

# Análisis de la Relación entre la Inmigración Internacional y el Desempleo

Ignacio Díaz-Emparanza \*

Departamento de Econometría y Estadística

e Instituto de Economía Pública

Facultad de CC Económicas y EE

*Universidad del País Vasco - Euskal Herriko Unibertsitatea*

Avenida Lehendakari Aguirre, 83

Tfno: 946013732, E-mail: id@alcib.bs.ehu.es

E48015 BILBAO Spain

Alexandra M. Espinosa

Departamento de Economía Aplicada IV

(Matemáticas para la Economía y la Empresa)

Facultad de CC Económicas y EE

*Universidad del País Vasco - Euskal Herriko Unibertsitatea*

Avenida Lehendakari Aguirre, 83

Tfno: 946013816, E-mail: jedmiesa@xa.bs.ehu.es

E48015 BILBAO Spain

29 Octubre 2002

---

\*El desarrollo de este trabajo se ha visto beneficiado por la ayuda financiera obtenida de los proyectos de investigación PB96-1469-C05-01, UPV-038.321-G55/98 y PI-1999-70 (Gobierno Vasco).

## Resumen

La relación entre el desempleo y la inmigración internacional cobra interés a medida que las diferencias entre países pobres y ricos se acentúan. Los países pobres ofrecen mano de obra barata para ocupar puestos de trabajo poco cualificados en países ricos, con ciudadanos cada vez más exigentes y cualificados. Pese a esta evidencia, la inmigración es objeto de enormes polémicas y por este motivo se viene estudiando en aquellos países donde este fenómeno es importante. En este estudio se proporciona evidencia de la presencia de raíces unitarias en las frecuencias estacionales de las series *Permisos de Trabajo y Desempleo*. Por ello, se contrasta la existencia de cointegración estacional entre ambas series. Los resultados señalan que no existen relaciones de cointegración entre ambas variables y, por tanto, las variables no están relacionadas a largo plazo. A corto plazo, la estimación del modelo VAR muestra que para los años 1981-1998 ambas variables tampoco están relacionadas.

**Palabras clave:** cointegración estacional, integración, modelos VAR, mercado de trabajo.

**Clasificación JEL:** C32, E24, F22.

## Abstract

The relationship between the unemployment and the international immigration is getting interesting while the differences between poor and rich countries are stressed. The poor countries offer cheap work force to occupy jobs less qualified in rich countries, with citizen increasingly demanding and qualified. In spite this evidence, the immigration it is object of huge polemics and by this motive is come studying in those countries where this phenomenon is important. In this study is provided evidence of the unitary roots presence in the seasonal frequencies of the series *Work Permits* and *Unemployment*. Because of this, it is contrasted the existence of seasonal cointegration between both series. The results indicate no cointegration relations between serie and, by so much, the variables are not related in the long run. Short term, the estimation of the model VAR shows that during the period 1981-1998, both variables are not related.

**keywords:** seasonal cointegration, integration, VAR models, labour markets.

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>4</b>
<b>2. Las Series</b>	<b>5</b>
2.1. Evolución de la Serie Permisos de Trabajo . . . . .	5
2.2. Serie Desempleo Registrado en el INEM . . . . .	7
<b>3. Modelo</b>	<b>7</b>
3.1. Modelo de Intervención . . . . .	7
3.2. Estacionalidad, Integración y cointegración . . . . .	8
3.3. Contrastes de Raíces Unitarias y Cointegración . . . . .	9
<b>4. Resultados</b>	<b>11</b>
4.1. Análisis Gráfico . . . . .	11
4.2. Integración . . . . .	12
4.3. Cointegración . . . . .	13
4.4. Estimación del Modelo: Inmigración y Desempleo . . . . .	13
4.5. Conclusiones . . . . .	14

## 1. Introducción

En los últimos años, el interés por conocer la relación entre la inmigración y el desempleo ha crecido. El envejecimiento (ONU 2000), la mayor cualificación (Lorca, Lozano & Alonso 1997) y (Dolado & Jimeno 1997), o el reemplazo generacional de la población activa autóctona (Lorca et al. 1997) justifican este interés. Pese a esto, la población autóctona y los gobiernos tienden a creer que la inmigración internacional tiene un impacto negativo sobre el empleo. En contra de estas creencias, Altonji & Card (1991) encontraron que los flujos migratorios apenas provocaron efectos sistemáticos sobre la perspectiva laboral de los trabajadores peor cualificados en Estados Unidos; y Winegarden & Khor (1991) que el impacto de los inmigrantes ilegales sobre el empleo de jóvenes blancos autóctonos es positivo y sobre el empleo de los negros autóctonos es negativo pero insignificante<sup>1</sup>. Resultados bastante similares se obtienen para otros países. En concreto, Dolado & Jimeno (1997) encuentran que el efecto de la inmigración sobre el desempleo de los trabajadores menos cualificados en España es positivo pero muy débil. De hecho, Lorca et al. (1997) muestran —ver Tabla 1— que el desempleo

Tabla 1: Importancia Relativa de la Inmigración.

%	$\frac{Extr.^a}{Pop.}$	$\frac{Trab.noCE^a}{Pop.}$	$\frac{Trab.CE^a}{Pop.}$	$\frac{Ocup.Extr.^a}{Pop.Act.}$	$\frac{ParoNac.^b}{Pop.Act.}$	$\frac{ParoExtr.^b}{Pop.Act.Extr.}$
Bélgica	8.6	1.9	1.4	6.4	7.1	19.4
Dinamarca	2.5	0.9	0.2	1.4	10.5	28.5
Alemania Occ	7.3	2.6	0.8	7.7	—	—
Francia	5.0	2.1	1.1	6.4	10.8	20.7
Reino Unido	3.0	1.4	0.7	4.2	—	—
Grecia	1.9	0.3	0.1	0.9	—	—
Irlanda	—	0.6	0.5	2.7	15.2	20.5
Italia	0.8	0.1	0.0	—	—	—
Luxemburgo	25.8	15.7	14.9	33.2	2.0	2.8
Holanda	3.8	1.2	0.6	3.1	5.8	19.7
Portugal	0.9	0.3	0.1	0.6	—	—
<b>España</b>	<b>0.9</b>	<b>0.2</b>	<b>0.1</b>	<b>0.2</b>	—	—

a: Winkelmann & Zimmermann (1993)

b: Lorca et al. (1997)

afecta sobre todo a los inmigrantes. Para Canadá, Marr & Siklos (1995), analizan algunos trabajos realizados anteriormente y observan que los resultados dependen del período de tiempo de referencia y de qué sector se esté analizando, pero que en general, estos estudios encuentran que la inmigración se relaciona débilmente con el desempleo. Asimismo, mencionan que Withers & Pope (1985, 1993)

obtienen un resultado similar para el caso australiano.

La mayor parte de los estudios anteriores analizan también la oferta. Así, Marr & Siklos (1995), Green (1976), Bodkin & Marwah (1987), Withers & Pope (1985, 1993), muestran que en Canadá y Australia el desempleo afecta a la inmigración internacional. No obstante, los datos y métodos empleados no siempre hacen comparables los estudios realizados, por eso cabe mencionar el estudio realizado por Lee (1992). En este trabajo, utiliza los datos trimestrales canadienses sobre la *Inmigración relativa a la Población Activa* y la *Tasa de Desempleo* y, utilizando la misma técnica que emplearemos en este estudio, encuentra que la inmigración causa el desempleo y que el desempleo causa débilmente la inmigración. Además, obtiene una relación permanente significativa entre ambas series. Este resultado contradice claramente los resultados anteriores y por esto merece un especial interés.

