

Análisis de la Relación entre la Inmigración Internacional y el Desempleo

Ignacio Díaz-Emparanza and Alexandra M. Espinosa*

Departamento de Econometría y Estadística

e Instituto de Economía Pública

Universidad del País Vasco - Euskal Herriko Unibertsitatea

E48015 BILBAO Spain

Octubre 2000

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 las únicas relaciones de cointegración entre ambas variables son triviales y, por tanto, las variables no están relacionadas a largo plazo. A corto plazo, la estimación del modelo VAR muestra que los cambios en la inmigración durante los años 1981-1998 apenas tuvieron efectos sobre el desempleo. La relación en sentido contrario, aunque estadísticamente significativa, es también muy débil.

Palabras clave: cointegración estacional, desempleo, inmigración.

1 Introducción

En los últimos años, el interés por conocer la relación entre la inmigración y el desempleo ha crecido. El último informe sobre las *Migraciones de Reemplazo* de las Naciones Unidas afirma que el envejecimiento de la población activa de los países más ricos sólo puede ser compensado

*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).

mediante la demanda masiva de trabajadores inmigrantes o mediante el aumento en la edad de jubilación a los 75 años (ONU 2000). Además, los jóvenes comunitarios se dirigen a los segmentos del mercado de trabajo mejor cualificados (Lorca, Lozano & Alonso 1997), por lo que los inmigrantes son necesarios para cubrir los puestos peor cualificados. Es decir, los trabajadores inmigrantes sustituyen la mano de obra poco cualificada (Dolado & Jimeno 1997) de trabajadores autóctonos que, en general, son también *inmigrantes interiores* de décadas precedentes en edad madura (Lorca et al. 1997). Por lo tanto, el factor *renovación generacional* vuelve a ser determinante de la demanda. Pese a esta necesidad, 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 insignificante¹. 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 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 interviene en la determinación de la pauta de 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

¹La elasticidad para el primer colectivo es 0.01 y para el segundo, -0.003

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 | — | — |
| España | 0.9 | 0.2 | 0.1 | 0.2 | — | — |

a: Winkelmann & Zimmermann (1993)

b: Lorca et al. (1997)

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.

2 Situación de la Inmigración Internacional en España

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.

3 Las Series

3.1 Evolución de la Serie Permisos de Trabajo

En este trabajo 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 —es decir, inmigrantes que por su situación personal o laboral tienen una probabilidad elevada de permanecer uno o más años en el mercado laboral.

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

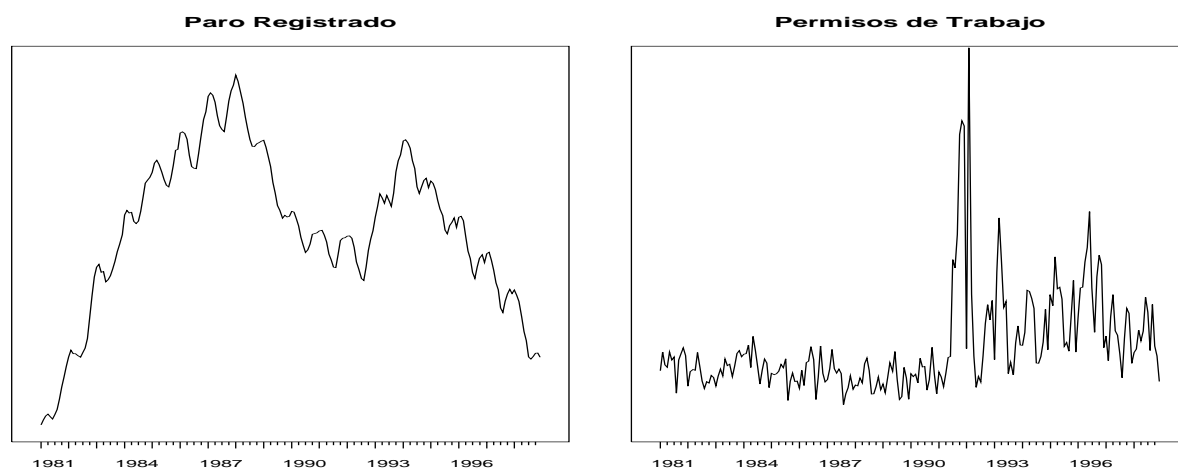
estos fenómenos aparecen solapados, de modo que aislar y determinar la magnitud de cada uno de estos cambios legislativos es casi imposible.

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 en 1991, 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 posteriores² 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

²Resolución 9 de Julio de 1992.

Figura 1: **Series Originales**



trabajadores de los países del *EEE*: Austria, Finlandia, Islandia, Noruega y Suecia, lo cual implicó una reducción aproximada de 2.000 permisos.

3.2 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.

En 1978 se empieza a especificar qué características debe cumplir un *parado* para que éste sea contabilizado en las cifras de *Desempleo* del INEM. En este año, se especifica que, los trabajadores en situación de reducción de jornada, suspensión temporal por regulación de empleo o que perciban alguna prestación por jubilación, no deben ser considerados en *paro* a efectos estadísticos. En 1980, los estudiantes en paro dejan de ser contabilizados. No obstante, los criterios de medición del paro no son establecidos hasta la promulgación de la Orden de 11 de mayo de 1985, por la cual, además de los grupos antes citados, se establece que los ocupados en trabajos de colaboración social o cumpliendo el servicio militar; los trabajadores en situación de invalidez absoluta, gran invalidez e incapacidad laboral transitoria; demandantes de primer empleo; trabajadores que demandan empleo con características específicas; y tra-

bajadores agrarios subsidiados, no deben ser contabilizados en las cifras del *Paro Registrado*. A partir de febrero de 1988, los demandantes que se niegan injustificadamente a participar en Cursos de Formación Ocupacional, son excluidos de las cifras del paro. En 1990, se excluyen los que pretenden compatibilizar el trabajo actual con otro trabajo (pluriempleados). Finalmente, en 1994 se excluyen los que rechacen cualquier acción de reinserción laboral y los que se encuentren en situación de demanda suspendida.

Se observa que la serie excluye a dos sectores de la población: los jóvenes, en especial los estudiantes, y las mujeres demandantes de puestos de trabajo compatibles con las tareas domésticas. Es decir, los grupos más propensos a abandonar el mercado de trabajo en momentos de crisis y de reincorporarse en los momentos de expansión económica. La distribución sectorial del *Paro Registrado* (Toharia 1998) parece favorecer a la industria en contra de la agricultura y deja en una posición intermedia a la construcción. Por otro lado, la falta de motivación por parte de los desempleados en inscribirse en las oficinas del INEM, dada la ineficacia de este organismo para la búsqueda de empleo, significa que determinados colectivos con mayor cualificación no aparezcan como desempleados.

Desde el punto de vista de la evolución de la serie (Figura 1), se distinguen cuatro períodos:

1. La Recesión 1977-1984 supone el fuerte y rápido crecimiento del paro cuya tasa alcanza su máximo en 1981 (un 21%), como consecuencia de la reestructuración industrial y del aumento de la población activa por la incorporación de los jóvenes provenientes del *baby boom*. Por esto, el desempleo afectó básicamente a los jóvenes y a los trabajadores industriales. Desde un punto de vista legislativo, la reforma laboral de 1984 agiliza el mercado mediante la flexibilización de la contratación temporal y la reducción de los costes de despido.
2. Durante la recuperación de 1985-1990, el empleo crece rápidamente. La reforma de 1984 contribuyó favorablemente a ello, sobre todo en la inserción de jóvenes al mercado de trabajo (OCDE 1996). No obstante, el aumento rápido de la población activa contribuyó también a que las tasas de desempleo no se redujeran tan rápido como sería de esperar.
3. La recesión de 1990-1994 corta pero profunda, se acentúa una vez finalizados los eventos internacionales celebrados en España (Juegos Olímpicos en Barcelona, Exposición

Universal de Sevilla y Madrid Capital Europea de la Cultura). En contra de lo que se esperaba, la reforma laboral de 1984 no significó que el paro afectara (en mayor medida) a los trabajadores con contratos de duración determinada (Toharia 1998), sino que afectó sobre todo a los trabajadores con contratos indefinidos y, desde una perspectiva sectorial, a la industria, coincidiendo con la segunda reestructuración industrial. Durante este período se realizan dos grandes reformas laborales: en 1992, la reforma del sistema de prestaciones por desempleo y en 1994, se flexibiliza más el despido y se regulan las horas extras.

4. Recuperación 1995-1998: el despunte de los costes salariales en 1997 lleva a la conclusión de que ésta es atribuible en mayor medida al crecimiento económico y, en menor, a las reformas de mercado de trabajo de los años 1992 y 1994 (MEH 1997). En 1998, la creación de empleo es consecuencia del crecimiento económico, por un lado y del ajuste de plantilla realizado en los años precedentes y la moderación de los costes salariales, por otro (MEH 1998).

