

PERSISTENCIA EN EL DESEMPLEO DE URUGUAY

ALESSANDRA SPREMOLLA*

ABSTRACT

The strong rise in the unemployment rates of European countries in the 1980 has motivated time series studies aimed to determine whether the effects of transitory economic shocks had significant persistence in time. The objective of this paper is to determine if such behaviour is a significant feature of the unemployment rate in Uruguay. Fractionally integrated ARIMA models are estimated, that allow to examine in greater detail the low frequency components. It is concluded that even though the effects of a transitory shock eventually disappear, they seem to be quite persistent.

RESUMEN

El fuerte incremento que se ha producido en la tasa de desempleo de los principales países europeos en la década del 80 ha motivado el estudio de la serie de tiempo intentando determinar si los efectos de un choque económico de naturaleza transitoria permanecían en el tiempo. El objetivo del presente trabajo radica en determinar si este tipo de comportamiento se encuentra presente en el desempleo de Uruguay. Se estiman modelos ARIMA integrados fraccionalmente, los cuales permiten examinar con mayor detalle los componentes en las bajas frecuencias. Se concluye que aun cuando los efectos de un choque económico de naturaleza transitoria desaparecen, son muy persistentes.

* Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay.
Rodó 1854 (11200) Montevideo, Uruguay. Tel. 4092973-4017707,
Fax (5982)4081917. E-mail aless@decon.edu.uy

Keywords: Unemployment, persistence, fractional integration.
JEL classification: C22, E24

1. INTRODUCCIÓN¹

En los últimos años se ha asistido a una intensa discusión respecto a la naturaleza permanente de las fluctuaciones macroeconómicas. Nelson y Plosser (1982) cuestionan la visión tradicional en que las fluctuaciones económicas son tratadas como desviaciones temporarias respecto a una tendencia. Por el contrario, sugieren la presencia de un importante componente permanente en la mayoría de las series macroeconómicas de la economía americana: los choques económicos de naturaleza transitoria tienen efectos permanentes.

Si la serie de tiempo objeto de estudio es la tasa de desempleo, lo anterior se conoce como histéresis en el desempleo. La existencia de dicho fenómeno fue muy analizada en los principales países europeos. En los mismos se observaba, luego del primer choque petrolero del año 1973, que la tasa de desempleo se triplicó sin retornar a lo que se consideraba su nivel natural. Dicha observación motivó el estudio de la serie de tiempo intentando determinar si los efectos de un choque económico de naturaleza transitoria permanecían en el tiempo.

El fenómeno de histéresis se relaciona con el hecho de que después de que se ha revertido el impulso (choque económico) que precipitó el cambio en el nivel de desempleo, éste no vuelve a su nivel inicial, sino que tiende a permanecer en el nuevo valor alcanzado. Si el desempleo retorna a su nivel inicial, pero no lo hace rápidamente, existe persistencia en el desempleo. El concepto de persistencia hace referencia a un ajuste lento hacia un valor de equilibrio de largo plazo que es constante, de modo que los efectos de un choque se diluyen, pero muy lentamente.

La economía uruguaya ha sufrido varias transformaciones a lo largo de las tres últimas décadas. En los 70 comenzó un proceso de liberalización financiera y comercial, el cual se consolidó en los 90 con la integración de Uruguay al Mercosur. Lo anterior determinó fuertes cambios, tanto en la composición del producto como en la asignación de los recursos productivos por parte de las empresas. Las consecuencias sobre el mercado de trabajo fueron importantes, desplazando trabajadores de un sector a otro y cambiando la composición de la demanda de trabajo.

En dicho entorno macroeconómico el desempleo ha tenido un comportamiento difícil de explicar a la luz de la teoría macroeconómica tradicional. Tasas de crecimiento del producto relativamente altas, por ejemplo, 7,9%, en el año 1992, se acompañan de pequeñas reducciones en el desempleo, 0,1%, respectivamente. Por otra parte, choques negativos, como el observado en el año 1995, generan incrementos en el desempleo difíciles de revertir rápidamente.