La situación actual en España —tal como refleja la Tabla 1— está lejos de ser la característica de un país abierto, donde la inmigración pueda ejercer presiones sobre el mercado de trabajo. A modo de ejemplo, el comportamiento de la inmigración legal (en lo que sigue de este trabajo, se omitirá la palabra “legal”) en 1998 fue el siguiente: del total de las 111,941 solicitudes de permisos de trabajo resueltas, 106,330 correspondían a trabajadores por cuenta ajena y el 5 % restante, a trabajadores por cuenta propia; de aquellas, —cuenta ajena— el 40,8 % correspondieron a permisos para prestar servicios domésticos y el 23 % a la agricultura, lo cual redundaba en que, de las solicitudes atendidas, el 72,1 % obtuvieron un permiso de trabajo inferior a 2 años. Por orígenes, los africanos —en su gran mayoría de Marruecos— representan el 42,9 % y los sudamericanos, el 34,1 % del total. Por sectores, los africanos mayoritariamente eligen la agricultura y los latinoamericanos, los servicios domésticos y de limpieza. Las CC.AA. que reciben la mayor parte de la presión de la inmigración — o son las mayores demandantes— son Cataluña y Madrid, seguidas, a mucha distancia, por Andalucía y demás CC.AA. del litoral mediterráneo, Aragón y Canarias; las del Norte apenas reciben inmigrantes.

## **2. Las Series**

### **2.1. Evolución de la Serie Permisos de Trabajo**

En este artículo se utiliza la serie *Permisos de Trabajo* publicada por el *Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales* para los años comprendidos entre 1981 y 1999 como información básica para analizar la relación entre el desempleo y la inmigración internacional. La elección de esta serie se

debe, en primer lugar, a su disponibilidad y, en segundo, a que responde a la información sobre aquellas personas que acuden al país y solicitan un permiso de trabajo con posibilidades de éxito.

Un elemento poco atractivo de esta serie es la heterogeneidad en cuanto al método de recogida de la información. Así, hasta mayo de 1983, los datos provienen de la explotación manual de las fichas unipersonales de los solicitantes; de mayo de 1983 a enero de 1984, de los resúmenes provinciales y mensuales; de febrero de 1984 a junio de 1986, de los resúmenes y datos definitivos conjuntamente con fichas personales; a partir de 1987, la información proviene del impreso de solicitud de permiso de trabajo —lo que crea dos series paralelas: la de datos provisionales que contiene la *Solicitud de Permisos de Trabajo* y la definitiva que es publicada el año siguiente, *Permisos de Trabajo Concedidos*—; a partir de enero de 1988, se dan de baja los expedientes que resulten denegados por el Ministerio de Interior de la serie *Permisos de Trabajo Concedidos*.

Además de la heterogeneidad antes analizada, desde el punto de vista de su estructura (Figura 1), cada observación es un reflejo de la situación legal existente en cada momento. Fenómenos como el *Proceso de Regularización*, los *Contingentes* o la *Libre Circulación de Trabajadores del Espacio Económico Europeo (EEE)*, provocaron en algunos casos, fuertes oscilaciones transitorias de la serie, y en otros, cambios permanentes. De hecho, algunos de estos fenómenos aparecen solapados, de modo que aislar y determinar la magnitud de cada uno de estos cambios legislativos es casi imposible.

De entre las medidas legislativas, la que tuvo y sigue teniendo mayor impacto es el *Proceso de Regularización* de inmigrantes en situación irregular. El primero de estos *Procesos de Regularización* trató de evitar la ilegalización de gran parte de los inmigrantes como consecuencia de la entrada en vigor de la *Ley Orgánica 7/1985*. No obstante, su resultado fue pequeño ya que sólo 45,000 (el 10 % aproximadamente) de los inmigrantes ilegales pudieron obtener permiso de trabajo. En 1991 se inicia el más importante de estos procesos: entre julio y diciembre de 1991 se procede a la regularización masiva de inmigrantes ilegales. El resultado fue considerable: de las 120,323 solicitudes de permisos de trabajo, son resueltas de manera favorable 94,455 de las cuales, el 43 % de éstas respondían al *Proceso de Regularización*. El efecto sobre la serie es doble: por un lado, un efecto transitorio que durante los meses de julio a diciembre provocó un paulatino pero fuerte aumento de los permisos solicitados; por otro, un efecto permanente, ya que disposiciones posteriores<sup>2</sup> garantizaron que estos permisos concedidos serían renovados. Además, la regularización de los familiares se extendió hasta marzo del año 1992, lo cual puede explicar el fuerte aumento (Figura 1) de la serie para el mes de febrero. El *Proceso de Regularización* de 1996, pese a que se extendió también a los familiares de

residentes legales, fue menos notorio ya que el número de permisos concedidos fue de sólo 12,581.

Otro fenómeno que a partir de 1994 se deberá de tener en cuenta es el denominado *Contingente de Autorizaciones*, cuyo objetivo es la tramitación ágil y eficaz de aquellas solicitudes de permisos de trabajo y residencia que responden a una necesidad real del mercado de trabajo. Esto implicó ofertar 20,600 permisos de trabajo para realizar tareas en la agricultura y ganadería, construcción, hogar y otros servicios. En 1995, 1997 y 1998 se aprueban nuevos contingentes de magnitud similar. Por lo tanto, ambas medidas favorecieron la entrada de inmigrantes de origen no comunitario al mercado laboral de manera estable. En cambio, la libre circulación de trabajadores extranjeros entre los países miembros de la *Unión Europea (UE)*, supuso en 1992, una reducción en las cifras de este tipo de permisos de trabajo de aproximadamente 25,000, los cuales presentaban una clara tendencia al alza (con una variación del 114 % entre 1990 y 1991). En 1994, se extiende el derecho a la libre circulación a los trabajadores de los países del *EEE*: Austria, Finlandia, Islandia, Noruega y Suecia, lo cual implicó una reducción aproximada de 2.000 permisos.

## **2.2. Serie Desempleo Registrado en el INEM**

La información básica sobre el desempleo procede de la explotación de los cuestionarios cumplimentados mensualmente por las *Oficinas de Empleo y Direcciones Provinciales del INEM*, con los datos de gestión de empleo y prestaciones por desempleo. En consecuencia, el *Paro Registrado en las Oficinas del INEM* son las demandas sin satisfacer el último día del mes, correspondientes a trabajadores no ocupados, que cumplan determinadas características.

## **3. Modelo**

### **3.1. Modelo de Intervención**

En la sección 2.1 se analizó la evolución legislativa en materia de extranjería, lo cual permite comprender algunas de las causas explicativas del comportamiento de la serie *Permisos de Trabajo*,  $m_t^*$ . Además, nos permite detectar aquellas alteraciones en la serie provocadas por efectos externos y que, por lo tanto, nos interesaría controlar mediante intervenciones en el análisis del comportamiento permanente de las series. De entre todas las medidas legales, el *Proceso de Regularización* de 1991, es la intervención que generó mayor impacto sobre el comportamiento de la serie. Será necesario modelar de forma explícita ese impacto para corregir su efecto sobre la serie. Además, se aprecia

también un *outlier* de tipo *aditivo* en febrero de 1992. Posibles explicaciones de éste pueden ser: la regularización de los familiares de los inmigrantes legalizados mediante el proceso de 1991 o el Acuerdo de febrero de 1992 con Marruecos<sup>3</sup>, entre otras.

