

ANÁLISIS DE LA CONVERGENCIA DE LA PARIDAD DE PODER DE COMPRA EN LA UNIÓN EUROPEA

RODRÍGUEZ CARO, ALEJANDRO
Departamento de Métodos Cuantitativos
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria
correo-e: arcaro@dmc.ulpgc.es

RODRÍGUEZ FEIJOO, SANTIAGO
Departamento de Métodos Cuantitativos
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria
correo-e: srfeijoo@dmc.ulpgc.es

GONZÁLEZ CORREA, CARLOS
Gobierno de Canarias
correo-e: cgoncor@canariastelecom.com

RESUMEN

En el presente trabajo se estudia la convergencia de los países de la Unión Europea, centrándonos en el estudio de la variable precios, y más concretamente, en la Paridad del Poder de Compra mensual para el período enero de 1995 – julio de 2003 de los mismos. Para ello, se utiliza la dinámica de la distribución, tanto desde el punto de vista continuo, como discreto. Los resultados nos muestran un lento proceso de convergencia en Paridad de Poder de Compra, de mantenerse las actuales características de la distribución.

Palabras clave: Paridad de Poder de Compra, Convergencia, dinámica de la distribución, cadenas de Markov.

1. Introducción

La Teoría de la Paridad de Poder de Compra (PPC) fue enunciada formalmente por Gustav Cassel en 1918. Siguiendo a este autor, La Teoría de la Paridad de Poder de Compra se cumple cuando "la tasa de cambio de equilibrio iguala el poder adquisitivo de una moneda en el interior (de un país) con lo que dicha moneda podría comprar en el exterior si fuera cambiada por una moneda extranjera" [citado en Spiegel (1996), p. 690]. Del enunciado de esta teoría, se deduce el carácter de comparación territorial de la misma en términos de precios, incluyendo tanto el precio interior en cada uno de los territorios que se compara como el precio mediante el cual se interrelacionan, esto es, el tipo de cambio.

En las últimas décadas su estudio de la PPC se ha hecho, si cabe, más relevante debido a varios factores. Uno de ellos se debe a que en el mundo desarrollado cada vez se acepta con mayor nivel de generalidad que la política monetaria debe tener como objetivo la estabilidad de los precios, debido a que sus movimientos pueden producir desequilibrios importantes al originar cambios en las decisiones de producción y consumo. Un reflejo de este factor lo tenemos al observar la importancia que la Comunidad Europea le otorga al objetivo de estabilidad de precios. Otro factor está relacionado con el proceso de globalización en el cual se encuentra inmersa la Economía. En este sentido, el proceso de globalización ha disparado el volumen de intercambios entre países, con lo cual también se ha multiplicado el riesgo de los flujos monetarios debido a los movimientos de los precios, tanto internos como externos. El incremento de estos riesgos puede provocar nuevamente que el mercado no funcione adecuadamente y realice una asignación de recursos ineficientes. Un tercer factor se encuentra en la declaración de intenciones que explícitamente enuncia la Comunidad Europea en su Tratado Constitutivo, cuando establece que para alcanzar una calidad de vida elevada y una gran cohesión social es fundamental el control de la Paridad de Poder de Compra entre sus países miembros. En este caso, no solo es importante la estabilidad de los precios, sino que se hace necesario definir una política que garantice la convergencia de la Paridad de Poder de Compra de todos los países miembros. Esto supone que, si en el mercado que configura el conjunto de la Comunidad Europea siguen conviviendo distintas monedas, la PPC tenderá a medio plazo a complementar y, al final, a sustituir al uso de los Índices de Precios de Consumo.

Sin embargo, a la hora de estudiar los cambios en la PPC su seguimiento solo se realiza a medio plazo, puesto que las cifras presentan periodicidad anual, se publican con un retraso importante y, además, se dispone de series muy cortas. Esto ha llevado a la mayoría de los autores que abordan el problema del cumplimiento o no de la PPC a utilizar los IPC en vez de una medida de PPC [Alberola y Marqués(2001), Canelo et al (2000)]. Rodríguez, González y Rodríguez (2002) y Rodríguez, González y Rodríguez (2004) analizan algunos de los problemas que plantea esta sustitución y proponen un nuevo índice, que se obtiene a partir de los IPC y de los tipos de cambio, y que mide los cambios en la Paridad de Poder de Compra entre dos territorios

En un primer paso, a partir de los datos anuales de la Paridad de Poder de Compra, así como los mensuales de los Índices de Precios de Consumo Armonizados y de los Tipos de Cambio¹ se han estimado los valores de la Paridad de Poder de Compra mensuales para los 15 países miembros.

A partir de esta muestra, en el presente trabajo se utiliza la metodología de la dinámica de la distribución a fin de estudiar la evolución de la misma a largo plazo. Esta metodología utilizada por primera vez por Quah (1993a, 1993b) en el caso discreto para el estudio de la convergencia en Producto Interior Bruto per cápita entre países, ha sido utilizada para regiones de la unión Europea entre otros por López-Bazo y otros (1999), Magrini (1999) y Le Gallo (2001), para provincias finlandesas por Pécala (1999), y para regiones griegas Tizonas (2002). En el caso continuo, la propuesta hecha por Quah (1996a, 1996b, 1996c) ha sido utilizada entre otros por Mancusi (2000) para la evolución de la tecnología en países industrializados o la convergencia en niveles de ingreso relativo en los estados de Estados Unidos por Jonhson (2000).

En lo que sigue el trabajo se estructura de la siguiente forma. En el segundo apartado se presenta el proceso de estimación de la Paridad de Poder de Compra para los países miembros de la Unión Europea. En el tercer punto se muestran los resultados de las estimaciones realizadas, tanto desde el punto de vista continuo, como discreto, quedando el último punto para las conclusiones más relevantes.

¹ Para los 15 países miembros hasta la entrada en vigor del Euro, para los tres países fuera de la Unión Monetaria desde la fecha.

2. Obtención de la Paridad de Poder de Compra

Para obtener una serie de Paridad de Poder de Compra partimos de la propuesta de Rodríguez, González y Rodríguez (2004), los cuales definen el estadístico $B_{0,t}^{iG}$ como [1]

$$B_{0,t}^{iG} = \frac{\frac{e_t^{iG}}{e_0^{iG}} I_t^i - 1}{I_t^G - 1} \quad [1]$$

En esta expresión, G representa a un mercado Global formado por n entes territoriales, representando i a uno de ellos. e_t^{iG} es el precio de la moneda del ente i expresada en la moneda del mercado global, en el instante t. I_t^G e I_t^i son los Índices de Precios de Consumo (IPC) en el mercado G e i respectivamente, en el instante de tiempo t con respecto al instante base 0.

Teniendo en cuenta que, en términos globales, un IPC no es más que el cociente de los precios en dos instantes de tiempo, los IPC de i y G se pueden definir como en [2]

$$I_t^i = \frac{P_t^i}{P_0^i}, I_t^G = \frac{P_t^G}{P_0^G} \quad [2]$$

representando P_t^i , P_t^G , P_0^i y P_0^G los precios en el mercado i y G en los instantes de tiempo t y 0.

Sustituyendo [2] en [1] y reordenando los términos se obtiene [3].

$$\frac{e_t^{iG} P_t^i}{e_0^{iG} P_0^i} - B_{0,t}^{iG} \frac{P_t^G}{P_0^G} = 1 - B_{0,t}^{iG} \quad [3]$$

Multiplicando y dividiendo el primer cociente de [3] por la unidad de la forma que se indica en [4],

$$\frac{e_t^{iG} P_t^i \frac{P_t^G}{P_t^G}}{e_0^{iG} P_0^i \frac{P_0^G}{P_0^G}} - B_{0,t}^{iG} \frac{P_t^G}{P_0^G} = 1 - B_{0,t}^{iG} \quad [4]$$

y teniendo en cuenta que la Paridad de Poder de Compra en el mercado i con respecto al mercado G se define como [5],

$$PPC_t^{iG} = \frac{e_t^{iG} P_t^i}{P_t^G} \quad [5]$$

la expresión [5] se puede escribir finamente como [6].

$$PPC_t^{iG} = PPC_0^{iG} \times \left[\frac{1 - B_{0,t}^{iG} \times [1 - I_t^G]}{I_t^G} \right] \quad [6]$$

Esta última expresión es la que se ha usado para calcular las paridades de poder de compra mensuales de cada uno de los países de la Comunidad Europea, tomando como PPC_0^{iG} la existente en el año 1995 y que calcula Eurostat [Eurostat Databases, PPP, versión 30/09/2003, Relative Price Consumption by Households]. Los IPC utilizados son los IPC armonizados.

Una vez obtenidas las estimaciones mensuales para cada año de la muestra, éstas son ajustadas al valor anual proporcionado por Eurostat mediante la metodología de desagregación temporal de series propuesta por Boot, J.C.G., Feibes, W. y Lisman, J.H.C. (1967), para la serie de diferencias anuales entre el dato real y el anualizado resultante de aplicar [6]. Este método se presenta como el más adecuado cuando la serie a desagregar tiene pocos datos y no se dispone de información adicional, como se demuestra en Rodríguez, S. Rodríguez, A. Dávila, D. (2003).

Gráficamente los resultados obtenidos en este proceso se pueden ver en la ilustración 1, en la que se puede apreciar cierto proceso de convergencia, al reducirse ligeramente las diferencias entre los países con menor y mayor paridad de poder de compra. Para confirmar esta impresión, el siguiente apartado se centra en la dinámica de esta distribución.

3. Dinámica de la Distribución

3.a. Desde el punto de vista continuo

Una forma de estudiar los movimientos de una distribución a lo largo del tiempo es la estimación de kernel estocásticos de Markov. Éstos son la estimación de las probabilidades de transición de un estado a otro cuando el número de estados tiende a infinito. Quah, D.T. (1997) define el kernel estocástico como la función $M_{(\mu,\nu)}$ que satisface

$$\mu(A) = \int M_{(\mu,\nu)}(y, A) d\nu(y) \quad [7]$$

donde μ , ν , son probabilidades, A es un estado, y el conjunto de estados, $\mu(A)$ la probabilidad de acabar en el estado A , independientemente del estado de partida.

