.00	46.55	44.44
1989	44.15	45.43	45.24	45.66
1990	44.63	46.64	46.58	45.70
1991	44.71	44.30	45.74	45.96
1992	48.66	46.56	46.65	47.75
1993	45.33	47.85	48.20	49.98
1994	50.39	48.54	51.28	46.69
1995	44.61	44.99	49.25	51.04
1996	52.04	54.78	58.07	59.04
1997	57.71	58.56	60.93	63.06

Quadre A1. 8. POBLACIÓ OCUPADA HOMES: EH_t (milers de persones)

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	93.49	93.40	93.32	93.38
1978	89.87	91.00	90.75	90.06
1979	91.45	92.54	95.25	95.43
1980	94.25	92.06	91.05	89.43
1981	88.14	88.73	90.33	91.80
1982	91.91	91.53	91.27	86.25
1983	84.58	84.97	89.48	89.93
1984	87.23	91.09	92.76	90.89
1985	89.66	89.44	92.05	88.32
1986	89.40	89.30	89.59	88.70
1987	85.30	88.17	88.67	87.16
1988	88.18	83.98	87.01	86.26
1989	86.82	86.76	86.23	86.27
1990	84.71	83.63	84.86	83.86
1991	83.32	85.42	84.37	86.86
1992	87.38	89.55	86.77	83.12
1993	80.89	79.82	80.56	79.39
1994	81.40	81.37	83.10	84.42
1995	82.88	83.08	80.02	78.72
1996	78.12	75.12	76.33	79.77
1997	78.52	81.49	82.76	83.39

Quadre A1. 9. POBLACIÓ OCUPADA DONES: ED_t (milers de persones)

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	40.74	38.12	40.83	37.12
1978	36.20	38.49	42.60	40.87
1979	37.94	38.32	43.66	40.13
1980	38.57	37.48	37.91	34.80
1981	34.18	35.14	40.31	37.11
1982	37.42	35.81	39.09	41.08
1983	41.11	40.00	40.09	39.82
1984	40.99	35.52	37.01	37.39
1985	34.48	36.05	39.37	41.05
1986	37.61	37.34	38.62	37.12
1987	34.36	34.00	39.93	36.43
1988	36.34	37.45	42.62	39.61
1989	40.54	42.42	41.73	43.40
1990	42.63	45.14	43.77	42.18
1991	41.69	41.07	42.18	42.33
1992	44.34	41.75	41.27	41.71
1993	39.68	40.71	42.14	43.12
1994	43.17	41.31	44.10	39.22
1995	37.49	37.21	41.98	42.55
1996	44.24	46.92	52.01	50.63
1997	49.72	50.47	52.87	55.37

Quadre A1. 10. POBLACIÓ OCUPADA SECTOR AGRICULTURA, RAMADERIA I PESCA: EA_t (milers de persones)

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	34.98	33.86	36.90	34.12
1978	31.91	32.08	36.99	32.42
1979	33.48	36.18	42.48	42.68
1980	41.75	39.32	41.16	39.35
1981	36.62	35.70	41.44	41.44
1982	38.19	40.13	43.46	41.32
1983	36.95	35.53	40.66	35.81
1984	35.74	34.37	39.42	38.47
1985	37.61	41.07	41.82	35.11
1986	34.54	35.08	35.41	31.41
1987	29.46	30.22	33.73	30.25
1988	30.54	31.20	34.72	31.49
1989	30.29	29.56	30.93	30.41
1990	28.38	26.92	28.21	24.96
1991	24.08	22.73	24.32	26.39
1992	25.28	23.33	22.24	20.09
1993	17.75	16.10	16.75	18.11
1994	18.48	18.50	19.52	20.14
1995	17.98	17.34	19.29	21.15
1996	18.49	18.23	19.56	19.68
1997	19.23	19.94	20.41	20.72

Quadre A1. 11. POBLACIÓ OCUPADA SECTOR INDÚSTRIA: E_t
(milers de persones)

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	28.53	26.63	25.92	27.21
1978	26.10	28.57	28.56	30.74
1979	29.58	27.36	25.50	25.63
1980	24.66	22.99	21.89	21.80
1981	22.44	23.02	23.96	23.26
1982	24.81	23.86	24.94	26.07
1983	23.98	22.85	23.11	25.07
1984	23.36	21.48	21.54	21.76
1985	20.83	20.82	22.60	27.81
1986	28.58	27.00	26.65	26.64
1987	26.28	23.95	23.02	22.65
1988	23.63	21.77	21.02	22.72
1989	24.26	25.63	24.93	25.01
1990	25.46	24.78	23.70	23.67
1991	22.10	22.11	21.37	21.17
1992	20.10	20.14	18.72	19.08
1993	19.99	20.39	19.00	18.55
1994	20.69	19.12	19.80	18.20
1995	17.47	16.99	17.14	17.42
1996	16.85	13.97	16.66	18.98
1997	19.42	20.51	21.95	22.40

