

Asimetría dinámica del desempleo - Modelización no lineal del desempleo con modelos threshold autorregresivos - Una aplicación para el desempleo de Montevideo, Uruguay

Contenido

I. Introducción.....	2
II. Enfoques tradicionales.....	8
Estructuralismo y la hipótesis de tasa natural de desempleo.....	8
Histéresis y el enfoque de la persistencia.....	14
III. Asimetría y dinámica no lineal.....	21
Análisis de Asimetría.....	22
Análisis de Fases.....	26
IV. Antecedentes en Uruguay.....	30
V. Marco econométrico: Modelos TAR.....	30
VI. Resultados empíricos.....	39
VII. Conclusiones.....	48
Bibliografía.....	49
Anexo I.....	53
Anexo II.....	55

I. Introducción

Los problemas del mercado de trabajo han constituido una preocupación creciente de hacedores de política y académicos desde comienzos de los ochenta.

El incremento sostenido del desempleo durante las últimas décadas en las principales economías desarrolladas, junto a la falta de consenso en torno a las causas que explican el fenómeno, ha motivado una creciente literatura sobre la dinámica del mercado de trabajo. Más específicamente, el problema de la asimetría del ciclo de negocios y su efecto sobre el mercado laboral ha recibido creciente atención, tanto desde el punto de vista teórico como empírico.

Desde los elementos institucionales que facilitan (dificultan) los ajustes de precios y/o cantidades en el mercado de trabajo, el análisis de relaciones no lineales de corto plazo en la curva de Phillips, hasta la modelización univariante de la tasa de desempleo y sus rigideces, se encuentra una preocupación común en el debate internacional acerca de las implicancias tanto económicas como sociales que resultan de las particularidades del mercado de trabajo en sus ajustes y fluctuaciones.

El desempeño económico y su relación con el mercado de trabajo ha fundamentado desde entonces una multiplicidad de estudios en el intento por determinar las causas e implicaciones de los elementos que influyen sobre el ajuste de dicho mercado.

En términos generales se han planteado dos interrogantes básicas.

Primero, cuáles son los determinantes del desempleo en torno a un valor promedio durante largos períodos; y segundo, el comportamiento cíclico del mercado laboral.

El porqué cambios en la demanda de trabajo provocan grandes cambios en el empleo y solo pequeños movimientos en el salario real, se ha transformado en un tema fundamental para entender la dinámica de este mercado, y plantea la cuestión básica si es un mercado que funciona intrínsecamente bajo características no Walrasianas, en donde el costo del trabajo carece de la flexibilidad necesaria para ajustarse a las variaciones de las condiciones económicas.

Desde un punto de vista teórico, la microeconomía estándar postula que, en un mercado de trabajo perfectamente libre, los salarios y el empleo se ajustan para rectificar los desequilibrios entre la oferta y la demanda. Sin embargo, en el mundo real se observan obstáculos que entorpecen el ajuste de corto plazo y que apartan al mercado de trabajo de los supuestos competitivos.

Un punto crítico que se ha transformado en el centro del debate académico, y que constituye una evidencia empírica difícil de asimilar por las conceptualizaciones teóricas tradicionales, es el comportamiento cíclico altamente inelástico del desempleo.

Se observa que frente a shocks de naturaleza transitoria, la tasa de desempleo presenta una alta rigidez que le impide un rápido ajuste una vez reinstauradas las condiciones anteriores al shock. Este fenómeno, denominado histéresis ¹, ha motivado una profunda controversia en torno a la naturaleza del comportamiento del mercado de trabajo, enfrentando dos visiones acerca de la explicación de los cambios de mediano y largo plazo en el nivel de desempleo.

Por un lado, se encuentra la vertiente Estructuralista, que se asocia a la hipótesis de la Tasa Natural de Desempleo², y por otro la escuela de la Persistencia, asociada al concepto de Histéresis.