¹ Este trabajo es parte de mi tesis de grado “¿Histéresis o persistencia en el desempleo? Evidencia empírica para Uruguay”. Agradezco a mi supervisor Rafael Diez de Medina así como a Adriana Cassoni y a dos árbitros anónimos, cuyos comentarios y sugerencias mejoraron la calidad del mismo.

Dadas las características de la economía uruguaya, fuertemente expuesta a choques económicos provenientes de la región y dado que el desempleo es uno de los problemas más importantes que enfrenta, profundizar en el análisis de la respuesta de la tasa de desempleo ante choques económicos resulta fundamental para luego poder analizar la efectividad o no de medidas de política económica.

¿Están presentes en el mercado de trabajo uruguayo mecanismos de histéresis en el desempleo o los efectos de choques transitorios tienden a desaparecer? El objetivo del presente trabajo es responder a dicha pregunta.

Se cuestiona la hipótesis de histéresis concluyendo que, aun cuando los efectos de un choque desaparecen, son muy persistentes. Se estima un modelo ARFIMA (Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average), el cual permite diferenciar histéresis de persistencia. Se utiliza como período de análisis el comprendido entre los años 1968-1997. Los datos se 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 de 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 los efectos de choques económicos pueden ser más persistentes.

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 lleva a cabo una discusión metodológica. 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

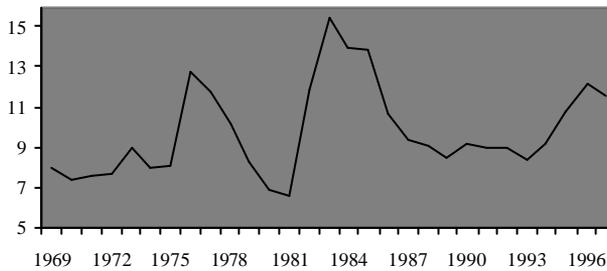
El Gráfico 1 muestra la evolución de la tasa de desempleo de Montevideo, para el período comprendido entre los años 1969-1997. Durante la década de los setenta y hasta el año 1981, la tasa de desempleo se mantuvo en niveles cercanos al 8%. De todas maneras, entre 1976 y 1978, se situó por encima del 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, de aproximadamente 7%. En este período se destaca la incorporación masiva de la mujer al mercado de trabajo.

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 con lentitud hasta ubicarse, a partir de 1987 y hasta 1994, en niveles cercanos al 9%. Ello se dio en un contexto de fuerte recomposición sectorial, consecuencia del proceso de apertura comercial iniciado a comienzos

de los 70 y que se profundiza en la década del 90 con la formación del Mercosur. Los cambios en la oferta afectaron la composición de la demanda de trabajo reduciendo el empleo en el sector industrial y expandiéndolo en el sector servicios, lo cual explica la mencionada estabilidad en la tasa de desempleo.

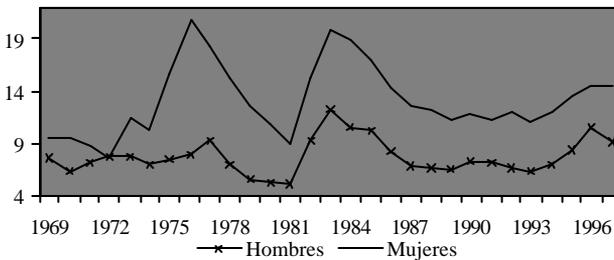
En 1995, en que el país sufrió las consecuencias del llamado “efecto tequila” y hasta fines del año 1997, el desempleo mostró una tendencia creciente. Tras la crisis mexicana, los sectores de servicios dejan de absorber a los desempleados de la industria y comienzan a generar sus propios desocupados ante la caída en la demanda interna y argentina. El aumento en el desempleo se explica por un aumento del flujo de desempleados, el cual no se origina entre los buscadores de trabajo por primera vez, sino que en el aumento de cesantes. Dicho grupo está constituido por personas comprendidas entre los 30 y 54 años, con bajo nivel educativo y, por lo tanto, con fuertes dificultades de reciclaje (de Brun, Labadie, 1997).