4 Modelo

4.1 Modelo de Intervención

En la sección 3.1 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^\dagger . Además, nos permite detectar aquellas alteraciones en la serie provocadas por efectos externos (Figura 1) 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 —ver sección 3.1— 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 Marruecos³, entre otras.

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

La intervención de 1991 —siguiendo a Box & Tiao (1975), Harvey & Durbin (1986), Aznar & Trávez (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

$$m_t^\dagger = \psi(L)\varepsilon_t + x_{1t} + x_{2t}, \quad (3)$$

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 5, se trabajará con la serie corregida $m_t = m_t^\dagger - x_{1t} - x_{2t}$, es decir, una vez eliminados los efectos de la intervención y del outlier.

4.2 Estacionalidad, Integración y cointegración

Hylleberg (1992a) propone la siguiente definición de estacionalidad:

Estacionalidad es el movimiento intraanual sistemático, no necesariamente regular, causado por los cambios en el clima y en el calendario, y por la estructura temporal de las decisiones, directa o indirectamente, mediante las acciones sobre producción y consumo tomadas por los agentes económicos. Estas acciones están influenciadas por las dotaciones, las expectativas y las preferencias de los agentes, y por las técnicas productivas disponibles en la economía.

Dado un período fundamental fijado —el año, por ejemplo— la estructura estacional dependerá de cómo se realizan los eventos. Así, se puede esperar una frecuencia diaria en ciertos tipos de variables, pero en otras una frecuencia semanal, mensual o inclusive anual. Sin embargo, una variable puede presentar un patrón intraanual sistemático que no es observable porque los datos se recogen con una periodicidad que lo hace imposible. Así, en el presente

trabajo se estudiará la estructura estacional a partir de datos mensuales, con ellos tenemos suficiente información como para analizar si existen ciclos de períodos mayores al mes, que además pueden ser determinísticos o estocásticos.

Mengershausen (1937) propuso clasificar los métodos de tratamiento de la estacionalidad en mecánicos y causales. Los métodos mecánicos utilizados en aquella época —ajuste estacional y las series manipuladas por las agencias estadísticas—, compartían la característica de considerar que la estacionalidad podía ser aislada de la serie⁴ y que no interaccionaba con ésta, ni servía para explicar la estacionalidad de otras series. No obstante, a mediados de los años 60 crece el interés por la estimación de modelos con variables estacionales; se pasa a considerar la estacionalidad como un fenómeno que contiene información relevante para explicar la serie y se extienden los métodos causales para el tratamiento de la estacionalidad. De hecho, Whittle (1952) fue el primero en utilizar un número alto de retardos en un modelo de series temporales para recoger la estacionalidad. No obstante, se debe a Box & Jenkins (1970) la propuesta de utilizar los modelos ARMA multiplicativos como un método simple y sistemático de análisis de modelos estacionarios con parte regular y estacional. También proponen el tratamiento de los modelos no estacionarios mediante la diferenciación regular y estacional de las series —los modelos ARIMA. A partir de aquí, surge una teoría dedicada al desarrollo de contrastes para detectar raíces unitarias y relaciones cointegrantes. En estos contrastes, para extender los métodos aplicados a modelos regulares al tratamiento de la estacionalidad, se utilizan técnicas e ideas procedentes del análisis espectral: Johansen (1988); Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (1990), Beaulieu & Miron (1993), Caminero & Díaz-Emparanza (1997).

El núcleo de estas teorías parte del modelo ARIMA multiplicativo que, aparte del operador Δ , considera la existencia de un operador de diferencias estacional Δ_s . Dado el modelo $\Delta_s y_t = \psi(L)\varepsilon_t$ con $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$, se observa que, para una serie de s datos al año, el polinomio $\Delta_s = (1 - L^s)$ puede ser factorizado en s raíces correspondiendo cada una a un ciclo determinado. A partir de esta idea, se desarrollan contrastes y métodos de estimación que tienen en cuenta este conjunto de s ciclos diferenciados y se definen los conceptos de estacionariedad y cointegración estacional.

Así, para una serie generada por un proceso $AR(p)$ con $s = 12$, el polinomio Δ_{12} contendrá

⁴Para una extensa revisión de los trabajos en este campo ver Hylleberg (1992b) y Bell & Hillmer (1992).

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 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 para el caso en que Y_t es un vector ($n \times 1$) cuyo proceso generador de datos es un modelo $VAR(p)$:

$$\Delta_{12}Y_t = \sum_{k=1}^{12} \Pi_k Y_{k,t-1} + \sum_{j=1}^p \Gamma_j \Delta_{12}Y_{t-j+p} + \epsilon_t \quad (7)$$

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 ϵ_t es un vector de ruido blanco con $E(\epsilon_t) = 0$ y $E(\epsilon_t \epsilon'_s) = 0$ si $t \neq s$ $E(\epsilon_t \epsilon'_s) = \Omega$ 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 ω_k ya que cada $y_{k,t}$ filtra la serie eliminando las raíces unitarias para todas las frecuencias excepto para la correspondiente a 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.

4.3 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 $k = 4, 6, 8, 10, 12$ primero y, si no se rechaza la hipótesis nula, se realiza el contraste a una cola donde la alternativa es $\pi_k < 0$ para $k = 3, 5, 7, 9, 11$, o alternativamente⁵, el contraste de significación conjunta $\pi_k = \pi_{k-1} = 0$ para $k = 4, 6, 8, 10, 12$ mediante un estadístico de tipo F . Las distribuciones de estos estadísticos t y F no son las estándar, pero pueden utilizarse las obtenidas en el citado artículo de Beaulieu y Miron.

Lee (1992) propone contrastes de cointegración estacional para $s = 4$ basados en la estimación de máxima verosimilitud del modelo *ECM* (7) y Caminero & Díaz-Emparanza (1997) proponen su extensión para el caso mensual. Estos 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 Π_k , lo cual permitirá determinar para cada frecuencia ω_k el número r_k de combinaciones lineales independientes de las componentes de $Y_{k,t}$ que son estacionarias, permitiendo entonces descomponer Π_k como $\Pi_k = \alpha_k \beta_k'$, donde β_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 $\text{rango}(\Pi_k) > r_k$. Para construir los estadísticos de contraste se basan en la idea de que una matriz de rango r_k se puede descomponer como $\Pi_k = \alpha_k \beta_k'$ para algún par de matrices ($r_k \times k$) α_k y β_k . Entonces muestran que el estimador máximo verosímil de la matriz α_k para un valor fijado de β_k es:

$$\hat{\alpha}(\beta_k) = S_{00} \beta_k (\beta_k S_{kk} \beta_k)^{-1} \quad (8)$$

Las matrices S_{00} , S_{kk} y $S_{0k} = S_{k0}$ son las matrices de correlaciones $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T U_{it} U_{jt}'$. Los residuos U_{it} y U_{jt} se obtienen mediante el siguiente procedimiento:

1. $R_{0,t}$ es el vector con los n residuos de la regresión por MCO de $\Delta_{12} Y_t$ sobre $\Delta_{12} Y_{t-1}, \dots, \Delta_{12} Y_{t-(p-12)}$
2. Para cada $k = 1, 2, \dots, 12$, $R_{k,t}$ es el vector con los n residuos de la regresión por MCO de $Y_{k,t-1}$ sobre $\Delta_{12} Y_{t-1}, \dots, \Delta_{12} Y_{t-(p-12)}$

⁵Aunque los autores observan que el contraste individual es más potente que el conjunto.

3. Para $k = 1, 2$, $U_{0,t}$ y $U_{k,t}$ son respectivamente, los vectores de residuos de las n regresiones por MCO de $R_{0,t}$ y $R_{k,t}$ sobre los $k - 1$ restantes residuos $R_{m,t}$ con $m \neq k$.
4. Para las demás frecuencias $k = 3, 5, 7, 9, 11$, $U_{0,t}$ y $U_{k,t}$ son los n residuos de las regresiones por MCO de $R_{0,t}$ y $R_{k,t}$ sobre los restantes $k - 2$ residuos $R_{m,t}$, donde $m \neq k$ y $m \neq k + 1$.

El vector β_k , a su vez, se obtiene mediante la solución al problema de encontrar los n valores propios $\hat{\lambda}_{1,k}, \dots, \hat{\lambda}_{n,k}$ y los n vectores propios $\hat{v}_{1,k}, \dots, \hat{v}_{n,k}$, es decir, la solución al problema (10) para cada frecuencia k ,

$$H_{0,r_k} : \Pi_k = \alpha_k \beta_k' \quad (9)$$

$$|\hat{\lambda}_k S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0 \quad (10)$$

$$\hat{V}' S_{kk} \hat{V} = I \quad (11)$$

Por lo que bajo la hipótesis (9) y dada la normalización (11), el estimador de máxima verosimilitud de β_k es:

$$\hat{\beta}_k = (\hat{v}_{1,k}, \dots, \hat{v}_{r_k,k}) \quad (12)$$

Donde $\hat{v}_{1,k}, \dots, \hat{v}_{r_k,k}$ son los vectores propios asociados a los r_k mayores valores propios $\hat{\lambda}_{1,k} > \hat{\lambda}_{2,k} > \dots > \hat{\lambda}_{r_k,k}$.