Los autores que se afilian a la primera visión, argumentan (desde una perspectiva macroeconómica) que el equilibrio en el mercado de trabajo se establece a nivel de una tasa de desempleo estable (la tasa natural de desempleo) alrededor de la cual pueden ocurrir variaciones cíclicas. Cambios en la economía real o las instituciones, producen alteraciones estructurales en el mercado de trabajo (movimientos en la NAIRU) y son estos cambios los que deben explicar el comportamiento al alza del desempleo.

Para los segundos, la persistencia se explica por la naturaleza no competitiva de las relaciones entre empresas y trabajadores que implica que la fijación de salarios no siempre se realice de manera eficiente.

A través de fundamentos microeconómicos, enfatizan el carácter no Walrasiano del mercado de trabajo e introducen rigideces y fricciones nominales que, como resultado de limitaciones institucionales, esclerotizan el mercado y dificultan el ajuste.

Si bien no descartan el concepto de tasa natural de desempleo, para los defensores de esta corriente el equilibrio en torno a la tasa natural es débil y es por ello que el concepto mismo tiene escasa utilidad. Los cambios actuales en la tasa de desempleo alteran el comportamiento de la variable de modo tal que los choques transitorios tienen efectos permanentes y es aquí donde debe centrarse la atención.

¹ El concepto de histéresis se refiere a situaciones en las que los efectos de un choque sobre la serie permanecen aún después de que las causas que lo originaron han desaparecido.

² La “tasa natural de desempleo” – NAIRU – (nonaccelerating inflation rate of unemployment) se define como la tasa de desempleo consistente con una inflación estable. Ver sección II.

Cabe destacar en este punto, que existen aspectos teóricos y prácticos acerca de la persistencia del desempleo que continúan actualmente no resueltos o sobre los que no existe consenso.

La evidencia empírica de estabilidad del desempleo en torno a un valor de equilibrio de largo plazo ha sido fuertemente cuestionada, fundamentalmente por el escaso sustento empírico que presenta para algunas economías (principalmente las europeas) mientras que, las políticas de flexibilización aplicadas a la luz de los diagnósticos de rigidez de la corriente persistencialista no han generado los efectos esperados.

Blanchard (1997) ha señalado al respecto: “ mucho trabajo teórico en torno a la tasa natural de desempleo se ha divorciado de la evidencia microeconómica, y mucha evidencia microeconómica parece encontrarse buscando un marco teórico para su interpretación”.

En este contexto se introduce entonces la modelización no lineal o estado-dependiente en un intento por representar de un modo más conveniente la evidencia empírica y así acercar los enfoques teóricos prevalecientes a través del testeo conjunto de ambas hipótesis: persistencia y asimetría.

Modelización no lineal

No obstante constituir los enfoques anteriores (estructuralismo y persistencialismo) los paradigmas dominantes en torno al tema, estos modelos tienden a ignorar efectos importantes que están presentes en el ajuste del mercado de trabajo. Por ejemplo, existe amplia evidencia de la asimetría dinámica del desempleo.

Esto es, dado que el proceso de destrucción de empleo es más pronunciado que el proceso de generación, el patrón de destrucción-creación es altamente asimétrico durante el ciclo.

Este comportamiento del desempleo más volátil que el ciclo económico y de carácter asimétrico, ha llevado a introducir la idea de un mercado de trabajo sujeto a procesos de ajuste no lineal, según el cual el grado de inercia o velocidad de respuesta de la serie difiere de acuerdo al estado de la economía.

Los modelos lineales (comúnmente utilizados en el análisis del mercado de trabajo), al no distinguir entre estados o regímenes de la economía, asimilan asimetría y persistencia como un único fenómeno.

Sin embargo, se ha demostrado (Hansen 2001), que en escenarios lineales se sobrestima la persistencia de la serie (persistencia espúrea), cuando en realidad puede estar sujeta (de acuerdo a ciertas condiciones de estado) a un comportamiento asimétrico-estacionario.

Cambios tecnológicos o simples cambios de expectativas, pueden generar complejos mecanismos de adaptación difíciles de capturar en forma lineal que, sin embargo, pueden

representarse fácilmente una vez que se permite la interacción (transición) entre más de un régimen.³

Los modelos de regímenes cambiantes en sus vertientes: Markov-Switching (Hamilton 1989), Threshold Autoregressive –TAR- (Tong 1990) o Smooth Transition Autoregressive –STAR- (Granger y Terasvirta 1993) al introducir explícitamente múltiples regímenes, permiten capturar simultáneamente persistencia y asimetría como dos fenómenos distintos.

