

TASA DE PARO EN LA COMUNIDAD DE CASTILLA Y LEÓN

M^a Rosa ARRANZ SOMBRÍA

David PÉREZ ROMÁN

Facultad de C.C. E.E. y E.E.

'Dpto. de Economía Aplicada

Universidad de Valladolid

1. INTRODUCCIÓN

Uno de los problemas que más preocupa en la actualidad es la elevada cifra de parados que se registra y el crecimiento que ha experimentado en los últimos meses.

En la Comunidad de Castilla-León, la tasa de paro registrada en el primer trimestre de 1994 fue del 21.41% según datos publicados por la Encuesta de Población Activa (EPA). Aunque es una cifra muy elevada, podemos considerarla relativamente "pequeña" si se compara con la correspondiente a la tasa de paro nacional que alcanza el 24.58% para dicho trimestre.

El objetivo de este trabajo es analizar la evolución de la tasa de paro en la comunidad de Castilla-León y realizar predicciones sobre su comportamiento futuro a corto plazo.

Dado que el paro no incide de la misma forma en todas las provincias de la comunidad, hemos realizado este estudio teniendo en cuenta dichas diferencias y hemos considerado para su análisis las series correspondientes a la tasa de paro de cada una de ellas.

La fuente de información utilizada ha sido la Encuesta de Población Activa y para obtener los modelos adecuados y las correspondientes predicciones se han empleado las técnicas de modelización ARIMA.

2. MODELOS Y PREDICCIONES

La evolución de la tasa de paro en las diferentes provincias de la comunidad de Castilla-León tiene una pauta común a todas ellas. Aparece una marcada tendencia creciente desde el inicio de las series hasta los años 85-86. A partir de este momento, se produce cierto estacionamiento en los niveles de la tasa de paro e incluso un descenso en el año 1991, muy pronunciado para la provincia de Segovia, para retomar de nuevo la tendencia creciente, aunque de forma más moderada en general que en el primer tramo.

A pesar de las semejanzas, existen también importantes diferencias. Mientras todas ellas comienzan con tasas de paro inferiores al 5%, unas alcanzan niveles en torno al 24% (Valladolid, Palencia, Zamora), otras como Soria el 11.61% y para la provincia de Salamanca se llega a un 27.9%. Por otra parte, en el mismo desarrollo de las series, cada una presenta sus peculiaridades, mientras en unas aparecen oscilaciones bruscas, otras tienen un comportamiento más suave.

Estas diferencias en la evolución de la tasa de paro en las distintas provincias de la comunidad, nos han llevado a modelizar cada serie de forma separada para recoger mejor las peculiaridades de cada una de ellas.

En el trabajo hemos utilizado datos trimestrales de las tasas de paro procedentes de la EPA desde el 3^{er} trimestre de 1976, hasta el 1^{er} trimestre de 1994, lo que ha generado nueve series de 71 datos.

Para obtener las predicciones de las tasas de paro, hemos empleado la modelización ARIMA. Para modelizar las nueve tasas de paro, hemos tenido en cuenta en nuestro estudio el cambio metodológico experimentado por la EPA en 1987 mediante una variable de intervención. Sin embargo, esta variable no ha resultado significativa en ninguna de las series.

Las estimaciones de los modelos han sido realizadas utilizando el programa ITSM (Interactive Time Series Modelling).

Explicaremos detalladamente el proceso seguido en la obtención del modelo para la tasa de paro en la provincia de Burgos. Para el resto de las series exponemos en el apéndice únicamente los modelos estimados en cada caso junto con sus correspondientes predicciones y la función de correlación de los residuos, pues su desarrollo es en esencia el mismo.

En la figura 1 aparece la serie de la tasa de paro en Burgos que consta de 71 observaciones trimestrales y representaremos por TPBU. Para la estimación del modelo hemos utilizado los datos en tanto por uno. Se aprecia claramente que la serie no es estacionaria en media (posee tendencia creciente); además aparece cierta estructura cada cuatro períodos (descenso de la tasa de paro en el dato correspondiente al segundo trimestre de cada año en la mayoría de los casos), que puede indicar la presencia de una componente estacional.