Dos son las opciones gráficas más usadas para representar estas estimaciones, el gráfico 3D y el gráfico de contorno. En ambos casos los ejes horizontales nos representan los distintos valores que puede tomar la variable en estudio en cada instante del tiempo estudiado. Partiendo del punto de unión de ambos ejes, donde se sitúan los valores más bajos, movimientos hacia fuera en los ejes acrecentaría los valores de la paridad de poder de compra. El eje vertical nos presenta, solo en el caso del gráfico 3D, los valores de la estimación del kernel estocástico, es decir, la probabilidad de que, partiendo de un valor en el periodo t , nos encontremos en otro valor n periodos más adelante (periodo $t+n$).

Los dos aspectos donde nos centramos en estas estimaciones son la *forma* y la *movilidad/persistencia* (aunque ambos términos no son iguales, por ahora haremos referencia a ambos indistintamente). La primera hace referencia fundamentalmente a la posición de la misma (normalmente situada sobre la diagonal de 45° , como es el presente caso), así como el nivel de apuntamiento y el número de picos que presenta. Si la distribución presenta un solo pico, es decir, unimodalidad, esto sería señal de convergencia en la distribución. Multimodalidad en la distribución sería señal de la presencia de clubes de convergencia, si además existe una gran distancia entre los picos nos indicaría la divergencia entre los grupos de los países.

La segunda hace referencia a los cambios que se producen entre los distintos elementos de la muestra en la variable en estudio. En nuestro caso, los movimientos o cambios en la Paridad de Poder de Compra de los 15 países de la Unión Europea. Para ello, estudiar la posición relativa de la distribución con respecto a la bisectriz de 45° . Si la distribución se encuentra desplazada en el sentido de las agujas del reloj, los países con una mayor Paridad de Poder de Compra tienden a tomar un valor menor a lo largo del tiempo, mientras que los países con valores más bajos tienden a incrementar su Paridad de Poder de Compra. Este comportamiento llevaría a un proceso de mayor convergencia sobre la situación de partida a largo plazo.

Las estimaciones de los kernels estocásticos para transiciones de uno y doce períodos se presentan en las ilustraciones 1 a 4. Estas estimaciones se han realizado con el programa TSRF desarrollado por el profesor Quah (2000), tomando como kernel el Epanechnikov al cuadrado. Para cada periodo muestral, el valor de la media de la Unión Europea es igual a cien.

De los resultados, que se muestran en las ilustraciones 2 a 5, cabe destacar la presencia de dos picos claramente diferenciados en los extremos de la distribución. La movilidad de la distribución se puede observar en la colocación de la distribución sobre la bisectriz de 45°, si la misma, como es el caso, esta girada en sentido de las agujas del reloj, nos indica la existencia de convergencia de la distribución. Esto es debido a que existe una mayor probabilidad de que los países pobres (ricos) en el periodo siguiente se sitúen por encima (debajo) del valor actual.

Para analizar el efecto de la entrada en vigor del euro hemos dividido la muestra en dos partes, la primera desde 1985 hasta 1998, y la segunda desde 1999 hasta junio 2003. Los resultados obtenidos se pueden ver en las ilustraciones 6 a 9. Los comentarios anteriores son aplicables en ambos superiodos, además se observa un pico creciente en la parte central de la distribución en el periodo 1999-2003.

3.b. Desde el punto de vista discreto

El estudio desde el punto de vista discreto permite analizar los resultados de una manera más sencilla pero, a la vez, nos permite una mayor claridad en los mismos. En primer lugar definimos la nomenclatura utilizada. El elemento fundamental es la matriz de probabilidades de transición en un periodo P , compuesta por los elementos p_{ij} que representan la probabilidad de pasar del estado i al j en un periodo de tiempo, para un conjunto total de M estados. De esta forma, las filas representan los estados de partida y las columnas los estados de llegada. La estimación de estas probabilidades se realiza por máxima verosimilitud, a través del cociente entre el número de elementos que, partiendo de estado i en el instante t , llegan al estado j en el instante $t+1$, representado por $n_{ij}(t)$, dividido por $n_i(t)$, el número total de elementos en el estado i ($n_i(t) = \sum_{j=1}^M n_{ij}(t)$).

La propiedad markoviana nos indica que la probabilidad de que un elemento se encuentre en un determinado estado $j \in M$ en el periodo $t+1$, viene determinada únicamente por el estado de partida en el instante t . La evolución del número de elementos en cada uno de los M estados para cada instante del tiempo $N(t) = [n_1(t), n_2(t), \dots, n_M(t)]$ se puede obtener mediante la expresión [8]

$$N(t+q) = PN(t+q-1) = P^2N(t+q-2) = \dots = P^qN(t) \quad [8]$$

Cuando q tiende a infinito, y la cadena de Markov es ergódica², podemos obtener el vector de estado estable. Este es el número (o proporción) de elementos en cada estado a largo plazo, la cuál es independiente de la situación de partida.

Sin embargo, el proceso de discretización de una serie de datos continuos tiene riesgos importantes que pueden afectar a las propiedades ya comentadas y, por tanto, sesgar los resultados finales, como han puesto de manifiesto entre otros Magrini (1999), Bulli (2001), o Hites (2001).

Magrini (1999) utiliza el siguiente procedimiento, con series de Producto Interior Bruto per cápita, para estimar la función de densidad discreta centrándose en el caso de histogramas con igual amplitud de intervalo. Para ello, es necesario definir dos elementos Ω y h . El primero de ellos nos indica el punto de origen en el cálculo de los intervalos mediante la expresión $(\Omega+kh, \Omega+(k+1)h)$, para valores enteros positivos y negativos de k . En nuestro caso, la elección del punto de origen se basa en la propia construcción de la variable, tomando la media de la Unión Europea el valor cien para cada periodo estudiado, éste es el punto de origen.

El segundo elemento es la amplitud del intervalo h , el autor nos presenta dos soluciones que permitan obtener un valor óptimo, la propuesta por Freedman y Diaconis (1981) cuya expresión de cálculo de h es

$$\hat{h}_2 = 2Rn^{-1/3} \quad [9]$$

² Una cadena de Markov se dice que es ergódica si es irreducible, esto es, si todos los estados de la cadena se comunican. Es decir, partiendo de un estado i , existe una probabilidad no nula de llegar al estado j en algún instante del tiempo.

donde R es el rango intercuatílico y n el número total de elementos de la muestra. La propuesta de Devroye y Györfi (1985) es:

$$\hat{h}_1 = 2.72sn^{-1/3} \quad [10]$$

donde s es la desviación típica de la muestra. Aplicando ambos criterios a nuestra base de datos obtenemos $\hat{h}_2 = 4.46$ y $\hat{h}_1 = 3.71$ y las estimaciones de las cadenas de Markov resultantes (con 15 y 18 intervalos cada una), se pueden ver en la Figura 1 y Figura 2. En las mismas se presentan los límites superiores de cada intervalo en la primera fila y columna, las probabilidades de transición, el número total de elementos de cada fila en la última columna, mientras que el vector de estado estable o estado ergódico se presenta en la penúltima fila quedando la última para los tiempos esperados de recurrencia.

Las cadenas de Markov estimadas nos muestran un cierto comportamiento a la unimodalidad de la distribución, esto es, cierto proceso de convergencia en los países de la Unión Europea. Sin embargo, como se ha comentado anteriormente la entrada del Euro puede suponer un cambio en el comportamiento de la Paridad de Poder de Compra. Este cambio puede afectar a la propiedad markoviana, por lo que como bien comentan Bickenbach y Bode (2001) es necesario comprobar la estabilidad temporal en el comportamiento de la serie. Para ello, se ha llevado a cabo el contraste LR³ en [11]

$$\begin{aligned} H_0 &: \forall t : \hat{p}_{ij}(t) = p_{ij} \\ H_1 &: \exists t : \hat{p}_{ij}(t) \neq p_{ij} \end{aligned} \quad [11]$$

$$Q = \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M n_i(t) \frac{(\hat{p}_{ij}(t) - \hat{p}_{ij})^2}{\hat{p}_{ij}} \sim \text{asym} \chi^2_{\sum_{i=1}^M (a_i - 1)(b_i - 1)}$$

donde los valores $\hat{p}_{ij}(t), n_i(t)$ hacen referencia a los valores obtenidos para cada submuestra en la que se divide el conjunto de datos total, a_i es el número de submuestras en donde existen observaciones, y b_i es el número de probabilidades mayor que cero en la i-ésima columna. En nuestro caso dos submuestras se han estudiado, la primera desde 1995 hasta 1998, y la segunda desde 1999 hasta junio de 2003. Los resultados del

³ Para mayor detalle sobre el contraste ver Anderson y Goodman (1957) y Kullback y otros (1962)

contraste se muestran en la Figura 3, donde se puede observar que en ambos caso se rechaza la hipótesis nula de permanencia estructural.

En este punto, dado el número de intervalos en ambas propuestas, así como el tamaño de la muestra, hemos decidido adoptar el criterio de dividir la muestra en m cuantiles, donde m varía entre 3 y 6, criterio propuesto por Quah (1993,a) y utilizado por otros muchos trabajos como los de López-Bazo y otros (1999), Le Gallo (2001), Neven y Gouyette (1995), Hites (2002). De esta forma se evitan estimaciones no robustas por disponer de un mayor número de observaciones en un determinado intervalo. En el presente trabajo hemos dividido la muestra en cinco partes iguales, quedando los extremos superiores de cada intervalo establecidos en (82.885%, 98.854%, 105.504%, 115.548%, 133.39%). En este caso, esta división produce intervalos de distinta amplitud. Esto conlleva que la distribución de estado estable o ergódica, obtenida de estas matrices de transición, tengan que ser reescaladas por la amplitud de los intervalos, a fin de mantener la interpretación de alturas del histograma de frecuencias de la distribución a largo plazo (Hites (2002), pag 10).