Es en este sentido, que al no existir consenso en torno al tema de la dinámica del desempleo (dado que ninguno de los enfoques teóricos ha podido dar respuesta satisfactoria al problema en su conjunto); la modelización no lineal al permitir analizar independientemente los elementos más polémicos de ambas corrientes (persistencia o estabilidad), abre un camino interesante acerca de nuevas conclusiones sobre la caracterización del desempleo y los efectos de política económica resultantes.

Si la serie de desempleo es asimétrica-estacionaria (como investigaciones recientes así lo sugieren), entonces el comportamiento estacionario acerca la evidencia hacia el enfoque Estructuralista (donde la NAIRU actúa como atractor fuerte del nivel de desempleo), mientras que el componente asimétrico confirma el papel atribuido por la corriente persistencialista a las limitantes institucionales como factores que entorpecen el ajuste de corto plazo. De este modo se logra amalgamar la inercia del desempleo en el corto plazo, por la rigidez de factores nominales, conjuntamente con una estabilidad global de largo plazo determinada por factores reales.

Contenido del trabajo

Si se observa la evolución de la tasa de desempleo (trimestral) de Montevideo durante los últimos veinticinco años se constatan claramente ambos fenómenos: persistencia y asimetría.

Durante las dos recesiones más importantes de los últimos veinte años (la de 1982 y la recesión actual que se inicia en 1999), la tasa de desempleo presentó un comportamiento de crecimiento acelerado al inicio de ambas crisis que en conjunto significaron, un incremento promedio trimestral del orden del 4.5% que, como contrapartida no se acompañó por una caída del desempleo de igual magnitud a la salida del ciclo (durante las expansiones promedialmente, la tasa de desempleo disminuyó a una tasa del 1.2%).

Esta asimetría en la reacción del mercado de trabajo determinó que la tasa de desempleo pasara por efecto de la crisis de 1982, desde niveles cercanos al 7-8% durante la década del 70 y principios del 80, a niveles del 15% durante los años 1982-1983. A partir de entonces,

³ Por ej. Brida (2000) desarrolla un modelo de inflación y desempleo en dos regímenes, donde fluctuaciones irregulares (aperiódicas) resultan determinadas - endógenamente - por la dinámica misma del ajuste entre estados.

la tasa de desempleo decrece lentamente hasta alcanzar valores cercanos al 9% en 1994. Durante la crisis de 1995 se eleva al 11% manteniéndose estable en dicho nivel, para luego, a partir de la recesión que se inicia en 1999, alcanzar un máximo histórico del 19% a fines de 2002.

Dadas las implicancias sociales y económicas que surgen de los efectos que sobre el mercado de trabajo resultan de los cambios en el nivel de actividad, y teniendo en cuenta las características de la economía uruguaya, y más particularmente la vulnerabilidad que surge de la dependencia a una región altamente inestable; es que una adecuada caracterización del comportamiento del mercado de trabajo resulta fundamental a los efectos de determinar las políticas adecuadas a aplicar, especialmente considerando las distintas fases del ciclo como fue señalado anteriormente.

En términos generales y dentro del contexto de la polémica anotada al inicio de esta sección, se responderán a través de un análisis de series temporales tres cuestiones básicas sobre la dinámica del desempleo y los efectos de política:

Primero: ¿Es la tasa de desempleo realmente I(1) como lo sugiere el enfoque de la persistencia? o sigue un proceso estado-estacionario en torno a un valor estable de largo plazo?

Segundo: ¿Los ciclos económicos generan efectos asimétricos sobre el desempleo de modo tal que la modelización no lineal de la serie sea preferible a la alternativa lineal?

Tercero: ¿Las propiedades de la serie difieren en el ciclo determinando que las medidas de política a aplicar en cada momento también deban diferir?

