

Tasa de desempleo de Montevideo:
¿Raíz unitaria o cambio estructural?

Ana Laura Badagián
Juan José Goyeneche
Silvia Rodríguez Collazo
Ricardo Selves

2001

Serie documentos de trabajo
DT (01/01)

1. Introducción

En la modelización univariada, existen dos formas fundamentales para caracterizar el comportamiento de la tasa de desempleo. Una primer aproximación es a través de un proceso estocástico estacionario en torno a una tendencia determinística (TD), y una segunda forma es como un proceso estocástico de raíz unitaria o estacionario en diferencia (DS). La primer aproximación está vinculada a la idea de la existencia de una “tasa natural de desempleo” a la que la economía tendería en el largo plazo, y de la que podría apartarse temporalmente cuando la misma se ve sometida a *shocks* transitorios. En la segunda, la idea de un proceso DS como generador de la tasa de desempleo se relaciona con el concepto de histéresis donde la solución de largo plazo del sistema depende de las condiciones iniciales de algunas variables de estado.

La literatura que intenta acercarse al verdadero proceso generador de los datos a partir de la aplicación de *tests* estadísticos estándar a la tasa de desempleo, a menudo confunde el concepto de histéresis con el de persistencia, el que corresponde a procesos estacionarios, pero con coeficientes del componente autorregresivo cercanos a la unidad, lo que da lugar a comportamientos de memoria larga. La habitual confusión proviene de la baja potencia de los *tests* estándar de raíces unitarias para rechazar la hipótesis de no estacionariedad. Cuando los procesos autorregresivos tienen coeficientes menores que uno aunque cercanos a la unidad, la probabilidad de rechazar la hipótesis de no estacionariedad es baja.

En los últimos años se ha desarrollado una abundante literatura relativa a la contrastación de raíces unitarias (RU) en presencia de cambios estructurales. La intuición detrás de este enfoque es que de tanto en tanto, la economía está sujeta a *shocks* que la afectan de manera permanente, y este aspecto podría dar lugar a aceptar erróneamente la hipótesis de RU bajo los *tests* estándar debido a la baja potencia de los mismos en condiciones de incorrecta especificación de la hipótesis alternativa.

La incorporación de cambios estructurales en la modelización de las series se ha realizado en la literatura utilizando diferentes metodologías, las que básicamente se pueden agrupar en dos bloques: las que determinan a priori el/los momento/s de cambio estructural (Perron 1989) y las que los determinan endógenamente (Banerjee *et. al.* 1992, Christiano, 1992, Zivot y Andrews 1992, Perron, 1994, Lumsdaine y Papell, 1997, Bai y Perron, 1998, Papell *et. al.* 2000).

Esta diferencia en el tratamiento de los shocks no es trivial, puesto que el primer bloque de metodologías considera al cambio como exógeno al proceso generador de los datos (PGD), y por tanto incluye en la formulación de la hipótesis nula la especificación del momento y tipo del cambio estructural de que se trate. En cambio, el segundo bloque de teorías considera al shock como una realización de las colas de la distribución, y por tanto formula la hipótesis nula como un modelo DS puro, estimando el momento y tipo de quiebre estructural en la/s alternativa/s.

En este trabajo se contrasta la existencia de una RU en la tasa de desempleo total y por sexo contra la hipótesis alternativa de estacionariedad en presencia de cambios estructurales. En la sección 3 se realiza una breve reseña histórica de las diferentes teorías acerca del desempleo. En la sección 4 se recorren las metodologías propuestas en la literatura para la contrastación de RU en presencia de cambios estructurales. A continuación se realiza el análisis empírico: primeramente se prueba la hipótesis de raíz unitaria mediante los *tests* estándar de Dickey - Fuller aumentado (DFA); en segundo lugar, siguiendo la metodología propuesta por Zivot y Andrews (1992) se contrasta la hipótesis de raíz unitaria con la presencia de un quiebre estructural; y por último, se utiliza la metodología propuesta por Lumsdaine y Papell (1997) para contrastar la hipótesis de raíz unitaria con la presencia de dos quiebres. En ambos casos, los momentos de cambio estructural se estiman endógenamente. A su vez, se derivan las distribuciones asintóticas y de muestras finitas de los estadísticos de prueba.

2. Antecedentes

El interés por analizar la característica de estacionariedad de la serie de desempleo no es nuevo. Hay abundante evidencia empírica que sostiene la hipótesis de existencia de una raíz unitaria en la tasa de desempleo en la mayoría de los países.

En Mitchell (1993), se contrasta esta hipótesis en las tasas de desempleo para 15 países de la OCDE utilizando tanto los contrastes estándar (Dickey-Fuller 1981, Said y Dickey 1984), así como la metodología propuesta por Perron (1989) para contrastar la presencia de quiebres estructurales.

En Papell *et. al.* (2000) se contrasta la hipótesis de raíz unitaria con la presencia de un quiebre utilizando el *test* propuesto por Perron y Vogelsang (1992). Adicionalmente, se testea la existencia de múltiples quiebres siguiendo la metodología de Bai & Perron (1998). Estas pruebas son aplicadas a las tasas de desempleo de 16 países de la OCDE.

En Arrufat *et. al.* (1999) se prueba la existencia de una raíz unitaria aplicando los *tests* estándar, así como la existencia de un quiebre estructural mediante los contrastes propuestos por Zivot y Andrews (1992), en las tasas de desempleo agregada y de un conjunto de provincias de Argentina.

En Rodríguez, S. (1997) y en Spremolla, A. (1998), se muestra que la aplicación del *test* DFA no permite rechazar la hipótesis de no estacionariedad en la tasa de desempleo para Montevideo. A su vez, en Spremolla, A.(1998) se estima un modelo ARFIMA para la tasa de desempleo de Montevideo, y se encuentra una raíz fraccional 0.62, identificando a la tasa de desempleo con un modelo DS de memoria intermedia.

Los resultados de los trabajos de Rodríguez, S. (1997) y Spremolla, A (1998) permiten formular la siguiente proposición: la dificultad para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria podría estar más vinculada a las características propias del *test* DFA que a las del verdadero PGD de la tasa de desempleo de Montevideo.

Una alternativa al trabajo de Spremolla, A. (1998) es contrastar la hipótesis de raíz unitaria con la hipótesis de cambio estructural en la tasa de desempleo. En este sentido se dirige el presente trabajo.

3. Tasa de equilibrio, persistencia, histéresis y cambio estructural en el desempleo

Las teorías tradicionales conciben los movimientos en la tasa de desempleo como fluctuaciones en torno a la tasa natural. De acuerdo a Papell *et. al* (2000) cuando la economía se encuentra dentro de la senda de crecimiento normal, los shocks transitorios que ésta reciba tendrán efectos también transitorios. La tasa natural de desempleo será constante y caracterizará adecuadamente el funcionamiento del mercado de trabajo, ya que factores demográficos o de otro tipo sólo provocarán movimientos muy lentos en la misma. En la medida que los shocks transitorios sólo tendrán efectos transitorios sobre la tasa natural de desempleo, el PGD adecuado para caracterizar esta serie será estacionario.

