



Universidad de la República
Facultad de Ciencias Sociales
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Documentos de trabajo

**Memoria y persistencia del desempleo
en Uruguay**

Alessandra Spremolla

Documento No. 19/99
Agosto, 1999

Memoria y persistencia del desempleo en Uruguay

Alessandra Spremolla*

Documento No. 19/99

Diciembre, 1999

*Este trabajo es parte de mi tesis de grado "¿Histeresis o persistencia en el desempleo? Evidencia empírica para Uruguay". Agradezco a mi coordinador Rafael Diez de Medina, así como los comentarios y sugerencias de Marisa Bucheli y Adriana Cassoni.

RESUMEN

En los últimos años la literatura de las fluctuaciones económicas ha conocido un intenso debate respecto a la naturaleza permanente o transitoria de dichas fluctuaciones. Este trabajo examina la persistencia en el desempleo de Montevideo por medio de la estimación de modelos ARIMA integrados fraccionalmente, que constituyen una aproximación a la representación de Wald permitiendo examinar con mayor detalle los componentes en las bajas frecuencias. Se encuentra evidencia de memoria o persistencia en el desempleo, la cual no se asocia necesariamente a la presencia de una raíz unitaria.

ABSTRACT

In the last few years the literature on economic fluctuations has know an debate concerning the permanent or tansitory nature of such fluctuacions. This work examine persistence in Montevideo unemployment by estimating fractionally integrated ARIMA models, wich constitue an approximation to Wold representation permitting a more detailed examination of the components at low frequencies. Evidence of memory or persistence is found, thoug this long memory need not be associated whit a unit root.

1- Introducción.

Antes de la década del 80, la teoría macroeconómica del desempleo se centraba en la explicación de desviaciones transitorias de una tasa efectiva respecto a una tasa natural. El rápido crecimiento del desempleo que se produjo a partir de los 80 y su permanencia en valores elevados en muchos países industriales, unido a la ausencia de una relación estable entre desempleo e inflación, han conducido a sostener que la tasa natural depende de la tasa efectiva de desempleo.

Es así que más recientemente se asiste a un cambio de enfoque en el análisis, surgiendo las teorías sobre histéresis y persistencia, cuyo énfasis no se encuentra en explicar la rapidez de un proceso de convergencia sino en analizar directamente los determinantes del desempleo. Desde esta óptica, desaparece la dicotomía entre tasa natural y tasa efectiva en provecho de una teoría que contempla la posibilidad de que aumentos en el nivel del desempleo tengan impacto sobre la tasa natural, no provocando únicamente desviaciones temporarias respecto a la misma.

Analizar el desempleo desde un punto de vista macroeconómico implica analizar la forma cómo determinados factores exógenos (choques económicos) afectan el nivel del mismo. Existe histéresis en el desempleo cuando un choque de naturaleza transitoria tiene un efecto permanente sobre el mismo; la variable no tiende a ningún valor estable en el tiempo. El concepto de persistencia hace referencia a un ajuste lento hacia un valor estable, los efectos de un choque se diluyen lentamente. Lo importante es que en ambos casos el desempleo es dependiente del tiempo.

En síntesis, la teoría sobre histéresis y persistencia en el desempleo plantea la posibilidad de que una vez que un choque de naturaleza transitoria aumentó el nivel del desempleo, la tasa de desempleo permanezca en este nuevo nivel (histéresis) o demore muchos periodos en retornar a su valor de pre-choque o a alguno cercano al mismo, aún cuando las causas que determinaron dicho aumento hayan desaparecido.

En términos estadísticos, la caracterización del desempleo como una variable no estacionaria es un fuerte indicador de persistencia o permanencia de choques económicos. Una variable es estacionaria cuando tiene memoria limitada de su pasado; los efectos de un choque de naturaleza transitoria pierden fuerza con el tiempo. Por el contrario los procesos no estacionarios se caracterizan por tener memoria ilimitada: en este caso, un choque si tendrá efectos permanentes en el tiempo.

Los canales a través de los cuales un choque de naturaleza transitoria puede tener un efecto permanente o persistente sobre el desempleo, han sido analizados desde diversos ángulos. Entre ellos cabe citar: el relacionamiento entre insiders – outsiders (Lindbeck y Snower, 1986; Blanchard y

Summers, 1986), la depreciación del capital humano y reducción en la intensidad de la búsqueda (Okun, 1973; Layard, Nickell y Jackman, 1991) y la depreciación del capital físico (Modigliani, 1987).

El objetivo del presente trabajo radica en determinar en primer lugar, la existencia de memoria en la tasa de desempleo y en segundo lugar los efectos de una unidad de choque de naturaleza transitoria sobre el nivel del desempleo, utilizando como período de análisis el comprendido entre los años 1968-1997. Los datos refieren a Montevideo donde vive aproximadamente la mitad de la población de Uruguay, dado que los del resto del país abarcan un período demasiado corto como para poder realizar un análisis de largo plazo.

El análisis se realiza tanto para la tasa de desempleo global como para su desagregación por sexo. Esta resulta relevante dadas las características diferenciadas que presentan ambos grupos. El hecho que los hombres configuren un grupo con un nivel de empleo más estable que las mujeres y un mayor grado de sindicalización debido a las características de sus puestos de trabajo, hace suponer que su tasa de desempleo puede mostrar una memoria más larga. Sin embargo, lo anterior podría relativizarse si se tiene en cuenta las dificultades de inserción en el mercado de trabajo que históricamente han presentado las mujeres.

Dado el objetivo planteado, la definición metodológica de histéresis y persistencia es fundamental. En la bibliografía sobre el tema existen diferentes interpretaciones estadísticas sobre histéresis. En general, el término es utilizado para describir cualquier mecanismo que conduzca a que choques de naturaleza transitoria tengan un efecto persistente aunque no necesariamente permanente. En este trabajo se adopta el enfoque según el cual la palabra histéresis se refiere a la existencia de raíces unitarias (histéresis pura); raíces menores a la unidad se asocian al concepto de persistencia.

Para analizar el grado de disipación de una unidad de choque en el tiempo, se construye una Función Impulso Respuesta, la cual mide el impacto sobre el nivel del desempleo k períodos después que el mismo se haya producido. En general existen dos tipos de cálculos: unos basados en modelos ARMA (Campbell y Mankiw, 1987) y otros basados en modelos ARFIMA (Diebold y Rudebusch, 1989), resultando estos últimos más adecuados para analizar el comportamiento de largo plazo ya que si bien son estacionarios, poseen mucha memoria.

El trabajo se ordenará de la siguiente manera, en la Sección 2 se presenta un breve análisis de la evolución del desempleo en el período considerado. En la Sección 3 se desarrolla la metodología a aplicar. Dado que se cree que la hipótesis de una raíz unitaria resulta excesiva para analizar el desempleo de Montevideo, se estiman modelos ARFIMA (Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average) los cuales permiten quebrar la dicotomía cero-una raíz unitaria. En la Sección 4 se presentan los resultados de la estimación y en la 5, las principales conclusiones que se derivan de la misma.