Siguiendo la línea de investigaciones realizadas por Hansen (1997- 2001), en este trabajo se investiga el comportamiento dinámico no lineal de la tasa de desempleo de Montevideo dentro de un marco de modelización no lineal “Threshold Autorregresivo” (TAR) en dos regímenes.⁴

⁴ Los modelos Threshold Autorregresivos son modelos multi-lineares en donde los distintos regímenes se particionan de acuerdo a alguna variable de estado $f(.)$ (variable “*threshold*”) dependiendo de un valor de corte q .

En este trabajo se analizarán en particular modelos en 2 regímenes del tipo:

$$y_t = \begin{cases} \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + e_t & f(.) \leq q \\ \phi_2 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + e_t & f(.) > q \end{cases}$$

Ver sección V.

Para el proceso de estimación de los parámetros se ha utilizado la metodología propuesta por Hansen, comparándose a su vez distintos modelos de acuerdo a diferentes estructuras autorregresivas y variables umbral como se sugiere en Franses y Van Dijk (2001).

El trabajo se presenta como sigue.

En la sección II y III se analizan los enfoques tradicionales y las nuevas líneas de investigación sobre el desempleo y su persistencia, relacionándose asimismo los aspectos teóricos con el análisis empírico de series temporales.

En la sección IV se presentan antecedentes para Uruguay dentro del contexto señalado en la sección anterior.

En la sección V se introduce el marco econométrico de la modelización no lineal “Threshold Autorregresive”.

En la sección VI se presenta los resultados de las estimaciones, y en la última sección se concluye.

II. Enfoques tradicionales

La mayoría de la literatura en torno al tema de la dinámica del desempleo puede dividirse en dos grandes bloques.

Por un lado, la vertiente Estructuralista y la hipótesis de Tasa Natural de Desempleo; por otro, el enfoque de la Persistencia asociado al concepto de Histéresis.

A continuación se desarrollan ambas corrientes.

Estructuralismo y la hipótesis de tasa natural de desempleo

El término tasa natural de desempleo NAIRU (nonaccelerating inflation rate of unemployment) fue acuñado originalmente por Milton Friedman (1968) con el propósito de resaltar la separación de las fuerzas reales de las monetarias en la dinámica del desempleo.

Al ser salarios y precios completamente flexibles en el largo plazo, cambios en la demanda agregada (por efectos de política monetaria) solo afectarían las variables nominales dejando incambiadas las variables reales (como por ejemplo, el nivel de desempleo).

En términos generales la NAIRU se define como la tasa de desempleo de largo plazo y está determinada únicamente por factores de oferta.

Se compone de tres tipos de desempleo:

Desempleo friccional: que existe porque los agentes voluntariamente abandonan empleos en búsqueda de uno mejor.

Desempleo estructural: que equivale en el largo plazo al desempleo friccional y es el resultado del cambio estructural por cambios en las tecnologías o cambios en las preferencias. Ciertas industrias o regiones declinan mientras otras se expanden y dado el tiempo que lleva reasignar-recapacitar la mano de obra, el desempleo generado es de largo plazo.

Desempleo clásico: ocurre cuando el salario real se encuentra deliberadamente por encima de aquel que “limpia” (produce el clearing) el mercado. Se anotan por lo menos tres grandes razones para ello: legislación, sindicalización y, desde una perspectiva microeconómica, prácticas administrativas que en general tratan de incentivar el esfuerzo.

Según la visión estructuralista, al cumplirse la hipótesis de comportamiento de que, en el largo plazo, los agentes económicos no confunden los cambios relativos de los generales del nivel de precios, el equilibrio en el mercado de trabajo se establece a nivel de una tasa de desempleo estable. En este sentido, los cambios de mediano y largo plazo en la variable

deben explicarse por movimientos autónomos de la tasa natural de desempleo (NAIRU) como resultado de cambios en la macroeconomía real o en las instituciones.

Sin embargo, se argumenta que en el corto plazo pueden existir algunos mecanismos que desvíen la tasa de desempleo de su valor de equilibrio.