**Quadre A1. 12. POBLACIÓ OCUPADA SECTOR CONSTRUCCIÓ:
EC_t (milers de persones)**

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	11.69	11.10	12.48	13.48
1978	11.05	11.17	9.96	10.25
1979	10.70	12.05	13.43	13.39
1980	13.60	13.82	11.52	11.81
1981	10.34	10.71	9.06	10.22
1982	9.94	9.87	9.84	10.31
1983	10.11	12.02	13.53	14.53
1984	12.48	14.52	14.25	13.23
1985	12.67	10.64	11.80	10.97
1986	9.44	9.01	11.01	11.00
1987	10.82	10.58	9.78	10.97
1988	11.23	11.51	11.98	11.81
1989	11.48	11.24	12.33	10.82
1990	11.62	11.93	13.10	12.83
1991	12.50	12.72	11.79	13.92
1992	15.20	18.07	19.22	18.95
1993	17.77	17.21	16.89	14.55
1994	15.42	16.21	15.22	16.18
1995	17.61	18.51	17.84	16.05
1996	14.87	14.14	12.78	12.81
1997	11.20	13.00	14.64	15.33

Quadre A1. 13. POBLACIÓ OCUPADA SECTOR SERVEIS: ES_t
(milers de persones)

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	59.03	59.94	58.85	55.69
1978	57.01	57.52	57.84	57.51
1979	55.63	55.28	57.50	53.70
1980	52.80	53.39	54.40	51.27
1981	52.92	54.44	56.18	53.99
1982	56.22	53.48	51.81	49.62
1983	54.64	54.58	52.27	54.04
1984	56.64	56.24	54.56	54.82
1985	53.04	52.96	55.21	55.33
1986	54.45	55.55	55.14	56.76
1987	53.10	57.43	62.06	59.72
1988	59.12	56.94	61.91	59.86
1989	61.34	62.75	59.76	63.43
1990	61.87	65.15	63.61	64.59
1991	66.33	68.93	69.06	67.70
1992	71.15	69.77	67.86	66.70
1993	65.07	66.82	70.07	71.30
1994	69.97	68.85	72.66	69.13
1995	67.30	67.46	67.73	66.64
1996	72.14	75.70	79.33	78.92
1997	78.39	78.50	78.62	80.31

Quadre A1. 14. TAXA D'ACTIVITAT

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	52,57	51,97	52,99	51,49
1978	50,31	51,05	52,80	51,57
1979	50,51	51,12	54,26	53,32
1980	52,76	52,16	52,12	50,50
1981	50,39	50,75	53,24	51,93
1982	51,80	51,45	53,24	51,92
1983	51,27	50,44	51,49	50,81
1984	50,10	49,47	50,39	50,61
1985	49,63	50,33	52,44	51,60
1986	51,22	51,06	50,63	49,46
1987	47,58	47,84	49,51	47,48
1988	48,08	46,95	49,21	47,97
1989	47,89	48,28	47,69	48,10
1990	46,88	47,29	47,59	46,91
1991	46,27	46,56	46,79	48,06
1992	48,94	48,78	47,66	47,23
1993	45,98	46,32	46,20	47,04
1994	47,76	46,84	48,14	46,62
1995	45,62	45,21	45,43	45,74
1996	46,00	45,61	46,90	48,20
1997	47,64	48,58	49,74	50,65

Quadre A1. 15. TAXA D'ATUR

<i>Anys</i>	<i>I Trimestre</i>	<i>II Trimestre</i>	<i>III Trimestre</i>	<i>IV Trimestre</i>
1977	1.08	1.85	2.11	1.64
1978	2.40	1.67	2.35	2.19
1979	1.68	0.91	1.22	1.33
1980	2.09	3.12	3.57	4.45
1981	5.94	5.72	4.72	3.99
1982	3.87	5.04	6.22	5.92
1983	6.07	6.17	5.12	4.21
1984	4.33	4.49	3.76	4.93
1985	6.64	7,05	6.68	6.79
1986	7.80	7.78	6.17	6.33
1987	7.51	6.12	4.74	4.76
1988	5.48	5.83	4.30	4.89
1989	3.85	3.49	3.45	3.23
1990	2.66	2.56	3.46	4.18
1991	3.89	3.58	4.24	5.06
1992	5.16	5.36	5.76	7.50
1993	8.41	9.31	7.63	9.63
1994	9.77	9.66	9.13	9.07
1995	9.79	9.31	8.73	10.17
1996	9.90	9.46	7.49	8.64
1997	9.18	8.42	8.13	7.77

APÈNDIX 2. ANÀLISI DE LA VARIÀNÇA.