La experiencia de posguerra de las economías europeas ha mostrado que la tasa de desempleo es capaz de importantes fluctuaciones de larga duración. Esta característica no era recogida por los enfoques tradicionales, que concebían una tasa “natural” de desempleo neutral a los *shocks* macroeconómicos.

Phelps (1968) postuló la idea de una tasa de desempleo de equilibrio determinada endógenamente por una diversidad de factores no monetarios. Las grandes subas y bajas de la tasa de desempleo deberían pensarse como desplazamientos de la senda de equilibrio del desempleo, más que como fluctuaciones del desempleo corriente en torno a cierta magnitud ó camino imperturbable.

El nuevo enfoque discrepa en dos aspectos respecto a los modelos precedentes desarrollados en un marco de equilibrio general. En primer lugar, modelos como el propuesto por Shapiro-Stiglitz (1984), si bien incorporan la idea de una tasa natural determinada por factores no monetarios, implican que los avances tecnológicos conducirían a una tendencia decreciente en la tasa natural de desempleo. Sin embargo, la evidencia empírica no refleja esto, no hay tendencia en la tasa de desempleo a pesar del progreso tecnológico que ha caracterizado a las últimas décadas. La segunda discrepancia tiene que ver con la demanda de trabajo. La escuela neoclásica asocia la demanda con la productividad marginal. Phelps sin embargo, plantea que una parte importante del empleo se ve afectada por consideraciones de futuro, de manera que lo que las empresas pagan por el trabajo se encuentra afectado por los precios de los activos reales, y por la tasa de interés real.

La idea de equilibrio en economía también fue modificada. El cambio experimentado es de alguna manera, similar al de la concepción de la tasa natural de desempleo. La concepción de equilibrio que implicaba un estado donde el mercado en cuestión o todos los mercados se clarean (*market clearing*), implicando que ningún agente se encontraba racionado, da paso a una concepción donde el equilibrio es un estado donde las expectativas son correctas, en algún sentido .

El comportamiento del individuo en el nuevo paradigma es muy diferente al planteado por el paradigma anterior, principalmente debido al rol de la información en la nueva visión. La presencia de asimetrías de información da lugar a situaciones donde el empresario y/ó el

trabajador, son incapaces de saber si la otra parte está diciendo la verdad respecto a sus preferencias, intenciones o comportamientos.

El nuevo paradigma se introdujo en el análisis del mercado de trabajo a principios de los años sesenta. En Phelps (1968) se incorpora el concepto de riesgo moral (*moral hazard*) muy vinculado a la asimetría de información en el análisis del comportamiento salarial y equilibrio del mercado de trabajo (equilibrio entendido en el sentido moderno del término). Existe riesgo moral en la asociación entre la empresa y el empleado. Este reside en el hecho de que la empresa no sabe si el empleado a quien ha dado formación específica, no abandonará su empleo, sometiéndola a un costo de buscar y formar un reemplazo. La firma desea que el empleado no abandone su empleo excepto “justificadamente”, pero sabe que no es capaz de imponer ese acuerdo, por lo que intentará reducir la rotación a través de incentivos adicionales para que el trabajador permanezca en la firma, con medidas que sean costo-efectivas. Como consecuencia, se genera desempleo. La dinámica culmina con un salario de equilibrio a nivel de toda la economía por encima del nivel de *market clearing*, y una tasa de desempleo de equilibrio, o tasa “natural” lo suficientemente alta como para hacer que el problema de la rotación laboral sea manejable por las empresas.

Otro problema, relacionado con el anterior, que apareciera en la literatura una década más tarde (Calvo, 1979 y Bowles, 1979), es el de la dificultad de la firma para controlar cabalmente el buen desempeño de sus empleados. Se hace referencia a tal fenómeno como el problema de “*shirking*”. Este también se enmarca en el tema de la asimetría de información entre la firma y los empleados: la firma incurre en costos por el desempeño ineficiente de sus trabajadores, pero a su vez, la implementación de un sistema de seguimiento casi personal es inabordable en términos de costos. La respuesta racional de la firma viene nuevamente por el lado de los incentivos, la empresa subirá el salario por encima del nivel de *market clearing*, esperando estimular al empleado a no holgazanear, ya que el castigo por ser descubierto es la pérdida de un empleo que -con ese nivel de salario más alto- no se sustituye tan fácilmente. En equilibrio, todas las firmas pagarán un salario por encima del de *market clearing*, suficientemente elevado como para hacer eficiente, en términos de costos, la suba de salarios. La lógica de la respuesta a este problema es idéntica a la de la respuesta al problema de la alta rotación, el resultado agregado del aumento en el costo del trabajo es un menor producto y empleo. El equilibrio se alcanza cuando el nivel general de salarios aumenta lo suficiente como para que cada firma no intente pagar un salario mayor que el que espera que ofrezcan las otras firmas.

Los problemas planteados hasta ahora son analizados en los modelos de Salario-Incentivo ó Salario de Eficiencia. La característica esencial del equilibrio en el mercado de trabajo en estos modelos es el racionamiento. Ningún desempleado conseguirá empleo si se ofrece a cambio de un menor salario, ya que no será capaz de persuadir a una firma prudente que está dotado de una menor propensión a abandonar ó a holgazanear que cualquier otro trabajador. La firma no puede observar sus preferencias, intenciones ó carácter.

Desde la perspectiva de esta teoría, las ofertas individuales de las firmas salario-empleo en el equilibrio neoclásico no son incentivo-compatibles, en la medida que éstas asumen una propensión a permanecer (no abandonar) y a esforzarse (no haraganear) por parte de los empleados que no condicen con la evidencia empírica.

Estas nuevas ideas son contempladas tanto en las teorías estructuralistas como en las que incorporan el concepto de histéresis.

Se postuló la existencia de factores que potenciaban lo que se conoce como persistencia o persistencia aparente en el desempleo. El concepto de persistencia tiene sus raíces en modelos de sistemas dinámicos. Se usará el término para caracterizar situaciones donde *shocks* de naturaleza transitoria tienen efectos permanentes. La característica distintiva de estos modelos es que la solución del sistema no puede derivarse exclusivamente a partir del estado presente del mismo, sino que la historia debe tomarse en consideración, ya que la solución de equilibrio depende de la trayectoria pasada. La presencia de alguna forma de raíz unitaria caracteriza estos modelos.

La persistencia aparente describe aquellas situaciones donde la omisión de alguna/s variable explicativa (típicamente quiebres) en el modelo, provoca el no rechazo de la hipótesis de raíz unitaria, cuando una formulación adecuada del mismo lo hubiera hecho.