GRAFICO 1
EVOLUCION DE LA TASA DE DESEMPLEO GLOBAL (%)
Período 1969-1997



Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE).

GRAFICO 2
EVOLUCION DE LA TASA DE DESEMPLEO POR SEXO (%)
Período 1969-1997

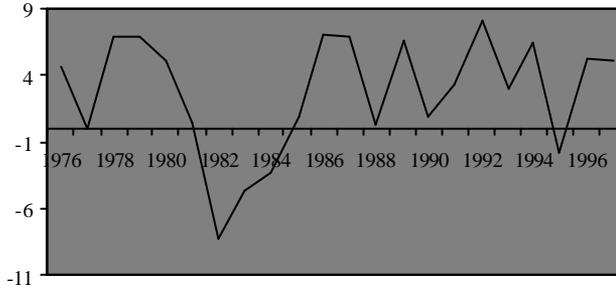


Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE).

La evolución de las tasas de desempleo de hombres y mujeres (Gráfico 2) 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%.

GRAFICO 3
TASAS DE CRECIMIENTO DEL PBI (%)
Período 1976-1997



Fuente: Banco Central del Uruguay (BCU).

Las implicaciones para el mercado de trabajo de una tasa de desempleo dada depende de la duración de la misma. Una tasa de desempleo elevada puede ser consistente con un mercado de trabajo dinámico con alta creación y destrucción de puestos de trabajo o el resultado de un desempleo de larga duración. Los datos muestran un importante crecimiento en la tasa de desempleo de largo plazo entre los años 1981 y 1995 (Cuadro 1). A su vez, dicha duración afecta de forma diferente a hombres y mujeres (Cuadro 2), siendo estas últimas el grupo más afectado. Un desempleo de larga duración genera mecanismos de histéresis en el mercado de trabajo.

CUADRO 1
DURACION 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 se 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
COMPOSICION DEL DESEMPLEO POR SEXO Y DURACION
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.

CUADRO 3
TASA DE DESEMPLEO PARA LOS PRINCIPALES PAISES DE
LA OCDE Y URUGUAY

Promedio de períodos, en porcentajes

	1974-1979	1980-1985	1986-1990	1993-1997
Estados Unidos	6,7	8	5,8	6
Reino Unido	5,1	10,5	8,8	9,18
Italia	4,6	6,4	7,7	11,4
Francia	4,5	8,3	9,8	11,8
España	5,1	16,6	18,7	22,95
Uruguay	8,2	11,4	9,4	10,5

Fuente: Lindbeck (1993).

Al analizar la evolución conjunta del desempleo y el Producto Bruto Interno (Gráfico 3) se observa que a partir de mediados de la década del 80 tasas de crecimiento del producto significativas no alcanzan para reducir la tasa de desempleo. Por otra parte, el efecto de choques negativos, como el observado en el año 1995, genera incrementos en el desempleo difíciles de revertir rápidamente. El cambio institucional producido en el mercado de trabajo con la incorporación de los sindicatos al proceso económico, desde el año 1985, ha reducido el empleo en muchos sectores económicos.

Por último, la política deflacionaria llevada a cabo por el gobierno a partir del año 1991 puede explicar gran parte del comportamiento del desempleo; una caída en la inflación requiere un incremento transitorio en la tasa de desempleo, la cuestión es si dicho incremento se transforma en permanente o no.

La presencia de histéresis en el desempleo ha sido detectada en los principales países europeos. En los mismos se observa, luego del primer choque petrolero del año 1973, que la tasa de desempleo se triplica sin retornar a lo que previamente se consideró su nivel natural (Cuadro 3). A principios de los 80, los países europeos llevan a cabo una contracción monetaria, la cual tuvo como resultado una deflación y un brusco incremento del desempleo. En la década del 90, el desempleo continuó siendo muy elevado, pero los precios dejaron de caer. Dicha observación motivó el estudio de la serie de tiempo intentando determinar si los efectos de un choque económico permanecían en el tiempo.