Pero, aún queda por resolver el problema de la discretización de los datos. Para solventar éste, Hites (2002) propone aplicar lógica difusa para evitar la representación binaria del mundo. La verdadera movilidad $m_{ij}(t)$ es observada con un error $\varepsilon_{ij}(t)$, dando lugar a la movilidad $n_{ij}(t)$ utilizada en la estimación maximoverosímil según la expresión [12]:

$$n_{ij}(t) = m_{ij}(t) + \varepsilon_{ij}(t) \quad [12]$$

Lo que da lugar al siguiente conjunto de probabilidades

$$\begin{aligned} P(m_{ij}(t) = 0/n_{ij}(t) = 0) &= 1 - f[\varepsilon(t)] \\ P(m_{ij}(t) = 0/n_{ij}(t) = 1) &= 0 + f[\varepsilon(t)] \\ P(m_{ij}(t) = 1/n_{ij}(t) = 0) &= 0 + f[\varepsilon(t)] \\ P(m_{ij}(t) = 1/n_{ij}(t) = 1) &= 1 - f[\varepsilon(t)] \end{aligned} \quad [13]$$

Lo que permitiría evitar que las transiciones tomaran valor uno-cero, teniendo en cuenta la posibilidad de que $\varepsilon(t)$ sea distinto de cero, por ejemplo, por inexactitudes en los datos disponibles. En este caso, Hites (2002) propone transformar los datos observados

en distribuciones triangulares centradas en los datos observados, y definiendo la base de los triángulos en función de la falta de precisión (α) que se presume en su estimación. Así por ejemplo, Summers y Heston (1991, 1994, 2002) asignan un grado de calidad a los datos de Ingresos en las Penn World Tables, que van del grado “A” ($\pm 5-10\%$) al grado “D” ($\pm 30-40\%$).

La utilización de estas distribuciones triangulares, cuya base viene definida por el grado de calidad nos permite asignar distintos grados de confianza, así como utilizar intervalos en vez de valores puntuales. De esta forma, la asignación de la situación del país en un determinado instante del tiempo se hace en función del área del triángulo sobre cada estado. Esto conlleva que la asignación de la transición de un país en un determinado instante del tiempo, pueda repartirse entre más de un estado de partida y llegada. Matemáticamente, la matriz resultante de la transición de un instante t a $t+1$ de un determinado elemento se puede obtener mediante la expresión

$$\begin{pmatrix} P(y_t \in E_1) \\ P(y_t \in E_2) \\ \vdots \\ P(y_t \in E_m) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} P(y_{t+1} \in E_1) & P(y_{t+1} \in E_2) & \dots & P(y_{t+1} \in E_m) \end{pmatrix} \quad [14]$$

Donde la primera matriz representan las probabilidades de que el valor del elemento se encuentre en cada uno de los m estados, y la segunda matriz, las probabilidades de que el valor en el instante $t+1$ se encuentre en cada uno de los m estados. Estas probabilidades se calculan en función del área del triángulo sobre cada intervalo.

Las cadenas de Markov estimadas se muestran en la figura 6, para distintos niveles de error α , en donde el valor 0% corresponde con la forma usual de estimar la cadena. Como se puede ver, a medida que aumentamos los valores de α aumenta la movilidad de la cadena, medida a través de los valores que presentan las probabilidades de la diagonal principal (probabilidad de recurrencia), así como el número de probabilidades distintas de cero en la cadena, la cuál aumenta a medida que aumenta α . Se han vuelto a realizar los contrastes de cambio estructural para todos los niveles de α estimados. Los resultados se muestran en las dos últimas columnas de la Figura 6. Los resultados nos muestran que no se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural para valores de α igual al 0% y del 8% en adelante, como se puede observar en la Figura

5. Resulta significativo el resultado en el primero de los casos. Este hecho puede ser debido al pequeño número de elementos fuera de la diagonal principal, lo cual provoca que pequeños cambios provoquen grandes variaciones en las estimaciones. Este hecho se muestra en la Figura 4 a través de las elasticidades del vector de estado estable a cambios en las distintas probabilidades. Estas son casi todas mayores que la unidad, lo que indica que cualquier cambio en estas probabilidades provocaría un cambio más que proporcional en el vector de estado estable.

Los vectores de estado estable se muestran en la Figura 7 y en la Figura 8 los valores reescalados, esto último provocado por la distinta amplitud de los intervalos. Como se puede derivar de los resultados obtenidos, se aprecia convergencia en la Paridad de Poder de Compra de los países de la Unión Europea, esta se ve relajada a medida que aumenta el valor de α . Además, este proceso es más acentuado después de la entrada del euro.

4. Conclusiones

En el presente trabajo se presenta una forma de estimar la Paridad de Poder de Compra para los países de la Unión Europea. A partir de la propuesta hecha por Rodríguez y otros (2003), de los Índices de Precios de Consumo Armonizados, el tipo de cambio y de la Paridad de Poder de Compra, se estiman las correspondientes Paridades de Poder de Compra mensual de los mismos para el período enero 1995 a junio 2003.

A partir de estos datos se estudia la convergencia en precios a través de la dinámica de la distribución antes estimada. Tanto desde el punto de vista continuo, como discreto, los resultados nos muestran convergencia en precios, partiendo de una distribución donde se muestran dos conjuntos de países en ambos extremos de la distribución. Desde el punto de vista discreto, se han realizado distintas aproximaciones para evitar el problema de la discretización. Estos resultados además nos muestran un cambio en la evolución de los precios, presentando, desde la entrada de la moneda común, una mayor evolución de la convergencia.

Bibliografía

1. Anderson T.W., Goodman, L.A. (1957). "Statistical Inference about Markov Chains". *Annals of Mathematical Statistics* 28 (1), 89-110
2. Alberola, E. y Marqués, M. (1999), "On the Relevance and Nature of Inflation Differentials. The Case of Spain", Banco de España, WP 9913.
3. Bickenbach, F. Bode, E. (2001). "Markov or not Markov – This Should Be the Question". Kiel Working Paper 1086.
4. Boot, J.C.G., Feibes, W. y Lisman, J.H.C. (1967). "Further methods of derivation of quarterly figures from annual data". *Applied Statistics*, 16(1), pp: 65-75.
5. Bulli, S. (2001). "Distribution Dynamics and Cross-Country Convergence: A New Approach" *Scottish Journal of Political Economy* 48(2), 226-243.
6. Cancelo, J., Fernández, A., Rodríguez, F., Urrestarazu, I. y Goyeneche, J. (2000). "Paridad de Poder de Compra en el Mercosur: Un Análisis a Partir de la Evolución a Largo y Mediano Plazo del Tipo de Cambio Real", *Quantum*, nº 11.
7. Devroye, L. Györfi, L. (1985). "Nonparametric Density Estimation: the L_1 View". John Wiley, New York.
8. Eurostat Databases (2003), Purchasing Power Parities, Data Shop, Base de Datos PPP, versión 30/09/2003, soporte infomático.
9. Freedman, D. Diaconis, P. (1981). "On the histogram as a density estimator: L_2 theory" *Z. Wahrscheinlichkeitstheor, Verwandte Gebeite* 57, 453-476.
10. Hites, G.E. (2004). "Fuzzifying the Cross-Country income Convergente Debate". In progress
11. Johnson, P.A. (2000). "A nonparametric analysis of income convergence across the US states". *Economics Letters* 69, 219-223.
12. Kullback, S., Kupperman, M., Ku, H.H. (1962). "Test for Contingency Tables and Markov Chains". *Technometrics* 4 (4), 573-608.
13. López-bazo, E., Vayá, E., Mora, A.J., Suriñach, J. (1999). "Regional Economic Dynamics and Convergente in the European Union". *Annals of regional Science* 33, 343-370.
14. Le Gallo, J. (2001). "Space-time analysis of GDP disparities among European regiones : A Markov chains approach". LATEC - Document de travail - Economie 2001-06.
15. Magrini, S. (1999). "The Evolution of Income Disparities Among the Regions of the European Union". *Regional Science and Urban Economics* 29, pp 257-281.

16. Mancusi, M.L. (2000). "The Dynamics of Technology in Industrial Countries," CESPRI Working Papers 118
17. Neven, D., Gouyette, C. (1995). "Regional convergence in the European Community". *Journal of Common Market Studies* 33, 47-65.
18. Pekkala, S. (1999). "Regional convergence across the finnish provinces and subregions, 1960-94". *Finnish Economic Papers* 12 (1), 28-40
19. Quah, D.T. (1993). "Empirical cross-section Dynamics in Economic Growth". *European Economic Review* 40, 1353-1375.
20. Quah, D.T. (1993). "Galton's fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis". *Scandinavian Journal of Economics* 95, 427-443.
21. Quah, D.T. (1996). "Regional Convergence clusters across Europe". *European Economic Review* 40, 951-958.
22. Quah, D.T. (1996). "Empirics for Economic growth and convergence". *European Economic Review* 40, 1353-1375.
23. Quah, D.T. (1996). "Convergence Empirics across economies with (some) capital mobility". *Journal of Economic Growth* 1, 95-124.
24. Quah, D.T. (1997). "Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs". *Journal of Economic Growth* 2, pp. 27-59.
25. Quah, D.T. (2000). "The TSRF Reference Manual". <http://econ.lse.ac.uk/~dqah>
26. Rodríguez, S. González, C. y Rodríguez, A. (2002), "La Teoría de la Paridad Relativa del Poder de Compra entre Territorios Económicos que Tienen una Misma Moneda: Una Aplicación a las Comunidades Autónomas Españolas", *Estadística Española*, 44, nº 150, pp. 229-256.
27. Rodríguez, S. Rodríguez, A. Dávila, D. (2003). "Methods for Quarterly Disaggregation Without Indicators; a Comparative Study Using Simulation". *Computacional Statistics and Data Analysis* 43, pp 63-78
28. Rodríguez, S., González, C. y Rodríguez, A. (2004), "¿Cómo Medir los Cambios en La Paridad de Poder de Compra a Partir de los Índices de Precios de Consumo y los Tipos de cambio", *Estadística Española*, nº 157, en imprenta.
29. Spiegel, H. (1996), "El Desarrollo del Pensamiento Económico", Barcelona, Ediciones Omega, quinta reimpresión.
30. Summers, R. y Heston, A. (1991). "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988". *The Quarterly Journal of Economics* 106, pp: 327-368.