En los trabajos de Blanchard y Summers (1986), y de Franz (1987) se habla de histéresis, concepto que se encuentra asociado a la presencia de una raíz unitaria en el sistema lineal dinámico, donde el desempleo depende de una combinación lineal de sus propios valores pasados con coeficientes que suman uno. Este es un caso especial, en la medida que no es necesario que la raíz sea exactamente uno para que se produzcan efectos de larga duración a partir de *shocks* transitorios. De acuerdo a Bean (1992), el término histéresis es usado para describir cualquier mecanismo que lleve a que *shocks* transitorios tengan efectos persistentes aunque no necesariamente permanentes. En Layard *et al.* (1991), se considera que histéresis es sinónimo de persistencia, reservándose la expresión de histéresis pura para la situación asociada a la existencia de una raíz unitaria.

Se ha desarrollado una amplia literatura sobre los factores que contribuyen a la persistencia y cómo operan.

De acuerdo a Røed (1997) algunos esquemas de contratación contribuyen a generar persistencia en el desempleo, por ejemplo cuando la forma en que se determina el salario en el mercado sigue la lógica de la negociación del tipo insiders-outsiders (Blanchard y Summers, 1996). Por otra parte, el desempleo por largos períodos genera depreciación del capital humano de los desocupados. Esta situación –si no es percibida por el desempleado– genera una prolongación del desempleo. Adicionalmente, el desestímulo y la significativa reducción en la efectividad de la búsqueda de empleo como consecuencia de largos períodos de desempleo (Phelps, 1972) son también factores que contribuyen a generar persistencia.

Cuando los niveles de desocupación son altos y las personas permanecen desempleadas por períodos prolongados, se modifica la visión que la sociedad y el propio desempleado tienen respecto a las personas desempleadas, se vive un proceso de desestigmatización, cambian las preferencias de las personas respecto al trabajo y en ocasiones se crean presiones para que las políticas de subsidios se modifiquen y se apliquen programas de subsidio al

desempleo más generosos (Vendril, 1993), (Kelvin y Jarret, 1985), (Ljungqvist y Sargent, 1995).

Por otro lado, cuando los costos de despido son tales que provocan que los empresarios no generen estrategias salariales para desestimular el abandono del trabajo (*quiting*), el ciclo económico se caracterizará por múltiples equilibrios: un equilibrio con altos niveles de desempleo y baja tasa de retiro y otro con bajos niveles de desempleo y alta tasa de retiro (Saint Paul, 1995).

Si hay signos de persistencia en el desempleo, cobra relevancia la dinámica de ajuste de la tasa natural de desempleo frente a los *shocks*, importa observar cómo opera la propagación de los *shocks* transitorios sobre las variables reales y nominales.

Las teorías que incorporan el concepto de persistencia o histéresis en el desempleo, consideran que los shocks temporarios que recibe la economía tendrán efectos en el nivel de desempleo de muy larga duración o incluso permanentes. En la literatura el término histéresis se usa tanto para el caso en que la tasa de desempleo presenta una raíz unitaria, como en el caso en que la raíz es cercana a uno. En estas condiciones es de esperar que los resultados de los tests estándar no rechacen la hipótesis de no estacionariedad.

La teoría económica distingue la situación de persistencia en el desempleo de aquella que se caracteriza por la existencia de quiebres estructurales, producto de modificaciones significativas en alguna de las variables que determinan la estructura de la economía y/o del mercado de trabajo en particular.

De acuerdo a Coakley *et al.* (2001) los adherentes a la escuela estructuralista se centran en los movimientos autónomos de la tasa natural debido a la interacción de cambios en las variables macroeconómicas reales y las instituciones. Derivan una teoría de equilibrio de los movimientos del desempleo que concibe la existencia de múltiples equilibrios de la tasa natural, (Pissarides, 1990 y Phelps 1994), aunque no ignoran el rol del ajuste lento a este equilibrio o persistencia que podría ser causado entre otras cosas por el alto costo de contratar y entrenar nuevos trabajadores.

Phelps (1994) estudia cómo la tasa natural de desempleo depende de la estructura, de las demandas sectoriales reales, de los factores de oferta y la tecnología, de las tasas de impuestos, los subsidios y las tarifas. Esta teoría establece los mecanismos no monetarios a través de los cuales algunos *shocks* no monetarios pueden tener importantes efectos en la trayectoria del desempleo de equilibrio. Los *booms* o las profundas recesiones deben ser explicados más como desplazamientos de la tasa de desempleo de equilibrio que como desvíos transitorios respecto de un hipotético nivel de equilibrio de aquella: profundos *shocks*, de baja probabilidad, afectan a las variables reales, y a través de éstas a los determinantes de la estructura de la economía y terminan modificando la tasa de desempleo de equilibrio.

En esta teoría, los *shocks* a los que se somete la economía típicamente causarán efectos temporarios en la tasa de desempleo, pero ocasionalmente pueden ocurrir *shocks* que

generen cambios permanentes en la misma. Dan lugar a la concepción de la tasa de desempleo como un proceso estacionario sujeto a quiebres ocasionales de tipo estructural.

Cada una de estas teorías tienen diversas implicancias de política económica y por lo tanto, el diseño de políticas será muy diferente según cuál sea el PGD que caracterice a la tasa de desempleo.

Bajo el cuerpo de las teorías tradicionales el concepto de una tasa natural de desempleo hace ineficaz toda aplicación de políticas destinadas a reducir la tasa de desempleo. La aplicación de las mismas sólo distorsiona el funcionamiento del mercado. El PGD de la tasa de desempleo según la teoría tradicional es estacionario alrededor de la tasa natural, por lo que los efectos de un *shock* desaparecerán en pocos períodos y las políticas activas solamente tendrán un rol desestabilizador.

Por su parte, las teorías que se basan en el concepto de histéresis, postulan la eficacia de las políticas para disminuir el desempleo en forma permanente. Según éstas el PGD de la tasa de desempleo puede ser “persistente” o DS, por lo que un *shock* puede tener efectos de muy largo plazo o permanentes sobre la tasa de desempleo respectivamente, existiendo espacio para la política económica.

Bajo las teorías estructuralistas, también existe espacio para la aplicación de políticas contra el desempleo, las que pueden generar efectos permanentes. En general, la posición de la perspectiva estructuralista es que si la causa del alto desempleo es estructural, no hay nada que la política económica y social pueda hacer para reducirlo. Sin embargo, Phelps(1994) plantea que existe una falacia en esta visión. Aunque se asume que la senda de equilibrio del desempleo es determinada por la estructura corriente de la economía, ello no significa que las intervenciones gubernamentales no puedan alterar dicha estructura. “*El gobierno es parte de la estructura -él determina el tamaño y la composición del gasto público, el patrón de tasas de impuesto, la senda prospectiva del déficit presupuestal, el stock corriente de deuda pública, y más*”¹. Dichas variables estructurales podrían modificarse de forma de reducir la tasa natural, y así el nivel corriente de desempleo.