La intervención de 1991 —siguiendo a Box & Tiao (1975), Harvey & Durbin (1986), Aznar & Trivez (1993) — es un cambio con comienzo gradual en julio y duración temporal, con la característica de que el efecto desaparece en enero de 1992. Para ella, se propone el siguiente modelo de intervención:

$$x_{1t} = w_1(1 + \beta L + \beta^2 L^2 + \beta^3 L^3 + \beta^4 L^4)P_{1t} \quad [1]$$

$$P_{1t} = \begin{cases} 1 & \text{si } t = \text{jul}, \dots, \text{nov de 1991} \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad [2]$$

La ecuación [1] es el modelo que se utilizará para representar el impacto de la intervención. Entonces, el modelo univariante adecuado para representar el comportamiento de la serie es

$$m_t^* = \psi(L)\varepsilon_t + x_{1t} + x_{2t} \quad [3]$$

donde  $x_{2t}$  recoge el efecto del outlier aditivo de febrero de 1992, es decir  $x_{2t} = w_2 P_{2t}$  con  $P_{2t} = 1$  si  $t =$  febrero de 1992 y  $P_{2t} = 0$  en otro caso. En la sección 4, se trabajará con la serie corregida  $m_t = m_t^* - x_{1t} - x_{2t}$ , es decir, una vez eliminados los efectos de la intervención y del outlier.

### 3.2. Estacionalidad, Integración y cointegración

Dado que en este trabajo se utilizan series mensuales, es necesario tenerlo en cuenta para el análisis de la cointegración estacional. Así, para una serie generada por un proceso  $AR(p)$  con  $s=12$ , el polinomio  $\Delta_{12}$  contendrá 12 raíces asociadas a las frecuencias estacionales:  $\omega_1 = 0$ ,  $\omega_2 = \pi$ ,  $\omega_3 = \pi/2$ ,  $\omega_4 = -\pi/2$ ,  $\omega_5 = 2\pi/3$ ,  $\omega_6 = -2\pi/3$ ,  $\omega_7 = \pi/3$ ,  $\omega_8 = -\pi/3$ ,  $\omega_9 = 5\pi/6$ ,  $\omega_{10} = -5\pi/6$ ,  $\omega_{11} = \pi/6$  y  $\omega_{12} = -\pi/6$  lo cual —ver Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (1990) y Beaulieu & Miron (1993)— permite escribir  $\Delta_{12}y_t$  como:

$$\Delta_{12}y_t = \sum_{k=1}^{12} \pi_k y_{k,t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta_{12}y_{t-j+p} + \epsilon_t \quad [4]$$

Donde las series  $y_{k,t}$  son generadas por las siguientes expresiones:

$$y_{k,t} = \sum_{j=1}^{12} \cos(\omega_k j) L^{j-1} y_t \quad k = 1, 2, 3, 5, 7, 9, 11 \quad [5]$$

$$y_{k,t} = (-1)^{\binom{k}{2}} \sum_{j=1}^{12} \sin(\omega_k j) L^{j-1} y_t \quad k = 4, 6, 8, 10, 12 \quad [6]$$

El modelo [4] puede generalizarse —ver Lee (1992) y Caminero & Díaz-Emparanza (1997)— para el caso en que  $Y_t$  es un vector ( $n \times 1$ ) cuyo proceso generador de datos es un modelo  $VAR(p)$ :

$$\Delta_{12} Y_t = \sum_{k=1}^{12} \Pi_k Y_{k,t-1} + \sum_{j=1}^p \Gamma_j \Delta_{12} Y_{t-j+p} + \varepsilon_t \quad [7]$$

Esta ecuación constituye la representación como *Modelo de Corrección de Error* (ECM) del vector  $Y_t$ . Las  $n$  componentes de  $Y_{k,t}$  son los filtros  $y_{k,t}$  generados según las ecuaciones [5] y [6], para las  $n$  variables y  $\varepsilon_t$  es un vector de ruido blanco con  $E(\varepsilon_t) = 0$  y  $E(\varepsilon_t \varepsilon'_s) = 0$  si  $t \neq s$   $E(\varepsilon_t \varepsilon'_s) = \Omega$  si  $t = s$ . En ambos modelos [4] y [7], cada componente  $y_{k,t}$  contiene información neta sobre el comportamiento permanente de la serie en la frecuencia  $\omega_k$  ya que cada  $y_{k,t}$  filtra la serie eliminando las raíces unitarias para todas las frecuencias excepto para  $\omega_k$ . El interés de este planteamiento reside en permitir analizar el comportamiento permanente de la serie de forma separada para los  $s$  ciclos, realizar los contrastes oportunos de integración y cointegración y estimar los modelos teniendo en cuenta las características del comportamiento cíclico.

### 3.3. Contrastes de Raíces Unitarias y Cointegración

Los contrastes de existencia de raíces unitarias para las  $s = 12$  frecuencias desarrollados por Beaulieu & Miron (1993) son una extensión de los contrastes propuestos por Hylleberg et al. (1990) para  $s = 4$ , en los que se estima la ecuación [4] por *MCO* y se contrasta, mediante un estadístico  $t$ , la hipótesis de *existencia de una raíz unitaria*,  $\pi_k = 0$ , contra la alternativa  $\pi_k < 0$  de *no existencia de raíz unitaria* para  $k = 1, 2$ ; para los demás valores de  $k$ , se realiza, mediante un estadístico  $t$ , un contraste a dos colas para  $k - par$  primero y, si no se rechaza la hipótesis nula, se realiza el contraste a una cola donde la alternativa es  $\pi_{k-impar} < 0$ , o alternativamente<sup>4</sup>, el contraste de significación conjunta  $\pi_{k-par} = \pi_{k-impar} = 0$  mediante un estadístico de tipo  $F$ .

Los contrastes de cointegración estacional parten de una estrategia bastante semejante a la utilizada para el contraste de raíz unitaria en la frecuencia cero (Johansen 1988), aunque ahora el contraste trata de determinar el rango de la matriz  $\Pi_k$ , lo cual permitirá determinar para cada frecuencia  $\omega_k$  el número  $r_k$  de combinaciones lineales independientes de las componentes de  $Y_{k,t}$  que son estacionarias, permitiendo entonces descomponer  $\Pi_k$  como  $\Pi_k = \alpha_k \beta'_k$ , donde  $\beta_k$  es una matriz cointegrante

de rango  $r_k$ , es decir, tal que las combinaciones lineales  $Z_{k,t} = \beta_k' Y_{k,t}$  son estacionarias. Por lo tanto, el contraste tratará de determinar si existen como máximo  $r_k$  relaciones cointegrantes, o sea, la hipótesis nula es  $\text{rango}(\Pi_k) \leq r_k$  contra la alternativa  $\text{rango}(\Pi_k) > r_k$ .