31. Summers, R. y Heston, A. (1994). "The Penn World Table (Mark 5.6): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1992". Mimeo, National Bureau of Economic Research.
32. Summers, R. y Heston, A. (2002). "The Penn World Table (Mark 6.0): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1998". Mimeo, National Bureau of Economic Research.
33. Tsionas, E.G. (2002). "Another Look at Regional Convergence in Greece". *Regional Studies* 36 (6), 603-609.

Ilustración 1: Evolución de la Paridad de Poder de Compra mensual.

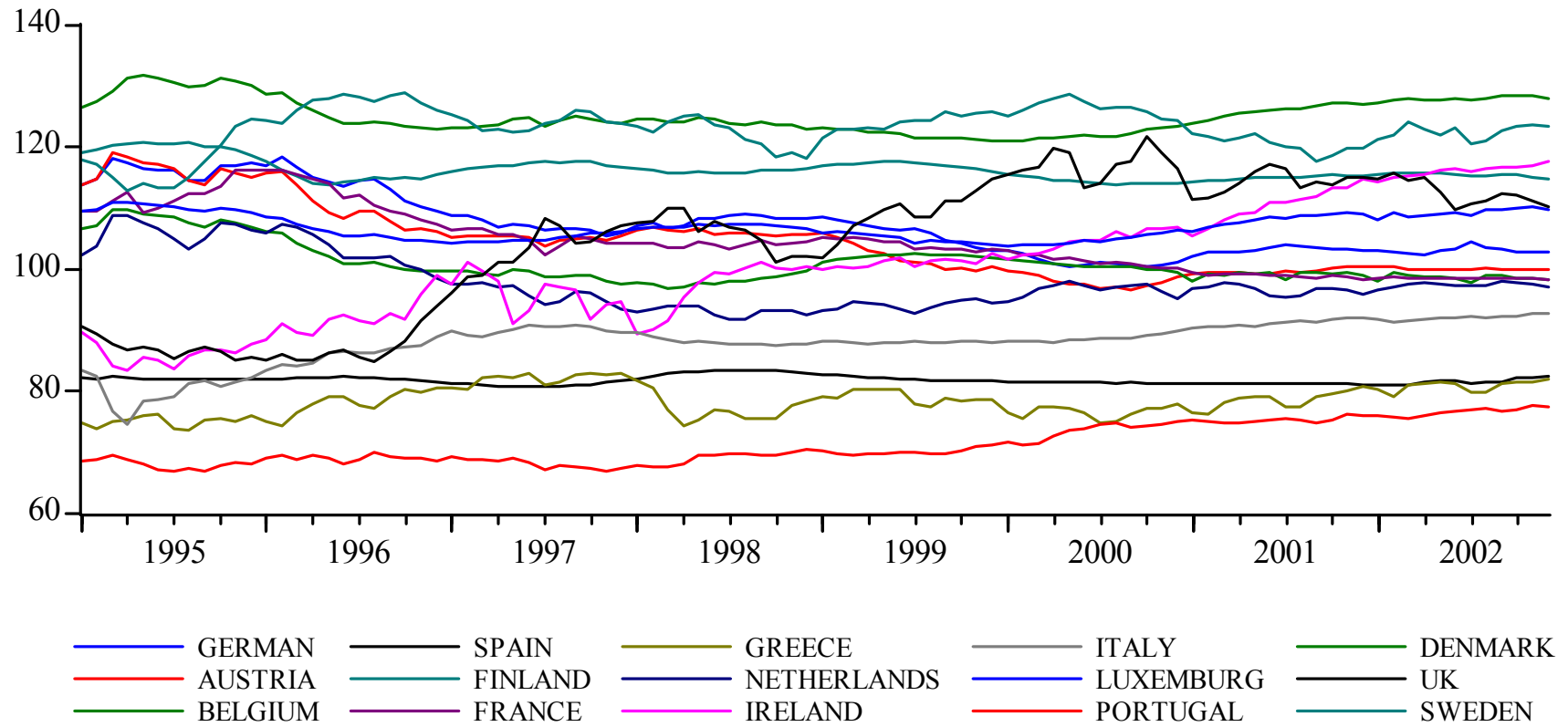


Ilustración 2: Estimación Kernel Estocástico 1 Periodo. Enero 1995 - Junio 2003

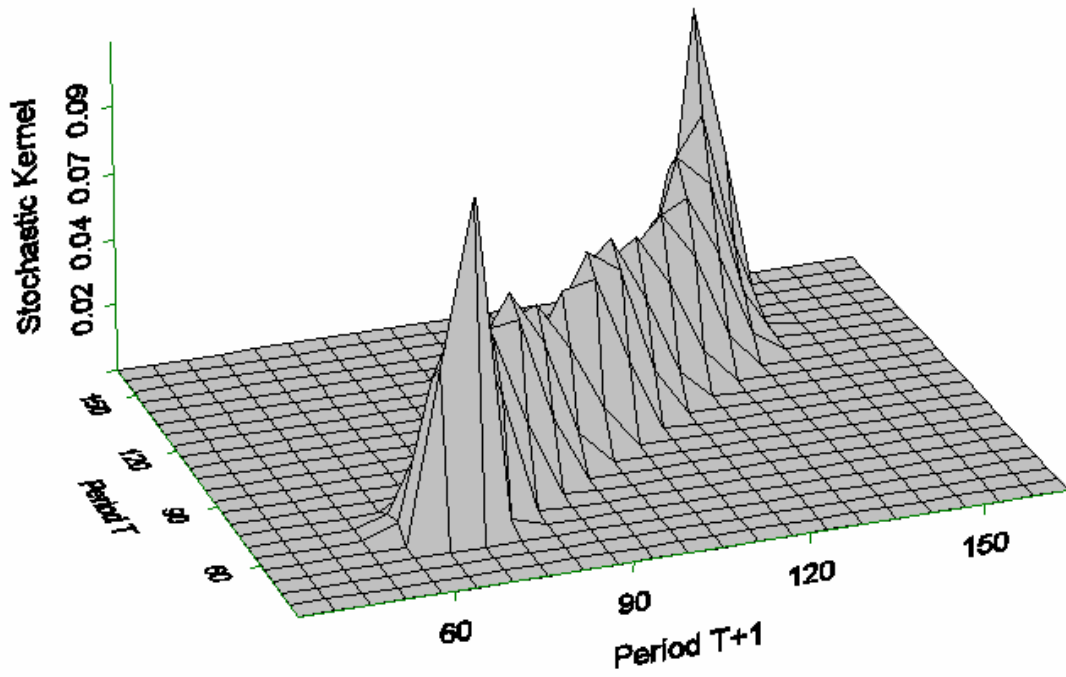


Ilustración 3: Estimación Kernel Estocástico 1 Periodo. Enero 1995 - Junio 2003. Gráfico Contour

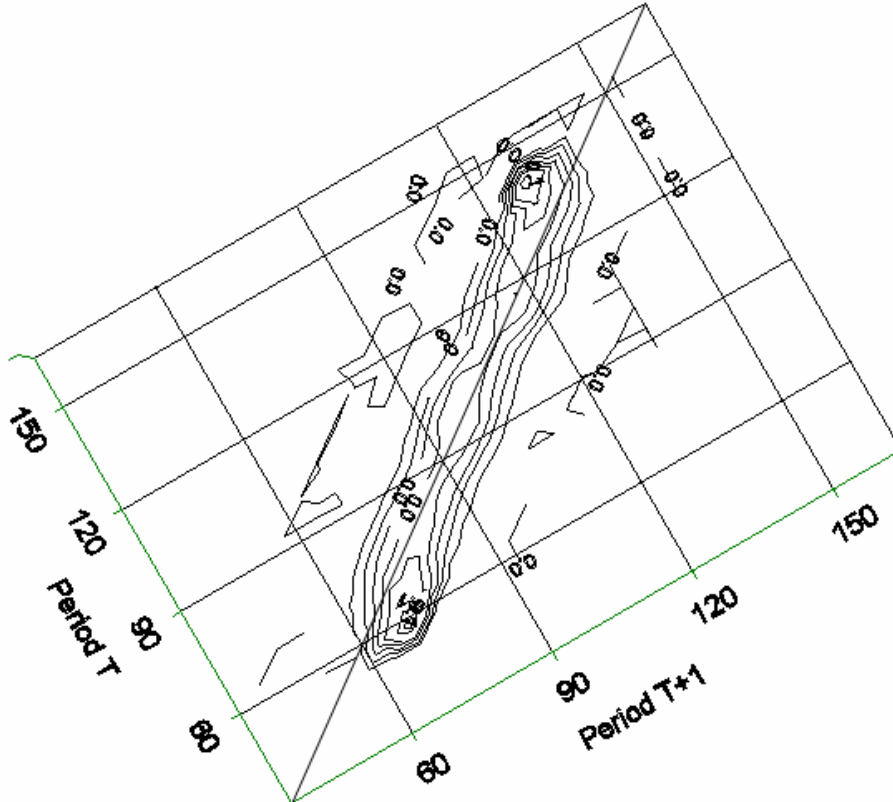


Ilustración 4: Estimación Kernel Estocástico 12 Periodos. Enero 1995 - Junio 2003