Para determinar el rango r_k , se realizan de manera secuencial los contrastes de que hay $r_k = 0, 1, \dots, n$ valores propios nulos. Para $k = 1, 2, 3, 5, 7, 9, 11$, el estadístico de contraste es:

$$-2 \log Q(H_{0,r_k} | H_{a,r_k}) = -T \sum_{i=1+r_k}^n \log(1 - \hat{\lambda}_{i,k}) \quad (13)$$

$k = 1, 2, 3, 5, 7, 9, 11$

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.

5 Resultados

5.1 Análisis Gráfico

Se han corregido los efectos del outlier y de la intervención sobre la serie m_t^\dagger , para ello se ha estimado el modelo⁶ (3) con $\beta = 0, 3; 0, 5; 0, 7; 0, 8; 0, 9; 0, 95; 0, 99$ eligiendo finalmente el valor $\beta = 0, 9$ para corregir la serie.

La Figura 2 muestra que la serie m_t , (una vez estimados y eliminados de la serie los efectos x_{1t} y x_{2t}), presenta una estructura diferenciada para los años anteriores a la intervención. Es decir, para los años posteriores a 1991-1992, la serie (trazo continuo) presenta mayor volatilidad y un marcado carácter estacional. Para el análisis siguiente se utilizará la serie m_t expresada con respecto a la población activa, $m_t^* = m_t/a_t$, donde a_t es la serie de la *Población Activa* mensualizada⁷.

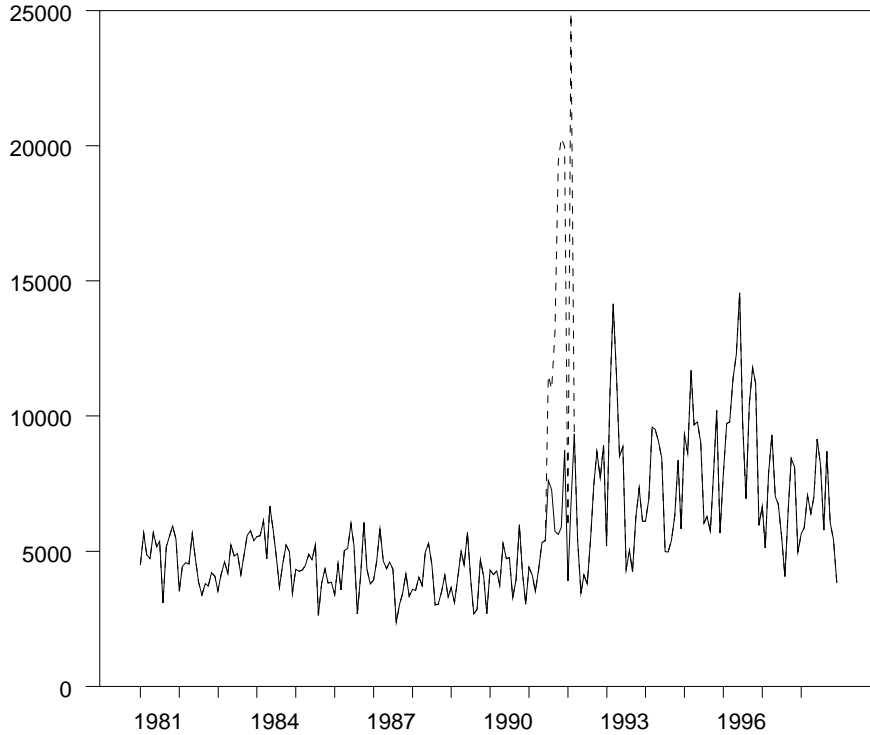
El desempleo —al ser una variable que representa un stock— se expresa en términos de los flujos de nuevos desempleados respecto a la población activa, $p_t^* = (p_t - p_{t-1})/a_t$. Los elementos determinísticos de las variables p_t^* y m_t^* —constante, tendencia y estacionalidad—, se sustraen a las series, ya que pueden dificultar la detección y estimación de los componentes estocásticos (Hamilton 1994). Con lo cual, creamos las series $xm_t = m_t^* - D_m(t)$ y $xp_t = p_t^* - D_p(t)$, donde $D_i(t)$ $i = p, m$ denotan los elementos determinísticos estimados.

La estructura y el grado de relación entre las series pueden deducirse del conjunto de figuras 3–9. La figura 3 muestra que la serie xm_t parece tener una tendencia estocástica

⁶El modelo se estima utilizando el programa TRAMO (Gómez & Maravall 1997).

⁷La 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.

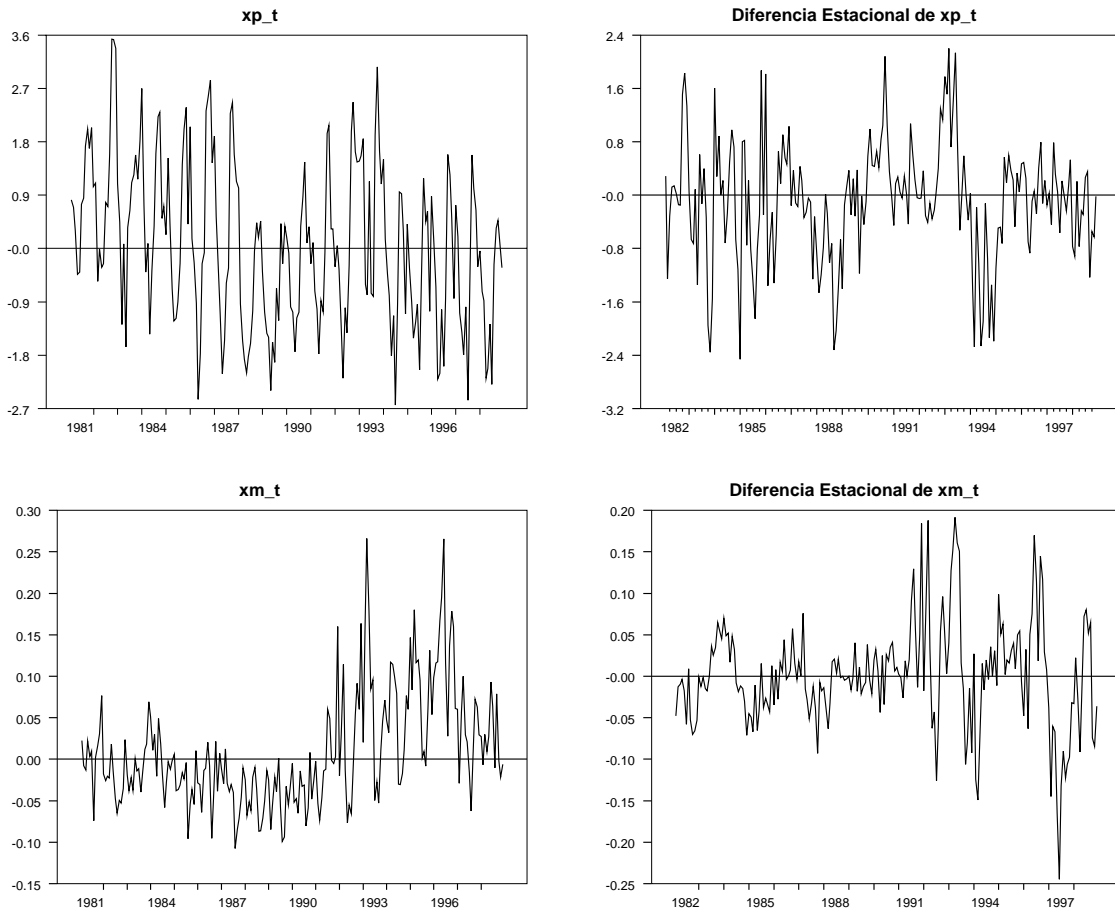
Figura 2: **Permisos de trabajo: Serie Original y Corregida**



alrededor de la media, y también se aprecia que esta tendencia en la serie xp_t aparece más atenuada. En cambio, 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 (Figura 3), muestra que la estructura de ambas series transformadas podría responder a procesos estacionarios.

Las 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 así dispuestos. Las líneas paralelas al eje de los meses de la superficie estacional, que se denominarán *sendas estacionales*, muestran 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 la evolución interanual de la serie para cada mes. Las gráficas siguientes, los *contornos estacionales*, representan los niveles en una escala descendente de grises. Así, los más oscuros representan los valles (valores bajos de la serie) y los claros las montañas (valores altos de la

Figura 3: Series y diferencia estacional



serie).

La *superficie estacional* de xm_t muestra los picos correspondientes a los Procesos de Regularización de 1991-1992 y 1996, y un valle profundo para el año 1986-1988, coincidiendo con la entrada de España en la *CEE*. A su vez, la *superficie estacional* de la serie xp_t (Figura 5) aparece con el eje de los meses en sentido decreciente. Esta representación permite observar los picos correspondientes a las crisis de los años 1981, 1986 y 1992, así como los períodos de expansión económica de los años 1988 y 1995. La estructura en forma de “cordillera” indica la fuerte estacionalidad y estocasticidad de las pautas estacionales.