En el otro extremo se encuentra la tasa de desempleo de los EE.UU., que se mantuvo durante el período en un entorno del 6 ó 7% aproximadamente. En general, la literatura coincide en caracterizar a dicha economía como de muy bajo grado de persistencia en el desempleo (Roed, 1997; Koustas y Veloce, 1996). La diferencia entre EE.UU. y los países europeos es que, en el primero, la contracción monetaria a principios de los 80 fue seguida de una expansión fiscal y déficit muy elevados. En consecuencia, se produjo un fuerte incremento del producto y la tasa de desempleo disminuyó rápidamente a mediados de los 80.

Al analizar la evolución del desempleo de Uruguay se observa que su comportamiento no se identifica con los comportamientos descriptos anteriormente, sino que se encontraría en una posición intermedia entre ambos tipos de

países. Lo anterior conduce a suponer que la hipótesis de histéresis sobreestimaría el componente permanente de la variable y la estacionariedad lo subestimaría. En la próxima sección se profundizará en el análisis de este argumento.

3. METODOLOGÍA

La caracterización del desempleo como una variable no estacionaria es un fuerte indicador de histéresis. La relevancia que tiene, desde un punto de vista macroeconómico, determinar el orden de integración de una serie de tiempo se encuentra en la respuesta de la misma ante choques no anticipados.

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, la distinción entre choques permanentes y transitorios (interpretados normalmente como choques de oferta y demanda respectivamente) desaparece, cualquier choque económico tendrá efectos permanentes en el tiempo y la variable depende de toda su historia.

Si la tasa de desempleo del año t (u_t) se encuentra fuertemente relacionada con la tasa de desempleo del año $t-1$ (u_{t-1}) existe histéresis o persistencia en el desempleo. En el caso más simple, con un año de rezago, se puede definir el desempleo de la siguiente forma: $u_t = a u_{t-1} + \varepsilon_t$, siendo ε_t ruido blanco. El coeficiente a expresa la magnitud del efecto (Lindebeck (1993)).

Si la hipótesis de histéresis se cumple entonces $a=1$ (hipótesis de raíz unitaria)². Lo anterior implica que la macroeconomía tiende sistemáticamente (excepto cuando existen perturbaciones aleatorias) a estar "atascada" en la tasa de desempleo existente. El desempleo se comporta como un camino aleatorio, esto es, el valor esperado en un período es igual al valor alcanzado por el desempleo en el período anterior.

Estrictamente hablando, la existencia de una raíz unitaria en una serie de tiempo implica que la misma diverge ampliamente y con poca frecuencia repetirá los valores alcanzados anteriormente. Cualquier 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. Las pruebas de raíces unitarias propuestas por Dickey y Fuller (1979) y Phillips y Perron (1988) son las más utilizadas para determinar la existencia de raíces unitarias en una serie de tiempo.

² 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 no anticipados 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); mientras que raíces menores pero cercanas a la unidad se asocian al concepto de persistencia.

En trabajos referidos al desempleo de Montevideo (Rodríguez, 1999; Spremolla, 1998), donde se aplica la prueba de Augmented Dickey Fuller (ADF) a la tasa de desempleo, no es posible rechazar la hipótesis de existencia de una raíz unitaria. Ello sugeriría la presencia de histéresis pura en el desempleo; los efectos de un choque no anticipado serían permanentes. La existencia de una raíz unitaria en el desempleo implica que un aumento de 1% en la tasa de desempleo elevaría su valor futuro en por lo menos 1%. Claramente los costos asociados a recesiones o políticas deflacionarias, como la llevada a cabo por el gobierno a partir del año 1991, pueden ser muy importantes si existe histéresis en el desempleo.

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. Por otra parte, se ha demostrado (Diebold y Rudebusch, 1991) que ante la presencia de una raíz cercana a la unidad, la prueba ADF puede sesgar los resultados hacia la presencia de 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.