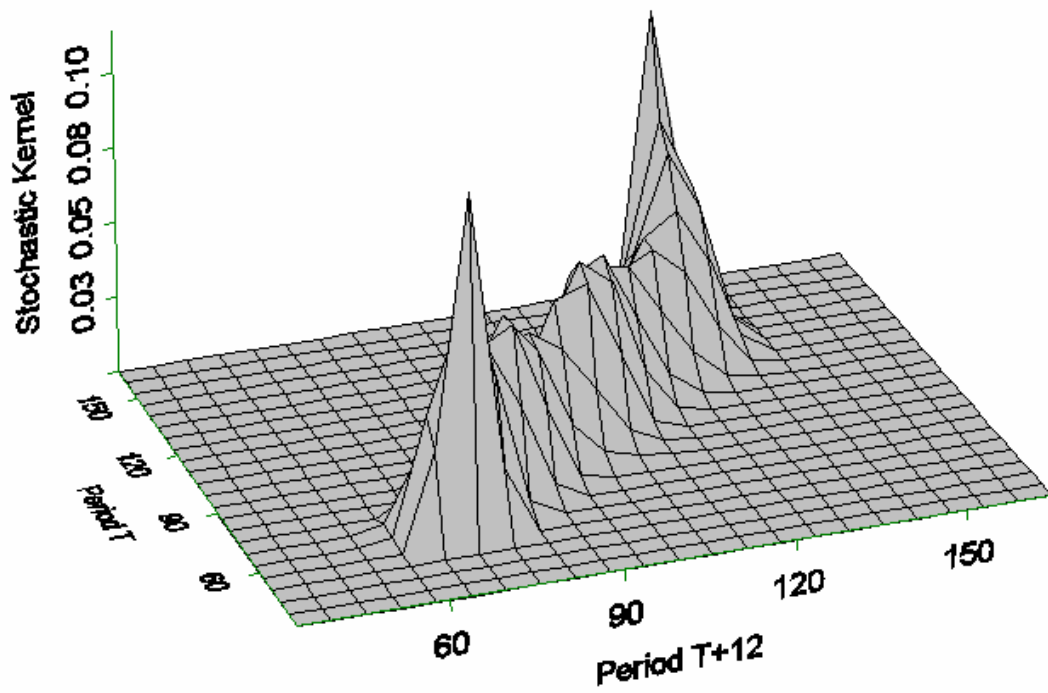


Ilustración 5: Estimación Kernel Estocástico 12 Periodos. Enero 1995 - Junio 2003. Gráfico Contour

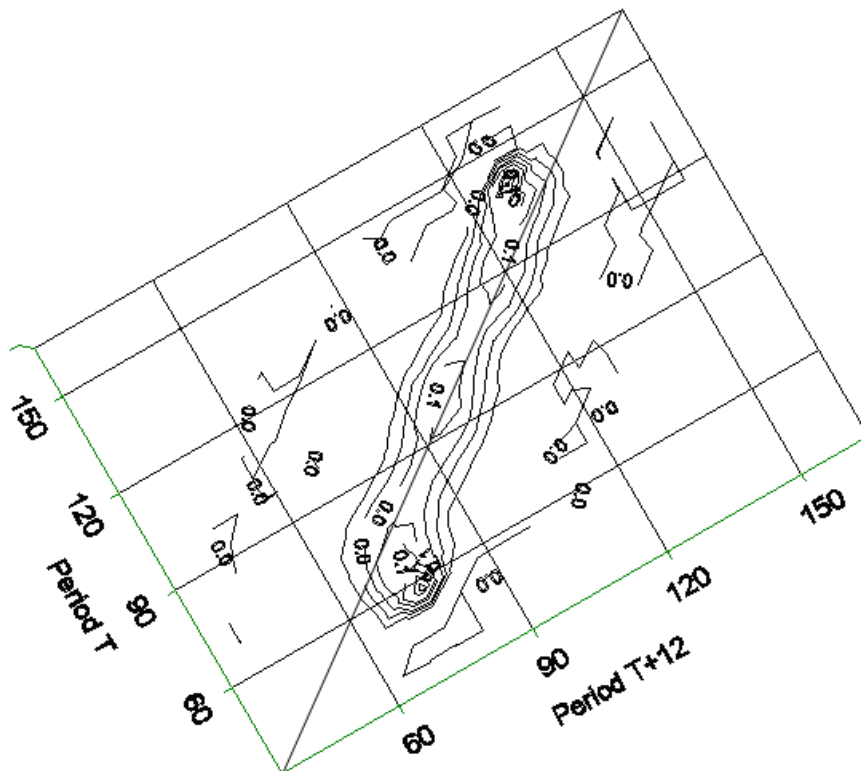


Ilustración 6: Estimación Kernel Estocástico 1 Periodo. Enero 1995 – Diciembre 1998

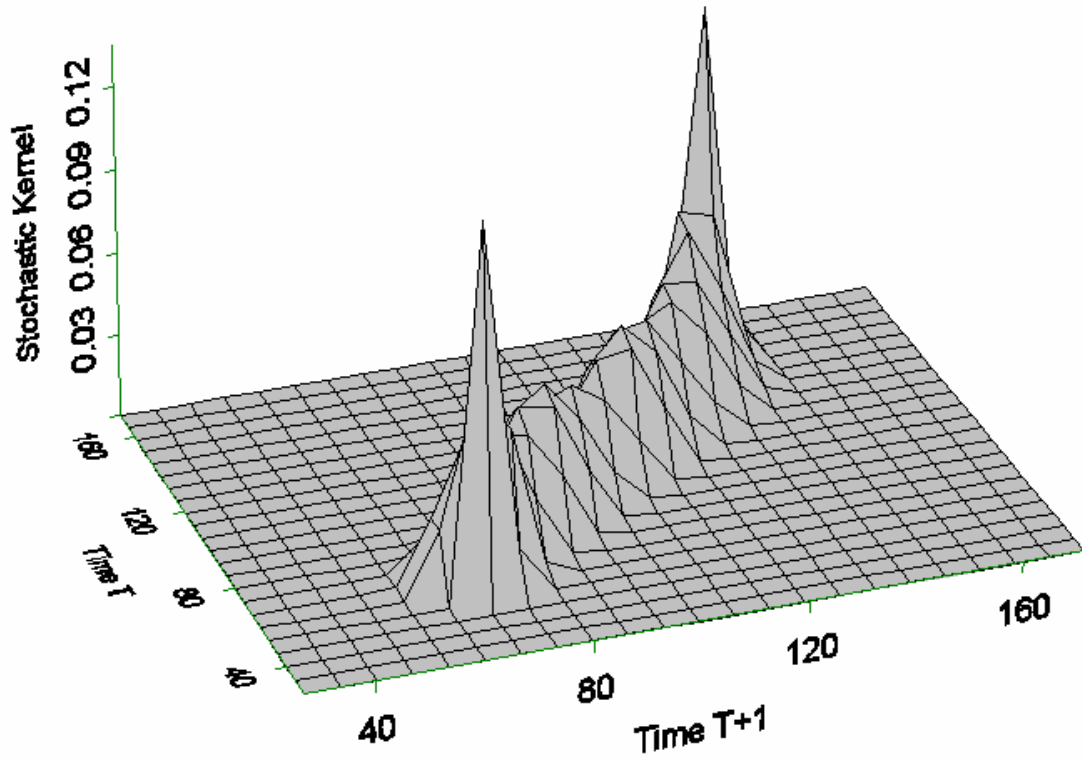


Ilustración 7: Estimación Kernel Estocástico 1 Periodo. Enero 1995 – Diciembre 1998. Gráfico Contour