Las *sendas estacionales* a lo largo de los años —Figura 4— para xm_t muestran una pauta menos accidentada (menos estacional), que para la serie xp_t —Figura 5. Las *sendas regulares* muestran un fuerte cambio en el comportamiento de la serie xm_t a partir de 1991, mientras

Figura 4: Superficie xm_t

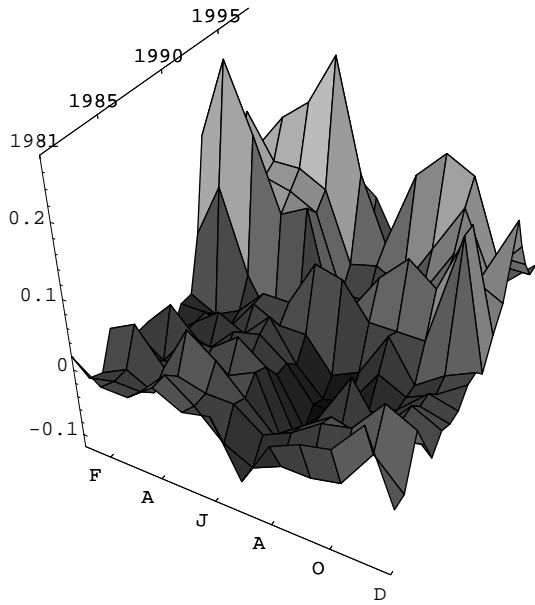


Figura 5: Superficie xp_t

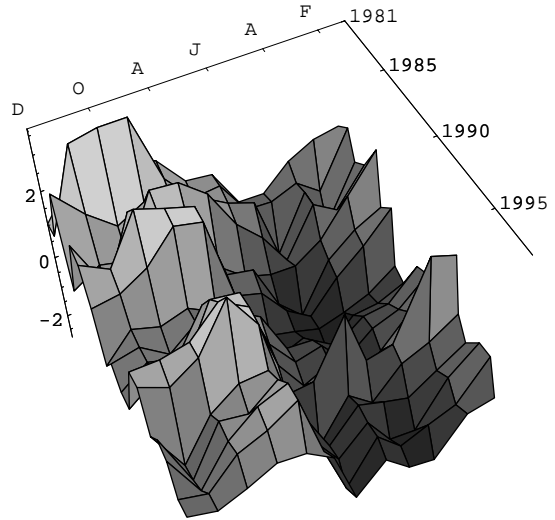


Figura 6: Contorno xm_t

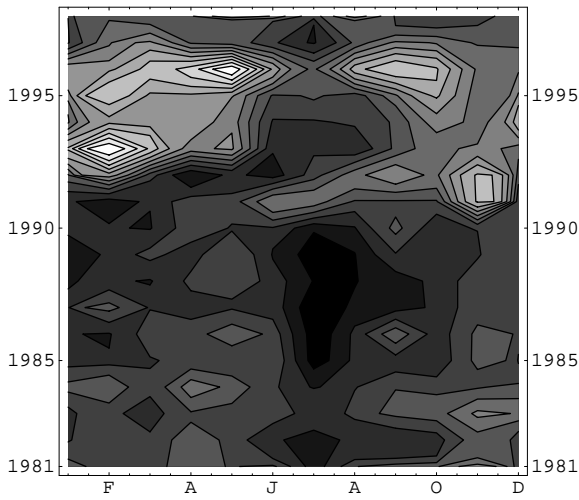
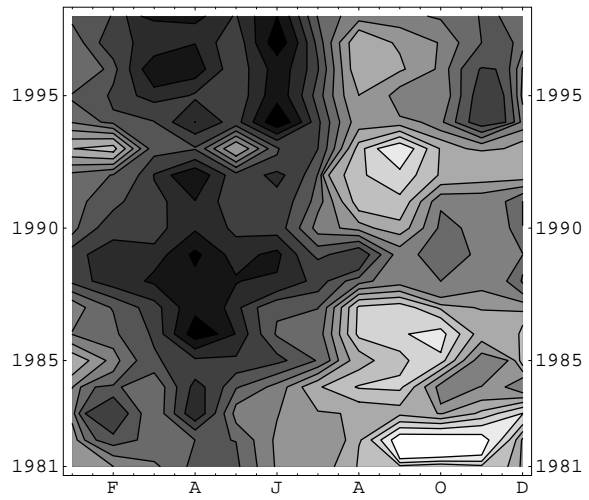


Figura 7: Contorno xp_t



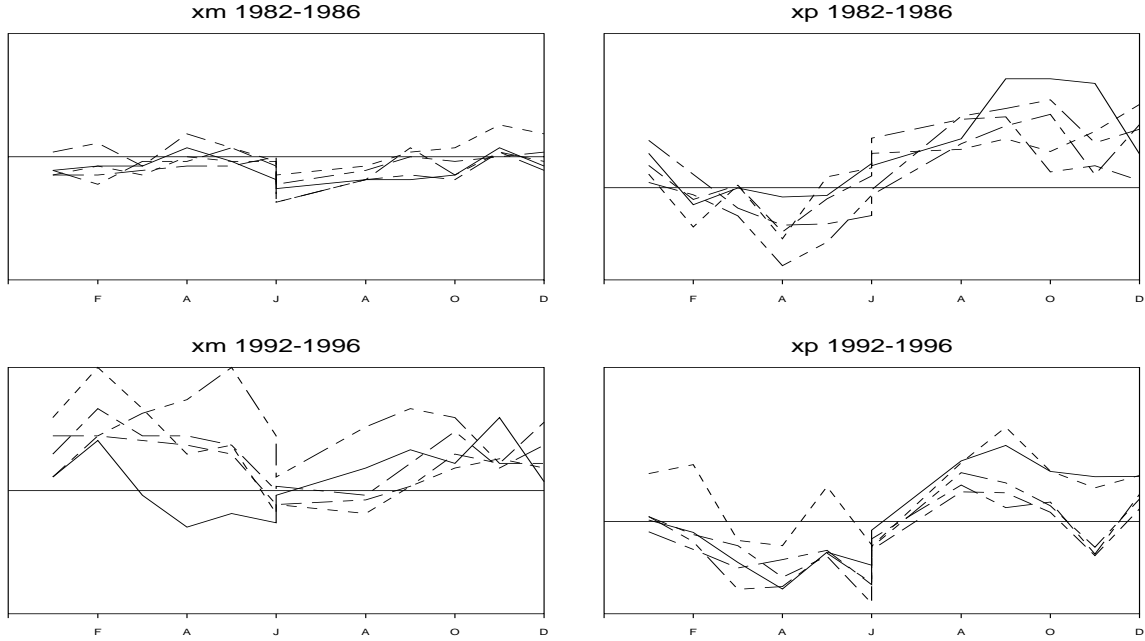
que la serie xp_t parece responder a una misma dinámica para toda la muestra.

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, desde los más oscuros para los meses de primavera, a los más claros para los meses de otoño. Este comportamiento estacional no está tan definido para la serie xm_t .

La figura 8 contiene los denominados gráficos de Buys-Ballot, donde las *sendas estacionales* se representan para ambas series y para algunos años de la muestra. En general, La estructura de las líneas, no constantes y no paralelas entre sí, muestran el marcado carácter estocástico de la estacionalidad. Obsérvese además, que ambas gráficas incluyen los años de mayor desempleo (1982-1986 y 1992-1996) en España. Si se compara la evolución de ambas series observamos que, por un lado, el carácter estacional del desempleo parece haberse acentuado para 1992-1996, fenómeno que se refleja también en la pauta de la inmigración, que además parece responder a una dinámica completamente distinta en ambos períodos. La figura 9 muestra, para los 18 años de la muestra, la evolución de ambas series para cada mes, es decir, la sobreposición de las 2 *sendas regulares*. De la observación del conjunto de las gráficas se puede concluir que existe una pauta estacional, claramente no estacionaria, en las series. Las gráficas anteriores sirven, además para mostrar el grado de relación entre las series: ambas parecen responder a una pauta común, en especial para los 6 primeros meses del año.

La estacionalidad y la estabilidad pueden apreciarse en las gráficas correspondientes a la representación espectral de ambas series (Figura 10). En este conjunto de gráficas se muestran los *espectros* estimados de la series xm_t (trazo continuo) y xp_t (trazo punteado) y los *espectros* de los filtros xm_{kt} y xp_{kt} superpuestos. Si observamos el conjunto de *espectros* de la serie xm_t , estos muestran picos bastante suaves sobre las frecuencias estacionales, lo cual denota un comportamiento estacional pero no necesariamente inestable de la serie. En cambio, los espectros de las serie xp_t y de los filtros $xp_{k,t}$ muestran picos muy acusados sobre todas las frecuencias estacionales, lo que indica que la serie puede presentar raíces unitarias

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



en todas las frecuencias estacionales.