El contraste de la traza de Johansen (1988) se construye bajo la hipótesis de que las perturbaciones son  $\varepsilon_{it} \sim NID(0, \sigma_i^2)$ . No obstante, Lee & Tse (1996) muestran que en presencia de heterocedasticidad condicional de tipo *GARCH*, mediante este contraste se tiende a rechazar la hipótesis nula de no cointegración en favor de la hipótesis de cointegración. Por otro lado, Cheung & Lay (1993) muestran que para distribuciones no normales (no simétricas y leptocúrticas), el estadístico de la traza es robusto al exceso de curtosis o presencia de asimetría y que la consecuencia de relajar la hipótesis de normalidad es sesgar el contraste en el sentido de rechazar con mayor probabilidad la hipótesis nula de *no cointegración*. También observan que el contraste de la traza es más sensible a sub-especificaciones que a sobre-especificaciones del número de retardos relevantes, en particular, la presencia de dependencia de tipo *medias móviles* puede sesgar el contraste en el sentido de encontrar cointegración espúrea.

Por otro lado, la inclusión de términos determinísticos en el modelo de Corrección de Error, hace que la distribución del estadístico de la traza se desplace a la derecha. Osterwald-Lenum (1992), muestra las distribuciones para el caso no estacional, cuando se incluyen constante, tendencia lineal y tendencia cuadrática; Lee & Siklos (1995), calculan las distribuciones de los estadísticos de las traza para datos trimestrales manteniendo los componentes determinísticos contraste, tendencia lineal y variables ficticias estacionales; Johansen & Schaumburg (1999), obtienen las distribuciones asintóticas de los estadísticos de la traza para las frecuencias diferentes de cero y  $\pi$  en el caso general —es decir para todo  $s$ —, considerando también los componentes determinísticos constante, tendencia lineal y variables ficticias estacionales. Sin embargo, no disponemos de las distribuciones en muestras finitas de estos estadísticos. En nuestro caso, podemos utilizar las tablas de Lee & Siklos (1995) para las frecuencias cero,  $\pi$  y  $\pi/2$ ; para el resto de las frecuencias no disponemos de las tablas adecuadas. Los valores críticos de Caminero & Díaz-Empanza (1997) o los asintóticos de Johansen & Schaumburg (1999) se pueden considerar como aproximaciones.

## 4. Resultados

Para corregir los efectos del outlier y de la intervención sobre la serie  $m_t^*$ , se ha estimado el modelo para diferentes  $\beta$ , eligiendo finalmente<sup>5</sup> el valor  $\beta = 0,9$ . La Figura 2 muestra la serie  $m_t$  —una vez estimados y eliminados de la serie los efectos  $x_{1t}$  y  $x_{2t}$ . Con  $m_t$  se define la migración relativa a la población<sup>6</sup> activa mensualizada  $a_t$ , es decir  $xm_t = m_t/a_t$ ; y el desempleo en términos de los flujos de nuevos desempleados respecto a la población activa,  $xp_t = (p_t - p_{t-1})/a_t$ , que serán las series objeto de este estudio.

### 4.1. Análisis Gráfico

La figura 3 muestra que la serie  $xm_t$  parece tener una tendencia estocástica alrededor de la media, y también se aprecia esta tendencia, pero más atenuada, en la serie  $xp_t$ . La *estacionalidad* aparece mucho más acentuada para la serie  $xp_t$  que para  $xm_t$ , lo cual hace prever la existencia de raíces unitarias en las frecuencias estacionales para  $xp_t$ . La diferencia estacional de ambas series muestra que la estructura de ambas series transformadas podría responder a procesos estacionarios.

La figuras 4 y 5 contienen la *superficie estacional* formada por la representación tridimensional de los datos dispuestos por años y meses; las figuras 6 y 7, el mapa de niveles o *contornos estacionales* formado por los datos dispuestos del mismo modo. Las líneas paralelas al eje de los meses de la superficie estacional, que se denominarán *sendas estacionales*, muestran —ver también Figura 8—, la evolución intraanual de la serie para cada uno de los años. En cambio, las líneas paralelas al eje de los años de la superficie estacional, que se llamarán *sendas regulares*, muestran —ver además Figura 9—, la evolución interanual de la serie para cada mes.

Los *contornos estacionales* permiten comparar ambas series (Figuras 6 y 7). Los grises claros indican que los máximos para la serie  $xm_t$  corresponden a los años en que la serie  $xp_t$  muestra tonos más bien oscuros, excepto para los meses de julio-noviembre de 1991. No obstante, no es fácil encontrar una pauta común para ambas series, más allá de la que indica que para los últimos años, ambas series presentan una **tendencia decreciente**. Por otro lado, *el contorno estacional* de la serie  $xp_t$  muestra que el conjunto de los 12 meses definen un arco de grises muy acentuado, desde los más oscuros para los meses de primavera, a los más claros para los meses de otoño, indicando así la existencia de un fuerte componente estacional. Este comportamiento estacional no está tan definido para la serie  $xm_t$ .

## 4.2. Integración

Los correlogramas (Figura 11), refuerzan la idea de que ambas series son inestables y que presentan una fuerte estacionalidad. Como paso previo a la realización de los contrastes de raíces unitarias

Tabla 2: Contrastes de raíz unitaria

$T = 205$	frec.	0	$\pi$	$\pi/2$		$2\pi/3$	
	$k =$	1	2	3	4	5	6
$xm_t$	t-stat	-1,52	-2,64	-4,16	-0,92	-3,84	1,35
	F-stat	-	-	9,19		8,31	
$xp_t$	t-stat	-1,53	-2,23	-3,25	-0,49	-3,53	0,80
	F-stat	-	-	5,40		6,56	

$T = 205$	frec.	$\pi/3$		$5\pi/6$		$\pi/6$	
	$k =$	7	8	9	10	11	12
$xm_t$	t-stat	-2,26	-2,90	-3,58	1,55	-2,03	-4,36
	F-stat	6,83		8,28		12,02	
$xp_t$	t-stat	-2,40	-3,90	-3,99	-0,07	-3,98	-2,01
	F-stat	10,48		7,99		10,93	

y de cointegración, necesitamos determinar el orden  $p$  de la representación  $AR(p)$  de las series. Para las series individuales, se utilizan el criterio  $BIC$  y el contraste  $Ljung-Box(LB)$  para elegir  $p = 13$  para la serie  $xm_t$  y  $p = 14$  para  $xp_t$ , por lo que el modelo [7] con intercepto y variables ficticias estacionales  $d_t$  es:

$$\Delta_{12}xm_t = \sum_{k=1}^{k=12} \pi_{xm,k}xm_{k,t-1} + \gamma_{xm}\Delta_{12}xm_{t-1} + \psi_0 + \sum_{k=0}^{k=11} \psi_k d_t + \epsilon_{xm,t} \quad [8]$$

$$\Delta_{12}xp_t = \sum_{k=1}^{k=12} \pi_{xp,k}xp_{k,t-1} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{xp,j}\Delta_{12}xp_{t-j} + \psi_0 + \sum_{k=0}^{k=11} \psi_k d_t + \epsilon_{xp,t} \quad [9]$$

Con el contraste  $LB$  no se rechaza la hipótesis de que los residuos de [8] y [9] están serialmente incorrelacionados; por otro lado, con el contraste de heterocedasticidad condicional  $ARCH$ , se rechaza la hipótesis de homocedasticidad para hasta 12 retardos, al utilizar el residuo de la ecuación [8].