Pueden anotarse por lo menos tres razones importantes:

Expectativas: si se asume que en el corto plazo las expectativas de precios permanecen incambiadas, cualquier shock de demanda generará efectos reales; no obstante, si en el largo plazo las expectativas son adaptativas, las variables retornarán a su equilibrio.

Información imperfecta: de acuerdo a la teoría de las expectativas racionales todos los individuos conocen el modelo de funcionamiento de la economía y usan toda la información disponible; los shocks no tienen efectos reales porque siempre son anticipados; precios y salarios se ajustan completa e instantáneamente. Sin embargo, si existe información imperfecta los agentes no pueden anticipar los shocks y se generan efectos reales de corto plazo. En el largo plazo, sin embargo, una vez que se actualizan las expectativas, las variables retornarán a su valor de equilibrio.

Ajuste imperfecto de precios y salarios: como resultado que salarios y precios se ajustan lentamente, por ejemplo por contratos salariales de largo plazo, los shocks de demanda tendrán inicialmente efectos reales. Solamente cuando salarios y precios se ajusten completamente en el largo plazo, las variables retornarán a su valor de equilibrio.

Es conveniente recalcar en este punto, las diferencias analíticas que sobre el enfoque estructuralista surgen del análisis de corto plazo y el papel de la política monetaria, frente al análisis de largo plazo de los fundamentos estructurales que afectan al NAIRU y el rol de la política laboral.

Con respecto al primer punto, la referencia a la NAIRU tiene que ver más con el papel funcional en la relación de Phillips y el rol de la política monetaria en el mantenimiento de la estabilidad de precios. En cuanto al segundo punto, el papel de la tasa natural de desempleo importa más por los efectos de cambios estructurales sobre el mercado de trabajo y el componente más permanente del desempleo.

La diferencia más significativa entre ambos enfoques, como se verá, tiene que ver en relación a este último punto.

Relación de Phillips y no-neutralidad del dinero en el corto plazo

Desde la teoría clásica del equilibrio general no se acepta que la política monetaria pueda influir sobre variables reales. Sin embargo en el mundo real se observa que los cambios de precios juegan un rol importante sobre la asignación de recursos.

W. Phillips (1958) encontró, contrariamente a los argumentos tradicionales clásicos (donde no puede haber relación entre variables reales y nominales: “dicotomía clásica”) que, para el Reino Unido entre 1861 y 1913 existía una relación estable negativa entre variación de salarios y desempleo.

Esta relación se establecía como:

$$\dot{W}_t = a - bU_t$$

donde $a > 0$ y $b > 0$, es \dot{W}_t la inflación de salarios y U_t la tasa de desempleo.

La implicación más importante resultaba en la posibilidad de realizar política monetaria para reducir el desempleo en el corto plazo.

Siguiendo la misma línea, esta relación fue posteriormente desarrollada por Phelps y Friedman bajo el argumento que estaba mal especificada y que, como variable independiente, debería incluirse no la inflación de salarios nominal sino el crecimiento de salarios real dado que, bajo el supuesto de ausencia de ilusión monetaria (también debía incluirse las expectativas inflacionarias) es el salario real el que determina la oferta y la demanda de trabajo.

Surge entonces la curva de Phillips aumentada por expectativas:

$$\dot{W}_t = a - bU_t + c\dot{P}_t^e$$

$$\dot{P}_t = a - bU_t + c\dot{P}_t^e$$

siendo, $a > 0$ y $b > 0$, \dot{W}_t la inflación de salarios, U_t la tasa de desempleo,

\dot{P}_t y \dot{P}_t^e la inflación corriente y esperada respectivamente.