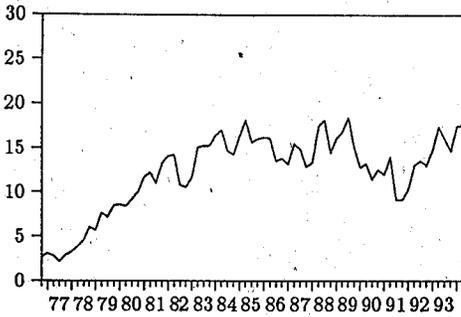


Fig. 1: TPBU

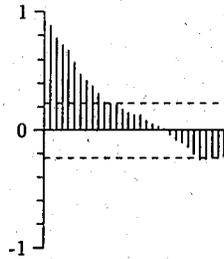


Fig. 2: Función de correlación de la serie TPBU

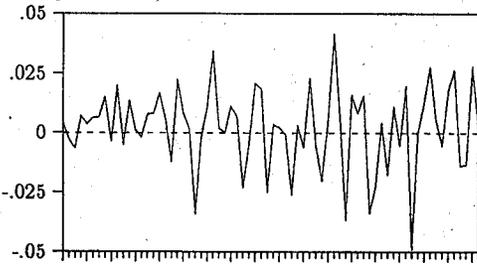


Fig. 3: $(1 - B)TPBU$

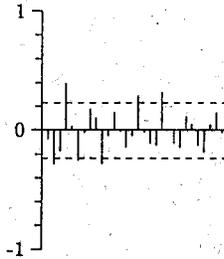


Fig. 4: Función de correlación de la serie $(1-B)TPBU$

El análisis de la función de correlación (figura 2) confirma nuestra impresión pues tiene un lento decrecimiento hacia cero; por ello, con objeto de hacer la serie estacionaria en media, realizamos una diferencia de orden uno. La serie resultante, $(1 - B)TPBU^1$, y su función de correlación aparecen en las figuras 3 y 4 respectivamente.

Observando la función de correlación de la serie diferenciada, vemos que aparecen correlaciones significativas en los retardos 4 y 16 y que permanecen casi constantes los retardos 8 y 12. Esto, junto con el carácter trimestral de los datos y la conocida estacionalidad del empleo, nos ha llevado a realizar una diferencia de orden 4. No obstante, para comprobar que esta diferenciación no es excesiva, hemos analizado también la serie $(1 - B)TPBU$.

Los resultados obtenidos en la modelización de $(1 - B)TPBU$ no han sido nada satisfactorios por lo que nos inclinamos por la diferencia estacional y estudiamos la serie $(1 - B^4)(1 - B)TPBU$ que aparece en la figura 5. Para la identificación de la estructura ARMA adecuada, hemos utilizado la serie con media cero $X_t = (1 - B^4)(1 - B)TPBU + 0.00061$.

¹ B es el operador diferencia $BX_t = X_{t-1}$

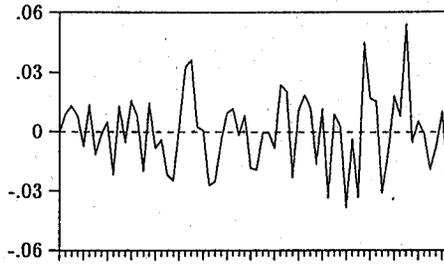


Fig. 5: $(1 - B)(1 - B^4)TPBU$

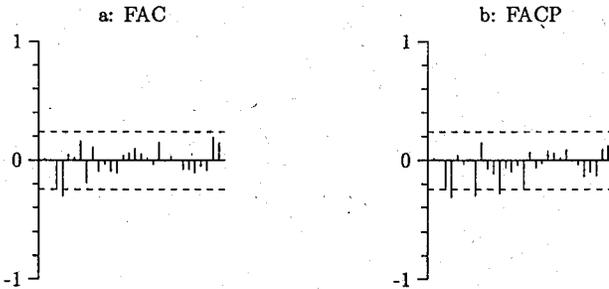


Fig. 6: Funciones de correlación de la serie $(1 - B^4)(1 - B)TPBU$

Del análisis de la función de correlación simple (figura 6a) deducimos una estructura MA(4) y a través de la función de correlación parcial (figura 6b) estructuras AR(4) o AR(8).