En resumen, la distinción relevante no sólo es entre procesos estacionarios típicos que pueden ajustarse con coeficientes autorregresivos bajos, y procesos DS ó procesos estacionarios con memoria larga, sino que también interesa diferenciar estos últimos de un proceso que presenta uno o más quiebres estructurales.

El presente artículo centra su análisis primero en la distinción entre procesos estacionarios puros y procesos DS y segundo entre procesos DS y procesos estacionarios que contienen uno o dos quiebres estructurales.

¹ Traducción propia de Phelps, E. (1994).

² Traducción propia de Phelps, E. (1994).

4. ¿Raíz unitaria o cambio estructural?

En los últimos años se ha desarrollado una abundante literatura sobre la contrastación de raíces unitarias en presencia de cambios estructurales. La intuición detrás de este enfoque es que la ocurrencia de eventos atípicos podría dar lugar a aceptar erróneamente la hipótesis de RU bajo los tests estándar debido a la baja potencia de éstos en condiciones de incorrecta especificación de la hipótesis alternativa.

La incorporación de cambios estructurales en la modelización de las series se ha realizado en la literatura bajo diferentes enfoques, que en lo fundamental difieren en la endogeneidad ó no del momento del cambio y en el número de cambios permitidos. Se destacan los siguientes enfoques:

- Determinación a priori del momento (único) del cambio estructural (Perron 1989).
- Determinación endógena del mismo (Zivot y Andrews 1992).
- Determinación endógena de dos quiebres en la serie (Lumsdaine y Papell 1997)
- Determinación endógena de múltiples quiebres (Bai y Perron 1998)

Perron (1989) afirma que la mayor parte de las series macroeconómicas no están caracterizadas por un proceso que contiene una raíz unitaria y que las fluctuaciones son en realidad transitorias. Postula que sólo dos eventos han tenido efectos permanentes sobre las series macroeconómicas analizadas, y estos fueron la depresión de 1929 y la crisis del petróleo de 1973. Para llegar a esta conclusión Perron plantea que estos dos eventos no fueron una realización del proceso generador de los datos (PGD) subyacente a cada serie, sino que por el contrario, constituyeron eventos exógenos a los mismos. La hipótesis nula (H_0) es que una serie dada, $\{y_t\}_0^T$, es la realización de un proceso caracterizado por la presencia de una raíz unitaria y posiblemente por una tendencia distinta de cero; pero a su vez se permite un cambio único en la estructura ocurrido en el momento T_B ($1 < T_B < T$). Este cambio estructural o “quiebre” puede afectar al nivel de la serie, a la tasa de crecimiento, ó a ambos.

Perron parametriza la H_0 de la siguiente forma:

$$\text{Modelo (A): } y_t = \mu + y_{t-1} + dD(T_B)_t + e_t$$

$$\text{Modelo (B): } y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

$$\text{Modelo (C): } y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(T_B)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

donde $D(T_B)_t = 1$ si $t = T_B + 1$ y 0 en otro caso

$DU_t = 1$ si $t > T_B$ y 0 en otro caso y

$A(L)e_t = B(L)v_t$ con v_t iid $(0, \sigma^2)$ y $A(L)$ y $B(L)$ polinomios en el operador de rezagos, de orden p y q respectivamente.

La hipótesis alternativa H_A en Perron es:

$$\text{Modelo (A): } y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

$$\text{Modelo (B): } y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t$$

$$\text{Modelo (C): } y_t = \mu + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t$$

donde $DT_t^* = t - T_B$ y $DT_t = t$ si $t > T_B$ y 0 en otro caso

El Modelo (A) analiza la hipótesis de un cambio en el nivel de la serie, el (B) la hipótesis de cambio en la tasa de crecimiento, y el (C) permite la ocurrencia de los dos efectos.

Los tests de raíz unitaria para cada uno de los modelos se realizaron con las siguientes regresiones de Dickey y Fuller aumentadas:

$$\text{Modelo (A): } y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(T_B)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

$$\text{Modelo (B): } y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\theta}^B DU_t + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

$$\text{Modelo (C): } y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t + \hat{d}^C D(T_B)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

Bajo H_0 :

$$\hat{\alpha}^A = 1, \hat{\beta}^A = 0, \hat{\theta}^A = 0; \hat{\alpha}^B = 1, \hat{\gamma}^B = 0, \hat{\beta}^B = 0; \hat{\alpha}^C = 1, \hat{\gamma}^C = 0, \hat{\beta}^C = 0$$

Bajo H_A :

$$\hat{\alpha}^A < 1, \hat{\alpha}^B < 1, \hat{\alpha}^C < 1, \hat{\beta}^A \neq 0, \hat{\beta}^B \neq 0, \hat{\beta}^C \neq 0, \hat{\theta}^A \neq 0; \hat{\theta}^B \neq 0, \hat{\gamma}^B \neq 0, \hat{\gamma}^C \neq 0$$

Con este procedimiento, Perron concluye que no se puede rechazar la hipótesis de estacionariedad alrededor de una tendencia para la mayoría de las series analizadas.

Zivot y Andrews (1992) cuestionan el procedimiento seguido por Perron en lo relativo a la exogeneidad de los eventos seleccionados como quiebres, y muestran que dicho tratamiento sesga los resultados hacia el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria. Los autores diseñan un procedimiento para seleccionar endógenamente el momento del quiebre, y logran recuperar la hipótesis de raíz unitaria para varias de las series Perron-estacionarias.

La endoginización del momento del quiebre implica que el mismo depende de los datos, lo que requiere modificar la hipótesis nula. La H_0 , a diferencia de Perron, es común a las tres alternativas y corresponde a un proceso de raíz unitaria, con tendencia posiblemente diferente de 0, que excluye la posibilidad de cualquier cambio estructural: H_0) $y_t = \mu + y_{t-1} + e_t$. Esta formulación de la hipótesis nula hace que la variable de Perron $D(T_B)_t$ no sea necesaria en la formulación de las H_A , por lo que siguiendo la metodología de los tests DFA, las hipótesis alternativas de los modelos A, B y C de Perron se convierten en:

$$\text{Modelo (A): } y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

$$\text{Modelo (B): } y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

$$\text{Modelo (C): } y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

donde λ es un valor entre 0 y 1 que indica el momento en que el quiebre ocurre ($\lambda = T_B/T$) y, a diferencia de Perron, es una magnitud estimada.

El algoritmo empleado para determinar λ consiste en seleccionar aquel λ que minimice el estadístico t correspondiente a la hipótesis $\alpha^i = 1$ con $i=A,B,C$. Zivot y Andrews muestran que los valores críticos de la distribución asintótica del $\inf_{\alpha} [t_{\alpha}^i(\lambda)]$ son al menos tan grandes (en valor absoluto) como los computados para un λ fijo (Perron 1989), lo que hace que sea más probable rechazar la hipótesis de raíz unitaria bajo la modelización de un quiebre exógeno que bajo un quiebre endógeno.