5.2 Integración

El *correlograma* (ACF) y el *correlograma parcial* ($PACF$), refuerzan la idea de que ambas series son inestables y que presentan una fuerte estacionalidad. Los coeficientes de autocorrelación de la serie xm_t , $\hat{\rho}_{xm}(j)$ (Figura 11), no decrecen exponencialmente, y los coeficientes de la serie xp_t , $\hat{\rho}_{xp}(j)$, no decrecen para las correlaciones estacionales.

Como paso previo a la realización de los contrastes de raíces unitarias y de cointegración, necesitamos determinar el orden p de la representación $AR(p)$ de las series. Para las series individuales, se utilizan el *Criterio de Schwartz* (SC) y el contraste *Ljung-Box* (LB), partiendo de 48 retardos (4 años). Mediante estos criterios se elige $p = 13$ para la serie xm_t y $p = 14$ para xp_t .

$$\Delta_{12}xm_t = \sum_{k=1}^{k=12} \pi_{xm,k}xm_{k,t-1} + \gamma_{xm}\Delta_{12}xm_{t-1} + \epsilon_{xm,t} \quad (14)$$

Figura 9: Gráfica por meses (Sendas Regulares)

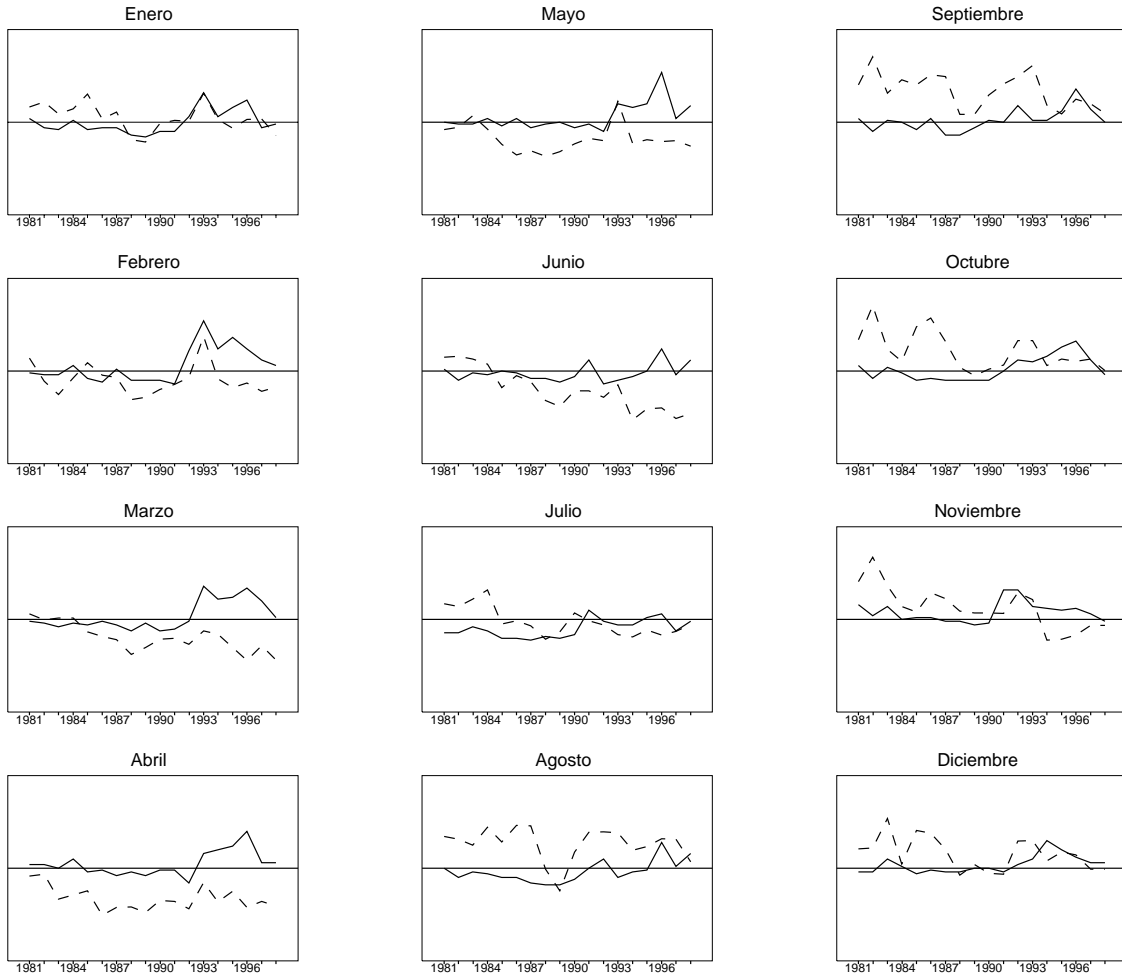
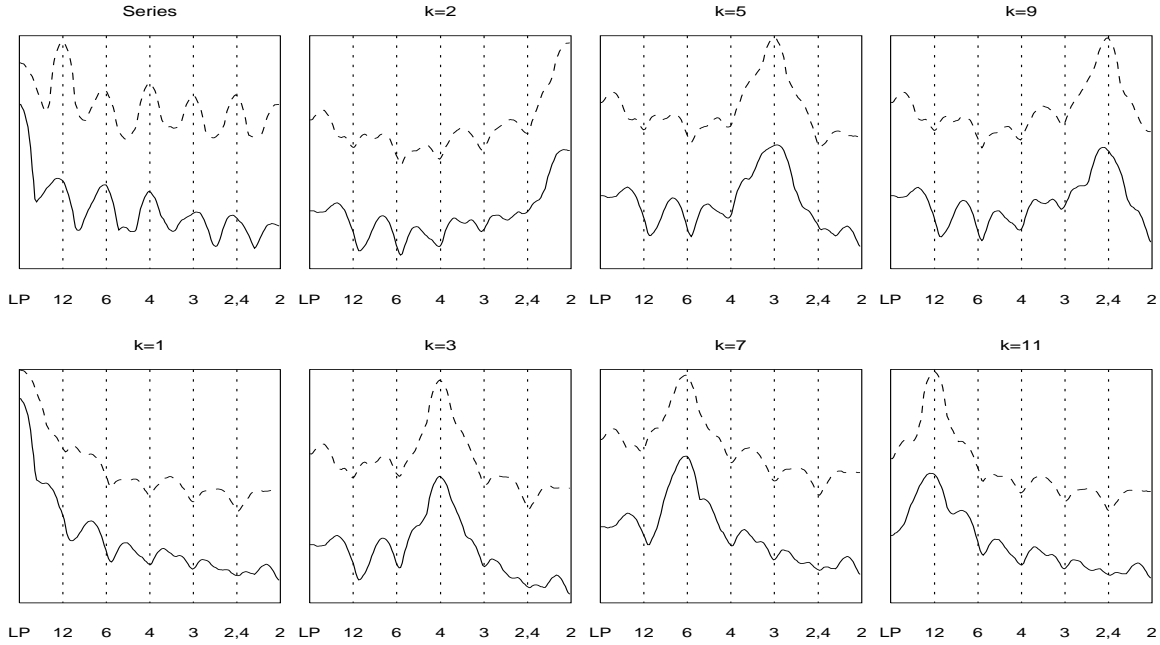


Figura 10: Espectros (Log)