Los modelos estimados en cada caso han sido los siguientes:

1. $(1 + .243B^3 + .302B^4)X_t = Z_t$
 $BIC^2 = -244.6485 \quad AICC = -343.3130$
2. $(1 + .215B^3 + .398B^4 + .318B^8)X_t = Z_t$
 $BIC = -348.938 \quad AICC = -347.7721$
3. $X_t = (1 - .124B^3 - .791B^4)Z_t$
 $BIC = -357.6038 \quad AICC = -354.3862$

²AIC: criterio de Akaike. AICC: criterio de Akaike corregido. BIC: modificación bayesiana del AIC. Ver Brockell, P. J. y Davis, R. A. (1991a). Pág. 304.

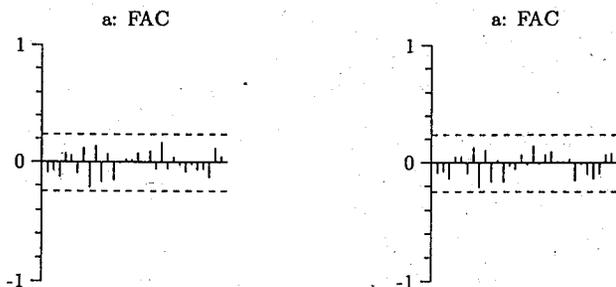


Fig. 7: Funciones de correlación de los residuos

En el correlograma de los residuos del modelo AR(4) aparece un retardo, el octavo, muy significativo por lo que es rechazado frente a los otros dos modelos que presentan correlogramas más limpios.

En cuanto a los modelos segundo y tercero, los residuos son similares aunque algo menores para el modelo MA(4), lo mismo que las correlaciones; además, el tercer modelo presenta unos estadísticos BIC y AICC menores y es más sencillo (orden cuatro y dos coeficientes no nulos frente a orden ocho y tres coeficientes no nulos).

Los retardos de las funciones de correlación y correlación parcial de los residuos no parecen ser significativamente distintos de cero para el modelo MA(4) como se aprecia en la figura 7. No obstante, mediante el software utilizado, hemos aplicado diferentes tests³ de aleatoriedad para comprobar que la serie de los residuos se comporta como un proceso de ruido blanco. La aplicación de dichos tests no rechaza en ningún caso esta hipótesis. Por todo ello, consideramos que el tercer modelo es adecuado para la serie X_t y es el elegido para realizar las predicciones que aparecen en la tabla 1.

3. CONCLUSIONES

A la vista de las predicciones obtenidas para la tasa de paro de las distintas provincias de la comunidad de Castilla-León, podemos observar que se mantiene como denominador común la tendencia creciente que presentaban las series, resultado razonable si tenemos en cuenta su desarrollo en los últimos trimestres.

El crecimiento en las predicciones es realmente preocupante para provincias como Palencia donde se alcanza casi un 9% o Avila donde llegamos al 7%. Para otras provincias, como Segovia o Zamora, el aumento es más moderado (aproximadamente el 2%) llegando incluso a un crecimiento nulo en la provincia de Valladolid, estabilizándose la tasa de paro, aunque con oscilaciones, en torno al 24%.