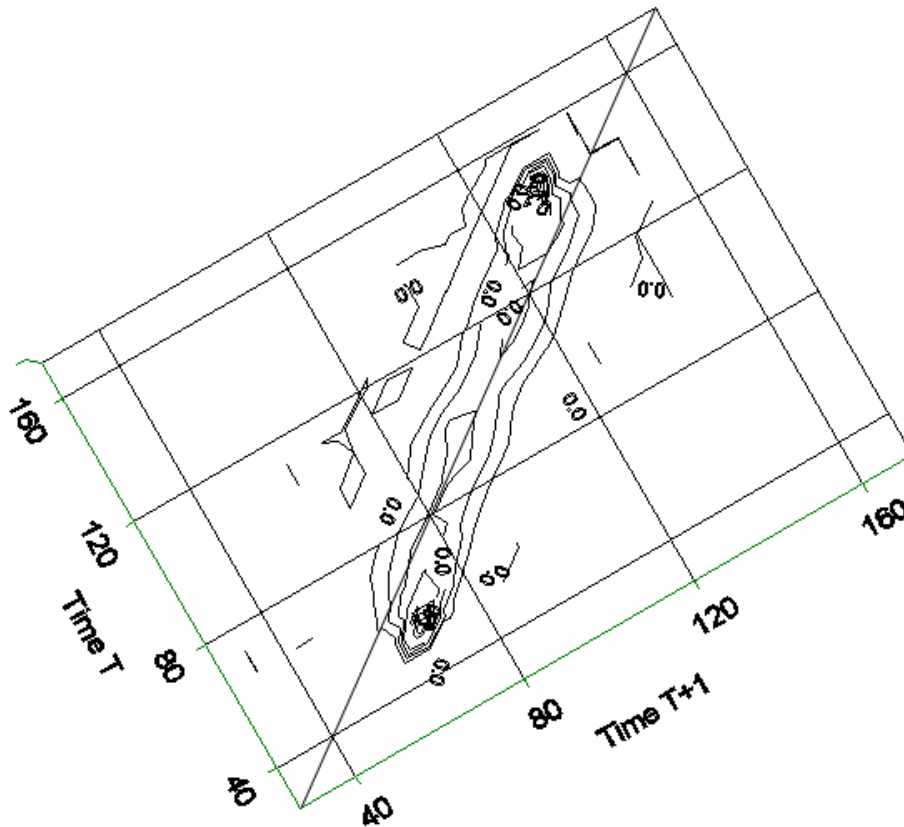


Ilustración 8: Estimación Kernel Estocástico 1 Periodo. Enero 1999 – Junio 2003

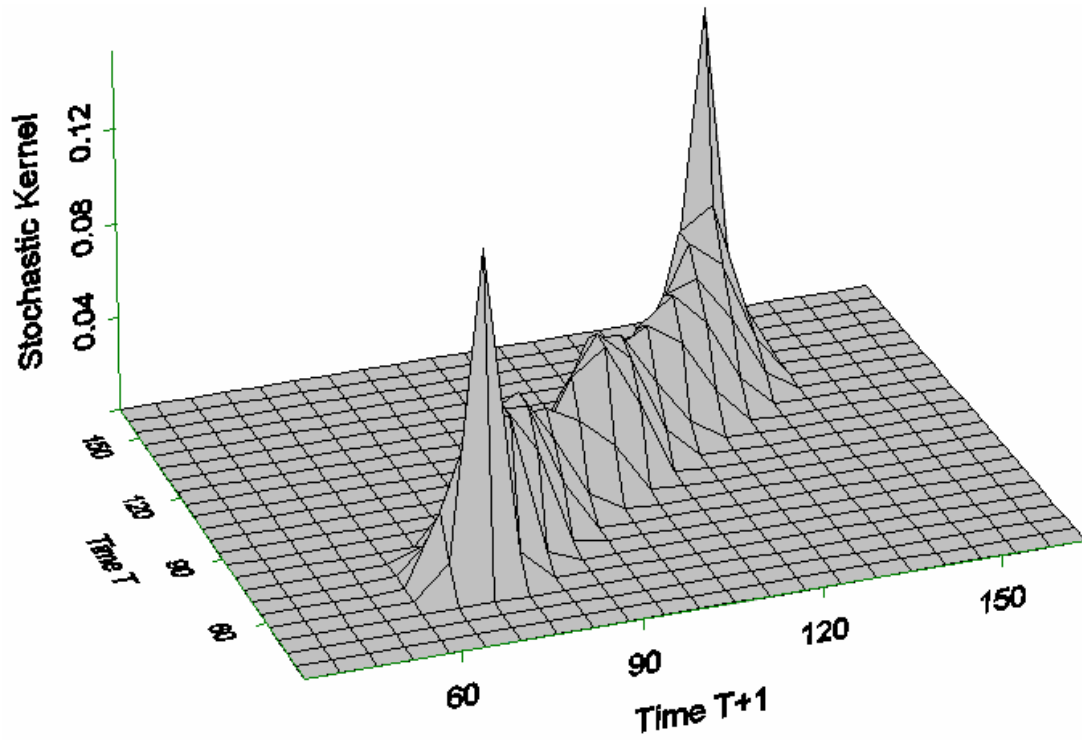


Ilustración 9: Estimación Kernel Estocástico 1 Periodo. Enero 1999 – Junio 2003. Gráfico Contour

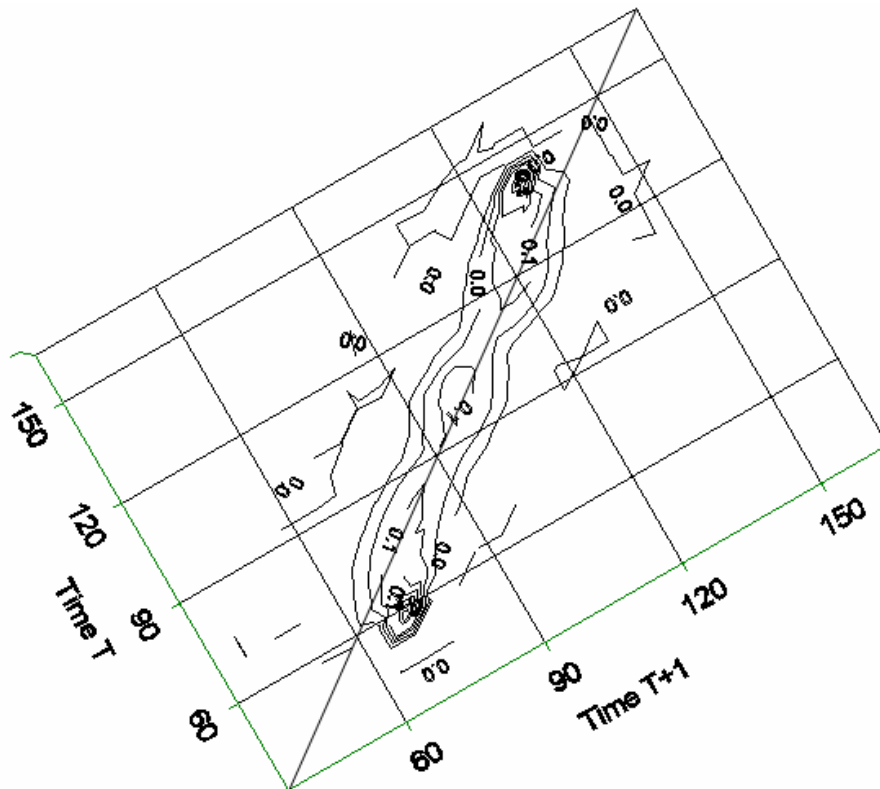


Figura 1: Matriz de transición utilizando el criterio de Freedman y Diaconis (1981), $h_2=4.46$

ES	68.73	73.19	77.66	82.13	86.60	91.06	95.53	100.00	104.47	108.94	113.40	117.87	122.34	126.81	133.39	n_i
68.73	0.78	0.22	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	23
73.19	0.12	0.85	0.03	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	40
77.66	-	0.01	0.87	0.12	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	78
82.13	-	-	0.04	0.88	0.08	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	129
86.60	-	-	0.01	0.10	0.80	0.09	-	-	-	-	-	-	-	-	-	69
91.06	-	-	-	-	0.06	0.88	0.06	-	-	-	-	-	-	-	-	77
95.53	-	-	-	-	-	0.03	0.86	0.11	-	-	-	-	-	-	-	69
100.00	-	-	-	-	-	-	0.03	0.91	0.06	-	-	-	-	-	-	187
104.47	-	-	-	-	-	-	-	0.08	0.83	0.09	-	-	-	-	-	176
108.94	-	-	-	-	-	-	-	-	0.09	0.85	0.06	-	-	-	-	190
113.40	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.16	0.74	0.10	-	-	-	82
117.87	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.05	0.90	0.05	-	-	166
122.34	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.02	0.09	0.80	0.09	-	64
126.81	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.05	0.92	0.03	104
133.39	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.07	0.93	46
Ergodic	0.002	0.004	0.01	0.03	0.02	0.03	0.06	0.21	0.16	0.16	0.06	0.10	0.05	0.08	0.04	
Recurrence Time	528.32	288.17	96.05	37.84	52.02	34.68	17.34	4.73	6.31	6.31	16.82	9.94	21.86	12.14	28.34	

Figura 2: Matriz de transición aplicando el criterio de Devroye y Györfi (1985), $h_1=3.71$

ES	70.32	74.03	77.74	81.45	85.16	88.87	92.58	96.29	100.00	103.71	107.42	111.13	114.84	118.55	122.26	125.97	129.68	133.39	n_i
70.32	0.96	0.04	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	56
74.03	0.08	0.62	0.30	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	13
77.74	-	0.03	0.85	0.12	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	73
81.45	-	-	0.07	0.83	0.10	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	87
85.16	-	-	0.01	0.07	0.85	0.07	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	95
88.87	-	-	-	-	0.09	0.83	0.08	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	64
92.58	-	-	-	-	-	0.05	0.78	0.17	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	58
96.29	-	-	-	-	-	-	0.10	0.70	0.20	-	-	-	-	-	-	-	-	-	46
100.00	-	-	-	-	-	-	0.01	0.03	0.89	0.07	-	-	-	-	-	-	-	-	180
103.71	-	-	-	-	-	-	-	-	0.10	0.84	0.05	0.01	-	-	-	-	-	-	140
107.42	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.07	0.87	0.06	-	-	-	-	-	-	179
111.13	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.14	0.81	0.05	-	-	-	-	-	102
114.84	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.08	0.67	0.24	0.01	-	-	-	71
118.55	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.12	0.83	0.05	-	-	-	128
122.26	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.02	0.11	0.76	0.11	-	-	55
125.97	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.05	0.91	0.04	-	97
129.68	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.09	0.89	0.02	47
133.39	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.11	0.89	9
Ergodic	0.003	0.002	0.017	0.024	0.030	0.023	0.038	0.043	0.213	0.149	0.128	0.065	0.041	0.079	0.034	0.074	0.033	0.006	
Recurrence Time	301.67	603.38	60.34	41.48	33.19	42.67	26.67	23.53	4.71	6.72	7.84	15.32	24.52	12.60	29.70	13.50	30.38	167.09	

Figura 3: Resultados Contraste Cambio Estructural

Criterio	Estadístico Q	Grados de Libertad	Probabilidad
Freedman y Diaconis (1981)	60.63	29	0.000515
Devroye y Györfi (1985)	73.91	39	0.000618

Figura 4: Elasticidades cadena de Markov con $\alpha=0\%$. Muestra total

-16.837	16.837	-2.449	2.449	-1.531	1.276	-1.531	0.765
4.592	-4.592	-2.449	2.449	-1.531	1.276	-0.765	0.765
4.592	-4.592	1.837	-1.837	-1.531	1.276	-0.765	0.765
3.827	-3.827	1.531	-1.531	2.296	-1.913	-0.638	0.638
-3.827	-3.827	1.531	-1.531	2.296	-1.913	2.934	-2.934