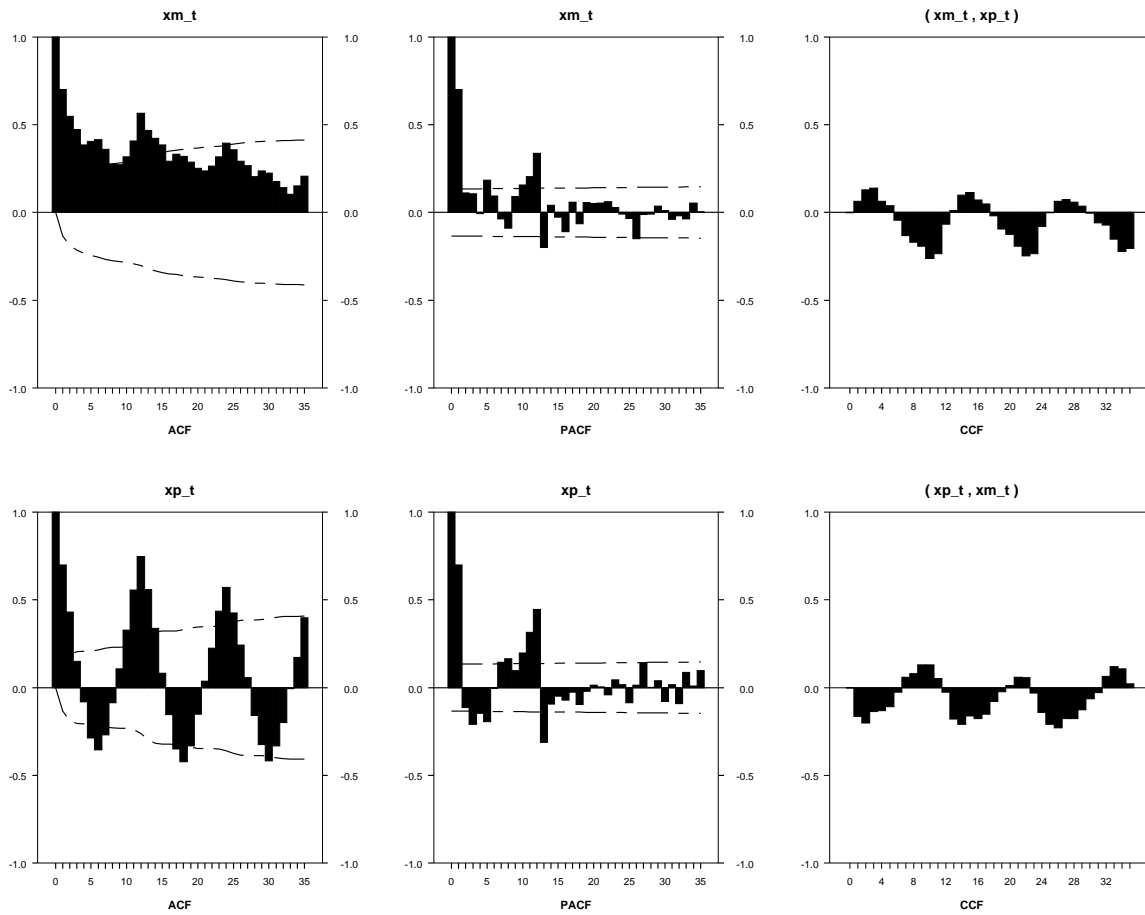
$$\Delta_{12}xp_t = \sum_{k=1}^{k=12} \pi_{xp,k} xp_{k,t-1} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{xp,j} \Delta_{12}xp_{t-j} + \epsilon_{xp,t} \quad (15)$$

Dados los residuos de la estimación por *MCO* de las ecuaciones (14) y (15), con el contraste conjunto *LB* no se rechaza la hipótesis de que las correlaciones son cero para 48, 36, 24 y 12 retardos. No obstante, se aprecian posibles cambios en la variabilidad de los residuos, de hecho, con el contraste de heterocedasticidad condicional *ARCH*, se rechaza la hipótesis de homocedasticidad para hasta 12 retardos, al utilizar el residuo de la ecuación (14).

La Tabla 2 muestra los valores de los estadísticos para los contrastes de HEGY de raíces unitarias estacionales⁸. Para la variable *xm*, los estadísticos de contraste *t* de la hipótesis de que $\pi_k = 0$ $k = 1, \dots, 12$, indican que esta serie presenta una raíz unitaria en la frecuencia 0. En el caso de la variable *xp*, mediante los estadísticos *t*, se acepta la hipótesis de raíz unitaria para las frecuencias 0 y $\pi/6$; con el estadístico *F*, se acepta para éstas y además para $\pi/2$. El estadístico *t* para la frecuencia π es superior al valor crítico para un nivel de significación

⁸Los valores críticos (Beaulieu & Miron 1993) utilizados son -1.89 y -1.87 $k = 1, 2$ y el intervalo $[-1.63, 1.63]$ para $k = 4, 6, 8, 10, 12$ y -1.88 para $k = 3, 5, 7, 9, 11$. Para los contrastes *F*, el valor crítico es 3.03. Todos los contrastes son al nivel del 5%.

Figura 11: ACF, PACF y Correlaciones Cruzadas



del 5%, pero superior o igual al valor crítico (2,52) para un nivel de significación del 1%, por lo que el rechazo o aceptación de la hipótesis nula depende del nivel de significación elegido.

Los resultados, tal como se ha observado, indican que ambas series presentan raíz unitaria en la frecuencia 0 al nivel de significación del 5%, por lo que, es posible que entre las dos series exista relación de cointegración en tal frecuencia.

5.3 Cointegración

Dado el modelo $VAR(p)$ con $Y_t = (xm_t \ xp_t)'$ y, partiendo de un máximo de 48 retardos (4 años), mediante los criterios HQ y SC se elige $p = 13$. Es decir, el modelo ECM a

Figura 12: Residuos Estimación

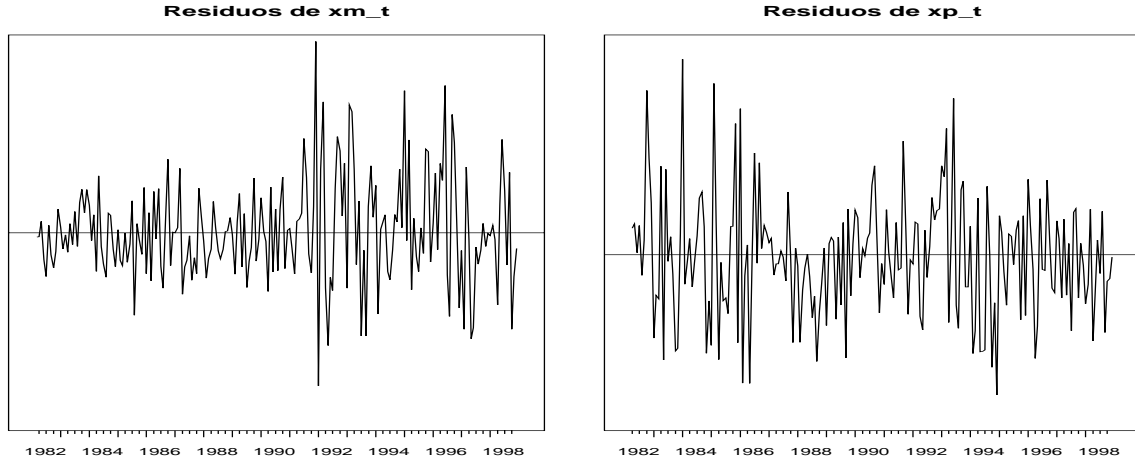


Tabla 2: Contrastes de raíz unitaria

| $T = 205$ | frec. | 0 | π | $\pi/2$ | | $2\pi/3$ | |
|-----------|---------------|-------|-------|---------|-------|----------|-------|
| | $k =$ | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| xm_t | t-stat | -1,50 | -2,52 | -4,16 | -0,63 | -2,90 | 1,02 |
| | F-stat | - | - | 8,86 | | 4,70 | |
| xp_t | t-stat | -1,56 | -2,19 | -2,19 | -0,26 | -2,86 | -0,72 |
| | F-stat | - | - | 2,45 | | 4,35 | |

| $T = 205$ | frec. | $\pi/3$ | | $5\pi/6$ | | $\pi/6$ | |
|-----------|---------------|---------|-------|----------|-------|---------|-------|
| | $k =$ | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
| xm_t | t-stat | -2,01 | -2,29 | -3,32 | 1,65 | -1,73 | -3,93 |
| | F-stat | 4,70 | | 6,99 | | 9,49 | |
| xp_t | t-stat | -1,16 | -3,05 | -3,25 | -0,19 | -1,36 | -0,62 |
| | F-stat | 5,33 | | 5,36 | | 1,13 | |

Figura 13: Residuos Estimación ECM

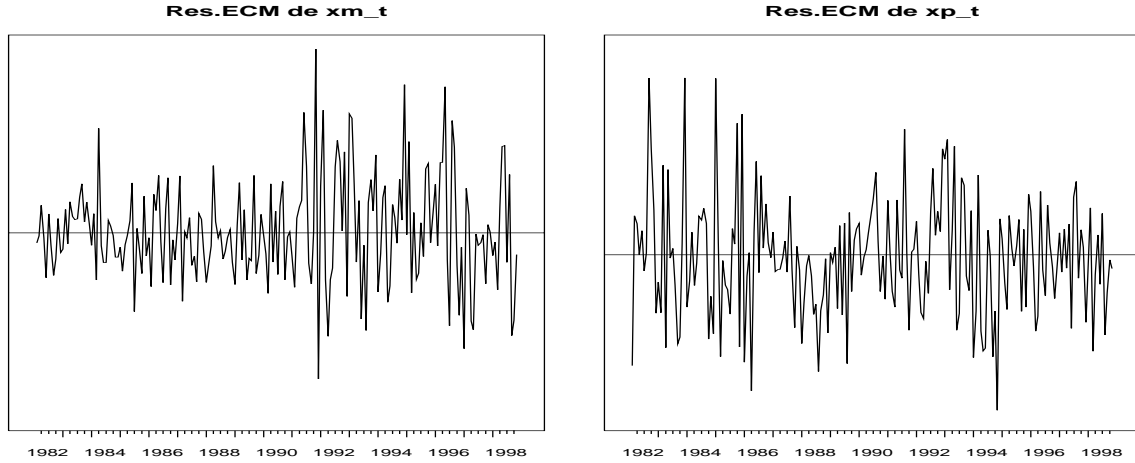


Tabla 3: Estadísticos de la traza.

| $T = 205$ | $\omega =$ | 0 | π | $\pi/2$ | $2\pi/3$ | $\pi/3$ | $5\pi/6$ | $\pi/6$ |
|--------------------|------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| $rango(\Pi_k) = 0$ | | 4,65 (13, 38) | 15,06 (13, 42) | 21,56 (12, 38) | 22,08 (12, 20) | 17,48 (12, 13) | 22,70 (12, 32) | 17,47 (12, 28) |
| $rango(\Pi_k) = 1$ | | 1,09 (4, 52) | 3,20 (4, 44) | 6,47 (4, 48) | 5,36 (4, 39) | 6,48 (4, 44) | 5,72 (4, 52) | 1,64 (4, 47) |

Valores críticos entre paréntesis

estimar es:

$$\Delta_{12}Y_t = \sum_{k=1}^{k=12} \Pi_k Y_{t,k} + \Gamma \Delta_{12}Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

siendo $\varepsilon_t = (\varepsilon_{xm,t} \ \varepsilon_{xp,t})'$ un vector ruido blanco.