La Tabla 2 muestra los valores de los estadísticos para los contrastes de  $HEGY$  de raíces unitarias estacionales<sup>7</sup>. Para ambas variables, los estadísticos de contraste  $t$  de la hipótesis de que  $\pi_k = 0$ , son inferiores a los valores críticos para  $k = 1, 2$ , indicando la existencia de raíces unitarias en las frecuencias 0 y  $\pi$ . Para el resto de las frecuencias se rechaza la existencia de raíz unitaria al nivel de significación del 5%.

### 4.3. Cointegración

Dado el modelo  $VAR(p)$  con  $Y_t = (xm_t \ xp_t)'$ , mediante el criterio  $BIC$  se elige  $p=14$ . Es decir, el modelo  $ECM$  a estimar es:

$$\Delta_{12}Y_t = \sum_{k=1}^{k=12} \Pi_k Y_{t,k} + \sum_{j=1}^{j=2} \Gamma_j \Delta_{12}Y_{t-j} + \Psi D_t + \varepsilon_t \quad [10]$$

Mediante el contraste  $LB$ , para cada  $\hat{\varepsilon}_{i,t}$   $i = xm, xp$  del modelo, no se rechaza la hipótesis nula de que los residuos no presentan autocorrelación. No obstante, con el contraste de Doornik & Hansen (1994) se rechaza la hipótesis nula de que los residuos se distribuyen según una normal multivariante; con el contraste  $ARCH$  se rechaza la hipótesis de homocedasticidad para los residuos de la estimación de la serie  $\Delta_{12}xm_t$ .

Tabla 3: Estadísticos de la traza.

$T = 205$	0	$\pi$
$n - r = 2$	5,72 (21,2)	13,17 (21,4)
$n - r = 1$	2,06 (9,2)	3,89 (9,02)

Valores críticos entre paréntesis

La Tabla 3 muestra los estadísticos de la traza para las frecuencias en las que las series presentan raíces unitarias. Para un nivel de significación del 5%, ante la hipótesis  $H_0: rango(\Pi_k) = 0$ , el estadístico de la traza es inferior al valor crítico<sup>8</sup> para la frecuencia cero y  $\pi$ , por lo que no existe relación cointegrante para estas frecuencias. Lo cual indica que ambas series presentan tendencia y un ciclo estacional de frecuencia  $\pi$  estocásticos pero no comunes a ambas series.

### 4.4. Estimación del Modelo: Inmigración y Desempleo

Dado que no existen relaciones cointegrantes, se analizará la estructura del modelo  $VAR(p)$  sobre las variables diferenciadas estacionalmente, para estudiar la relación a corto plazo entre las dos series. El criterio  $BIC$  es mínimo para  $p = 1$ , no obstante, la estimación de un modelo  $VAR(1)$  para estas series presenta residuos autocorrelacionados. Por este motivo, se utiliza la metodología Box-Jenkins, cuyo proceso de identificación nos lleva, finalmente, a proponer el siguiente modelo:

$$(1 - \phi_1 L)(1 - \phi_{12} L^{12}) \Delta_{12} Y_t = \varepsilon_t \quad [11]$$

Los resultados de esta estimación muestran que los residuos  $\hat{\varepsilon}_{i,t}$  de la estimación del modelo [11] no son homocedásticos. Mediante el contraste *LB*, vemos que los residuos son individualmente incorrelacionados para retardos de orden superior a 1. Por lo tanto, se corregirá la heterocedasticidad mediante el estimador de White. De este modo, las matrices de parámetros y desviaciones estándar estimadas son:

$$\hat{\phi}_1 = \begin{pmatrix} 0,625 & 0,000 \\ (0,074) & (0,003) \\ 0,638 & 0,522 \\ (0,684) & (0,072) \end{pmatrix} \quad \hat{\phi}_{12} = \begin{pmatrix} -0,280 & 0,000 \\ (0,083) & (0,002) \\ -1,324 & 0,746 \\ (0,901) & (0,050) \end{pmatrix}$$

Los contrastes individuales al nivel del 5 % revelan que los coeficientes  $\hat{\phi}_{1(1,2)}$ ,  $\hat{\phi}_{1(2,1)}$ ,  $\hat{\phi}_{12(1,2)}$  y  $\hat{\phi}_{12(2,1)}$  no son significativos. Por lo tanto, los cambios anuales en la tasa de desempleo no causan en sentido *Granger* a los cambios anuales en la inmigración relativa, a un nivel del 5 %; tampoco cambios anuales en la inmigración relativa causan a los cambios anuales en la tasa de paro. Este resultado es similar a los obtenidos para otros países.

#### 4.5. Conclusiones

En este trabajo se ha tratado de comprobar la hipótesis de que la tasa de desempleo en España es neutral ante cambios en la tasa de inmigración extranjera. Para ello se ha estudiado la relación entre las variables desempleo e inmigración a lo largo del período enero 1981-diciembre 1998. Se ha analizado la estructura permanente de las series por medio de los contrastes de raíces unitarias estacionales y de cointegración. Como resultado, se ha encontrado que ambas series contienen raíces unitarias en las frecuencias cero y  $\pi$ , pero que no están cointegradas. Esto indica que entre estas dos variables no existe una relación a largo plazo y además, siguiendo la interpretación propuesta por Lee (1992), que la política de inmigración llevada a cabo por España no ha logrado el objetivo de adecuar la inmigración a la estructura del desempleo, lo cual hubiera redundado en un comportamiento permanente común para al menos alguna frecuencia. El hecho de no encontrar relación a largo plazo llevó a la estimación del modelo [11]. En este modelo se obtiene un resultado similar para el corto plazo, ya que los coeficientes estimados indican que cambios en la tasa de desempleo no causan cambios en la inmigración relativa ni viceversa. Así que, con los datos que aquí se han manejado se puede afirmar que la tasa de desempleo no se ve afectada por cambios en los niveles de inmigración.

## Notas

<sup>1</sup>La elasticidad para el primer colectivo es 0.01 y para el segundo, -0.003

<sup>2</sup>Resolución 9 de Julio de 1992.

<sup>3</sup>Acuerdo de 13 de febrero de 1992 *Relativo a la Circulación de Personas en Tránsito y a la Readmisión de Extranjeros entrados Ilegalmente*.

<sup>4</sup>Aunque los autores observan que el contraste individual es más potente que el conjunto.

<sup>5</sup>El modelo se estima utilizando el programa TRAMO (Gómez & Maravall 1997).

<sup>6</sup>La serie *Población Activa* proviene de la EPA trimestral cuyas estimaciones tienen por período de referencia la semana 6 de cada trimestre. Por lo tanto, se procedió a la mensualización imputando la variación trimestral equitativamente a los tres meses que forman el trimestre.

<sup>7</sup>Los valores críticos (Beaulieu & Miron 1993) utilizados son  $-2,76$   $k = 1, 2$  y el intervalo  $[-1,85, 1,86]$  para  $k = 4, 6, 8, 10, 12$  y  $-3,25$  para  $k = 3, 5, 7, 9, 11$  Para los contrastes  $F$ , el valor crítico es 6,26. Todos los contrastes son al nivel del 5%.