Figura 5: Evolución del estadístico cambio estructural

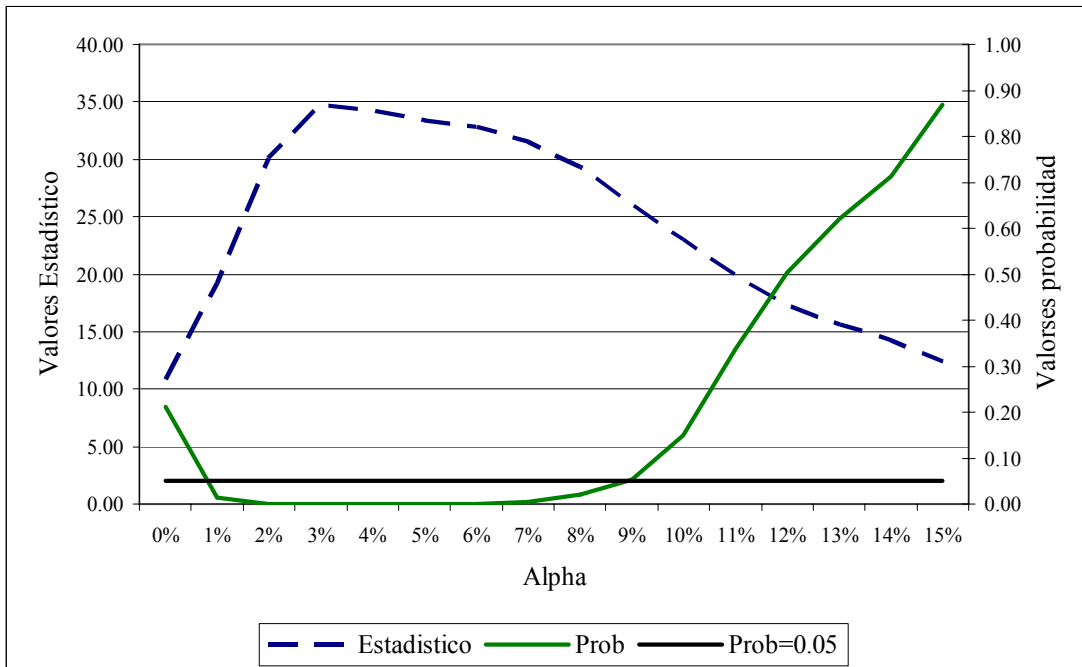


Figura 6: Matrices de transición cinco estados, y distintos niveles de α^4

	Total Muestra (1995-2003)					1ª Muestra (1995-1998)					2ª Muestra (1999-2003)					X ²	Prob
ES	82.885	98.854	105.504	115.548	133.39	82.885	98.854	105.504	115.548	133.39	82.885	98.854	105.504	115.548	133.39		
$\alpha = 0\%$	0.99	0.01	-	-	-	0.98	0.02	-	-	-	0.99	0.01	-	-	-	1.24	0.27
	0.01	0.94	0.05	-	-	0.01	0.95	0.04	-	-	0.01	0.93	0.07	-	-	1.49	0.48
	-	0.05	0.90	0.05	-	-	0.05	0.85	0.10	-	-	0.05	0.92	0.02	-	7.48	0.02
	-	-	0.06	0.89	0.05	-	-	0.06	0.89	0.05	-	-	0.05	0.90	0.05	0.55	0.76
	-	-	-	0.05	0.95	-	-	-	0.05	0.95	-	-	-	0.05	0.95	0.09	0.77
Total de la Cadena =															10.85	0.21	
	Total Muestra (1995-2003)					1ª Muestra (1995-1998)					2ª Muestra (1999-2003)					X ²	Prob
$\alpha = 5\%$	0.90	0.10	-	-	-	0.88	0.12	-	-	-	0.91	0.09	-	-	-	1.05	0.30
	0.08	0.75	0.16	0.00	-	0.10	0.81	0.09	0.00	-	0.07	0.70	0.23	0.00	-	12.09	0.01
	-	0.19	0.63	0.19	0.00	-	0.13	0.55	0.31	0.00	-	0.22	0.67	0.11	0.00	17.91	0.00
	-	0.00	0.18	0.67	0.14	-	0.00	0.20	0.68	0.12	-	0.00	0.16	0.66	0.17	2.29	0.52
	-	-	0.00	0.15	0.85	-	-	0.00	0.15	0.85	-	-	0.00	0.14	0.86	0.01	1.00
Total de la Cadena =															33.34	0.00	
	Total Muestra (1995-2003)					1ª Muestra (1995-1998)					2ª Muestra (1999-2003)					X ²	Prob
$\alpha = 10\%$	0.82	0.18	0.00	-	-	0.81	0.19	0.00	-	-	0.84	0.16	0.00	-	-	0.63	0.73
	0.13	0.63	0.19	0.05	0.00	0.16	0.68	0.13	0.04	0.00	0.10	0.60	0.25	0.05	0.00	10.51	0.03
	0.00	0.27	0.43	0.29	0.01	0.00	0.20	0.40	0.38	0.02	0.00	0.32	0.44	0.22	0.01	9.01	0.06
	0.00	0.06	0.24	0.49	0.21	0.00	0.04	0.24	0.52	0.19	-	0.07	0.23	0.46	0.23	2.72	0.61
	-	0.00	0.01	0.22	0.77	-	0.00	0.02	0.22	0.76	-	0.00	0.01	0.22	0.77	0.14	0.99
Total de la Cadena =															23.00	0.15	
	Total Muestra (1995-2003)					1ª Muestra (1995-1998)					2ª Muestra (1999-2003)					X ²	Prob
$\alpha = 15\%$	0.76	0.24	0.00	0.00	0.00	0.75	0.24	0.00	0.00	0.00	0.77	0.23	0.00	0.00	-	0.08	1.00
	0.16	0.53	0.19	0.11	0.01	0.19	0.55	0.14	0.10	0.01	0.14	0.51	0.22	0.12	0.01	6.16	0.19
	0.00	0.32	0.30	0.30	0.08	0.00	0.26	0.29	0.34	0.10	0.00	0.35	0.31	0.27	0.06	3.77	0.44
	0.00	0.15	0.24	0.38	0.24	0.00	0.12	0.23	0.41	0.24	0.00	0.17	0.24	0.35	0.24	1.96	0.74
	-	0.01	0.06	0.22	0.71	-	0.02	0.06	0.22	0.70	-	0.01	0.05	0.22	0.72	0.43	0.93
Total de la Cadena =															12.39	0.87	

⁴ Las casillas con un guión (-) indica ausencia de probabilidad, mientras que los valores 0.00 indican probabilidad mayor que cero pero inferior a dicho valor

Figura 7: Vector de estado estable cinco estados⁵

α	Total Muestra (1995-2003)					1ª Muestra (1995-1998)					2ª Muestra (1999-2003)				
	82.885	98.854	105.504	115.548	133.39	82.885	98.854	105.504	115.548	133.39	82.885	98.854	105.504	115.548	133.39
0%	0.215	0.215	0.213	0.179	0.177	0.142	0.222	0.166	0.251	0.219	0.224	0.214	0.261	0.141	0.161
1%	<i>0.196</i>	<i>0.220</i>	<i>0.213</i>	<i>0.186</i>	<i>0.185</i>	<i>0.177</i>	<i>0.214</i>	<i>0.159</i>	<i>0.245</i>	<i>0.205</i>	<i>0.180</i>	<i>0.219</i>	<i>0.266</i>	<i>0.153</i>	<i>0.183</i>
2%	<i>0.193</i>	<i>0.217</i>	<i>0.206</i>	<i>0.192</i>	<i>0.192</i>	<i>0.187</i>	<i>0.217</i>	<i>0.150</i>	<i>0.245</i>	<i>0.201</i>	<i>0.185</i>	<i>0.212</i>	<i>0.255</i>	<i>0.155</i>	<i>0.192</i>
3%	<i>0.190</i>	<i>0.220</i>	<i>0.202</i>	<i>0.194</i>	<i>0.194</i>	<i>0.189</i>	<i>0.222</i>	<i>0.149</i>	<i>0.243</i>	<i>0.197</i>	<i>0.185</i>	<i>0.214</i>	<i>0.247</i>	<i>0.158</i>	<i>0.196</i>
4%	<i>0.187</i>	<i>0.223</i>	<i>0.199</i>	<i>0.196</i>	<i>0.195</i>	<i>0.190</i>	<i>0.226</i>	<i>0.150</i>	<i>0.240</i>	<i>0.195</i>	<i>0.180</i>	<i>0.218</i>	<i>0.240</i>	<i>0.162</i>	<i>0.199</i>
5%	<i>0.184</i>	<i>0.227</i>	<i>0.196</i>	<i>0.197</i>	<i>0.196</i>	<i>0.190</i>	<i>0.228</i>	<i>0.152</i>	<i>0.237</i>	<i>0.194</i>	<i>0.176</i>	<i>0.225</i>	<i>0.234</i>	<i>0.166</i>	<i>0.200</i>
6%	<i>0.181</i>	<i>0.231</i>	<i>0.193</i>	<i>0.198</i>	<i>0.196</i>	<i>0.189</i>	<i>0.229</i>	<i>0.153</i>	<i>0.235</i>	<i>0.193</i>	<i>0.173</i>	<i>0.231</i>	<i>0.227</i>	<i>0.169</i>	<i>0.200</i>
7%	<i>0.180</i>	<i>0.235</i>	<i>0.189</i>	<i>0.200</i>	<i>0.197</i>	<i>0.190</i>	<i>0.231</i>	<i>0.153</i>	<i>0.233</i>	<i>0.194</i>	<i>0.170</i>	<i>0.237</i>	<i>0.219</i>	<i>0.173</i>	<i>0.200</i>
8%	<i>0.179</i>	<i>0.238</i>	<i>0.184</i>	<i>0.203</i>	<i>0.197</i>	<i>0.190</i>	<i>0.233</i>	<i>0.151</i>	<i>0.232</i>	<i>0.194</i>	<i>0.168</i>	<i>0.243</i>	<i>0.211</i>	<i>0.178</i>	<i>0.200</i>
9%	0.178	0.243	0.178	0.204	0.197	0.191	0.235	0.149	0.230	0.195	0.166	0.249	0.203	0.183	0.200
10%	0.177	0.246	0.173	0.206	0.198	0.191	0.238	0.147	0.228	0.197	0.164	0.254	0.195	0.187	0.200
11%	0.176	0.250	0.168	0.207	0.199	0.192	0.241	0.144	0.225	0.199	0.163	0.258	0.189	0.191	0.199
12%	0.176	0.254	0.163	0.207	0.200	0.192	0.244	0.141	0.221	0.202	0.162	0.263	0.182	0.193	0.200
13%	0.175	0.256	0.161	0.205	0.203	0.193	0.245	0.139	0.216	0.206	0.161	0.265	0.179	0.195	0.201
14%	0.175	0.258	0.158	0.203	0.206	0.194	0.247	0.138	0.213	0.209	0.160	0.268	0.175	0.194	0.204
15%	0.175	0.260	0.155	0.196	0.214	0.195	0.249	0.136	0.201	0.219	0.159	0.270	0.171	0.191	0.209