Aunque los resultados son poco halagüeños en todos los casos, en el trabajo

³Ver Brockell, P. J. y Davis, R. A. (1991a). Pág. 310-13

Datos Trim.	Lím. inf. 95% conf.	Predicción	Lím. sup. 95% conf.
72	0.1364	0.1663	0.1961
73	0.1116	0.1538	0.1960
74	0.1134	0.1651	0.2168
75	0.1248	0.1828	0.2407
76	0.1064	0.1727	0.2391
77	0.0864	0.1603	0.2341
78	0.0909	0.1716	0.2522
79	0.1036	0.1892	0.2748

Tabla 1: Predicciones de la tasa de paro en Burgos

no hemos podido recoger el posible cambio de tendencia que parece reflejarse en los datos de los últimos meses, pues el último trimestre considerado es el primero de 1994. Esto, unido a los indicios actuales de reactivación económica, nos anima a esperar que los valores reales de las tasas de paro en los próximos trimestres, sean inferiores a las predicciones obtenidas en nuestro trabajo.

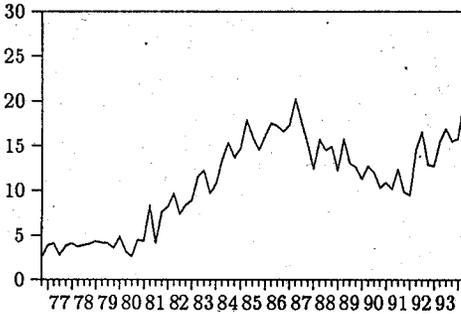
BIBLIOGRAFÍA

- Brockell, P. J. y Davis, R. A. (1991a). Times Series. Theory and Methods. Springer-Verlag.
- Brockell, P. J. y Davis, R. A. (1991b). ITSM. An Interactive Time Series Modeling Package for the PC. Springer-Verlag.
- Box, G. E. P. y Jenkins, G. M. (1970). Time Series Analysis: Forecasting and Control. Holden-Day. San Francisco.
- Espasa, A. y Cancelo, J. R. (1993). Métodos Cuantitativos para el Análisis de la Coyuntura Económica. Alianza Economía.
- Otero, J. M. (1993). Econometría. Series temporales y predicción. AC.
- Peña, D. (1979). Interacción en la identificación de modelos ARMA univariantes. Cuadernos Económicos del I.C.E. N^{os} 11-12.

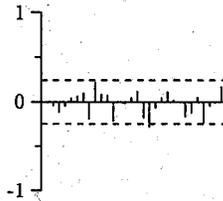
APÉNDICE

Tasa de paro provincia: ÁVILA

Modelo ARIMA: $(1 + .427B + .372B^4 + .211B^5)(1 - B^4)(1 - B)X_t = .00047 + Z_t$
 BIC = -345.6122 AICC = -345.1182

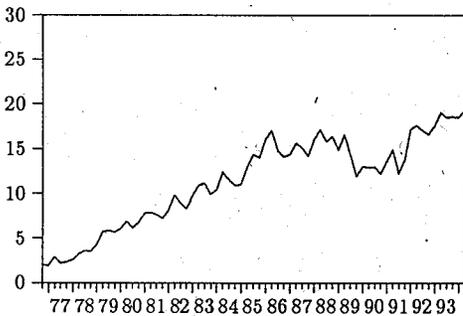


Datos Trim.	Lím. inf. 95% conf.	Predicción	Lím. sup. 95% conf.
72	0.1840	0.2163	0.2486
73	0.1580	0.1952	0.2325
74	0.1513	0.1958	0.2403
75	0.1843	0.2339	0.2835
76	0.1829	0.2487	0.3146
77	0.1577	0.2311	0.3045
78	0.1511	0.2336	0.3162
79	0.1843	0.2741	0.3638

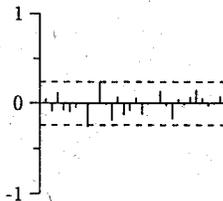


Tasa de paro provincia: LEÓN

Modelo ARIMA: $(1 + .766B^4 - .235B^5 + .322B^8)(1 - B^4)(1 - B)X_t = -.00001 + Z_t$
 BIC = -413.3737 AICC = -413.9332