Mediante el contraste *LB* de no autocorrelación, para cada $\hat{\varepsilon}_{i,t}$ $i = xm, xp$ del modelo *ECM* (16) y 12, 24, 36 y 48 retardos, no se rechaza la hipótesis nula de que los residuos no presentan autocorrelación. Asimismo, los gráficos de las *ACF* y *PACF* muestran que, individualmente, las correlaciones y autocorrelaciones no son significativamente diferentes de cero al nivel del 5%. No obstante, se rechaza la hipótesis nula de que los residuos se distribuyen según una normal multivariante (Doornik & Hansen 1994). Además, con el contraste *ARCH* se rechaza la hipótesis de homocedasticidad para los residuos de la estimación de la serie $\Delta_{12}xm_t$ con 12 y 24 retardos.

La Tabla 3 muestra que, para un nivel de significación del 5%, ante la hipótesis

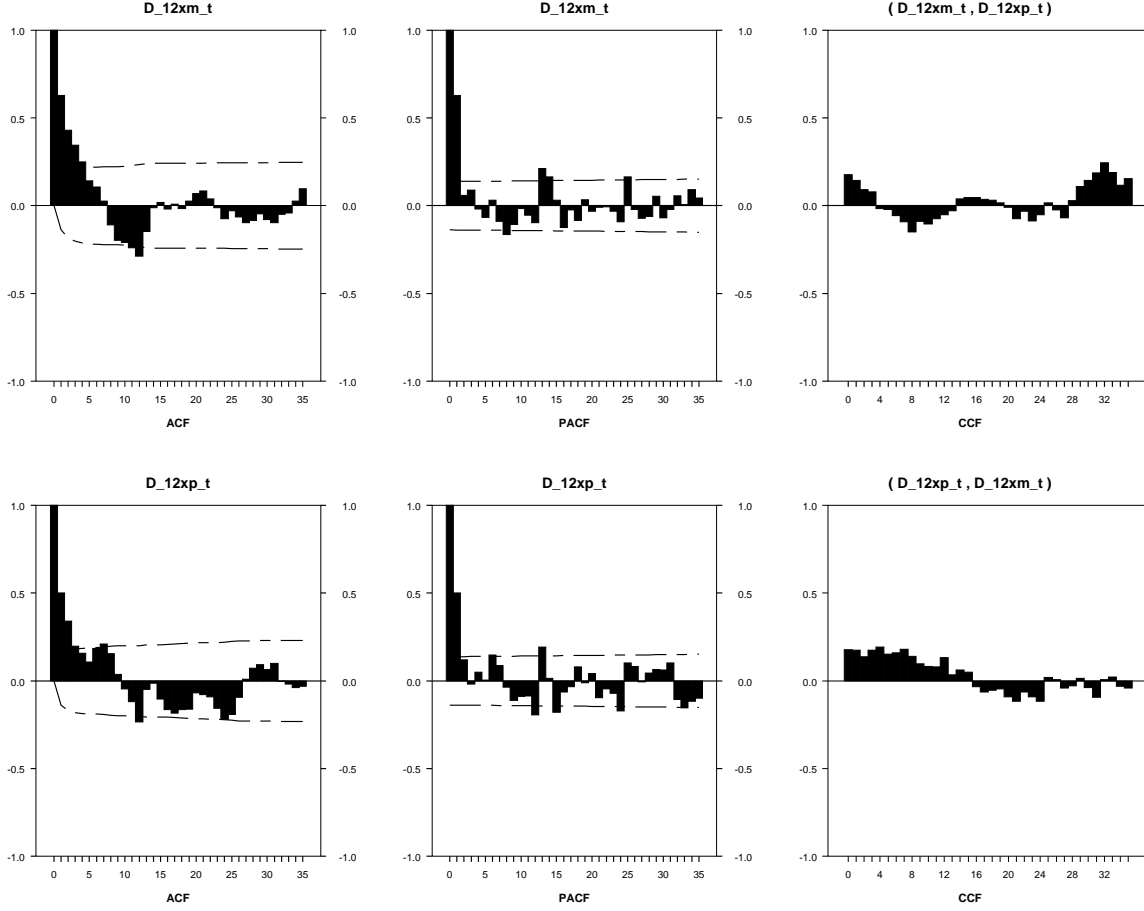
$H_0 : rango(\Pi_k) = 0$, el estadístico de la traza es inferior al valor crítico⁹ para la frecuencia cero, por lo que no existe relación cointegrante para esta frecuencia. Para las demás frecuencias se rechaza la hipótesis $H_0 : rango(\Pi_k) = 0$. Para el mismo nivel de significación y la hipótesis $H_0 : rango(\Pi_k) = 1$, los estadísticos de la traza son superiores al valor crítico para las frecuencias $\pi/2$, $2\pi/3$, $\pi/3$ y $5\pi/6$, por lo que hay evidencia de que las series no contienen raíces unitarias en estas frecuencias. Los resultados para las frecuencias anteriores son consistentes con los resultados obtenidos del contraste individual de raíces unitarias. Para las frecuencias π y $\pi/6$, el hecho de rechazar $H_0 : rango(\Pi_k) = 0$ y no rechazar $H_0 : rango(\Pi_k) = 1$ implica que, en el vector formado por las dos series, existe sólo una raíz unitaria en las citadas frecuencias. En la sección 4.3 se rechazó la hipótesis de existencia de raíz unitaria para la serie xm_t en la frecuencia $\pi/6$, pero no para xp_t . Esto mismo es lo que reflejan los contrastes de la traza. Existe “cointegración” en esas frecuencias, ya que la combinación lineal entre una serie estacionaria y otra no estacionaria será estacionaria siempre que el coeficiente asociado a la serie no estacionaria sea cero. Los resultados del análisis de cointegración apuntan en este sentido: el “vector cointegrante” asociado a la frecuencia $\pi/6$ es $\hat{\beta}_{11} = (\hat{v}_{11,1}) = (5, 45 \quad 0, 005)$, donde el coeficiente asociado a la serie xp_t es 0,005, suficientemente cercano a cero como para afirmar que esta combinación lineal es estacionaria, aun cuando xp_t no lo sea para esta frecuencia. La misma idea justifica que se encuentre relación cointegrante entre las series xm_t y xp_t para la frecuencia π , ya que, al contrastar la existencia de una raíz unitaria en dicha frecuencia en la serie xp_t , para un nivel del 1% se aceptaba la hipótesis nula y para un nivel del 5% se rechazaba, y el estadístico de la traza muestra evidencia de que la relación cointegrante existe. Dada la estimación del vector cointegrante $\hat{\beta}_2 = (\hat{v}_{2,1}) = (8, 50 \quad -0, 33)$, observamos que el valor del coeficiente asociado a la serie xp_t , es cercano a cero, lo cual podría indicar que la serie xp_t es no estacionaria en la frecuencia π .