Estas consideraciones unidas a lo analizado en la sección anterior conducen a cuestionar la hipótesis de histéresis. 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 o histéresis (existencia de una raíz unitaria) y persistencia (existencia de una raíz cercana pero menor a la unidad).

Mientras que la presencia de una raíz diferente de cero aporta evidencia sobre la existencia de histéresis o persistencia en el desempleo, resulta relevante analizar, desde un punto de vista macroeconómico, cómo se disipa una innovación a través del tiempo. Es así que se construye una Función Impulso Respuesta, la cual mide el impacto de una innovación sobre el nivel del desempleo k períodos después que la misma 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).

Se opta por estimar modelos ARFIMA, cuya característica principal es que el coeficiente de integración de la serie de tiempo puede tomar valores reales no enteros. Estos modelos introducidos en economía a través de las 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. En el Anexo 1 se desarrollan dichos modelos, así como el método de estimación empleado.

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 1968.4-1997.4³. La serie fue previamente desestacionalizada por medio del método X11 ARIMA. Cabe resaltar que el modelo estimado supone simetría de choques económicos; si bien este supuesto es cuestionable, profundizar en el estudio de dicho comportamiento excede el objetivo del presente trabajo.

4.1. Estimación del indicador de persistencia d

En el Cuadro 4 se presentan los resultados de la estimación, tanto para la tasa de desempleo global como para la masculina y femenina. El indicador de persistencia mide la dependencia entre observaciones distantes en el tiempo. El mismo es menor a la unidad, por lo que se encuentra persistencia en el desempleo: los efectos de un choque de naturaleza transitoria se diluyen lentamente en el tiempo. Por otra parte, no existen diferencias significativas en el comportamiento de largo plazo de la tasa de desempleo de hombres y mujeres.

Ello sugiere que el corte del valor de la raíz en 0 ó 1 resulta restrictivo para analizar el comportamiento del desempleo, más aún, si se varía la estimación a través de una desviación estándar la hipótesis de raíz unitaria se rechaza para la tasa de desempleo global de Montevideo. Por lo tanto, suponer que la tasa de desempleo tiene una raíz unitaria conduciría a sobreestimar el componente permanente de la variable.

El resultado encontrado es consistente con trabajos empíricos referidos a la influencia sindical en la formación de salarios y a la duración del desempleo. El grado de flexibilidad salarial se ha reducido como consecuencia de la influencia sindical en la formación de salarios (Allen, Cassoni, Labadie; 1994, 1996). Según Blanchard y Summers (1986) la negociación salarial entre sindicatos y empresas genera persistencia en el desempleo en la medida de que los trabajadores empleados (*insiders*) negocian el salario que les permita mantener el nivel de empleo. Supóngase que se produce una caída inesperada en la demanda agregada que reduce la producción y el nivel de empleo. En el proceso de recuperación los trabajadores que permanecieron empleados exigirán mayores salarios, sin preocuparse por los trabajadores desempleados (*outsiders*): el incremento en el nivel de empleo va a depender de la magnitud del efecto; sin embargo, no se alcanzará el nivel anterior al choque.

Como se mencionó en la Sección 2, la duración promedio del desempleo ha aumentado en las últimas décadas. Un período prolongado de desempleo genera

³ En los años para los cuales se contaba con información semestral o anual se trimestralizó la misma.

persistencia en el desempleo, debido a que conduce a una desvalorización interna y externa del capital humano. Una parte importante de la fuerza de trabajo pierde sus habilidades, destrezas y también sus hábitos de trabajo: la probabilidad de encontrar un nuevo empleo cae a medida que aumenta la duración del desempleo (Layard y Nickell; 1987). La devaluación externa es causada por una caída de la demanda por cierto tipo de mano de obra (trabajadores no calificados), lo cual es el resultado de cambios estructurales en el mercado de bienes y servicios, más específicamente, de incorporación de tecnología. Hay trabajos recientes que encuentran que el porcentaje de participación en el desempleo de largo plazo, de trabajadores mayores de 40 años y con poco nivel educativo, ha aumentado (de Brun y Labadie, 1997; Reggio y Amarante, 2000).