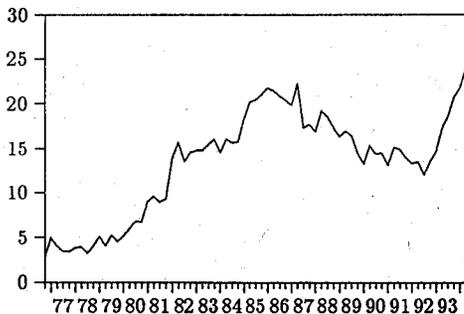
Datos Trim.	Lím. inf. 95% conf.	Predicción	Lím. sup. 95% conf.
72	0.1638	0.1826	0.2015
73	0.1590	0.1856	0.2123
74	0.1693	0.2020	0.2346
75	0.1718	0.2095	0.2471
76	0.1570	0.2012	0.2455
77	0.1472	0.1995	0.2517
78	0.1476	0.2067	0.2657
79	0.1553	0.2206	0.2858



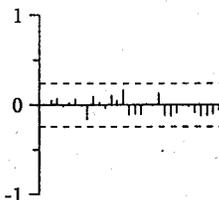
Tasa de paro provincia: PALENCIA

Modelo ARIMA: $(1 - B^4)(1 - B)X_t = .00091 + (.086B^3 - .644B^4)Z_t$

BIC = -368.4774 AICC = -367.1581



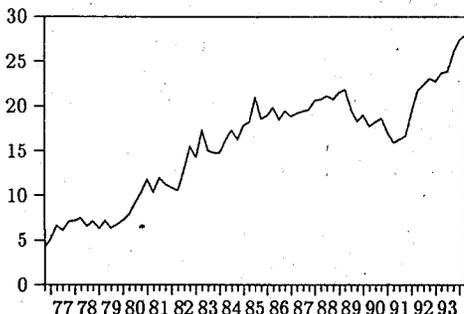
Datos Trim.	Lím. inf. 95% conf.	Predicción	Lím. sup. 95% conf.
72	0.2165	0.2440	0.2715
73	0.2169	0.2558	0.2948
74	0.2139	0.2616	0.3093
75	0.2277	0.2840	0.3402
76	0.2192	0.2881	0.3569
77	0.2213	0.3008	0.3803
78	0.2206	0.3075	0.3944
79	0.2325	0.3308	0.4291



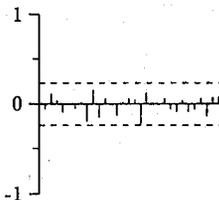
Tasa de paro provincia: SALAMANCA

Modelo ARIMA: $(1 - .326B^7)(1 - B)X_t = .00340 + Z_t$

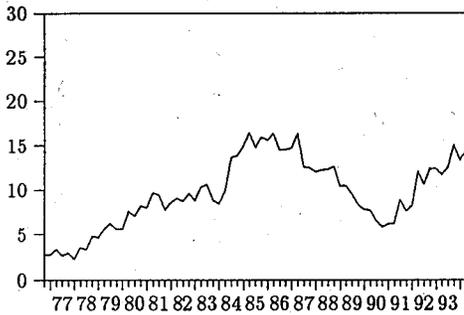
BIC = -424.9345 AICC = -423.1875



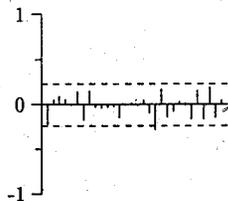
Datos Trim.	Lím. inf. 95% conf.	Predicción	Lím. sup. 95% conf.
72	0.2614	0.2837	0.3059
73	0.2533	0.2849	0.3164
74	0.2516	0.2902	0.3288
75	0.2485	0.2930	0.3376
76	0.2525	0.3023	0.3521
77	0.2545	0.3091	0.3637
78	0.2540	0.3129	0.3719
79	0.2508	0.3168	0.3827