<sup>8</sup>Valores críticos en Lee & Siklos (1995) y Johansen & Schaumburg (1999)

Figura 1: Series Originales

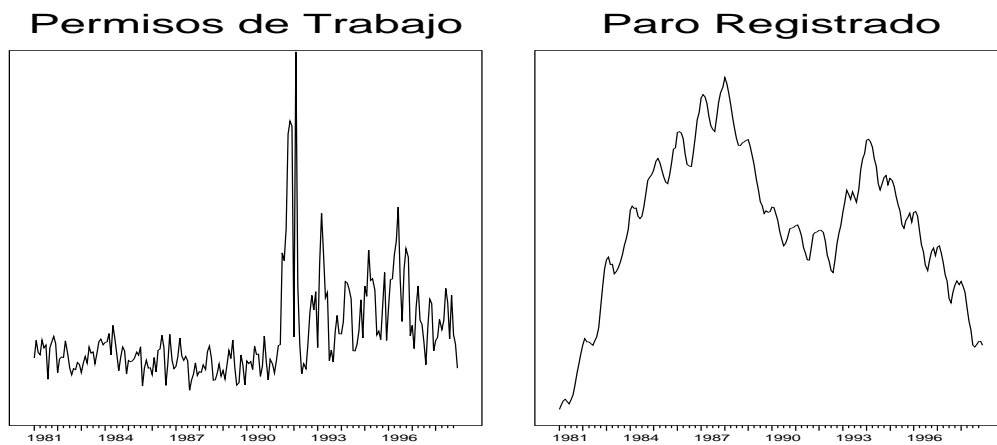


Figura 2: Permisos de trabajo: Serie Original y Corregida

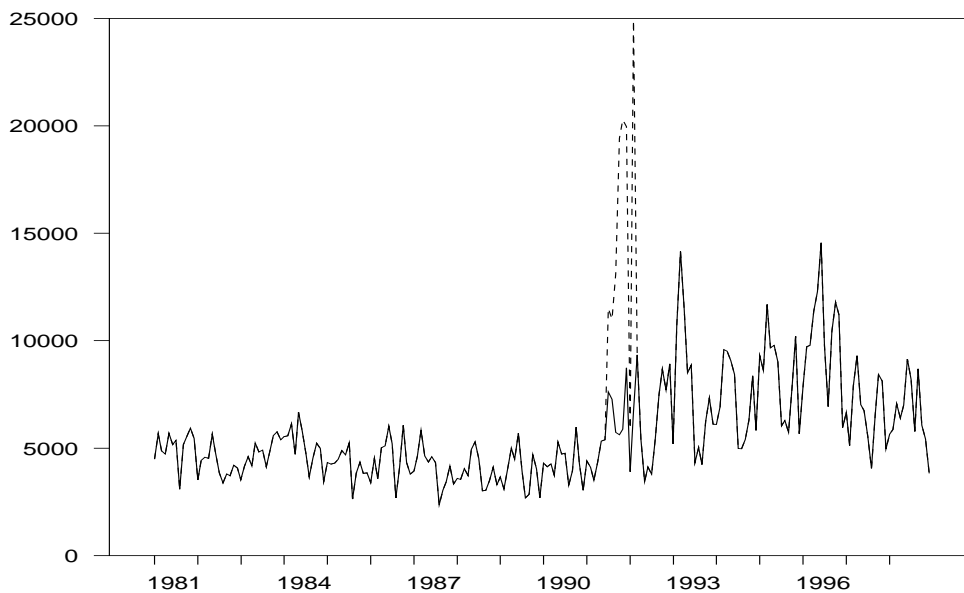


Figura 3: Series y diferencia estacional

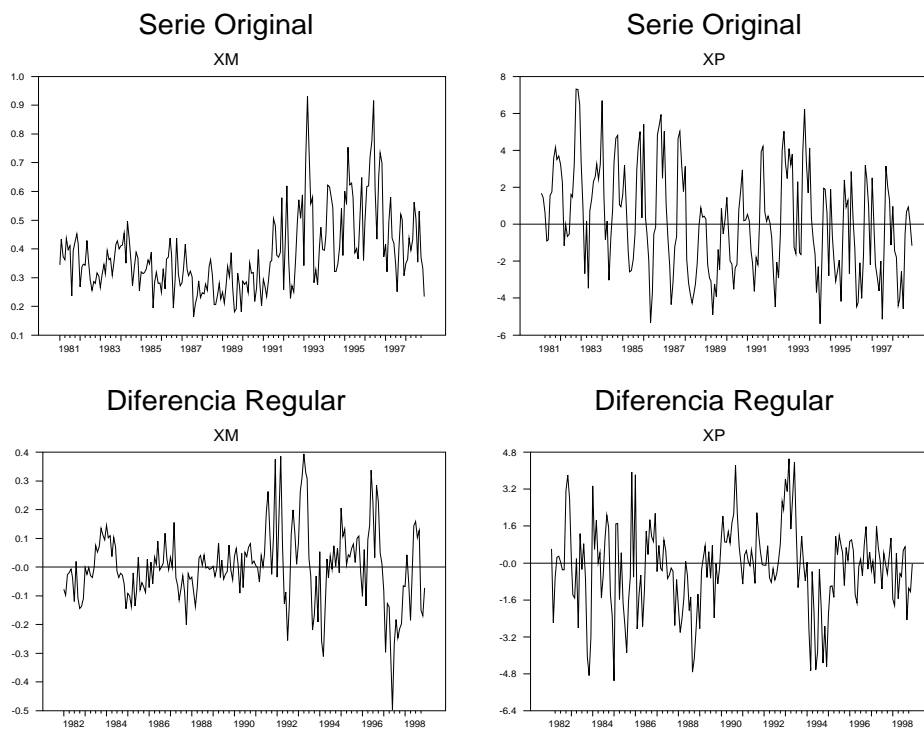


Figura 4: Superficie  $xm_t$

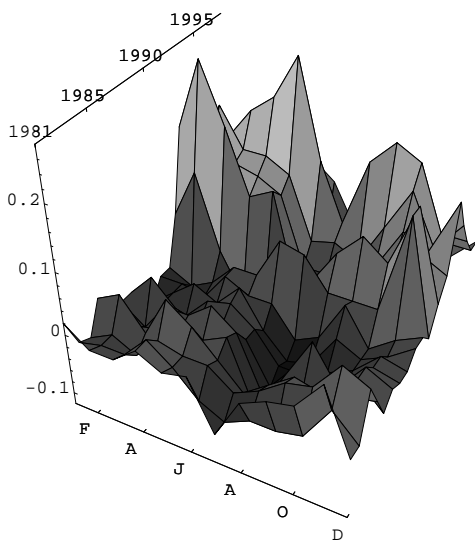


Figura 5: Superficie  $xp_t$

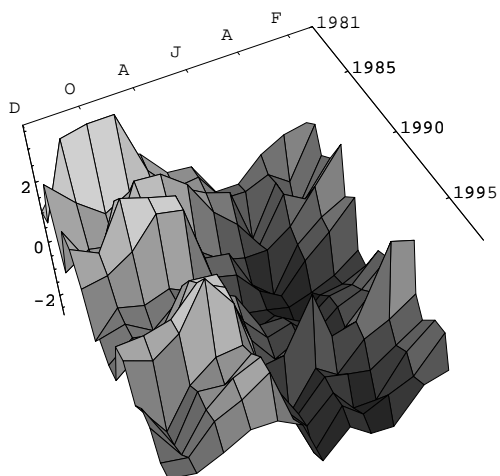


Figura 6: Contorno  $xm_t$