Quadre A2. 1. ANOVA variable actius d'un factor (any)

Prueba de homogeneidad de varianzas

	Estadístico de Levene	gl1	gl2	Sig.
ACTIUS LLEIDA	2,158	20	63	,011
ACTIUS CATALUNYA	3,749	20	63	,000
ACTIUS ESTATAL	4,005	20	63	,000

ANOVA

		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
ACTIUS LLEIDA	Inter-grupos	814,237	20	40,712	6,348	,000
	Intra-grupos	404,016	63	6,413		
	Total	1218,253	83			
ACTIUS CATALUNYA	Inter-grupos	2689494,2	20	134474,7	319,092	,000
	Intra-grupos	26550,015	63	421,429		
	Total	2716044,2	83			
ACTIUS ESTATAL	Inter-grupos	95109136	20	4755457	625,181	,000
	Intra-grupos	479211,35	63	7606,529		
	Total	95588348	83			

Quadre A2. 2. ANOVA variable actius d'un factor (trimestre)

Prueba de homogeneidad de varianzas

	Estadístico de Levene	gl1	gl2	Sig.
ACTIUS LLEIDA	,161	3	80	,922
ACTIUS CATALUNYA	,174	3	80	,914
ACTIUS ESTATAL	,059	3	80	,981

ANOVA

		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
ACTIUS LLEIDA	Inter-grupos	125,052	3	41,684	3,050	,033
	Intra-grupos	1093,201	80	13,665		
	Total	1218,253	83			
ACTIUS CATALUNYA	Inter-grupos	9102,937	3	3034,312	,090	,966
	Intra-grupos	2706941,2	80	33836,765		
	Total	2716044,2	83			
ACTIUS ESTATAL	Inter-grupos	281709,61	3	93903,203	,079	,971
	Intra-grupos	95306638	80	1191333		
	Total	95588348	83			

Quadre A2. 3. ANOVA variable actius amb dos factors (any i trimestre)

ANOVA^a

			Mètode experimental				
			Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig
ACTIUS LLEIDA	Efectos principales	(Combinadas)	939,289	23	40,839	8,784	,000
		QUARTER, period 4	125,052	3	41,684	8,965	,000
		YEAR, not periodic	814,237	20	40,712	8,756	,000
	Modelo	939,289	23	40,839	8,784	,000	
	Residual	278,964	60	4,649			
Total			1218,253	83	14,678		

a. ACTIUS LLEIDA por QUARTER, period 4 , YEAR, not periodic

ANOVA^a

			Mètode experimental				
			Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig
ACTIUS CATALUNYA	Efectos principales	(Combinadas)	2698597,1	23	117330,3	403,496	,000
		QUARTER, period 4	9102,937	3	3034,312	10,435	,000
		YEAR, not periodic	2689494,2	20	134474,7	462,455	,000
	Modelo	2698597,1	23	117330,3	403,496	,000	
	Residual	17447,078	60	290,785			
Total			2716044,2	83	32723,424		

a. ACTIUS CATALUNYA por QUARTER, period 4 , YEAR, not periodic

ANOVA^a

			Mètode experimental				
			Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
ACTIUS ESTATAL	Efectos principales	(Combinadas)	95390846	23	4147428	1259,967	,000
		QUARTER, period 4	281709,61	3	93903,203	28,527	,000
		YEAR, not periodic	95109136	20	4755457	1444,683	,000
	Modelo		95390846	23	4147428	1259,967	,000
	Residual		197501,74	60	3291,696		
	Total		95588348	83	1151667		

a. ACTIUS ESTATAL por QUARTER, period 4 , YEAR, not periodic

Quadre A2. 4. ANOVA variable ocupats d'un factor (any)

Prueba de homogeneidad de varianzas

	Estadístico de Levene	gl1	gl2	Sig.
OCUPATS LLEIDA	2,670	20	63	,002
OCUPATS CATALUNYA	2,088	20	63	,014
OCUPATS ESTATAL	3,168	20	63	,000

ANOVA

		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
OCUPATS LLEIDA	Inter-grupos	907,567	20	45,378	5,637	,000
	Intra-grupos	507,133	63	8,050		
	Total	1414,700	83			
OCUPATS CATALUNYA	Inter-grupos	2126522,7	20	106326,1	130,830	,000
	Intra-grupos	51200,240	63	812,702		
	Total	2177723,0	83			
OCUPATS ESTATAL	Inter-grupos	33704459	20	1685223	122,657	,000
	Intra-grupos	865575,93	63	13739,300		
	Total	34570035	83			