En la línea de la modelización endógena de los quiebres, Lumsdaine y Papell (1997) analizan la existencia de dos quiebres estructurales. Para ello plantean el siguiente modelo:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t^* + \omega DU2_t + \phi DT2_t^* + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

donde los posibles quiebres ocurren en T_{B1} y T_{B2} y las variables se definen como en Perron (1989). Las variables $DU1_t$ y $DU2_t$ son indicadores de cambios en la media y $DT1_t^*$ y $DT2_t^*$ indican cambios en la tendencia. Si $DU2_t$ y $DT2_t^*$ se omiten, se obtiene el modelo C de Zivot y Andrews 1992.

La especificación detallada más arriba corresponde al modelo denominado CC por Lumsdaine y Papell (1997). Si se omite $DT1_t^*$ y $DT2_t^*$ se obtiene el modelo AA, en tanto que si se omite $DT2_t^*$ se obtiene el modelo CA.

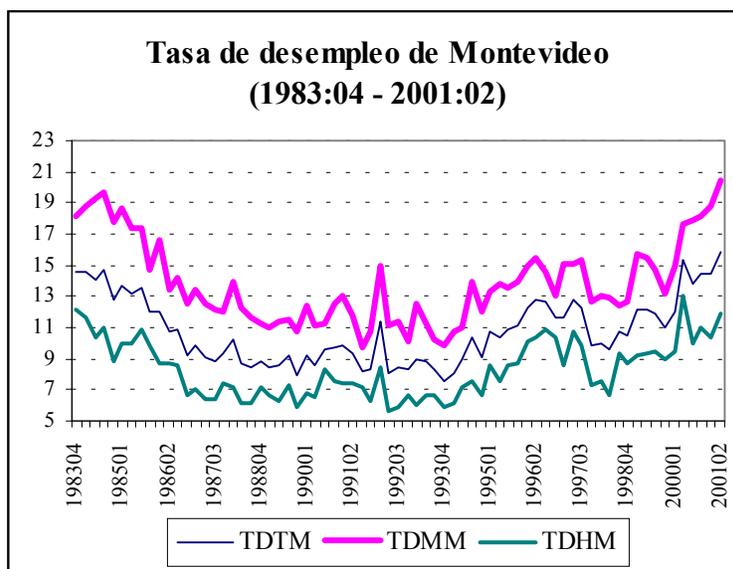
Los autores encuentran que los resultados con relación a los *tests* de raíz unitaria son sensibles al número de quiebres especificados en la hipótesis alternativa. En este sentido encuentran más evidencia contra la hipótesis de raíz unitaria que en Zivot y Andrews (1992) pero menos que en Perron (1989).

En el presente trabajo se contrasta la existencia de una RU en la tasa de desempleo del departamento de Montevideo contra la hipótesis alternativa de estacionariedad en presencia de cambios estructurales. Utilizando primero la metodología propuesta por Zivot y Andrews (1992), se estima endógenamente el momento del posible quiebre estructural, derivando las distribuciones asintótica y de muestras finitas de los estadísticos de interés. A continuación se repite el ejercicio, pero permitiendo la existencia de dos quiebres estructurales bajo la metodología desarrollada por Lumsdaine y Papell (1997). No se analiza la posibilidad de existencia de más de dos quiebres estructurales (Bai y Perron 1998) quedando esta alternativa como una posible extensión de este trabajo.

5. Tasa de desempleo de Montevideo

Las series que se analizan son la tasa de desempleo total y las tasas de desempleo por sexo del departamento de Montevideo, de periodicidad trimestral. El período de estudio abarca desde el cuarto trimestre de 1983 al segundo trimestre de 2001. El gráfico de las tres series se presenta en la Figura 1.

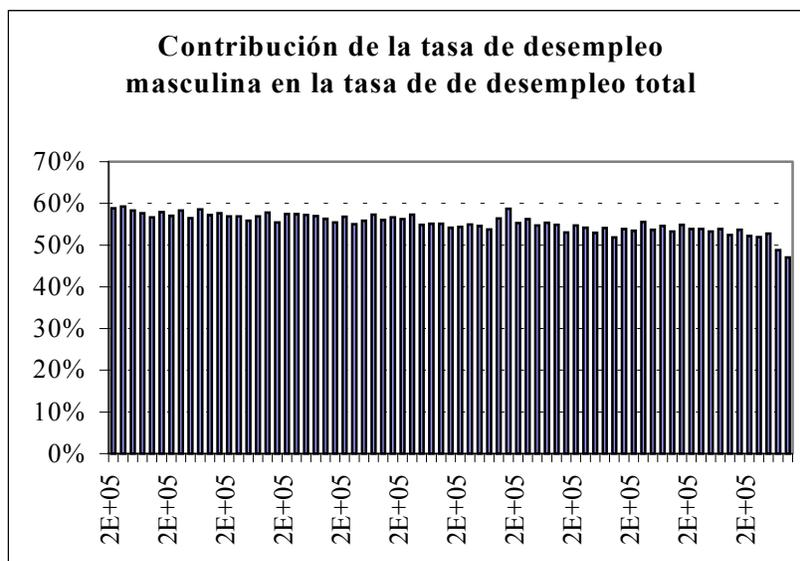
FIGURA 1



Fuente: INE.9

Se analizó la participación de cada una de las tasas para cada sexo en la tasa de desempleo total y se obtuvo los resultados que se muestran en la figura 2.

FIGURA 2



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE

Se puede observar que la participación de cada sexo en la tasa de desempleo total ha permanecido relativamente estable a lo largo del período estudiado. El promedio de la participación de la tasa de desempleo masculina es de 55%; sin embargo, la tasa de desempleo femenina ha ido incrementando su importancia en los últimos trimestres, llegando a tener una contribución del 53% en el segundo trimestre de 2001. Durante todo el período las tasas de actividad y de empleo de las mujeres crecieron. El incremento registrado en la tasa de empleo femenina no ha sido suficiente para absorber el incremento de la tasa de participación de las mujeres, por lo cual la contribución de las mujeres a la tasa de desempleo total fue aumentando. A pesar de esto último, se puede concluir que la contribución de la tasa de desempleo de cada sexo a la tasa de desempleo total se ha mantenido sin grandes variaciones.

Dado que las tasas de desempleo de hombres y de mujeres se diferenciaron fundamentalmente en el nivel de las mismas y no tanto en su evolución, el análisis desagregado tiene por objeto verificar la consistencia de los resultados que se obtengan en la tasa de desempleo total. A modo de ejemplo, no sería un resultado consistente encontrar que las tasas de desempleo por sexo sean estacionarias con quiebres estructurales y al mismo tiempo, que no se pueda rechazar la hipótesis de que la tasa de desempleo total presente una raíz unitaria.