5.4 Estimación del Modelo: Inmigración y Desempleo

Dado que las únicas relaciones cointegrantes encontradas son triviales, se analizará la estructura del modelo $VAR(p)$ sobre las variables diferenciadas estacionalmente, para estudiar la relación a corto plazo entre las dos series. Al analizar los correlogramas (Figura 14) de las series $\Delta_{12}xm_t$ y $\Delta_{12}xp_t$, sus coeficientes indican que ambas series son estacionarias y que

⁹Tablas con los valores críticos en Caminero & Díaz-Empanza (1997),

Figura 14: ACF, PACF y CCF: Diferencias estacionales



existe estacionalidad. Los correlogramas cruzados (*CCF*), a su vez, indican que existe relación entre ambas variables. Los criterios *HQ* y *SC* son mínimos 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:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_6 L^6)(1 - \phi_{12} L^{12}) \Delta_{12} Y_t = \varepsilon_t \quad (17)$$

Este modelo se estima como un sistema de ecuaciones no lineales: es decir, dado el vector de residuos $\varepsilon_t = (\varepsilon_{xm,t}, \varepsilon_{xp,t})'$ el método de mínimos cuadrados no lineales minimiza respecto del vector de parámetros $\Phi = (\phi_1 \ \phi_6 \ \phi_{12})$ la suma de los cuadrados de las perturbaciones $\min_{\Phi} \sum_t \varepsilon_t' \Omega^{-1} \varepsilon_t$. Los resultados de esta estimación muestran, mediante el contraste *ARCH*, que los residuos $\hat{\varepsilon}_{i,t}$ $i = xm, xp$ de la estimación de (17) no son homocedásticos para hasta

24 retardos para ambas series y, mediante el contraste LB , 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 al calcular las desviaciones típicas de los coeficientes. Las matrices de parámetros y desviaciones estándar estimadas son:

$$\hat{\phi}_1 = \begin{pmatrix} 0,607 & 0,002 \\ (0,073) & (0,004) \\ 1,205 & 0,509 \\ (0,873) & (0,069) \end{pmatrix} \quad \hat{\phi}_6 = \begin{pmatrix} -0,285 & 0,001 \\ (0,082) & (0,003) \\ 3,041 & -0,336 \\ (1,015) & (0,085) \end{pmatrix} \quad \hat{\phi}_{12} = \begin{pmatrix} 0,065 & -0,005 \\ (0,061) & (0,004) \\ -0,027 & 0,172 \\ (0,778) & (0,059) \end{pmatrix}$$

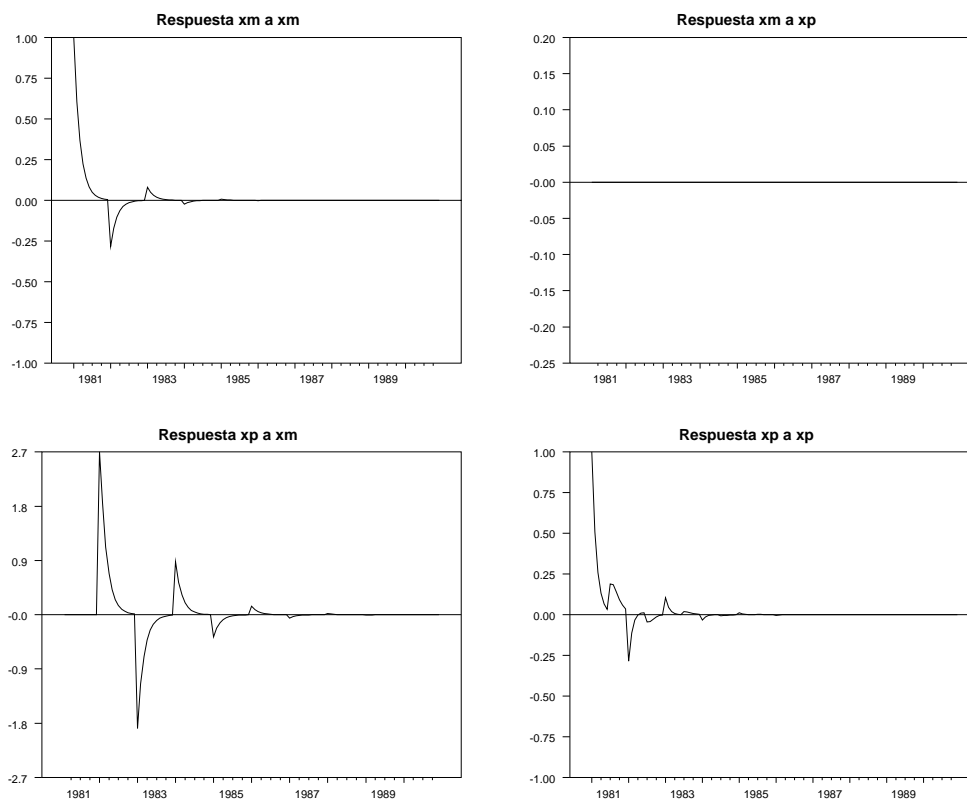
Los contrastes individuales al nivel del 5% revelan que los coeficientes $\hat{\phi}_{1(1,2)}$, $\hat{\phi}_{6(1,2)}$ y $\hat{\phi}_{12(1,2)}$ no son significativos, por tanto, los parámetros asociados a los cambios anuales en la tasa de desempleo, $\Delta_{12}xp_{t-j}$ para $j = 1, 6, 12, 13$ y 18 no son significativos en la primera ecuación. A su vez, los coeficientes $\hat{\phi}_{1(2,1)}$ y $\hat{\phi}_{6(2,1)}$ tampoco son significativos, así que los parámetros asociados a $\Delta_{12}xm_{t-j}$ para $j = 1$ y 6 son irrelevantes. 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%; sin embargo, los cambios anuales en la inmigración relativa causan a los cambios anuales en la tasa de paro a un nivel de significación del 5%.

La relación entre ambas variables puede apreciarse en la figura 15, donde se muestran las respuestas del sistema ante un cambio unitario en una de las variables, para los 120 meses siguientes al shock. Los resultados muestran que el efecto sobre $\Delta_{12}xm_t$ de un shock unitario en $\Delta_{12}xp_t$ es nulo y que el efecto sobre $\Delta_{12}xp_t$ de un cambio unitario en $\Delta_{12}xm_t$, es nulo para los 12 meses siguientes al impacto, y oscilará entre valores positivos en los años impares y valores negativos en los años pares. Este resultado puede matizarse teniendo en cuenta que el operador MA es simplemente la inversa de la representación VAR , por lo que el efecto total acumulado a largo plazo se puede obtener fácilmente como:

$$\Psi_\infty = (I - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_6 - \hat{\phi}_{12} + \hat{\phi}_{13} + \hat{\phi}_{18})^{-1} = \begin{pmatrix} 1,96 & 0,0 \\ 4,45 & 2,37 \end{pmatrix}$$

Donde las matrices $\hat{\phi}_i$ son las matrices estimadas del modelo VAR asociado al modelo (17). Los valores de Ψ_∞ indican que un cambio unitario en $\Delta_{12}xm_t$ provocaría un cambio acumulado a largo plazo en $\Delta_{12}xp_t$ de 4,45 mientras que, el efecto de un aumento unitario en $\Delta_{12}xp_t$ provocará una disminución acumulada de largo plazo en $\Delta_{12}xm_t$ de $-1,0 \times 10^{-14}$ es decir, muy cercano a cero. Asimismo, los valores calculados del R^2 son 0,45 para la primera ecuación y 0,39 para la segunda ecuación. El valor del R^2 calculado a partir de la segunda

Figura 15: Funciones de Impulso-Respuesta



ecuación considerando que $\Delta_{12}xm_t = 0 \forall t$, es 0,35 bastante cercano a 0,39, indicando que la importancia de esta variable, la inmigración, para explicar el desempleo es bastante baja.

5.5 Conclusiones

En este trabajo 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 varias frecuencias, pero no presentan cointegración, de manera que no están relacionadas a largo plazo. Siguiendo la interpretación propuesta por Lee (1992), los datos indican 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 cointegración llevó a la estimación del

modelo (17). Los coeficientes estimados indican que, a corto plazo, no existe causalidad en el sentido de Granger desde la serie desempleo hacia la serie de inmigración; sin embargo, la relación de causalidad en sentido contrario sí es significativa. Pese a ello, la capacidad explicativa del desempleo por parte de la variable inmigración es muy débil. Un posible motivo por el cual la política de inmigración no ha tenido en cuenta la estructura del desempleo, ajustándose a su evolución, se debe a que el impacto de la inmigración sobre el paro es muy pequeño.

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.
- Bell, W. & Hillmer, S. C. (1992), Issues involved with the seasonal adjustment of economic time series, in S. Hylleberg, ed., 'Modelling Seasonality', Oxford University Press, New York, pp. 83–138.
- 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. & Jenkins, G. M. (1970), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day.
- 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.
- Caminero, E. & Díaz-Emparanza, 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/Doorknik/>. 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.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- 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. (1992a), General introduction, in S. Hylleberg, ed., 'Modelling Seasonality', Oxford University Press, pp. 7–14.
- Hylleberg, S. (1992b), The historical perspective, in S. Hylleberg, ed., 'Modelling Seasonality', Oxford University Press, pp. 15–25.
- 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.
- Lee, H. (1992), 'Maximum likelihood inference on cointegration and seasonal cointegration', *Journal of Econometrics* **54**, 1–47.
- 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.
- Mendershausen, H. (1937), ‘Annual survey of statistical technique: methods of computing and eliminating changing seasonal fluctuations’, *Econometrica* **5**, 234–262.
- 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.
- Toharia, L. (1998), *El Mercado de Trabajo en España*, McGraw Hill. Madrid.
- Whittle, P. (1952), ‘Tests of fit in time series’, *Biometrika* **39**, 309–318.
- 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.