Quadre A2. 5. ANOVA variable ocupats d'un factor (trimestre)

Prueba de homogeneidad de varianzas

	Estadístico de Levene	gl1	gl2	Sig.
OCUPATS LLEIDA	,278	3	80	,841
OCUPATS CATALUNYA	,028	3	80	,994
OCUPATS ESTATAL	,007	3	80	,999

ANOVA

		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
OCUPATS LLEIDA	Inter-grupos	154,082	3	51,361	3,259	,026
	Intra-grupos	1260,618	80	15,758		
	Total	1414,700	83			
OCUPATS CATALUNYA	Inter-grupos	7457,610	3	2485,870	,092	,964
	Intra-grupos	2170265,3	80	27128,317		
	Total	2177723,0	83			
OCUPATS ESTATAL	Inter-grupos	138817,76	3	46272,586	,108	,955
	Intra-grupos	34431218	80	430390,2		
	Total	34570035	83			

Quadre A2. 6. ANOVA variable ocupats de dos factors (any i trimestre)

ANOVA^a

			Método experimental				
			Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig
OCUPATS CATALUNYA	Efectos principales	(Combinadas)	2133980,3	23	92781,753	127,265	,000
		YEAR, not periodic	2126522,7	20	106326,1	145,843	,000
		QUARTER, period 4	7457,610	3	2485,870	3,410	,023
	Modelo		2133980,3	23	92781,753	127,265	,000
	Residual		43742,629	60	729,044		
	Total		2177723,0	83	26237,626		

a. OCUPATS CATALUNYA por YEAR, not periodic , QUARTER, period 4

Quadre A2. 7. ANOVA variable aturats d'un factor (any)

Prueba de homogeneidad de varianzas

	Estadístico de Levene	gl1	gl2	Sig.
ATURATS CATALUNYA	3,184	20	63	,000
ATURATS ESTATAL	1,633	20	63	,072
ATURATS LLEIDA	2,048	20	63	,016

ATURAT	Inter-	Suma	gl	Medi	F	Sig.
CATALUNY	Intra-	93539,90	63	1484,77		
	Total	1544017,	83			
ATURAT ESTATA	Inter-	6275911	20	313795	390,75	,000
	Intra-	505918,7	63	8030,45		
ATURAT LLEID	Total	6326503	83			
	Inter-	977,49	20	48,87	48,44	,000
LLEID	Intra-	63,55	63	1,009		
	Total	1041,05	83			

Quadre A2. 8. ANOVA variable aturats d'un factor (trimestre)

Prueba de homogeneidad de varianzas

	Estadístico de Levene	gl1	gl2	Sig.
ATURATS CATALUNYA	,178	3	80	,911
ATURATS ESTATAL	,058	3	80	,981
ATURATS LLEIDA	,406	3	80	,749

ANOVA

		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
ATURATS CATALUNYA	Inter-grupos	3653,649	3	1217,883	,063	,979
	Intra-grupos	1540364,1	80	19254,551		
	Total	1544017,7	83			
ATURATS ESTATAL	Inter-grupos	86340,057	3	28780,019	,036	,991
	Intra-grupos	63178693	80	789733,7		
	Total	63265033	83			
ATURATS LLEIDA	Inter-grupos	2,693	3	,898	,069	,976
	Intra-grupos	1038,358	80	12,979		
	Total	1041,051	83			

Quadre A2. 9. ANOVA variable aturats de dos factors (any i trimestre)

ANOVA^{a,b}

	Mètode únic				
	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig
ATURATS LLEIDA					
Efectos principales	980,188	23	42,617	42,013	,000
(Combinadas) YEAR, not periodic	977,495	20	48,875	48,182	,000
Modelo Residual	2,693	3	,898	,885	,454
QUARTER, period 4	980,188	23	42,617	42,013	,000
Total	60,863	60	1,014		
	1041,051	83	12,543		

a. ATURATS LLEIDA por YEAR, not periodic

b. Todos los efectos introducidos simultáneamente

ANOVA^{a,b}

	Métode únic			F	Sig
	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática		
ATURATS CATALUNYA					
Efectos principales	1514131,5	23	65831,804	132,165	,000
(Combinadas) YEAR, not periodic	1510477,8	20	75523,892	151,623	,000
Modelo Residual	3653,649	3	1217,883	2,445	,073
QUARTER, period 4	1514131,5	23	65831,804	132,165	,000
Total	29886,256	60	498,104		
	1544017,7	83	18602,623		

a. ATURATS CATALUNYA por YEAR, not periodic

b. Todos los efectos introducidos simultáneamente

Quadre A2. 10. ANOVA d'un factor (any)