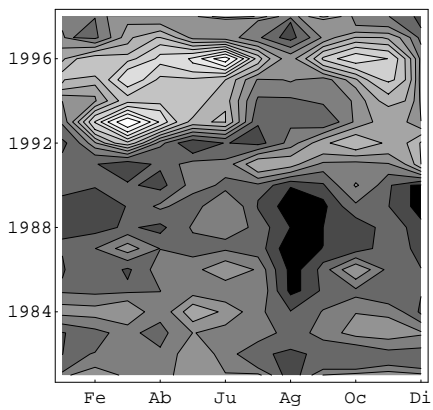


Figura 7: Contorno  $xp_t$

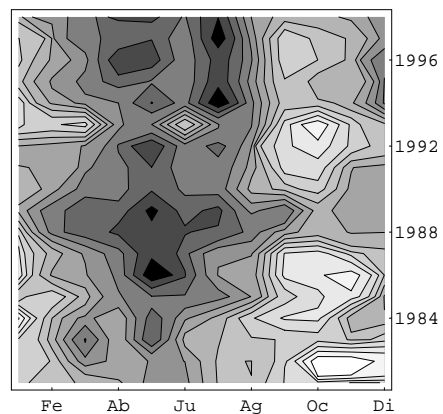
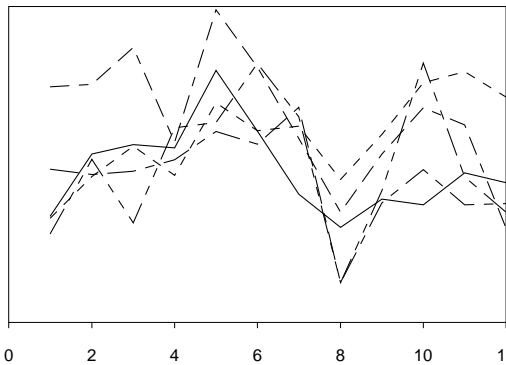
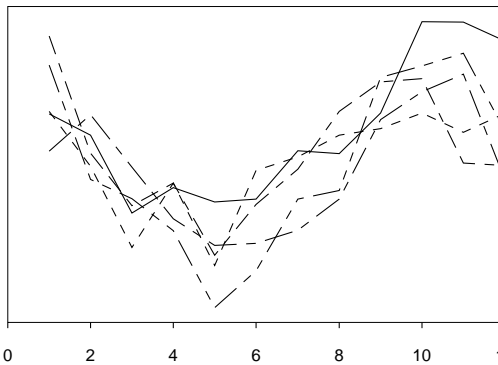


Figura 8: Gráficas de Buys-Ballot (Sendas Estacionales)

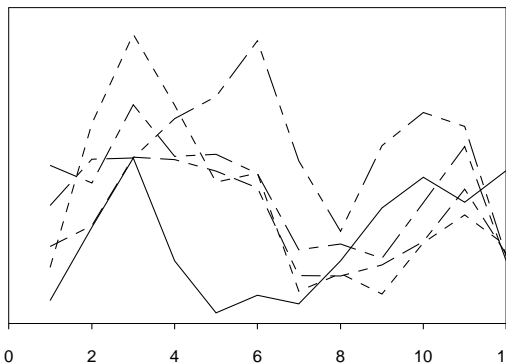
xm 1982-1986



xp 1982-1986



xm 1992-1996



xp 1992-1996

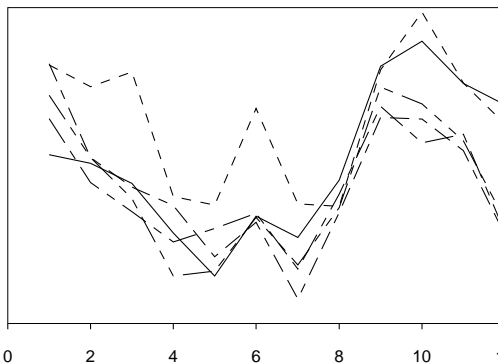


Figura 9: Gráfica por meses (Sendas Regulares)

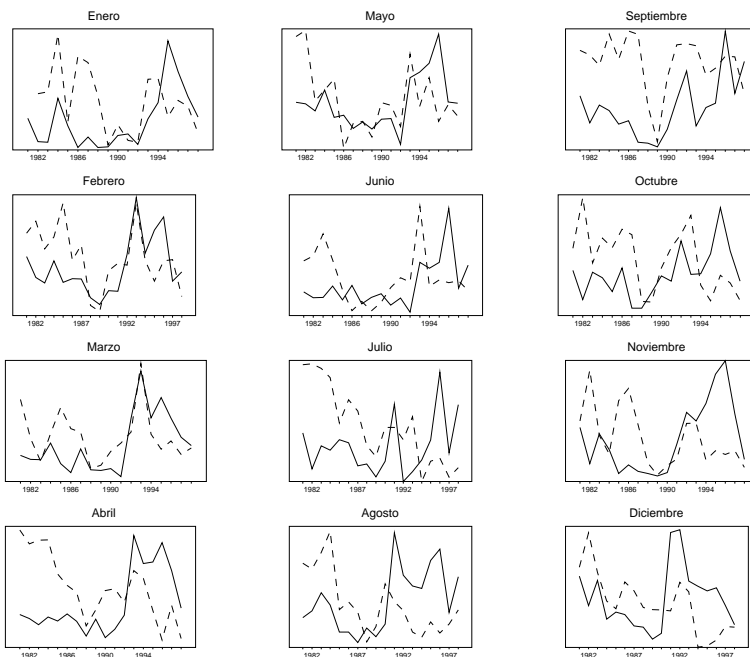


Figura 10: Espectros (Log)