⁵ En cursiva aparecen aquellos valores que presentan cambio estructural al 5% de significación

Figura 8: Vector de estado estable cinco estados⁶ reescalado

α	Total Muestra (1995-2003)					1ª Muestra (1995-1998)					2ª Muestra (1999-2003)				
	82.885	98.854	105.504	115.548	133.39	82.885	98.854	105.504	115.548	133.39	82.885	98.854	105.504	115.548	133.39
0%	0.150	0.156	0.372	0.207	0.115	0.101	0.164	0.295	0.295	0.145	0.151	0.150	0.440	0.157	0.101
1%	<i>0.136</i>	<i>0.159</i>	<i>0.370</i>	<i>0.214</i>	<i>0.120</i>	<i>0.127</i>	<i>0.160</i>	<i>0.285</i>	<i>0.291</i>	<i>0.137</i>	<i>0.120</i>	<i>0.152</i>	<i>0.444</i>	<i>0.169</i>	<i>0.114</i>
2%	<i>0.135</i>	<i>0.158</i>	<i>0.360</i>	<i>0.222</i>	<i>0.125</i>	<i>0.136</i>	<i>0.164</i>	<i>0.272</i>	<i>0.294</i>	<i>0.136</i>	<i>0.125</i>	<i>0.149</i>	<i>0.431</i>	<i>0.173</i>	<i>0.121</i>
3%	<i>0.133</i>	<i>0.161</i>	<i>0.354</i>	<i>0.225</i>	<i>0.127</i>	<i>0.137</i>	<i>0.168</i>	<i>0.270</i>	<i>0.292</i>	<i>0.133</i>	<i>0.126</i>	<i>0.152</i>	<i>0.420</i>	<i>0.178</i>	<i>0.124</i>
4%	<i>0.132</i>	<i>0.163</i>	<i>0.350</i>	<i>0.228</i>	<i>0.128</i>	<i>0.138</i>	<i>0.171</i>	<i>0.272</i>	<i>0.288</i>	<i>0.132</i>	<i>0.123</i>	<i>0.155</i>	<i>0.411</i>	<i>0.184</i>	<i>0.127</i>
5%	<i>0.130</i>	<i>0.167</i>	<i>0.345</i>	<i>0.230</i>	<i>0.129</i>	<i>0.138</i>	<i>0.172</i>	<i>0.275</i>	<i>0.284</i>	<i>0.131</i>	<i>0.121</i>	<i>0.161</i>	<i>0.402</i>	<i>0.189</i>	<i>0.128</i>
6%	<i>0.128</i>	<i>0.170</i>	<i>0.341</i>	<i>0.232</i>	<i>0.129</i>	<i>0.137</i>	<i>0.173</i>	<i>0.277</i>	<i>0.282</i>	<i>0.130</i>	<i>0.120</i>	<i>0.166</i>	<i>0.392</i>	<i>0.193</i>	<i>0.129</i>
7%	<i>0.128</i>	<i>0.173</i>	<i>0.335</i>	<i>0.234</i>	<i>0.130</i>	<i>0.138</i>	<i>0.174</i>	<i>0.277</i>	<i>0.280</i>	<i>0.131</i>	<i>0.118</i>	<i>0.172</i>	<i>0.381</i>	<i>0.199</i>	<i>0.130</i>
8%	<i>0.127</i>	<i>0.176</i>	<i>0.327</i>	<i>0.239</i>	<i>0.131</i>	<i>0.138</i>	<i>0.176</i>	<i>0.275</i>	<i>0.279</i>	<i>0.131</i>	<i>0.118</i>	<i>0.177</i>	<i>0.369</i>	<i>0.206</i>	<i>0.130</i>
9%	0.128	0.181	0.318	0.242	0.131	0.139	0.178	0.272	0.278	0.133	0.117	0.182	0.357	0.213	0.131
10%	0.127	0.184	0.311	0.245	0.133	0.140	0.181	0.269	0.276	0.134	0.116	0.187	0.345	0.219	0.132
11%	0.127	0.188	0.303	0.247	0.134	0.141	0.184	0.265	0.274	0.136	0.116	0.191	0.336	0.225	0.132
12%	0.128	0.192	0.296	0.249	0.135	0.142	0.188	0.261	0.270	0.139	0.116	0.196	0.326	0.229	0.133
13%	0.128	0.194	0.293	0.247	0.138	0.144	0.190	0.258	0.266	0.143	0.116	0.198	0.321	0.231	0.134
14%	0.128	0.197	0.289	0.246	0.140	0.145	0.191	0.257	0.262	0.145	0.115	0.201	0.315	0.231	0.137
15%	0.129	0.199	0.286	0.239	0.147	0.147	0.195	0.255	0.250	0.153	0.115	0.204	0.310	0.229	0.141

⁶ En cursiva aparecen aquellos valores que presentan cambio estructural al 5% de significación

Figura 9: Valores medios de primera pasada, cinco estados

		Total Muestra (1995-2003)					1ª Muestra (1995-1998)					2ª Muestra (1999-2003)				
LS	$\alpha = 0\%$	82.885	98.854	105.504	115.548	133.39	82.885	98.854	105.504	115.548	133.39	82.885	98.854	105.504	115.548	133.39
		4.65	75.75	113.63	178.34	272.08	7.02	47.85	88.57	121.53	188.19	4.47	158.73	189.66	298.46	410.73
		276.13	4.65	37.88	102.59	196.33	288.16	4.50	40.72	73.69	140.35	550.92	4.68	30.93	139.73	252.00
		326.23	50.10	4.69	64.71	158.46	359.16	71.00	6.01	32.96	99.62	590.73	39.82	3.83	108.80	221.07
		362.05	85.92	35.82	5.59	93.74	388.29	100.13	29.13	3.99	66.66	637.82	86.90	47.08	7.09	112.27
		382.25	106.12	56.02	20.20	5.64	406.95	118.79	47.79	18.66	4.57	659.37	108.45	68.63	21.55	6.21
		Total Muestra (1995-2003)					1ª Muestra (1995-1998)					2ª Muestra (1999-2003)				
$\alpha = 5\%$		5.45	9.53	20.69	36.96	65.24	5.28	8.03	28.41	40.06	68.40	5.69	11.52	19.42	42.42	70.02
		42.35	4.40	11.16	27.44	55.72	34.31	4.38	20.39	32.03	60.38	54.00	4.46	7.90	30.90	58.50
		58.18	15.83	5.09	16.46	44.74	62.56	28.25	6.58	11.80	40.15	65.61	11.61	4.28	23.25	50.84
		68.75	26.40	10.80	5.07	28.29	71.41	37.10	9.09	4.22	28.35	78.94	24.95	13.60	6.03	27.59
		75.63	33.28	17.68	6.89	5.11	78.21	43.90	15.89	6.80	5.17	85.85	31.86	20.51	6.91	4.99
				Total Muestra (1995-2003)					1ª Muestra (1995-1998)					2ª Muestra (1999-2003)		
$\alpha = 10\%$		5.66	5.70	14.40	19.73	35.91	5.22	5.17	18.01	21.75	37.84	6.09	6.38	13.26	19.77	36.02
		26.56	4.06	8.70	14.03	30.22	21.82	4.20	12.84	16.59	32.67	32.44	3.94	6.88	13.40	29.64
		35.44	8.89	5.78	8.53	24.56	35.39	13.58	6.83	7.37	23.26	39.24	6.79	5.12	9.61	25.70
		39.98	13.42	7.77	4.86	16.95	39.55	17.74	7.84	4.39	16.86	44.01	11.56	7.92	5.34	16.98
		44.00	17.44	11.63	4.79	5.05	43.48	21.67	11.57	4.75	5.09	48.12	15.67	11.88	4.81	5.01
				Total Muestra (1995-2003)					1ª Muestra (1995-1998)					2ª Muestra (1999-2003)		
$\alpha = 15\%$		5.70	4.24	12.19	13.49	22.93	5.14	4.15	14.12	14.63	22.87	6.29	4.36	11.14	12.91	23.47
		19.44	3.84	8.15	9.38	18.83	16.59	4.01	10.23	10.66	18.91	22.60	3.70	6.94	8.66	19.22
		25.41	6.15	6.44	6.33	15.15	24.14	7.79	7.34	6.17	13.82	27.66	5.21	5.83	6.43	16.37
		27.40	8.08	7.05	5.11	11.85	26.03	9.62	7.60	4.98	10.99	29.67	7.17	6.69	5.24	12.70
		30.13	10.82	9.16	5.16	4.68	28.50	12.09	9.49	5.24	4.57	32.64	10.14	9.04	5.10	4.79