Prueba de homogeneidad de la varianza

	Estadístico de Levene	gl1	gl2	Sig.
TOTAL ACTIUS	2,158	20	63	,011
ACTIUS DONES	2,920	20	63	,001
ACTIUS HOMES	2,349	20	63	,005
TOTAL INACTIUS	2,164	20	63	,011
DESOCUPATS	2,048	20	63	,016
OCUPATS AGRICULTURA	3,736	20	63	,000
OCUPATS CONSTRUCCIÓ	2,210	20	63	,009
OCUPATS INDÚSTRIA	1,647	20	63	,069
OCUPATS SERVEIS	2,285	20	63	,007
OCUPATS HOMES	2,374	20	63	,005
OCUPATS DONES	2,119	20	63	,013

Quadre A2. 11. ANOVA d'un factor trimestre

ANOVA

		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
TOTAL ACTIUS	Inter-grupos	125,052	3	41,684	3,050	,033
	Intra-grupos	1093,201	80	13,665		
	Total	1218,253	83			
ACTIUS HOMES	Inter-grupos	2,201	3	,734	,040	,989
	Intra-grupos	1455,302	80	18,191		
	Total	1457,503	83			
ACTIUS DONES	Inter-grupos	110,693	3	36,898	1,122	,345
	Intra-grupos	2630,282	80	32,879		
	Total	2740,975	83			
TOTAL INACTIUS	Inter-grupos	66,408	3	22,136	,125	,945
	Intra-grupos	14177,706	80	177,221		
	Total	14244,114	83			
DESOCUPATS	Inter-grupos	2,693	3	,898	,069	,976
	Intra-grupos	1038,358	80	12,979		
	Total	1041,051	83			
TOTAL OCUPATS	Inter-grupos	154,082	3	51,361	3,259	,026
	Intra-grupos	1260,618	80	15,758		
	Total	1414,700	83			
OCUPATS AGRICULTURA	Inter-grupos	84,610	3	28,203	,409	,747
	Intra-grupos	5511,775	80	68,897		
	Total	5596,385	83			
OCUPATS CONSTRUCCIÓ	Inter-grupos	4,022	3	1,341	,209	,890
	Intra-grupos	514,021	80	6,425		
	Total	518,043	83			
OCUPATS INDÚSTRIA	Inter-grupos	10,387	3	3,462	,294	,830
	Intra-grupos	942,592	80	11,782		
	Total	952,979	83			
OCUPATS SERVEIS	Inter-grupos	19,081	3	6,360	,098	,961
	Intra-grupos	5197,158	80	64,964		
	Total	5216,238	83			
OCUPATS HOMES	Inter-grupos	9,439	3	3,146	,141	,935
	Intra-grupos	1781,158	80	22,264		
	Total	1790,596	83			
OCUPATS DONES	Inter-grupos	92,679	3	30,893	1,774	,159
	Intra-grupos	1393,148	80	17,414		
	Total	1485,827	83			

Índex de quadres

<i>Quadre 1. Matriu de correlacions de la variable població activa</i>	145
<i>Quadre 2. Matriu de correlacions de la variable població ocupada</i>	153
<i>Quadre 3. Matriu de correlacions de la variable població aturada</i>	161
<i>Quadre 4. Evolució de la població activa a la província de Lleida</i> <i>(1977-1997): mitjana anual (en milers de persones) per sexes</i>	169
<i>Quadre 5. Valors mitjans inicials de la variable població activa per la província de Lleida</i> <i>(milers de persones)</i>	171
<i>Quadre 6. Evolució de la població ocupada a la província de Lleida</i> <i>(1977-1997) mitjana anual (en milers de persones) per sexes</i>	173
<i>Quadre 7. Valors mitjans inicials de la variable població ocupada</i> <i>per a la província de Lleida (en milers de persones)</i>	175
<i>Quadre 8. Evolució de la població ocupada a la província de Lleida</i> <i>(1977-1997): mitjana anual (en milers de persones) per sectors</i>	177
<i>Quadre 9. Valors mitjans inicials per cada variable per la província de Lleida (milers de</i> <i>persones)</i>	180
<i>Quadre 10. Previsions P_i a la província de Lleida</i>	194
<i>Quadre 11. Previsions A_i a la província de Lleida</i>	201
<i>Quadre 12. Previsions I_i a la província de Lleida</i>	206
<i>Quadre 13. Previsions E_i a la província de Lleida</i>	213
<i>Quadre 14. Previsions E_i (2) a la província de Lleida</i>	218
<i>Quadre 15. Previsions U_i a la província de Lleida</i>	225
<i>Quadre 16. Previsions AH_i a la província de Lleida</i>	230
<i>Quadre 17. Previsions AD_i a la província de Lleida</i>	235
<i>Quadre 18. Previsions EH_i a la província de Lleida</i>	240
<i>Quadre 19. Previsions ED_i a la província de Lleida</i>	245
<i>Quadre 20. Previsions EA_i a la província de Lleida</i>	251
<i>Quadre 21. Previsions EI_i a la província de Lleida</i>	258
<i>Quadre 22. Previsions EC_i a la província de Lleida</i>	263
<i>Quadre 23. Previsions ES_i a la província de Lleida</i>	268
<i>Quadre 24. Previsions TA_i a la província de Lleida</i>	273
<i>Quadre 25. Previsions TU_i a la província de Lleida</i>	279
<i>Quadre 26. Predicció per a la variable població en edat de treballar (II)</i>	280