6. Metodología

Para contrastar la hipótesis de raíz unitaria con la de un proceso estacionario que presenta un quiebre, se sigue el procedimiento propuesto por Zivot y Andrews (1992). Se simulan las distribuciones asintóticas y para muestras finitas del estadístico $inf[t_{\alpha}^i(\lambda)]$ para el modelo D³. La especificación que se utiliza es:

$$\Delta y_t = \mu + \theta \cdot DU(T_B)_t + \alpha \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

donde T_B es el momento del quiebre; $DU(T_B)_t = 1$ si $t > T_B$ y 0 en otro caso.

Hay distintos elementos a tener en cuenta en esta especificación:

- En primer lugar, se considera un modelo que tiene constante, la cual no necesariamente tiene que ser significativa.
- Las regresiones estimadas tienen como variable dependiente a Δy_t , a diferencia de la especificación utilizada por Zivot y Andrews (1992) donde la variable dependiente es y_t . La hipótesis nula que corresponde a la especificación utilizada es que $\alpha=0$ contra la alternativa $\alpha < 0$.
- Para la elección de k se utiliza el mismo procedimiento que Perron (1989) y que Zivot y Andrews (1992). Es un proceso iterativo donde se fija el valor máximo de k en 8^4 , ya que se considera que un proceso autorregresivo de orden 8 es lo suficientemente

³ Se denomina modelo D como una extensión natural de la terminología utilizada en la literatura de contraste de raíces unitarias con cambio estructural, a aquel que en su especificación no contiene tendencia determinística.

⁴ Este número de regresores adicionales implica que se está considerando una dependencia de dos años.

general para captar la dependencia de corto plazo que pudiera existir en series trimestrales. Si el regresor correspondiente a $k = 8$ es significativo, se trabaja con este número de rezagos, de lo contrario se va reduciendo el número de regresores incluidos hasta encontrar el primero significativo. De no existir ningún rezago significativo el valor de k es 0, y por tanto no se incluyen regresores adicionales. Para determinar cuándo un rezago es significativo se compara el estadístico t de los coeficientes c_i estimados con el valor crítico 1.60, que corresponde al valor de la distribución normal asintótica que acumula 90% de probabilidad.

- El momento del quiebre (T_B) se determina endógenamente, con la restricción de que la ruptura no se encuentre ni en la primera ni la última observación.

Para el análisis del modelo con dos quiebres se sigue la metodología de Lumsdaine y Papell (1997), y siguiendo la notación utilizada se denomina modelo DD a:

$$\Delta y_t = \mu + \theta_1 \cdot DU(T_{B1})_t + \theta_2 \cdot DU(T_{B2})_t + \alpha \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

donde T_{B1} es el momento del primer quiebre, T_{B2} es el momento del segundo quiebre, $DU(T_{B1})_t = 1$ si $t > T_{B1}$ y 0 en otro caso y $DU(T_{B2})_t = 1$ si $t > T_{B2}$ y 0 en otro caso.

A las consideraciones realizadas para el modelo con un quiebre se agrega la restricción que los dos quiebres no sucedan en trimestres consecutivos.

En el procedimiento se selecciona el estadístico $\inf [t_\alpha^i(T_B)]$, es decir se escoge de todos los posibles puntos de quiebre aquel que proporciona un $t_\alpha^i(T_B)$ más favorable a la hipótesis alternativa.

La distribución del estadístico bajo la hipótesis nula, se genera a partir de una serie y_t que sigue un proceso de camino aleatorio sin deriva, es decir $\Delta y_t = \varepsilon_t$ con $\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0,1)$. Se generan series de tamaño $T=71^5$ para la distribución en muestras finitas y $T=500$ para la distribución asintótica. Con estas series se estima el modelo D (en el caso de un quiebre) y el modelo DD (para dos quiebres), y se calcula en cada caso el estadístico $\inf [t_\alpha^i(\lambda)]$ con $i = D, DD$. El experimento se replica 1000 veces, obteniéndose la distribución empírica del mismo bajo la hipótesis nula.

7. Resultados

En la primer etapa del trabajo, se realizó el test estándar de raíces unitarias a las series de tasa de desempleo total (TDTM), tasa de desempleo de los hombres (TDHM) y tasa de desempleo de las mujeres (TDMM), del departamento de Montevideo. En el Cuadro 1 se resumen los resultados del test DFA. Estos son similares para las tres series: con un nivel de significación del 5% no se rechaza la hipótesis de raíz unitaria para ninguna de ellas.

⁵ Este tamaño de muestra es el correspondiente a las tres series analizadas. Para atenuar el efecto de las condiciones iniciales del generador de números aleatorios, el tamaño de muestra utilizado fue de 71+120, descartándose posteriormente los 120 primeros valores. La misma consideración fue hecha para la distribución asintótica.

CUADRO 1
Contrastes DFA para la tasa de desempleo total y por sexo

$$\Delta y_t = \alpha \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \cdot y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Serie	α	k
TDTM	-0,001093 (-0.092)	1
TDHM	-0,007051 (-0.443)	1
TDMM	0,010683 (0.852)	8

Nota: Los valores críticos utilizados corresponden al modelo sin constante ni tendencia, véase la tabla 4.2.a de Banerjee *et al* (1993). Los valores que aparecen entre paréntesis corresponden al estadístico t.

En la segunda parte de este trabajo se testea la existencia de un quiebre estructural en el nivel.

En el Cuadro 2 se presentan los valores críticos para la especificación con un quiebre endógeno, de la distribución asintótica y de la distribución para muestras finitas. En la Figura 3 se presentan en forma conjunta las funciones de densidad empíricas resultantes del proceso de simulación descrito en la sección 6. Consistente con los resultados a que arriban Zivot y Andrews (1992), es más probable rechazar la hipótesis nula utilizando la función de densidad asintótica que con la función de densidad para muestras finitas.

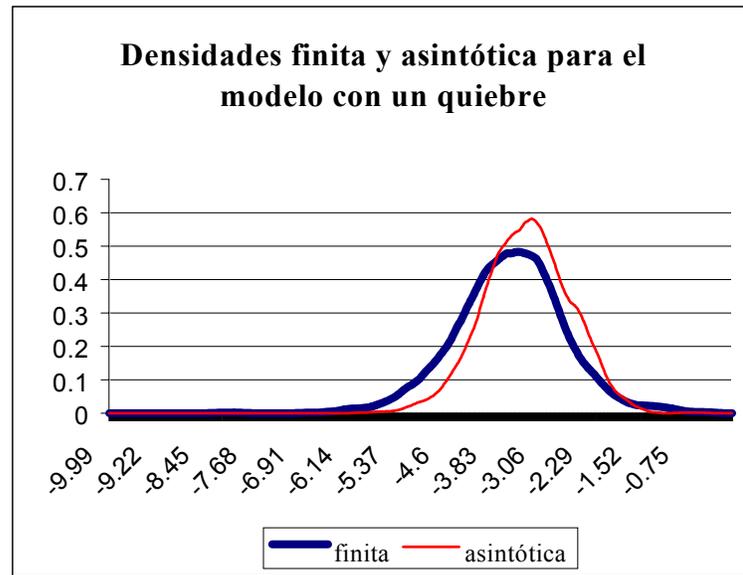
En el Cuadro 3 se presentan los resultados de los contrastes de raíces unitarias con un quiebre endógeno en el nivel.

En ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula -que a diferencia de Perron (1989)- describe un proceso con raíz unitaria y sin cambio estructural.

CUADRO 2
Valores críticos del estadístico para contrastar raíces unitarias con un cambio estructural

Significación	Asintótica	Muestras Finitas
1%	-5.00	-5.66
5%	-4.62	-5.04
10%	-4.43	-4.67

FIGURA 3



CUADRO 3

Contrastes de raíces unitarias con cambio estructural: modelo D con un quiebre

$$\Delta y_t = \mu + \theta \cdot DU_t(TB) + \alpha \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Serie	<i>TB</i>	μ	θ	α	<i>k</i>
TDTM	1998/04	1.2975 (3.6574)	1.3231 (4.36)	-0.1236 (-3.7566)	1
TDHM	1998/03	1.4964 (4.3198)	1.0307 (4.5256)	-0.1877 (-4.4989)	1
TDMM	1999/01	2.2106 (3.1478)	1.6567 (4.5386)	-0.1593 (-3.2239)	8

Nota: Entre paréntesis aparecen los estadísticos t.

En ningún caso, se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria en la muestra analizada. De acuerdo a estos resultados ni la tasa de desempleo total ni las tasas de desempleo de los hombres y las mujeres del departamento de Montevideo han registrado cambios estructurales detectables a través de esta metodología.⁶

⁶ En rigor, el PGD de la tasa de desempleo no podría caracterizarse como un proceso de raíz unitaria "puro" debido a que éste tiene una varianza no acotada mientras que la tasa de desempleo por construcción es un proceso con varianza acotada. Sin embargo, la detección de una raíz unitaria en muestras finitas es observacionalmente equivalente a un proceso estacionario con coeficiente autorregresivo cercano a la unidad.

Los resultados obtenidos sugieren que en el corto plazo la aplicación de políticas tendientes a reducir la tasa de desempleo global o incluso políticas específicas dirigidas a bajar el nivel de desempleo en hombres y mujeres podrían ser eficaces⁷.

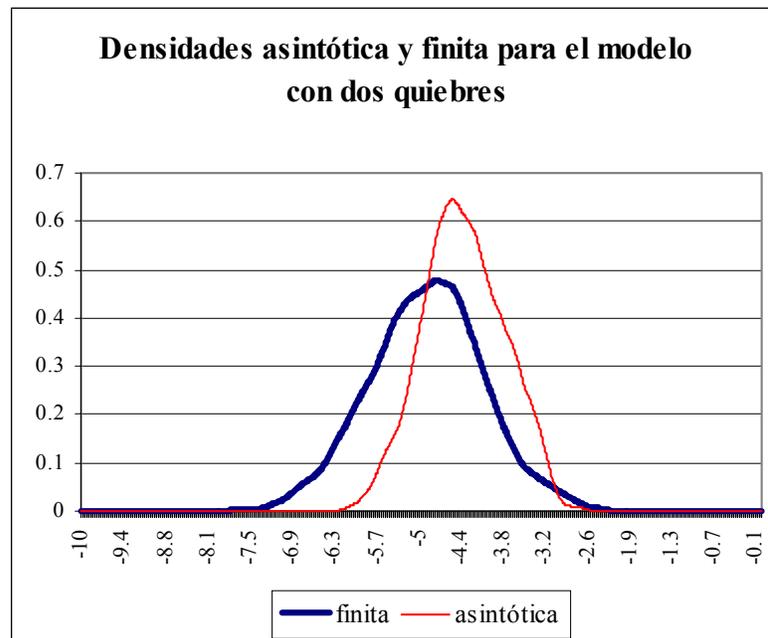
Los tests realizados hasta este momento no son capaces de rechazar la hipótesis de raíz unitaria. Esto no elimina la posibilidad de que las series puedan presentar más de un quiebre estructural. Lumsdaine y Papell (1997) mostraron que es más probable rechazar la hipótesis de raíz unitaria cuando se permite la existencia de dos quiebres.

Se realiza el contraste propuesto por Lumsdaine y Papell (1997) a las series de desempleo, permitiendo dos quiebres en el nivel. La especificación utilizada fue seleccionada por ser la más adecuada para caracterizar la tasa de desempleo, en la que se permite la existencia de dos cambios en el nivel.

CUADRO 4
Valores críticos del estadístico para contrastar raíces unitarias con dos cambios estructurales

Significación	Asintótica	Muestras Finitas
1%	-6,65	-6,90
5%	-5,34	-6,60
10%	-5,19	-6,31

FIGURA 4



⁷ Este trabajo no pretende explicar ni el desempleo global ni el específico, la metodología seleccionada sólo permite acumular evidencia respecto al tipo de proceso que pueda caracterizar estas series y a partir de ello evaluar los efectos distorsionadores que las políticas de empleo podrían generar.

Los valores críticos del estadístico para realizar el test especificando el Modelo DD se presentan en el Cuadro 4. En la Figura 4 se presentan las funciones de densidad asintótica y para muestras finitas para el modelo con dos quiebres. Al igual que con un quiebre, es más probable rechazar la hipótesis de raíz unitaria utilizando la función de densidad asintótica que con la función de densidad para muestras finitas.

No se puede rechazar la hipótesis nula ni para la tasa de desempleo agregada ni para la tasa de desempleo de las mujeres (ver Cuadro 5). En cambio, para la tasa de desempleo de los hombres, se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación de 5%, pero las variables dummies que representan los dos quiebres estructurales no son significativas. Por lo tanto, no existe evidencia suficiente para el rechazo o para el no rechazo de la hipótesis nula para esta serie.

Las conclusiones que se derivan al aplicar el test para un quiebre endógeno se mantienen cuando se testea la existencia de dos quiebres determinados también endógenamente. Para el caso uruguayo sería posible entonces instrumentar políticas tendientes a bajar la tasa de desempleo, dado que el efecto esperado de las mismas sería la reducción sostenida de aquella.

CUADRO 5

Contrastes de raíces unitarias con cambio estructural: modelo DD con dos quiebres

$$\Delta y_t = \mu + \theta_1 \cdot DU_t(TB1) + \theta_2 \cdot DU_t(TB2) + \alpha \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Serie	TB1	TB2	μ	θ_1	θ_2	α	k
TDTM	1995/03	2000/02	1.4875	0.3674	1.0526	-0.1434	0
			(5.5772)	(4.1788)	(4.3301)	(-5.6782)	
TDHM	1995/03	2000/02	1.3424	-0.3805	1.3409	-0.1666	0
			(6.4923)	(4.8367)	(3.311)	(-6.6832)	
TDMM	1994/03	2000/02	3.0656	2.2027	-0.0718	-0.2316	8
			4.4936	(3.9899)	(5.0002)	(-4.7776)	

Nota: Entre paréntesis figuran los estadísticos t.