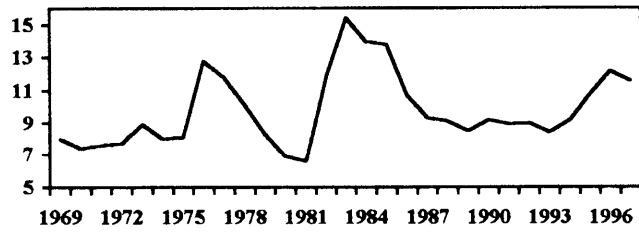
2- Evolución del desempleo.

El Gráfico 1 muestra la evolución de la tasa de desempleo de Montevideo, para el período comprendido entre los años 1969-1997. Durante la década de los setenta y hasta el año 1981, la tasa de desempleo se mantuvo en niveles cercanos al 8%. De todas maneras, entre 1976 y 1978 se situó por encima del 10%, lo cual ha sido adjudicado a un aumento en el desempleo de segmentación (Rama, 1989). El desempleo alcanza un valor mínimo en el período 1980-1981, el cual representó aproximadamente un 7 %.

En 1982, como resultado de la crisis que afectó toda América Latina, el desempleo creció alcanzando en 1983 un máximo histórico (15,44%). Posteriormente decreció lentamente hasta ubicarse a partir de 1987 y hasta 1994 en niveles cercanos al 9%. Ello se dio en un contexto de crecimiento del PBI, como se observa en el Gráfico 2. Lo anterior promovió la creación de empleos permitiendo que el desempleo se estabilizara. Según Allen y Labadie (1994) el crecimiento del desempleo promedio tras la crisis de principios de los 80, se debe íntegramente a un incremento en la duración del desempleo. En 1995, en que el país sufrió las consecuencias del llamado “efecto tequila”, y hasta fines del año 1997 el desempleo mostró una tendencia creciente aún cuando el producto se recuperó rápidamente.

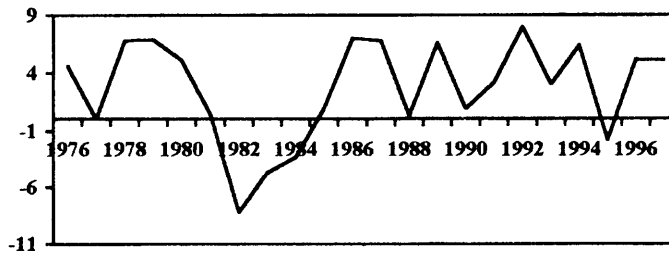
La evolución de las tasas de desempleo de hombres y mujeres (Gráfico 3) muestra la misma tendencia que la evolución del desempleo global. El desempleo de los hombres alcanzó un valor mínimo en el entorno del 5% en el período 1980-1981. Luego de la crisis del año 1982, creció alcanzando un valor estable de 7% en el período 1987-1994. Mientras, las mujeres exhibieron valores más altos: su mínimo fue aproximadamente 9% y el promedio para 1989-1994 se situó entorno al 11,5%.

Gráfico 1
Evolución de la tasa de desempleo global (%)
Periodo 1969-1997



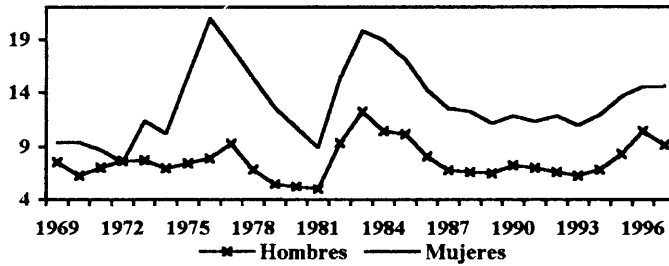
Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE).

Gráfico 2
Tasas de crecimiento del PBI (%)
Periodo 1976-1997



Fuente: Banco Central del Uruguay (BCU).

Gráfico 3
Evolución de la tasa de desempleo por sexo (%)
Periodo 1969-1997



Fuente: INE.

Debido a que los conceptos de histéresis y persistencia se asocian a la duración del desempleo, en el Cuadro 1 se presenta las tasas de desempleo de corto y largo plazo de Uruguay para los años 1981 y 1995. Los datos muestran un importante crecimiento en la tasa de desempleo de largo plazo. A su vez dicha duración afecta de forma diferente a hombres y mujeres (Cuadro 2), siendo éstas últimas el grupo más afectado.

Cuadro 1
Duración del desempleo
Tasas de desempleo de Uruguay

Año	Global	Corto Plazo	Largo Plazo
1981	4.9	4.5	0.4
1995	9.6	8.3	1.3

Nota: Las tasas de corto plazo refieren a una duración del desempleo menor o igual a un año, las de largo plazo a una duración mayor a un año.

Fuente: Márquez, G., 1998.

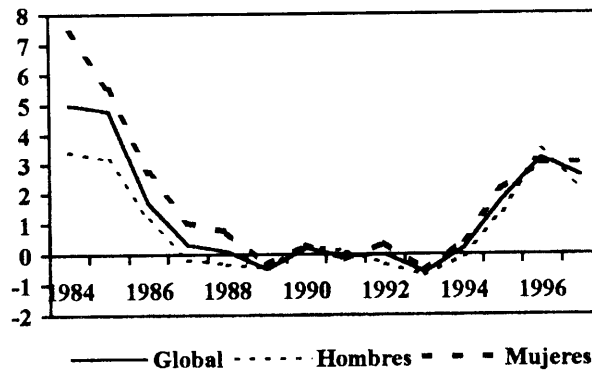
Cuadro 2
Composición del desempleo por sexo y duración.
Uruguay 1995 (Porcentaje sobre el total del desempleo del sexo).

	Menor a 1 mes	1 a 6 meses	6 meses a 1 año	Más de 1 año
Hombres	24.6	45.4	17.3	12.6
Mujeres	19.1	47	19.3	14.7

Fuente: Márquez, G., 1998.

Por último, importa determinar intuitivamente cuanto demora el desempleo en alcanzar un valor estable una vez ocurrido un choque. En el Gráfico 4 se presenta la velocidad de convergencia de la tasa de desempleo (global, hombres y de mujeres) al nivel del periodo 1987-1994, tomándose como punto de partida el año en que comenzó a caer luego de la crisis de 1982. Del mismo se desprende que la tasa de desempleo global tardó aproximadamente cuatro años en alcanzar dicho nivel, siendo esto una señal de que el desempleo de Montevideo puede presentar cierto grado de persistencia. En cuanto a la apertura por sexos, las mujeres demoran 2 años más en alcanzar un valor estable.