<i>Quadre 27. Predicció per a la variable població activa (II)</i>	281
<i>Quadre 28. Predicció per a la variable població activa (III)</i>	282
<i>Quadre 29. Predicció per a la variable població ocupada (II)</i>	283
<i>Quadre 30. Predicció per a la variable població ocupada (III)</i>	284
<i>Quadre 31. Desviacions de la variable P_t</i>	286
<i>Quadre 32. Desviacions de la variable A_t</i>	286
<i>Quadre 33. Desviacions de la variable I_t</i>	287
<i>Quadre 34. Desviacions de la variable E_t</i>	287
<i>Quadre 35. Desviacions de la variable U_t</i>	288
<i>Quadre 36. Desviacions de la variable AH_t</i>	288
<i>Quadre 37. Desviacions de la variable AD_t</i>	289
<i>Quadre 38. Desviacions de la variable EH_t</i>	289
<i>Quadre 39. Desviacions de la variable ED_t</i>	289
<i>Quadre 40. Desviacions de la variable EA_t</i>	290
<i>Quadre 41. Desviacions de la variable EI_t</i>	290
<i>Quadre 42. Desviacions de la variable EC_t</i>	290
<i>Quadre 43. Desviacions de la variable ES_t</i>	290
<i>Quadre 44. Desviacions de la variable TA_t</i>	291
<i>Quadre 45. Desviacions de la variable TU_t</i>	291
<i>Quadre 46. Desviació a partir de $\hat{P}_t = \hat{A}_t + \hat{I}_t$</i>	292
<i>Quadre 47. Desviació a partir de $\hat{A}_t = \hat{E}_t + \hat{U}_t$</i>	292
<i>Quadre 48. Desviació a partir de $\hat{A}_t = \hat{A}H_t + \hat{A}D_t$</i>	292
<i>Quadre 49. Desviació a partir de $\hat{E}_t = \hat{E}H_t + \hat{E}D_t$</i>	292
<i>Quadre 50. Desviació a partir de $\hat{E}_t = \hat{E}A_t + \hat{E}I_t + \hat{E}C_t + \hat{E}S_t$</i>	293
<i>Quadre 51. Modelització de la variable P_t</i>	299
<i>Quadre 52. Modelització de la variable A_t</i>	299
<i>Quadre 53. Modelització de la variable I_t</i>	299
<i>Quadre 54. Modelització de la variable E_t</i>	300
<i>Quadre 55. Modelització de la variable U_t</i>	300
<i>Quadre 56. Modelització de la variable AH_t</i>	300
<i>Quadre 57. Modelització de la variable AD_t</i>	301
<i>Quadre 58. Modelització de la variable EH_t</i>	301
<i>Quadre 59. Modelització de la variable ED_t</i>	301

<i>Quadre 60. Modelització de la variable EA_i</i>	302
<i>Quadre 61. Modelització de la variable EI_i</i>	302
<i>Quadre 62. Modelització de la variable EC_i</i>	302
<i>Quadre 63. Modelització de la variable ES_i</i>	303
<i>Quadre 64. Modelització de la variable TA_i</i>	303
<i>Quadre 65. Modelització de la variable TU_i</i>	303