En el Cuadro 5 se presenta la estimación del coeficiente d para la tasa de desempleo global de varios países, estimados para diferentes períodos de extensión similar. Del mismo se desprende que la tasa de desempleo de EE.UU. es estacionaria; sin embargo, recuérdese que en los modelos ARFIMA la memoria de la serie de tiempo es captada para valores del coeficiente mayores a cero. Por otra parte, los países europeos presentan coeficientes mayores a la unidad; un choque económico permanece en el tiempo. En términos comparativos, Uruguay se ubica en una posición intermedia, tal como se sugirió en el análisis de la sección anterior.

En síntesis, se encuentra que existe persistencia en el desempleo; un choque de naturaleza transitoria se diluye lentamente en el tiempo. Sin embargo, no pueden dejar de tenerse 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.

CUADRO 4
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 5
Estimación del parámetro d para diferentes países

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.

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. Valores de la misma 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 magnificación de los choques.

Con el fin 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).

En los Cuadros 6, 7 y 8 se resumen los cálculos de las FIR (B_k) a diferentes horizontes medidos en trimestres para la DG, DH y DM, respectivamente. Las estimaciones para las diferentes series fueron robustas a los valores de p y q encontrados.

La FIR refleja el mecanismo de propagación de una unidad de choque en el tiempo. Se supone que en el momento t ocurre un choque de naturaleza transitoria que incrementa el nivel del desempleo en un 1%. El cálculo de la FIR permite analizar si en el período $t+k$ dicho incremento se magnifica, permanece o se ha disipado.

Independientemente del modelo que se estime, se encuentra un patrón de comportamiento impulso-respuesta bien definido para el conjunto de las variables analizadas. 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 distintos grados, permaneciendo casi en su totalidad para la tasa de desempleo de las mujeres.

Por lo tanto, las mujeres tienen un mayor grado de persistencia en el desempleo que los hombres lo cual, por otra parte, se desprende del análisis del Gráfico 3. Las mujeres siempre han tenido dificultades de inserción al mercado de trabajo, sus tasas de desempleo han sido siempre estructuralmente altas y, en general, se emplean en puestos de trabajos precarios desde el punto de vista de su estabilidad.

En el Cuadro 9 se muestra la FIR para Uruguay y EE.UU., economía como mencionáramos anteriormente caracterizada por tener muy bajo grado de persistencia en el desempleo. En efecto, mientras que en EE.UU. a los 16 trimestres casi la mitad del choque se disipó, en Uruguay la mitad del choque se disipa entre los 40 y 80 trimestres.

CUADRO 6
Función Impulso Respuesta ARFIMA (p,d,q). Desempleo Global

Modelo (p,d,q)	Horizonte				
	B ₁	B ₄	B ₁₆	B ₄₀	B ₈₀
(0,0.62,1)	1.127	1.03	0.924	0.825	0.739
(0,0.62,2)	1.128	0.959	0.78	0.577	0.397

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 7
Función Impulso Respuesta ARFIMA (p,d,q). Desempleo Hombres

Modelo (p,d,q)	Horizonte				
	B ₁	B ₄	B ₁₆	B ₄₀	B ₈₀
(0,0.69,1)	1.075	0.985	0.905	0.838	0.782
(0,0.69,2)	1.07	0.922	0.731	0.678	0.58

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 8
Función Impulso Respuesta ARFIMA (p,d,q). Desempleo Mujeres

Modelo (p,d,q)	Horizonte				
	B ₁	B ₄	B ₁₆	B ₄₀	B ₈₀
(0,0.68,1)	1.182	1.165	1.123	1.078	1.036
(0,0.68,2)	1.237	1.203	1.121	1.037	0.954

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 9
Función Impulso Respuesta ARFIMA (p,d,q)

País	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).