Gráfico 4
Velocidad de convergencia del desempleo



Nota: La velocidad se calcula como el diferencial de tasas.
Fuente: Elaboración propia.

En síntesis, el desempleo no parece haber tendido a un único valor estable en el tiempo. Una vez que se apartó de un valor estable, demoró varios periodos en estabilizarse nuevamente, haciéndolo en general a un valor mayor. En cuanto a la apertura por sexos, las mujeres parecieron presentar mayores problemas de duración del desempleo que los hombres, lo cual hace suponer que el grado de persistencia puede ser mayor.

3- Metodología.

Nelson y Plosser (1982) cuestionan la visión tradicional en que las fluctuaciones económicas, determinadas por factores exógenos, son tratadas como desviaciones transitorias respecto a una tendencia. Por el contrario, hallan que la mayoría de las series macroeconómicas en la economía americana pueden representarse mediante modelos univariantes ARMA (Autoregressive Moving Average) de bajo orden, en los que no puede rechazarse la hipótesis de una raíz unitaria en los polinomios autorregresivos. Lo anterior sugiere la existencia de un componente permanente importante, implicando que no se da el fenómeno de reversión a la tendencia, sino que los efectos de un choque de naturaleza transitoria permanecen en el tiempo.

En términos estadísticos, la caracterización del desempleo como una variable no estacionaria es un indicador de permanencia de choques económicos. Desde esta perspectiva desaparece el concepto de tasa natural (tendencia determinística o de largo plazo) y surge el concepto de tendencia

estocástica, que implica la existencia de un grado de acumulación de choques aleatorios que afectan de forma permanente la senda de largo plazo de la variable además de influir en su dinámica de corto plazo. En este sentido, la serie admite una representación estadística de tipo paseo aleatorio (“random walk”) o de paseo aleatorio con deriva (“random walk with drift”). Estos se denominan procesos de tendencias estocásticas, ya que si bien exhiben crecimiento, no evolucionan alrededor de ningún sendero determinista.

Estrictamente hablando, la existencia de una raíz unitaria en una serie de tiempo implica que la misma diverge ampliamente y con poca frecuencia repetirá valores alcanzados anteriormente. Un choque de naturaleza transitoria tendrá efectos permanentes sobre el nivel de la serie, no existiendo ninguna fuerza que tienda a situarla en su nivel de equilibrio cuando se aparta del mismo. Los tests de Dickey & Fuller (1979) y Phillips & Perron (1988) son los más utilizados para determinar la existencia de raíces unitarias en una serie de tiempo.

En trabajos referidos al desempleo de Montevideo (Rodríguez, 1999; Spremolla, 1998) donde se aplica el test Augmented Dickey Fuller (ADF) a la tasa de desempleo, no puede rechazarse la hipótesis de existencia de una raíz unitaria. Ello sugeriría la presencia de histéresis pura en el desempleo; los efectos de un choque transitorio serían permanentes.

Sin embargo, al analizar el Gráfico 1, si bien no parece que la tasa de desempleo se comporte como una variable estacionaria, tampoco parece que cumpla estrictamente con las características de un proceso con una raíz unitaria. En general, el hecho que la varianza de un proceso con una raíz unitaria crezca indefinidamente con el tiempo resulta difícil de aceptar para una variable limitada. En el caso del desempleo, en particular, aparece poco atractivo como comportamiento de largo plazo, ya que un alto desempleo induce a cambios en la política y en las relaciones de comportamiento de los agentes económicos.

Según Blanchard y Summers (1987): si la evidencia empírica sugiere que el desempleo se encuentra expuesto a cambios no esperados entonces su nivel de equilibrio se encuentra sujeto a dichos cambios. Una vez que una secuencia de choques empuja el nivel de equilibrio del desempleo hacia arriba o abajo, el mismo permanece en ese nuevo nivel hasta que otra secuencia de choques lo mueve nuevamente. Entre dichos cambios el desempleo puede comportarse como una variable estacionaria. El test ADF al no contemplar la posibilidad de cambios en la tendencia de la serie, puede sesgar los resultados hacia la presencia de una raíz unitaria, cuando en realidad lo que existe es un cambio en el valor de equilibrio de la variable.

Estas consideraciones conducen a presumir que la hipótesis de una raíz unitaria puede resultar excesiva para analizar el desempleo. Por lo tanto resulta importante estimar un modelo que permita tener en cuenta cuán larga es la memoria de la serie, en otras palabras, que permita diferenciar entre permanencia (existencia de una raíz unitaria) y persistencia (existencia de una raíz menor a la unidad).

Es así que se opta por estimar modelos ARFIMA (Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average), los cuales permiten que el parámetro de integración de la serie de tiempo tome valores reales no enteros, incluyendo los casos extremos que se analizan con la aplicación de los test de raíces unitarias tradicionales. Lo anterior permite analizar el trayecto que abarca cero raíz a una raíz unitaria, ampliando las posibilidades de comportamiento de las series de tiempo macroeconómicas en el largo plazo.

3.1- Modelos ARFIMA.

Un choque puede ser considerado persistente si permanece por más de un período. Aquí se retoma el concepto de Campbell y Mankiw (1987), quienes definen “persistencia” como un fenómeno con efectos continuados por un largo período. A partir de esta idea proponen una medida paramétrica de la persistencia, basada en modelos ARMA no restringidos. Suponiendo que la primera diferencia del desempleo (u_t) es un proceso estacionario:

$$\phi(L) \Delta u_t = \theta(L) \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad [1]$$

con $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p,$

y $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q$

donde $\phi(L)$ y $\theta(L)$ son polinomios en el operador de rezagos, con todas sus raíces fuera del círculo unidad. La ecuación [1] puede ser arreglada de manera de alcanzar una representación de medias móviles (transformación de Wald) para Δu_t :

$$\begin{aligned} \Delta u_t &= \phi^{-1}(L) \theta(L) \varepsilon_t \\ &= A(L) \varepsilon_t \end{aligned} \quad [2]$$

El impacto de un choque sobre la tasa de crecimiento en el período $t + k$ es A_k . El impacto de un choque sobre el nivel del desempleo es $1 + A_1 + A_2 + \dots + A_k$, por lo tanto el impacto final de un choque sobre el nivel de la variable es igual a la suma de los infinitos coeficientes de medias móviles.

De forma de analizar lo anterior, se puede derivar la representación de medias móviles para el nivel de la serie:

$$\begin{aligned} u_t &= (1-L)^{-1} A(L) \varepsilon_t \\ &= B(L) \varepsilon_t \end{aligned} \quad [3]$$

donde $B_k = \sum_{j=0,k} A_j$ con $k=0,1,2,\dots$

Si tanto $\phi(L)$ como $\theta(L)$ poseen todas sus raíces fuera del círculo unitario, entonces la representación para u_t es estacionaria e invertible. En este caso $B_k=0$ con $k > 0$, por lo que un choque hoy no tiene ningún efecto en el largo plazo sobre el nivel de la variable.