<i>Quadre A1. 1. POBLACIÓ EN EDAT DE TREBALLAR: P_t</i>	369
<i>Quadre A1. 2. POBLACIÓ ACTIVA: A_t (milers de persones)</i>	370
<i>Quadre A1. 3. POBLACIÓ INACTIVA: I_t (milers de persones)</i>	371
<i>Quadre A1. 4. POBLACIÓ OCUPADA: E_t (milers de persones)</i>	372
<i>Quadre A1. 5. POBLACIÓ ATURADA: U_t (milers de persones)</i>	373
<i>Quadre A1. 6. POBLACIÓ ACTIVA HOMES: AH_t (milers de persones)</i>	374
<i>Quadre A1. 7. POBLACIÓ ACTIVA DONES: AD_t (milers de persones)</i>	375
<i>Quadre A1. 8. POBLACIÓ OCUPADA HOMES: EH_t</i>	376
<i>Quadre A1. 9. POBLACIÓ OCUPADA DONES: ED_t</i>	377
<i>Quadre A1. 10. POBLACIÓ OCUPADA SECTOR AGRICULTURA, RAMADERIA I PESCA: EA_t (milers de persones)</i>	378
<i>Quadre A1. 11. POBLACIÓ OCUPADA SECTOR INDÚSTRIA: EI_t (milers de persones)</i>	379
<i>Quadre A1. 12. POBLACIÓ OCUPADA SECTOR CONSTRUCCIÓ: EC_t</i>	380
<i>Quadre A1. 13. POBLACIÓ OCUPADA SECTOR SERVEIS: ES_t</i>	381
<i>Quadre A1. 14. TAXA D'ACTIVITAT</i>	382
<i>Quadre A1. 15. TAXA D'ATUR</i>	383
<i>Quadre A2. 1. ANOVA variable actius d'un factor (any)</i>	384
<i>Quadre A2. 2. ANOVA variable actius d'un factor (trimestre)</i>	385
<i>Quadre A2. 3. ANOVA variable actius amb dos factors (any i trimestre)</i>	386
<i>Quadre A2. 4. ANOVA variable ocupats d'un factor (any)</i>	387
<i>Quadre A2. 5. ANOVA variable ocupats d'un factor (trimestre)</i>	388
<i>Quadre A2. 6. ANOVA variable ocupats de dos factors (any i trimestre)</i>	389
<i>Quadre A2. 7. ANOVA variable aturats d'un factor (any)</i>	389
<i>Quadre A2. 8. ANOVA variable aturats d'un factor (trimestre)</i>	389
<i>Quadre A2. 9. ANOVA variable aturats de dos factors (any i trimestre)</i>	391
<i>Quadre A2. 10. ANOVA d'un factor (any)</i>	392
<i>Quadre A2. 11. ANOVA d'un factor trimestre</i>	393

Índex de gràfics

<i>Gràfic 1. Evolució de la població en edat de treballar a la província de Lleida (1977-1997) en milers de persones.</i>	137
<i>Gràfic 2. Evolució de la població en edat de treballar a Catalunya (1977-1997) en milers de persones.</i>	137
<i>Gràfic 3. Evolució de la població en edat de treballar a Espanya (1977-1997) en milers de persones.</i>	138
<i>Gràfic 4. Evolució de la població activa a la província de Lleida (1977-1997) en milers de persones.</i>	140
<i>Gràfic 5. Evolució de la població activa a Catalunya (1977-1997) en milers de persones.</i>	140
<i>Gràfic 6. Evolució de la població activa a Espanya (1977-1997) en milers de persones.</i>	141
<i>Gràfic 7. Índex de la població activa a la província de Lleida</i>	142
<i>Gràfic 8. Índex de la població activa a Catalunya (1977-1997)</i>	142
<i>Gràfic 9. Índex de la població activa a Espanya (1977-1997)</i>	143
<i>Gràfic 10. Taxa d'activitat a la província de Lleida (1977-1997)</i>	147
<i>Gràfic 11. Taxa d'activitat a Catalunya (1977-1997)</i>	147
<i>Gràfic 12. Taxa d'activitat a Espanya (1977-1997)</i>	148
<i>Gràfic 13. Evolució de la població ocupada a la província de Lleida (1977-1997)</i>	150
<i>Gràfic 14. Evolució de la població ocupada a Catalunya (1977-1997)</i>	150
<i>Gràfic 15. Evolució de la població ocupada a Espanya (1977-1997)</i>	151
<i>Gràfic 16. Evolució de la població aturada a la província de Lleida (1977-97) en milers de persones</i>	160
<i>Gràfic 17. Evolució de la població aturada a Catalunya (1977-97) en milers de persones</i>	160
<i>Gràfic 18. Evolució de la població aturada a Espanya (1977-97) en milers de persones</i>	161
<i>Gràfic 19. Taxa d'atur a la província de Lleida (1977-97)</i>	166
<i>Gràfic 20. Taxa d'atur a Catalunya (1977-97)</i>	166
<i>Gràfic 21. Taxa d'atur a Espanya (1977-97)</i>	167
<i>Gràfic 22. Evolució de l'ocupació mitjana anual a la província de Lleida per sexes (1977-1997) en termes relatius (%)</i>	170