5. CONCLUSIONES

Se concluye que aun cuando los efectos de un choque de naturaleza transitoria desaparecen, son muy persistentes. Ello sugiere que el corte del valor de la raíz en 0 ó 1 resulta restrictivo para analizar el comportamiento del desempleo. Suponer que la tasa de desempleo tiene una raíz unitaria conduciría a sobreestimar el componente permanente de la variable.

La relevancia de las conclusiones anteriores se encuentra del lado de la aplicación de la política económica. Las implicaciones de largo plazo del fenómeno de persistencia están dadas por el hecho de que una vez ocurrido un choque económico de naturaleza transitoria, éste perdurará en la memoria de la variable, lo cual impedirá que la misma retorne a sus valores de prechoque rápidamente. Los costos y beneficios de medidas de política económica serán, por tanto, diferentes al caso en que los efectos de dicho choque desaparecieran rápidamente en el tiempo. Tener en cuenta lo dicho anteriormente es fundamental cuando se evalúa la implementación o los costos de políticas económicas que tengan impacto (positivo o negativo) sobre el mercado de trabajo.

Por último, cabe mencionar que la persistencia de choques económicos positivos y negativos no tiene por qué ser la misma. Dado que los datos sugieren la posible existencia de asimetría en la tasa de desempleo de Uruguay sería importante profundizar en dicho comportamiento en futuros trabajos.

ANEXO
DEFINICION Y ESTIMACION DE MODELOS ARFIMA

Se puede definir un modelo ARFIMA para la tasa de desempleo (u_t) como:

$$(1) \quad \phi(L) (1-L)^d u_t = \theta(L)\epsilon_t \quad \text{con } \epsilon_t \sim \text{iid } (0, \sigma^2)$$

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

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

donde $\phi(L)$ y $\theta(L)$ son polinomios en el operador de rezagos, con todas sus raíces fuera del círculo unidad.

El coeficiente de integración, d , puede tomar valores reales no enteros, incluyendo como casos especiales al modelo ARIMA ($d=1$) y al modelo ARMA ($d=0$). Es estacionario para todo d en el intervalo $(-1/2, 1/2)^4$. El coeficiente d captura el comportamiento de largo plazo de la serie, mientras que los parámetros ARMA capturan el comportamiento de corto plazo.

El operador diferenciación fraccional $(1-L)^d$ queda definido por la expansión del binomio:

$$(2) \quad (1-L)^d = \sum [\Gamma(j-d) / \Gamma(-j) \Gamma(j+1)] L^j$$

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

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 (2) se desprende que los infinitos valores pasados de u_t son tomados en cuenta.

Arreglando la ecuación (1) es posible alcanzar la representación de medias móviles para un modelo ARFIMA:

$$u_t = (1-L)^{-d} (\theta(L)/\phi(L)) \epsilon_t$$

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

$$(3) \quad = B(L) \epsilon_t = (\beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots) \epsilon_t \quad \text{con } \beta_0 = 1$$

⁴ 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 efecto total de un choque sobre el nivel de u_t viene dado por la infinita suma de los parámetros β , $B(1)$, denominada Función Impulso Respuesta (FIR). Cheung y Lai (1993) demuestran que $B(1) = 0$ cuando $d < 1$. El efecto de un choque es permanente cuando $d = 1$, mientras que $d < 1$ implica que el efecto del choque se desvanece, pero lo hace muy lentamente.

Geweke y Porter-Hudak (1983) proponen un procedimiento de dos etapas para estimar un modelo ARFIMA. En la primera etapa, se estima el coeficiente d utilizando análisis espectral. La segunda etapa consiste en filtrar la serie original por medio de (2), la cual es modelizada como un ARMA (p, q) mediante técnicas Box-Jenkins convencionales. A partir de estas estimaciones es posible calcular la FIR 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 la siguiente ecuación de regresión:

$$(4) \quad \ln [I(\lambda_j)] = \alpha_0 - \alpha_1 \ln [4\text{sen}^2(\lambda_j/2)] + \eta_j, \quad j = 1, \dots, k$$

donde $I(\lambda_j)$ es el periodograma de la variable y λ_j es la frecuencia armónica.