Para un random walk, $B_k = 1$, un cambio inesperado de 1% en el nivel de u_t altera su nivel de largo plazo en por lo menos un 1%, o sea, el efecto del choque es permanente. En general, valores de B_k entre 0 y 1 caracterizarían una serie en que las innovaciones tienden a disiparse con el tiempo pero no lo hacen de forma completa; valores mayores que 1 indicarían una magnificación de los choques.

El valor de B_∞ es la medida de persistencia basada en la estimación de modelos ARMA planteada por Campbell y Mankiw (1987), quienes la denominan Función de Impulso - Respuesta (FIR), la cual mide el impacto de una unidad de choque k periodos después que el mismo haya ocurrido. La FIR es la suma de los infinitos coeficientes de medias móviles del polinomio de la serie¹. En general, la presencia de una raíz unitaria lleva a una FIR diferente de cero.

Utilizar modelos ARMA o ARIMA para estudiar el comportamiento de largo plazo puede resultar engañoso, ya que este tipo de modelos se centran en la dinámica de corto plazo de las series. El concepto de persistencia se encuentra asociado al concepto de fuerte correlación entre observaciones distantes en el tiempo. La existencia de correlaciones entre desfases cercanos en el tiempo puede conducir a sobreestimar el grado de persistencia.

Diebold y Rudebusch (1989) desarrollan modelos ARFIMA para modelar el comportamiento de largo plazo de las series de tiempo. Estos modelos introducidos en economía a través de contribuciones de Granger y Joyeux (1980) y Hosking (1981), son una generalización de los modelos ARMA, dirigidas a una mejor caracterización de las series en bajas frecuencias sin incrementar de forma importante el número de parámetros a estimar. Su innovación es que el parámetro de integración puede tomar valores reales no enteros, lo cual permite analizar el comportamiento continuo que va de una raíz no unitaria a una raíz unitaria, o sea, permite analizar cuan larga es la memoria de la serie.

Retomando la ecuación [3] podemos definir un modelo ARFIMA como:

$$u_t = B(L)\varepsilon_t \quad \text{con } \varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2) \quad [4]$$

¹ La aplicación práctica de esta medida requiere truncar la muestra en algún punto. Teóricamente uno debería disponer de una serie infinita de modo de estimar el grado de persistencia adecuadamente.

$$B(L) = (1-L)^{-d} A(L)$$

Si $A(L)$ es el cociente de dos polinomios finitos y d es un número entero no negativo, u_t posee una representación ARIMA (p,d,q) . Si d toma valores reales no enteros, u_t posee una representación ARFIMA (p,d,q) , u_t es fraccionalmente integrada de orden d , $u_t \sim FI(d)$. En términos formales se define:

$$\begin{aligned} u_t &= B(L)\varepsilon_t \\ &= (1-L)^{-d} A(L)\varepsilon_t \\ &= (1-L)^{-d} (\theta(L)/\phi(L))\varepsilon_t \end{aligned} \quad [5]$$

El proceso es asintóticamente estacionario en varianza si $\sum B_j^2 < \infty$, lo que exige que $d < 1/2$. La propiedad de invertibilidad requiere, por su parte, que el polinomio $B(L) = \theta(L)^{-1} \phi(L) (1-L)^d$ pueda ser expandido en un sentido convergente en media cuadrática lo que requiere que $d > -1/2$ (Diebold y Rudebusch, 1989). El modelo ARFIMA es estacionario para todo d en el intervalo $(-1/2, 1/2)$. Sin embargo, la dependencia de largo plazo se encuentra asociada a todos los $d > 0$, lo cual permite capturar el comportamiento de largo plazo sin encontrarse próximo al límite del espacio paramétrico.

Según Odaki (1993), cuando $d \in (0, 1/2)$ u_t es estacionaria sobre una tendencia, modelo TS; cuando $d \in (1/2, 3/2)^2$ la primera diferencia de u_t es estacionaria (modelo DS), con una memoria intermedia para $d < 1$ y larga para $d \geq 1$.

La presencia de larga memoria en una serie de tiempo puede ser definida en términos de la persistencia de las autocorrelaciones. En los modelos ARMA tradicionales, una condición de estacionariedad es que las autocorrelaciones converjan a cero a una tasa de caída exponencial, lo cual implica una velocidad de convergencia bastante rápida. Sin embargo como demuestra Bean (1994), existen muchos procesos que si bien son estacionarios tienen una función de autocorrelación que sugiere una lenta caída hiperbólica. Entre la rápida convergencia a cero de un modelo ARMA y la no convergencia de un modelo ARIMA, existen modelos intermedios ARFIMA. Estos son básicamente estacionarios pero sus coeficientes caen a una lenta tasa hiperbólica, captando un considerable grado de dependencia entre observaciones distantes en el tiempo.

Lo anterior se visualiza en el operador diferenciación fraccional, $(1-L)^d$, el cual queda definido por la expansión del binomio:

$$(1-L)^d = \sum [\Gamma(j-d) / \Gamma(-j)\Gamma(j+1)] L^j \quad [6]$$

² En general, un valor de d en dicho intervalo, se considera como una generalización local de una raíz unitaria, ya que la primera diferencia de la serie posee un orden de integración inferior a 0.5, por lo cual tenemos una representación estacionaria e invertible.

$$= 1 - dL + d(d-1)/2!L^2 - d(d-1)(d-2)/3!L^3 + \dots$$

siendo $\Gamma(\cdot)$ la función gamma. El filtro $(1-L)^d$ es un polinomio de rezagos de orden infinito que cae gradual y monótonicamente. De [6] se desprende que los infinitos valores pasados de u_t son tomados en cuenta.

Se puede examinar las propiedades de largo plazo de un modelo ARFIMA a partir de su función de densidad espectral en un entorno de la frecuencia cero. El componente de largo plazo, al no presentar ciclo ni periodicidad, es asociado a la frecuencia cero, la cual se corresponde con un periodo temporal infinito. Los procesos no estacionarios se caracterizan por presentar un valor infinito en el espectro evaluado a dicha frecuencia. Un proceso estacionario es plano en las frecuencias altas, aumentando en las bajas y exhibiendo un máximo local en la frecuencia cero.

La función de densidad espectral de un proceso fraccionalmente integrado tiene la siguiente forma:

$$f_u(\lambda) = \lambda^{-2d} \quad \lambda \rightarrow 0$$

el coeficiente d parametriza el comportamiento en las bajas frecuencias, al permitir que el mismo sea fraccional los modelos ARFIMA presentan una mayor variedad de comportamiento de largo plazo que cuando se impone una raíz unitaria al modelo.