Gràfic 23. Evolució de l'ocupació mitjana anual a la província de Lleida per sexes (1977-1997) en termes relatius (%)	174
Gràfic 24. Evolució de l'ocupació per sectors productius (1977-1997), en termes relatius.	179
Gràfic 25. Evolució de la sèrie població en edat de treballar a la província de Lleida: P_t	186
Gràfic 26. Correlogrames dels residus P_t	192
Gràfic 27. Gràfics del modelatge P_t	193
Gràfic 28. Previsions P_t	195
Gràfic 29. Evolució de la sèrie població activa a la província de Lleida: A_t	196
Gràfic 30. Correlogrames dels residus A_t	199
Gràfic 31. Gràfics del modelatge A_t	199
Gràfic 32. Previsions A_t	201
Gràfic 33. Evolució de la sèrie població inactiva a la província de Lleida: I_t	202
Gràfic 34. Correlogrames dels residus I_t	204
Gràfic 35. Gràfics del modelatge I_t	205
Gràfic 36. Previsions I_t	206
Gràfic 37. Evolució de la sèrie població ocupada a la província de Lleida: E_t	207
Gràfic 38. Correlogrames dels residus E_t	211
Gràfic 39. Gràfics del modelatge E_t	211
Gràfic 40. Previsions E_t	213
Gràfic 41. Correlogrames dels residus $E_t(2)$	216
Gràfic 42. Gràfics del modelatge $E_t(2)$	216
Gràfic 43. Previsions $E_t(2)$	218
Gràfic 44. Evolució de la sèrie població aturada a la província de Lleida: U_t	219
Gràfic 45. Correlogrames dels residus U_t	223
Gràfic 46. Gràfics del modelatge U_t	223
Gràfic 47. Previsions U_t	225
Gràfic 48. Evolució de la sèrie població activa masculina a la província de Lleida: AH_t	226
Gràfic 49. Correlogrames dels residus AH_t	228
Gràfic 50. Gràfics del modelatge AH_t	228
Gràfic 51. Previsions AH_t	230
Gràfic 52. Evolució de la sèrie població activa femenina a la província de Lleida: AD_t	231
Gràfic 53. Correlogrames dels residus AD_t	233
Gràfic 54. Gràfics del modelatge AD_t	233

Gràfic 55. Previsions AD_t	235
Gràfic 56. Evolució de la sèrie població ocupada masculina a la província de Lleida: EH_t	236
Gràfic 57. Correlogrames dels residus EH_t	238
Gràfic 58. Gràfics del modelatge EH_t	238
Gràfic 59. Previsions EH_t	240
Gràfic 60. Evolució de la sèrie població ocupada femenina a la província de Lleida: ED_t	241
Gràfic 61. Correlogrames dels residus ED_t	243
Gràfic 62. Gràfics del modelatge ED_t	243
Gràfic 63. Previsions ED_t	245
Gràfic 64. Evolució de la sèrie població ocupada sector agricultura, ramaderia i pesca a la província de Lleida: EA_t	246
Gràfic 65. Correlogrames dels residus EA_t	249
Gràfic 66. Gràfics de modelatge EA_t	249
Gràfic 67. Previsions EA_t	251
Gràfic 68. Evolució de la sèrie de població ocupada al sector indústria a la província de Lleida: EI_t	252
Gràfic 69. Correlogrames dels residus EI_t	256
Gràfic 70. Gràfics del modelatge EI_t	256
Gràfic 71. Previsions EI_t	258
Gràfic 72. Evolució de la sèrie població ocupada al sector construcció a la província de Lleida: EC_t	259
Gràfic 73. Correlogrames dels residus EC_t	261
Gràfic 74. Gràfics del modelatge EC_t	261
Gràfic 75. Previsions EC_t	263
Gràfic 76. Evolució de la sèrie població ocupada en el sector serveis a la província de Lleida: ES_t	264
Gràfic 77. Correlogrames dels residus ES_t	266
Gràfic 78. Gràfics del modelatge ES_t	266
Gràfic 79. Previsions ES_t	268
Gràfic 80. Evolució de la sèrie taxa d'activitat a la província de Lleida: TA_t	269
Gràfic 81. Correlogrames dels residus TA_t	271
Gràfic 82. Gràfics del modelatge TA_t	271
Gràfic 83. Previsions TA_t	273

<i>Gràfic 84. Evolució de la sèrie taxa d'atur en la província de Lleida: TU_t.....</i>	<i>274</i>
<i>Gràfic 85. Correlogrames dels residus TU_t.....</i>	<i>277</i>
<i>Gràfic 86. Gràfics del modelatge TU_t.....</i>	<i>277</i>
<i>Gràfic 87. Previsions TU_t.....</i>	<i>279</i>

EXCLÒS DE PRÉSTEC