Tasa de paro provincia: SEGOVIA
 Modelo ARIMA: $(1 - B)X_t = .0016 + Z_t$

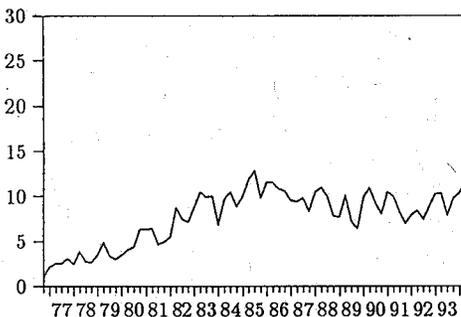


Datos Trim.	Lím. inf. 95% conf.	Predicción	Lím. sup. 95% conf.
72	0.1194	0.1449	0.1705
73	0.1104	0.1466	0.1827
74	0.0981	0.1482	0.1984
75	0.0988	0.1499	0.2010
76	0.0944	0.1515	0.2087
77	0.0906	0.1532	0.2158
78	0.0872	0.1548	0.2225
79	0.0842	0.1565	0.2288

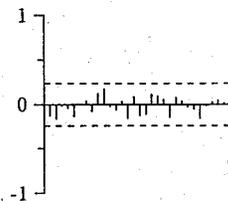


Tasa de paro provincia: SORIA

Modelo ARIMA: $(1 + .134B + .609B^4 + .355B^8)(1 - B^4)(1 - B)X_t = .00328 + Z_t$
 BIC = -373.1783 AICC = -372.8111



Datos Trim.	Lím. inf. 95% conf.	Predicción	Lím. sup. 95% conf.
72	0.0704	0.0964	0.1223
73	0.0673	0.1017	0.1360
74	0.0711	0.1124	0.1537
75	0.0711	0.1183	0.1655
76	0.0442	0.1018	0.1594
77	0.0461	0.1129	0.1797
78	0.0478	0.1225	0.1972
79	0.0462	0.1281	0.2100

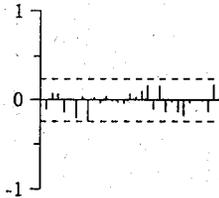
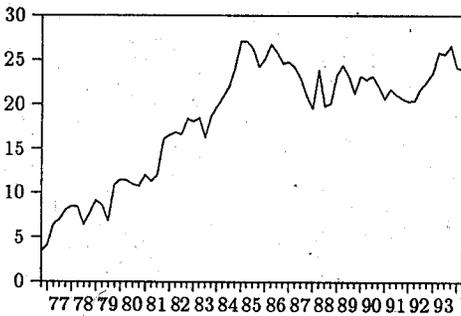


Tasa de paro provincia: VALLADOLID

Modelo ARIMA: $(1 + .497B^4)(1 - B^4)(1 - B)X_t = -.00097 + Z_t$

BIC = -342.7775 AICC = -341.5303

Datos Trim.	Lím. inf. 95% conf.	Predicción	Lím. sup. 95% conf.
72	0.2096	0.2439	0.2781
73	0.2026	0.2510	0.2995
74	0.1829	0.2422	0.3015
75	0.1828	0.2513	0.3198
76	0.1654	0.2511	0.3368
77	0.1582	0.2581	0.3581
78	0.1277	0.2402	0.3526
79	0.1186	0.2423	0.3659



Tasa de paro provincia: ZAMORA

Modelo ARIMA: $(1 - B)X_t = .0032 + Z_t$

Datos Trim.	Lím. inf. 95% conf.	Predicción	Lím. sup. 95% conf.
72	0.2216	0.2461	0.2706
73	0.2148	0.2494	0.2840
74	0.2103	0.2526	0.2950
75	0.2070	0.2559	0.3049
76	0.2045	0.2592	0.3139
77	0.2025	0.2625	0.3224
78	0.2010	0.2658	0.3305
79	0.1998	0.2690	0.3383