Lo anterior formaliza la observación empírica de que algunas series de tiempo tienen una función de densidad espectral no acotada en la frecuencia cero mientras que su primera diferencia produce una densidad espectral nula en dicha frecuencia, sugiriendo la existencia de sobrediferenciación. Intuitivamente, trabajar con un d fraccional permite contemplar la posibilidad que existan series que para transformarlas en estacionarias, una diferencia sea demasiado pero cero diferencias sea demasiado poco.

En síntesis, lo que hace atractivo el uso de modelos ARFIMA para el problema aquí abordado, es que pueden captar un considerable grado de dependencia temporal entre observaciones muy distantes en el tiempo. En este sentido se dice que constituyen modelos con mucha memoria: dicha memoria es captada a través del parámetro d .

Por último, cabe resaltar que aunque una serie posea una representación ARFIMA es posible seleccionar un modelo ARIMA que aproxime bien el espectro de dicha serie en todas sus frecuencias, excepto en las cercanas a cero. En términos de predicción de corto plazo, los modelos ARFIMA no tienen por que ser superiores a los ARIMA. Es en el largo plazo donde se espera que se cumpla lo anterior, dada la especial memoria que tienen los modelos ARFIMA.

3.2- Especificación del modelo.

Geweke y Porter-Hudak (1983) proponen un procedimiento de dos etapas para estimar un modelo ARFIMA. En la primera etapa, se estima el parámetro d utilizando el análisis espectral. La segunda etapa consiste en filtrar la serie original por medio de [6], la cual es modelizada como un ARMA (p,q) mediante técnicas Box-Jenkins convencionales. A partir de estas estimaciones se calcula la función impulso-respuesta a diferentes horizontes de tiempo.

Para realizar la primera etapa se utiliza la función de densidad espectral cercana a la frecuencia $\lambda=0$. Se parte de la primera diferencia de la tasa de desempleo (u_t) , estimándose d' , obteniendo luego el valor de d por medio de la igualdad $d = d'+1$:

$$(1-L)^{d'} u_t = \phi(L)^{-1} \theta(L) \varepsilon_t = a_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad [7]$$

donde a_t es un proceso lineal, estacionario e invertible con función de densidad espectral $f_a(\lambda)$, finita, distinta de cero y continua en el intervalo $[\pi, -\pi]$.

Se define la densidad espectral de u_t como:

$$f_u(\lambda) = [1 - \exp(-i\lambda)]^{-2d'} f_a(\lambda) = [2 \operatorname{sen}(\lambda/2)]^{-2d'} f_a(\lambda), \quad [8]$$

Supongamos que el tamaño de la muestra es T . Entonces $\lambda_j = 2\pi j / T$ ($j = 0, \dots, T-1$) es la frecuencia armónica de la muestra. Tomando logaritmos en "u", sumando y restando $\ln\{f_a(0)\}$, y evaluando a la frecuencia armónica se obtiene:

$$\ln [f_u(\lambda_j)] = \ln [f_a(0)] - d' \ln [4 \operatorname{sen}^2(\lambda_j/2)] + \ln [f_a(\lambda_j) / f_a(0)] \quad [9]$$

Si uno se restringe a las bajas frecuencias, el último término resulta insignificante. Llamando $I(\lambda_j)$ al periodograma de u_t , se suma y se resta este término a ambos lados de la ecuación:

$$\ln [I(\lambda_j)] = \ln [f_a(0)] - d' \ln [4 \operatorname{sen}^2(\lambda_j/2)] + \ln [I(\lambda_j) / f_u(\lambda_j)] \quad [10]$$

lo que es equivalente a la siguiente ecuación de regresión:

$$\ln [I(\lambda_j)] = \beta_0 - \beta_1 \ln [4\text{sen}^2(\lambda_j/2)] + \eta_j, j = 1, \dots, k \quad [11]$$

donde β_0 es la constante $\ln [f_a(0)]$, y η_j es igual a $\ln [I(\lambda_j) / f_u(\lambda_j)]$, que es independiente e idénticamente distribuido entre las frecuencias.

Suponiendo que el número de bajas frecuencias utilizado en la regresión espectral, es una función del tamaño muestral, entonces $k = g(T)^3$. Bajo condiciones de regularidad para $g(\cdot)^4$, la estimación por MCO de la pendiente de [11] da una estimación asintóticamente normal de $-d$. Además, la varianza del estimador de β_1 está dada por la estimación por MCO, y la varianza teórica de η_j es conocida e igual a $\pi^2/6$, la cual puede ser impuesta para incrementar la eficiencia.

En Delgado y Robinson (1993) se demuestra que para un proceso de larga memoria las propiedades asintóticas del periodograma no se cumplen, lo cual puede afectar la performance del estimador en muestras pequeñas sugiriendo el uso de "trimming frequencies". El estimador $(d,)$ queda definido por $-0.5d$, calculado imponiendo un "trimming number" que tiende a ∞ con k , pero más lentamente.

Esta forma de estimación en dos etapas ha sido criticada por Sowell (1987) quien ha realizado otra propuesta que consiste en utilizar el método de máxima verosimilitud (ML), que obtiene simultáneamente estimaciones de d , $\phi(L)$ y $\theta(L)$. Ello tiene ventajas en algunos aspectos, por ejemplo la obtención de errores estándar correctos en todos los parámetros, pero requiere la correcta especificación de los órdenes de los polinomios autorregresivos y de medias móviles.

Por lo tanto el método de estimación utilizado en el presente trabajo resulta ineficiente con respecto al de máxima verosimilitud cuando la especificación del modelo es conocida a priori. Pero dada la incertidumbre en la correcta especificación de los órdenes de los polinomios AR y MA, en un modelo ARMA, el procedimiento utilizado se vuelve el más indicado.

La segunda etapa consiste en transformar la serie por medio del filtro, truncando en cada horizonte de tiempo a la muestra disponible. La serie filtrada es modelizada como un ARMA(p,q) y finalmente se construye la función impulso respuesta de u_t . Dado que la estimación del parámetro d es consistente, las estimaciones de $\phi(L)$ y $\theta(L)$ en la segunda etapa también lo son, y por lo tanto, también la función de impulso - respuesta. Sin embargo, los errores estándar obtenidos en la segunda etapa serán incorrectos ya que no incorporan la incertidumbre en la estimación del parámetro d .

³ Basándose en condiciones teóricas y experimentos de Monte Carlo, Geweke y Porter - Hudack (1983) y Brockwell y Davis (1987) recomiendan utilizar $g(T) = T^\delta$, obteniendo buenos resultados para $\delta = 0,5$.

⁴ La función tiene que cumplir las siguientes propiedades : $\lim_{T \rightarrow \infty} g(T) = \infty$, $\lim_{T \rightarrow \infty} g(T)/T = 0$.