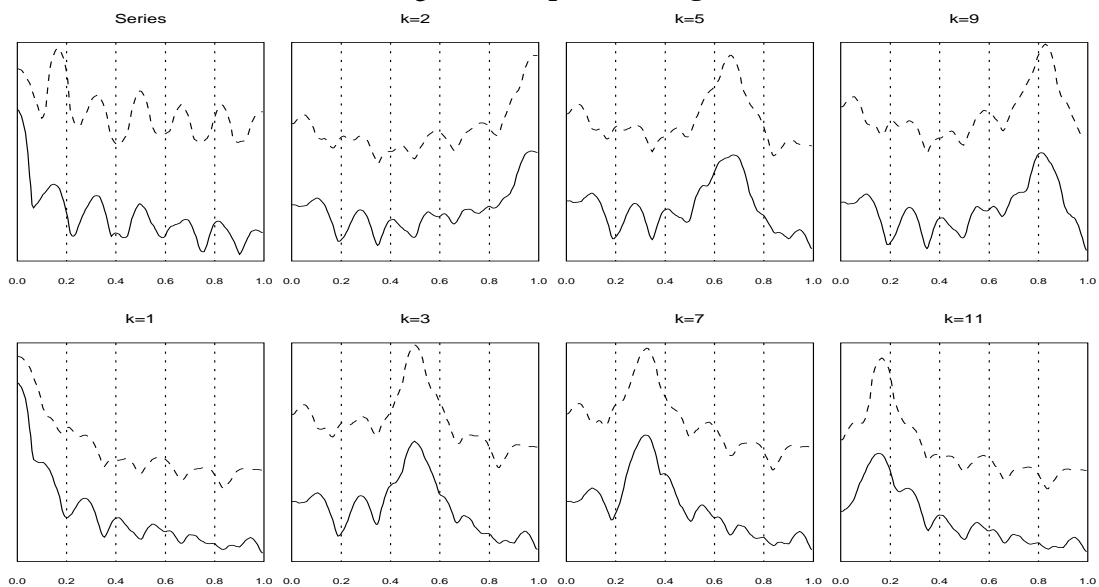
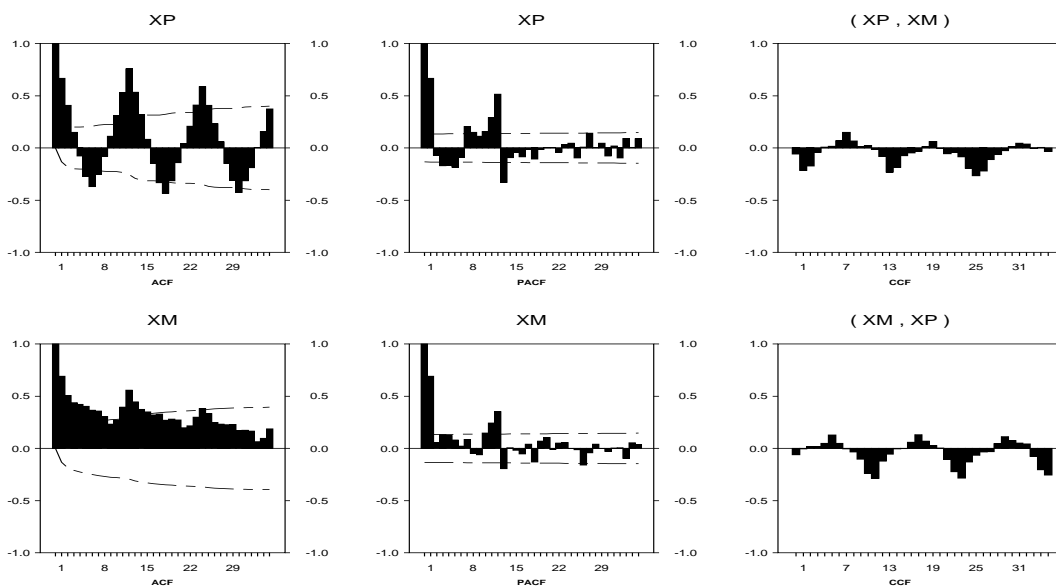


Figura 11: ACF, PACF y Correlaciones Cruzadas



## Referencias

- Altonji, J. G. & Card, D. (1991), *The Effects of Immigration on the Labour Market Outcomes of Less-Skilled Natives*, Eds. John M. Abowd and Richard B. Freeman.
- Aznar, A. & Trivez, F. (1993), *Métodos de predicción en Economía*, Ariel. Barcelona.
- Beaulieu, J. & Miron, J. (1993), 'Seasonal unit roots in aggregate U.S. data', *Journal of Econometrics* **54**, 305–28.
- Bodkin, R. & Marwah, K. (1987), Some observations on demography in selected macroeconomic models of Canada, Discussion Paper 87–A1, Montreal: Institute for Research on Public Policy.
- Box, G. E. P. & Tiao, G. C. (1975), 'Intervention analysis with applications to economic and environmental problems', *Journal of the American Statistical Association* **70**(349), 70–79.
- Camirero, E. & Díaz-Empanza, I. (1997), 'Estimation and testing of cointegration relationships with strongly seasonal monthly data', *Kybernetika* **33**(6), 607–631.
- Cheung, Y.-W. & Lay, K. S. (1993), 'Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **55**(3), 313–328.
- Dolado, J. & Jimeno, J. (1997), 'Los efectos de la inmigración sobre la demanda relativa de trabajo cualificado vs. poco cualificado: evidencia para España', *Cuadernos Económicos del ICE* **63**, 11–27.
- Doornik, J. & Hansen, H. (1994), 'An omnibus test for univariate and multivariate normality', <http://www.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik/>. Ultima consulta 30/05/2000.
- Gómez, V. & Maravall, A. (1997), Programs TRAMO (time series regression with ARIMA noise, missing observations and outliers) and SEATS (signal extraction in ARIMA time series) instruction for the user (beta version: junio 1997), Working Paper 97001, Dirección General de Análisis y Programación.
- Green, A. (1976), *Immigration and the Postwar Canadian Economy*, Mcmillan of Canada.
- Harvey, A. & Durbin (1986), 'The effects of seat belt legislation on british road casualties: a case study in structural time series modelling', *Economic of the Royal Statistical Association. Series A* **149**(3), 187–210.

- Hylleberg, S., Engle, R., Granger, C. & Yoo, B. (1990), 'Seasonal integration and cointegration', *Journal of Econometrics* **44**, 215–38.
- Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control* **12**, 231–254.
- Johansen, S. & Schaumburg, E. (1999), 'Likelihood analysis of seasonal cointegration', *Journal of Econometrics* **88**, 301–339.
- Lee, H. (1992), 'Maximum likelihood inference on cointegration and seasonal cointegration', *Journal of Econometrics* **54**, 1–47.
- Lee, H. & Siklos, P. (1995), 'A note on the critical values for the maximum likelihood (seasonal) cointegration tests', *Econometric Letter* **49**, 137–145.
- Lee, T. & Tse, Y. (1996), 'Cointegration tests with conditional heteroskedasticity', *Journal of Econometrics* **73**, 401–410.
- Lorca, A., Lozano, L. & Alonso, M. (1997), *La inmigración en las Fronteras de la Unión Europea*, Encuentro. Madrid.
- Marr, W. & Siklos, P. (1995), Immigration and unemployment: A canadian macroeconomic perspective, in D. DeVoretz, ed., 'Policy Study. Diminishing returns: the economics of Canada's recent immigration policy', Howe Institute.
- MEH (1997), El mercado laboral, in 'Informe de Coyuntura Económica', Ministerio de Economía y Hacienda, pp. 49–60.
- MEH (1998), El mercado laboral, in 'Informe de Coyuntura Económica', Ministerio de Economía y Hacienda, pp. 59–68.
- OCDE (1996), Aplicación de la estrategia para el empleo, in 'Estudios Económicos', OCDE, pp. 67–97.
- ONU (2000), Replacement migration: Is it a solution to declining and ageing populations?, in 'Replacement Migration Report', División de Población de Naciones Unidas. Department of Economic and Social Affairs.

- Osterwald-Lenum, M. (1992), 'A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **54**(4), 461–471.
- Toharia, L. (1998), *El Mercado de Trabajo en España*, McGraw Hill. Madrid.
- Winegarden, C. & Khor, L. (1991), 'Undocumented immigration and unemployment of U.S. youth and minority workers: Econometric evidence', *The Review of Economics and Statistics* **73**(1), 5–12.
- Winkelmann, R. & Zimmermann, K. (1993), *Ageing, Migration and Labour mobility*, Labour Markets in an Ageing Europe. Eds. Johnson, P. y Zimmermann, K.F. CEPR. University Press. Cambridge.
- Withers, G. & Pope, D. (1985), 'Immigration and unemployment', *The Economic Record* **61**, 554–563.
- Withers, G. & Pope, D. (1993), 'Do migrants rob jobs ? lessons from the Australian history 1961-1991', *Journal of Economic History* **53**, 719–742.