Suponiendo que el número de bajas frecuencias utilizado en la regresión espectral es una función del tamaño muestral, entonces $k = g(T)^5$. Bajo condiciones de regularidad para $g(\cdot)^6$, la estimación por MCO de la pendiente de (5) da una estimación asintóticamente normal de $-d$. Además, la varianza del estimador de α_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.

La segunda etapa consiste en transformar la serie por medio de (2), 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 coeficiente 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 coeficiente d .

⁵ 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 $\delta = 0,5$.

⁶ La función tiene que cumplir las siguientes propiedades: $\lim_{T \rightarrow \infty} g(T) = \infty$, $\lim_{T \rightarrow \infty} g(T)/T = 0$.

REFERENCIAS

- 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.
- Allen, S., A. Cassoni, G. Labadie (1996), "Wages and Employment after Reunionization in Uruguay". En *Cuadernos de Economía*, 33, Nº 99, 277-293. Chile.
- Blanchard, O.J. y L. Summers (1986), "Hysteresis and the European Unemployment Problem". En L. Summers (ed.) *Understanding Unemployment*.
- Campbell, J. y G. Mankiw (1987), "Are output fluctuations transitory?". En *Journal of Monetary Economics*, 23/2: 319-333.
- Cassoni, A. (1999), "Labour demand before and after reunionization". *Documento de Trabajo, 1/99*, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Cheung, Y. W. y K. S. Lai (1993), "Long memory in foreign exchange rates". En *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 93-101.
- Diebold, F. y G. Rudebusch (1989), "Long memory and Persistence in Aggregate Output". En *Journal of Monetary Economics*, 24: 189-209.
- Diebold, F. y G. Rudebusch (1991), "On the power of Dickey-Fuller tests against fractional alternatives". En *Economics Letters* 35: 155 - 160.
- Dickey, D. A. y W. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, 74, 366, 427-431.
- Geweke y Porter-Hudak (1983), "The estimation and application of long memory time series model". En *Journal of Time Series Analysis*, 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*, 9: 1.
- Granger, C. y R. Jojeux (1980), "An introduction to long memory time series models and fractional differencing". *Journal of Time Series Analysis*, 1, 1, 15-29.
- Hosking, J. (1981), "Fractional differencing". *Biometrika*, 68, 1, 165-176.
- Koustantas, Z. y W. Veloce (1996), "Unemployment hysteresis in Canada: an approach based on long-memory time series models". En: *Applied Economics*, 28: 823-831.
- Labadie, G. y J. de Brun (1997), "Rigidez salarial, precios relativos y ajuste estructural. Una interpretación del desempleo en Uruguay". *Banco Interamericano de Desarrollo*.
- Layard, R. y S. J. Nickell (1987), "The Labour Market". En *The performance of the British Economy*, Dornbusch and Layard (eds.), Oxford University Press.
- Lindbeck, A. y D. Snower (1989), "The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment". Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Lindbeck, A. (1993), "Unemployment and Macroeconomics". Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Márquez, G. (1998), "El desempleo en América Latina y el Caribe a mediados de los 90". *Mimeo*, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Nelson, C. y C. Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series". En *Journal of Monetary Economics*, 10: 139-162.

- Phillips, P. y P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series regression". *Biometrika*, 75, 2, 335-346.
- Rama, M. (1989), "¿Qué es el pleno empleo?". En: *Suma*, N° 4, Centro de Investigaciones Económicas, Uruguay.
- Regio, I. y V. Amarante (2000), "El desempleo en el Uruguay, 1995-1997". En: *Documento de Trabajo 1/00*, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República.
- Rodríguez, S. (1999), "Modelización y desestacionalización de la tasa de desempleo de Montevideo". En: *Documento de Trabajo*, Instituto de Estadística, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República.
- Roed, K. (1996), "Unemployment Hysteresis-Macro Evidence from 16 OECD Countries". En: *Empirical Economics*, 21: 589-600.
- 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, Uruguay.