4- Resultados.

Las estimaciones se realizaron para la tasa de desempleo global (DG) y desagregaciones por sexo (hombres, DH y mujeres DM). Se usaron datos de frecuencia trimestral para el período 1968.4-1997.4⁵. Las series fueron previamente desestacionalizadas por medio del método X11 ARIMA.

4.1- Estimación del coeficiente d.

Se realizó la estimación para el nivel de las series, encontrándose en todos los casos, valores de d fuera del intervalo de estacionariedad (-0,5 0,5), sugiriendo que era necesario trabajar con la primera diferencia de las mismas (obteniendo el valor de d mediante la transformación $d = d' + 1$). Los resultados de estimar la ecuación [11] presentaron problemas de inconsistencia del estimador, optándose por utilizar el método propuesto por Delgado y Robinson (1993).

El número de ordinales utilizado en la regresión espectral viene determinado por T^δ , donde δ toma el valor de 0,5, recomendado en la literatura⁶. En cuanto a la elección del "trimming number" (l) se realizaron estimaciones para los siguientes valores $l = 0,2,4,6,8$. Los resultados no resultaron significativamente sensibles a los mismos. En el Cuadro 3, se presenta los valores del coeficiente d para las diferentes variables, utilizando un valor de $l=2$, así como los errores estándar de la estimación construidos imponiendo la varianza teórica y el estadístico t-student correspondiente a la hipótesis $d=1$.

Tanto para la tasa de desempleo global como para la masculina y femenina se encuentra raíces fraccionales menores a la unidad, comprobándose que las variables tienen memoria intermedia. El hecho que el parámetro d sea menor a la unidad implica que la influencia de los choques pasados decrece a medida que aumenta la muestra.

De los resultados obtenidos llama la atención que las tasas de desempleo de hombres y mujeres tengan la misma memoria. En general se supone que los hombres presentan mayor persistencia en el desempleo dado que sus empleos son más estables y tienen una mayor probabilidad de estar sindicalizados. Mientras, se espera que las mujeres entren y salgan con más frecuencia del

⁵ En los años para los cuales se contaba con información semestral o anual se trimestralizó la misma.

⁶ El número de ordinales (valores del periodograma para cada frecuencia) incluidos en la regresión es cuestionable ya que la inclusión de ordinales correspondientes a frecuencias medias contaminan la estimación de d, mientras que una muestra demasiado chica puede arrojar estimaciones imprecisas.

mercado de trabajo. Por lo tanto, este hallazgo merece una atención particular que va más allá del objetivo de este trabajo⁷.

CUADRO 3
Estimación del parámetro d.

Variable	DG	DH	DM
$\delta=0.5$	0.62 (0.26) [1.46]	0.69 (0.26) [1.19]	0.68 (0.26) [1.23]

Nota: La desviación estándar y el estadístico *t-Student* correspondiente a la hipótesis $d=1$, están dados entre paréntesis.

DG: tasa de desempleo global.

DH: tasa de desempleo hombres.

DM: tasa de desempleo mujeres.

CUADRO 4
Estimación de d por países para la tasa de desempleo global.

País	Período	d
E.E.U.U. ^a	1948.1 – 1992.4	0,5 (0,2)
Uruguay	1968.4 – 1997.4	0,62 (0,26)
Canadá ^a	1948.1 – 1992.4	0,89 (0,26)
Francia ^b	1960.1 – 1989.4	1,31 (0,14)
Gran Bretaña ^b	1960.1 – 1989.4	1,66 (0,26)

Nota: a – Extraído de Koustas y Veloce (1996).

b – Extraído de Pierre-Yves Henin (1993)

Desviación estándar entre paréntesis.

⁷ Que el período de análisis abarque dos subperíodos uno sin libertad sindical y otro con libertad sindical podría estar influyendo en los resultados. Dado lo cortas de las series de tiempo resulta imposible estimar el coeficiente d para cada subperíodo de forma de analizar si el mismo cambia. Cassoni (1999) estudia el impacto de las negociaciones sindicales en el mercado de trabajo, analizando un conjunto de industrias en un período en que los sindicatos están activos (1985-1997) y otro en el que no lo están (1975-1984). Sus resultados indican que el efecto global de la acción sindical ha sido un mayor nivel de salarios a costa de un menor nivel de empleo, lo cual sugiere que el efecto insiders – outsiders puede encontrarse presente en dichas industrias.

En el Cuadro 4 se presenta la estimación del coeficiente d para la tasa de desempleo global de varios países, estimados para diferentes períodos de extensión similar. Comúnmente se señala que el valor arrojado para E.E.U.U caracteriza dicha economía como poco persistente mientras que se sugiere la existencia de histéresis para los países europeos. Se aprecia que Uruguay presenta un valor de d que lo ubica en una posición intermedia entre E.E.U.U y los países europeos.

En síntesis, se encuentra que existe persistencia en el desempleo y no histéresis pura como se desprendería de la aplicación del test de raíces unitarias ADF. Ello sugiere que el corte del valor de la raíz en 0 ó 1 resulta restrictivo para analizar el comportamiento del desempleo, aunque hay que tener en cuenta, los errores estándar grandes de la estimación, lo cual es típico en estudios que hacen inferencias sobre el comportamiento de series de datos en bajas frecuencias.

4.2- Estimación de la Función Impulso - Respuesta (FIR).

Dada la estimación del coeficiente d , se estima el resto de los parámetros del modelo ARFIMA de manera de poder calcular la función impulso - respuesta y por ende analizar la velocidad de disipación o grado de persistencia de una unidad de choque de naturaleza transitoria. En general, la presencia de una raíz diferente de cero conduce a una respuesta de largo plazo no nula, sin embargo el valor de la FIR depende de la parametrización del modelo.

De forma de determinar la dinámica de corto plazo fueron estimados 16 modelos ARMA (p,q), con una especificación que abarca desde un ruido blanco hasta un ARMA(3,3). Los mejores modelos fueron seleccionados de acuerdo a los criterios de Akaike y de Schwarz. Los criterios coinciden en elegir los mismos modelos para las diferentes aperturas de la tasa de desempleo. Ellos son: un ARMA(0,1) y un ARMA(0,2).

Dado que el objetivo de este trabajo no es determinar el mejor modelo que sigue la tasa de desempleo, se estimó, para cada tasa, los dos últimos y a partir de éstos se calculó las FIR correspondientes. Las estimaciones para las diferentes series fueron robustas a los valores de p y q encontrados.

Los Cuadros 5 y 6 muestran las FIR (B_k) calculadas para los modelos seleccionados a diferentes horizontes medidos en trimestres. Recuerdese que la FIR refleja el mecanismo de propagación de una unidad de choque en el tiempo, midiendo el impacto k períodos después de producido el mismo: por ejemplo B_4 indica el efecto de una unidad de choque cuatro trimestres después de haberse producido.