8. Conclusiones y perspectivas

La tasa de desempleo se ha caracterizado en la modelización univariada a través de dos modelos fundamentales: aquel en el que se la concibe como un proceso estacionario, vinculado a las ideas de una tasa natural de desempleo constante (teorías tradicionales), y aquel en el que ésta depende de un conjunto de variables de estado (estructuralistas) o directamente no existe (histéresis).

Mediante el contraste DFA se descarta la existencia de una tasa natural de desempleo estable para las series de desempleo analizadas. Utilizando los tests de cambio estructural que permiten la existencia de uno o dos quiebres, no se encuentra evidencia suficiente para rechazar la hipótesis de histéresis en la tasa de desempleo.

Permitir dos quiebres estructurales en la serie tiene mayores chances de rechazar la hipótesis de raíz unitaria que el permitir sólo uno. No existen argumentos teóricos para restringir a dos el número posible de quiebres. Bai y Perron (1998) permiten la existencia de múltiples quiebres determinados endógenamente, sin embargo, el restringido tamaño de la muestra disponible puede ser una limitación importante.

Las implicancias para el diseño de política económica son muy diferentes según cuál sea el PGD que caracterice a la tasa de desempleo. Si el PGD es estacionario, los efectos de un shock desaparecerán en pocos períodos y las políticas activas tendrán un rol desestabilizador salvo que las mismas modifiquen las variables de estado que caracterizan el sistema de modo de introducir un quiebre en la tasa de equilibrio. En cambio, si el PGD es “persistente” o si es un proceso DS, todo *shock* puede tener efectos permanentes sobre la tasa de desempleo. Los resultados obtenidos no permiten rechazar la hipótesis de histéresis, lo que sugiere que existe espacio para políticas activas contra el desempleo, las cuales pueden generar efectos permanentes.

En este trabajo se ha planteado una oposición entre la visión de los estructuralistas y la de los autores que postulan persistencia en la tasa de desempleo. Coakley, Fuertes y Zoega (2001) plantean, sin embargo, que se necesitan elementos de ambas teorías para una adecuada explicación de la dinámica de desempleo. Se encuentra que el desempleo crece más rápidamente durante las recesiones que lo que baja en períodos de crecimiento económico. La lentitud de las caídas en el desempleo especialmente en las décadas recientes puede explicar el alto desempleo entre el corto y mediano plazo, pero esta no provee una explicación racional completa de la experiencia de desempleo de las economías europeas a lo largo de las últimas dos décadas. Un quiebre estructural simple puede dar luz sobre tales movimientos de largo plazo, pero tampoco refleja toda la historia. La conclusión es que se requerirían elementos de ambas teorías para una explicación satisfactoria de la dinámica del desempleo de mediano a largo plazo. Un quiebre estructural combinado con asimetrías cíclicas puede dar cuenta de la apariencia de $I(1)$ del desempleo. Una línea a seguir es representar la dinámica del desempleo mediante modelos no lineales que permitan recoger estas asimetrías a lo largo del ciclo.

Bibliografía

- Arrufat, J.L, Díaz , A.M, Figueras,J.A, Utrera,G,E - "Hysteresis and Structural Breaks in Regional Unemployment. Argentina 1980-1998." Documento presentado ante la Asociación Argentina de Economía Política XXXIVa Reunión Anual.1999.
- Bai, J., Perron,P. - "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes". *Econometrica* 66 (1998a).
- Banerjee,A. , Lumsdaine,R., Stock,J. - " Recursive and Sequential Test of the Unit Root and Trend Break Hypotesis: Theory and International Evidence". *Journal of Business and Economic Statistics* 10 (1992).
- Cancelo, J., Fernández, A., Rodríguez, S., Urrestarazu, I., Goyeneche, J. - " 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". *Revista Quantum* vol. 5, núm. 11, (2000).
- Cancelo, J., Fernández, A., Rodríguez, S. - "El comportamiento a largo plazo de los tipos de cambio real en el Mercosur". Documento de trabajo. Instituto de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración (1998).
- Christiano,L.- " Searching for a Break in GDP" *Journal of American Statistical Association* 10 (1992).
- Dickey,D.A., Fuller,W. - "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of American Statistical Association* 74 (1979).
- " Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica* 49 (1981).
- Enders,W. - *Applied Econometric Time Series*. Jhon Wiley & Sons.(1995).
- Hamilton,J. - *Time Series Analysis*. Princeton University Press.(1994)
- Papell, D., Murray,CH., Ghiblawi,H. - " The Structure of Unemployment". *The Review of Economics and Statistics*.82 (2000).
- Perron, P. - "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica* 57 (1989).
- Lumsdaine,R., Papell,D. - "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis". *The Review of Economic and Statistics* 79. (1997).
- Mitchell,W. - " Testing for Unit Root and Persistence in OECD Unemployment Rates". *Applied Economics* 25 (1993).

- Nelson, CH. , Plosser, CH. - " Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series". *Journal of Monetary Economics* 10 (1982).
- Rodríguez, S. - "Modelización y desestacionalización de la tasa de desempleo de Montevideo". Documento de trabajo. Instituto de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración (1998).
- Spremolla, A. - "Histéresis o Persistencia en el desempleo? Evidencia empírica para Uruguay". *Trabajo monográfico* NC 501600, Facultad de Ciencias Económicas y Administración (1998).
- Zivot, E., Andrews, W. - " Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Journal of Business and Economics Statistics* 10(1992).

Anexo estadístico

1. Series analizadas

- TDTM: Tasa de desempleo total de Montevideo
- TDHM: Tasa de desempleo de los hombres de Montevideo
- TDMM: Tasa de desempleo de las mujeres de Montevideo

La fuente de información es el Instituto Nacional de Estadística (INE).

2. Contraste DFA para la tasa de desempleo total y por sexo

$$\Delta y_t = \mu + \alpha \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \cdot y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Serie	μ	α	k
TDTM	1,34779 (1,95053)	-0,1241 (-1,95844)	0
TDHM	1,35384 (2,0126)	-0,16522 (-2,0623)	1
TDMM	1,3871 (1,07328)	-0,0929 (-0,95456)	8

Nota: Los valores críticos utilizados corresponden al modelo con constante y sin tendencia, véase la tabla 4.2.b de Banerjee *et al* (1993). Los valores que aparecen entre paréntesis corresponden al estadístico t.

3. Valores críticos del estadístico t de los coeficientes θ_i

Significación	Modelo D	Modelo DD	
	θ	θ_1	θ_2
1%	-5,1882	-5,8096	-6,2224
2,5%	-4,7187	-5,2294	-5,6717
5%	-4,3138	-4,9339	-5,1161

Nota: Estos valores críticos corresponden a los percentiles de la distribución empírica simulada de los estadísticos.