Independientemente del modelo que se estime, se encuentra un patrón de comportamiento impulso-respuesta bien definido para el conjunto de las variables analizadas, lo cual puede observarse en los Gráficos 4 y 5. En el corto plazo, la reacción es similar para todas las variables:

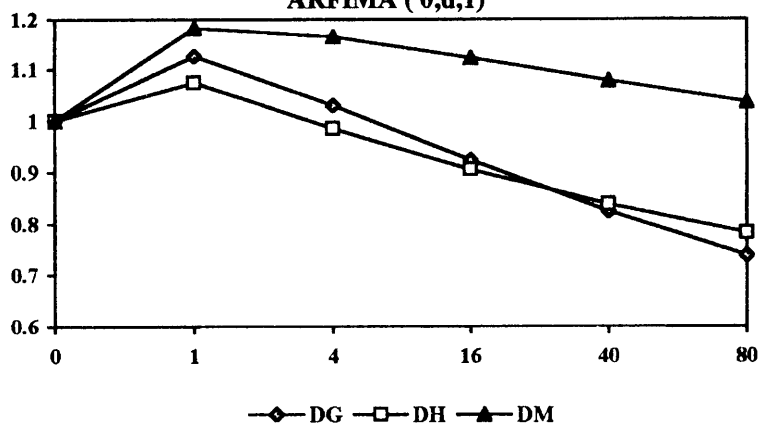
existe una magnificación del choque un trimestre después de ocurrido. Luego de 16 trimestres, las variables comienzan a mostrar dinámicas de reacción diferentes: el choque comienza a disiparse para la DG y la DH, aunque en diferentes grados, permaneciendo casi en su totalidad para la tasa de desempleo de las mujeres. En el largo plazo (80 trimestres) la tasa de desempleo global muestra un mayor grado de disipación mientras que en la tasa de desempleo de las mujeres el efecto del choque permanece.

CUADRO 5
Función Impulso Respuesta ARFIMA (0,d,1)

Variable	Modelo (p,d,q)	Horizonte				
		B ₁	B ₄	B ₁₆	B ₄₀	B ₈₀
DG	(0,0.62,1)	1.127	1.03	0.924	0.825	0.739
DH	(0,0.69,1)	1.075	0.985	0.905	0.838	0.782
DM	(0,0.68,1)	1.182	1.165	1.123	1.078	1.036

Nota: DG: tasa de desempleo global.
DH: tasa de desempleo hombres.
DM: tasa de desempleo mujeres.

GRAFICO 4
Función Impulso Respuesta
ARFIMA (0,d,1)

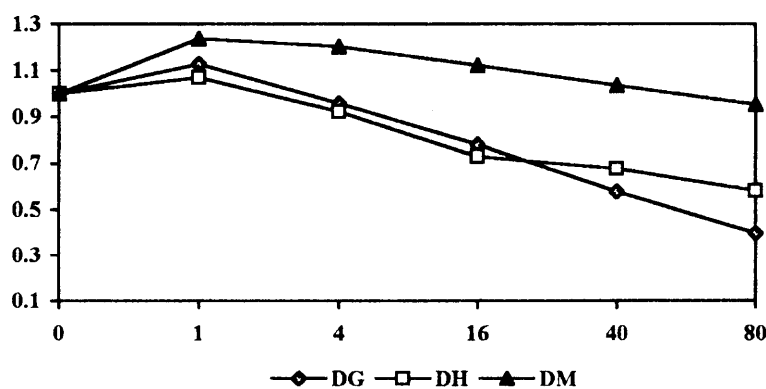


CUADRO 6
Función Impulso Respuesta ARFIMA (0,d,2)

Variable	Modelo (p,d,q)	Horizonte				
		B ₁	B ₄	B ₁₆	B ₄₀	B ₈₀
DG	(0,0.62,2)	1.128	0.959	0.78	0.577	0.397
DH	(0,0.69,2)	1.07	0.922	0.731	0.678	0.58
DM	(0,0.68,2)	1.237	1.203	1.121	1.037	0.954

Nota: DG: tasa de desempleo global.
DH: tasa de desempleo hombres.
DM: tasa de desempleo mujeres.

GRAFICO 5
Función Impulso Respuesta
ARFIMA (0,d,2)



En general, en el largo plazo de un 1% de incremento en la tasa de desempleo global persiste entre 0,4 y 0,7 del mismo. Para la tasa de desempleo de los hombres entre un 0,6 y 0,8. En el caso de las mujeres el choque permanece casi en su totalidad. Dichos resultados sugieren que no se puede tratar el desempleo como un fenómeno global, el uso de políticas específicas se hace necesario, teniendo en cuenta que los cambios no anticipados tienen un efecto mayor en el desempleo femenino.

CUADRO 7
Tasa de desempleo global
Función Impulso Respuesta ARFIMA (p,d,q)

Variable	Modelo (p,d,q)	Horizonte			
		B ₄	B ₁₆	B ₄₀	B ₈₀
Uruguay	(0,0.62,1)	1.03	0.924	0.825	0.739
E.E.U.U ^a	(2,0.5,0)	2.28	0.629	0.386	0.29

Nota: a – Extraído de Koustas y Veloce (1996).

En el Cuadro 7 se muestra la FIR para Uruguay y E.E.U.U, economía como mencionáramos anteriormente caracterizada por tener poca persistencia en el desempleo. Resulta interesante destacar dos aspectos, en primer lugar mientras que en E.E.U.U, a los 16 trimestres, casi la mitad del choque se disipó en Uruguay permanece casi en su totalidad. En segundo lugar, el grado de persistencia es más elevado para Uruguay.

Por último, no puede dejar de tenerse en cuenta que la estimación de la FIR es bastante sensible a la estimación del parámetro d (Spremolla,1998), lo cual unido a la existencia de errores estándar grandes en la estimación del mismo, sugieren que el intervalo de confianza de la FIR es bastante grande. Esto da cuenta de una realidad fundamental en econometría: la inferencia sobre el comportamiento en bajas frecuencias es bastante difícil, dado el corto período para el que se dispone las series de tiempo macroeconómicas. Según Diebold y Rudebusch (1989), los intervalos de confianza asociados con estimaciones univariadas son, de por sí, grandes, dando cuenta de la necesidad de trabajar en un contexto multivariante de cointegración fraccional de forma de mejorar la calidad de los resultados.

5) Conclusiones

El objetivo del presente trabajo se centró en determinar en primer lugar, la existencia de memoria en la tasa de desempleo y en segundo lugar los efectos de una unidad de choque de naturaleza transitoria sobre el nivel del desempleo, en el período comprendido entre los años 1968 – 1997. El marco teórico de dicho análisis viene dado por la teoría sobre histéresis y persistencia, que sugiere que el desempleo es dependiente de su historia, lo cual implica que una unidad de choque tiene un efecto permanente (histéresis) o persistente sobre el nivel del desempleo.

Dado que se cree que la hipótesis de una raíz unitaria resulta excesiva para analizar el desempleo de Montevideo se buscó un modelo que permitiera discriminar entre efectos permanentes y persistentes. Es así que se opta por estimar modelos ARFIMA, los cuales permiten analizar una mayor variedad de comportamientos de largo plazo, siendo por tanto un instrumento muy útil para discriminar entre histéresis o persistencia. El grado de disipación de una unidad de choque se analiza por medio de la construcción de una Función Impulso Respuesta.

De la estimación se concluye que el desempleo tiene memoria intermedia, presentando la tasa de desempleo global una raíz fraccional menor a la unidad, concluyéndose que una unidad de choque tiene un efecto persistente sobre el nivel del desempleo. Del cálculo de la FIR se desprende que una unidad de choque se disipa lentamente, encontrándose en términos comparativos, un grado de persistencia intermedio. Entre un 40 y un 70% de una unidad de choque, persiste 20 años después que el mismo haya ocurrido.

La relevancia de las conclusiones anteriores se encuentra del lado de la aplicación de política económica. Las implicaciones de largo plazo del fenómeno de persistencia están dadas por el hecho de que una vez ocurrido un choque, éste perdurará en la memoria de la variable, lo cual impedirá que la misma retorne a sus valores de pre - choque rápidamente, a no ser que se haga política macroeconómica "ad hoc" de forma de contrarrestar el efecto del mismo.

Por lo tanto, comprobar empíricamente que la tasa de desempleo tiene memoria intermedia indicaría que en la medida que la misma se vea sometida a choques económicos, el nivel al cual se pueda estabilizar podría ser cada vez mayor. Lo anterior implica que de hacerse política económica, la misma debería no sólo centrarse en medidas tendientes a impedir el crecimiento del desempleo, sino en aquellas que se dirijan a bajarlo.

En cuanto a la apertura por sexos, también se encontró que ambas tasas presentan memoria intermedia, observándose diferentes grados de disipación de una unidad de choque, los hombres presentan un grado de disipación mayor. Lo anterior indica diferentes dinámicas de comportamiento aludiendo a la necesidad de políticas específicas teniendo en cuenta las características de cada grupo.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Allen, S., A. Cassoni, G. Labadie, 1994. "Labor Market Flexibility and Economic Performance in Uruguay and Chile". En *Estudios de Economía*, Vol 21. Special Issue: 127-146.

Bianchi, M. y G. Zoega, 1993. "Unemployment Persistence: Does the size of the shock matter?". *Documento de trabajo 9514*, Département des Sciences Economiques, Université Catholique de Louvain.

Blanchard, O.J. y L. Summers, 1986. "Hysteresis and the European Unemployment Problem". En L. Summers (ed) *Understanding Unemployment*.

Bucheli, M., 1998. "Flexibilidad del mercado de trabajo". En *Documento de trabajo*, MVD/R.166, CEPAL, Montevideo.

Bucheli, M., A. Cassoni, R. Diez de Medina y M. Rossi, 1993. "Los recursos humanos en el proceso de ajuste: el caso uruguayo. *Documento de trabajo*, 2/93, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.

Campbell, J. y G. Mankiw, 1987. "¿Are output fluctuations transitory?". En *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23/2: 319-333.

Campbell, J. y G. Mankiw, 1987. "Permanent and Transitory Components in Macroeconomics Fluctuations". En *AEA Papers and Proceedings*, Vol.77: N°2.

Campbell, J. y P. Perron, 1991. "Pitfalls and Opportunities : What Macroeconomists Should Know about Unit Roots". En Blanchard, O.J. y Fischer, S., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge MIT Press.

Cassoni, A. (1999). "Labour demand before and after re-unionisation". *Documento de trabajo*, 1/99, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.

Chambers, Marcus J, 1995. "Fractional integration, trend stationarity and difference stationarity. Evidence from some U.K. macroeconomic time series", En *Economics Letters*, Vol 50: 19 - 24.

Delgado, M. A. y P.M. Robinson, 1994. "Optimal spectral kernel for long-range dependent time series". En *Documento de trabajo*, 94 - 50, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid.

Delgado, M. A. y P.M. Robinson, 1993. "New methods for the analysis of long memory time series : application to spanish inflation". En *Documento de trabajo*, 93 - 02, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid.

Diebold, F. y G. Rudebusch, 1989. "Long memory and Persistence in Aggregate Output". En *Journal of Monetary Economics*, Vol 24: 189-209.

- Diebold, F. y G. Rudebusch, 1991. "On the power of Dickey - Fuller tests against fractional alternatives". En *Economics Letters* Vol 35: 155 - 160.
- Geweke y Porter-Hudak, 1983. "The estimation and application of long memory time series model". En *Journal of Time Series Analysis*, Vol 4/4.
- Goerlich, F. J., 1992. "Memoria y persistencia en series temporales económicas : el caso de la actividad económica agregada en España". En *Revista Española de Economía*, Vol 9: N° 1.
- Koustaş, Z. y W. Veloce, 1996. "Unemployment hysteresis in Canada : an approach based on long-memory time series models". En *Applied Economics*, Vol 28: 823-831.
- Labadie, G. y J. de Brum, 1998. "Rigidez salarial, precios relativos y ajuste estructural. Una interpretación del desempleo en Uruguay. *Banco Interamericano de Desarrollo*.
- Márquez, G., 1998. "El desempleo en América Latina y el Caribe a mediados de los 90". *Mimeo*, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Martínez, C. y S. Velilla, 1996. "Trimming Frequencies in Log-Periodogram Regression of Long-Memory Time Series". En *Documento de trabajo 96 - 14*, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid.
- Nelson, C. y C. Plosser, 1982. "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series." En *Journal of Monetary Economics*, Vol 10: 139-162.
- Odaki, M., 1993. "On the invertibility of fractionally differenced ARIMA processes". En *Biometrika*, 80.
- Rodríguez, S., 1999. "Modelización y desestacionalización de la tasa de desempleo de Montevideo". *Documento de trabajo*, Instituto de Estadística, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República.
- Sowell, F., 1992. "Maximum Likelihood Estimation of Stationary Fractionally Integrated Time Series Models". En *Journal of Econometrics*, Vol 52: 165-188.
- Sowell, F., 1992. "Modeling Long Run Behavior with the fractional ARIMA model". En *Journal of Monetary Economics*, Vol 29: 277-302.
- Spremolla, A., 1998. "¿Histéresis o persistencia en el desempleo?. Evidencia empírica para Uruguay". *Trabajo Monográfico*. Facultad de Ciencias Económicas y Administración. Universidad de la República.