Se establecían dos restricciones: $b > 0$, lo cual implicaba que el trade off entre inflación y desempleo se mantenía en el corto plazo; y $c = 1$ que aseguraba que en el largo plazo la relación de Phillips era vertical y la tasa de desempleo coincidía con la natural sobre la base de los fundamentos reales de la economía.⁵

Esencialmente el trade off entre inflación y desempleo es una afirmación acerca de los efectos de la política monetaria. Se afirma que cuando el banco central expande la cantidad de dinero, los precios suben y los salarios reales caen, disminuyendo el nivel de desempleo. Dado que la NAIRU es la tasa que equilibra el mercado de trabajo, esta incompatibilidad se

⁵ Dado que la velocidad de ajuste de las expectativas (gobernada por el parámetro “c”) en el largo plazo es instantánea ($c=1$), la tasa natural de desempleo (NAIRU) es igual a “a/b”.

resuelve cuando las aspiraciones salariales se realinean al alza, determinando que el nivel de desempleo crezca hasta su nivel natural para hacer nuevamente compatibles las expectativas de salarios y precios.⁶

Una vez que se asegura la estabilidad dinámica de la relación entre desempleo corriente y desempleo natural en el largo plazo, las implicaciones de política quedan establecidas inequívocamente. La única alternativa para la autoridad monetaria resulta en ajustar la tasa de desempleo actual a un nivel igual a la NAIRU, y de este modo mantener una tasa de inflación estable.

La política monetaria no puede influir de modo permanente sobre el nivel de desempleo. Sólo lo logrará en forma temporal debido a que ésta tenderá hacia su nivel natural de equilibrio de acuerdo a un patrón independiente de la política monetaria.⁷

Entonces, si los efectos de shocks monetarios son transitorios, la explicación de los cambios en el desempleo de largo plazo debe radicar en factores no monetarios.

Elementos estructurales que afectan la NAIRU

Con relación a este segundo aspecto, la NAIRU puede interpretarse como cimentada por el conjunto de relaciones microeconómicas e institucionales de los mercados de producto y trabajo.

En términos gráficos (figura 1, panel a), en el espacio salario real (w/p) – empleo⁸, el equilibrio en el mercado de trabajo (punto E) se establece en la intersección de las curvas de oferta de trabajo (w/p)^s y demanda (w/p)^d. Dado que la tasa natural de desempleo es esencialmente un concepto de largo plazo, la demanda de trabajo horizontal muestra la relación de salario real consistente con las decisiones de empleo de la firma una vez ajustados todos los factores de producción. En este sentido, la demanda de trabajo de las firmas se puede pensar como dependiendo (dado el salario real) de otros factores tales como la productividad, características de la función de producción o factores organizativos que afectan el modo de producción en el largo plazo.

⁶ De acuerdo a Mankiw (2000) dado que los salarios reales no son contracíclicos, pensar el mecanismo **dinero**→**precios**→**salario** no es acertado.

El razonamiento debe partir desde el mercado de bienes: las firmas despiden no porque los costos del trabajo sean altos, sino porque no pueden vender lo que producen. De acuerdo a esta perspectiva los precios están fallando en “limpiar” el mercado, lo que conduce naturalmente a pensar en algún tipo de poder por parte de las firmas, lo cual según este autor, es realmente la fuente de no neutralidad del dinero. El *trade off* entre inflación y desempleo entonces puede ser bien entendido y es el resultado de la rigidez de los precios en el corto plazo.

⁷ Según R. Rogerson (1997), Friedman estaba criticando simultáneamente dos paradigmas. El keynesiano de corto plazo, por no distinguir entre los efectos permanentes y transitorios de la política monetaria sobre el nivel de desempleo, y el modelo clásico de largo plazo, por no asumir desempleo alguno.

⁸ En el eje de las abscisas se grafica la tasa de empleo como $1-u$, donde u es la tasa de desempleo y u^* la tasa natural de equilibrio.

Sin embargo, cambios en estas relaciones por factores tales como las transformaciones en el nivel y poder sindical, los efectos de las políticas de libre mercado sobre los precios o la productividad, cambios demográficos ⁹ o en la regulación (por citar algunos de ellos) pueden afectar la tasa natural y de esta manera explicar el incremento sostenido del desempleo que se observa en muchas economías.

En el panel (b) de la figura 1 se muestra el efecto de un incremento de la productividad “permaneciendo todo lo demás constante”. ¹⁰

Aumenta la demanda de trabajo de $(w/p)^d$ a $(w/p)^{d'}$, el empleo $(1-u)$ se incrementa de E a E' , y cae la tasa natural de desempleo de u^* a u^{*} .

Al respecto Stiglitz (1997) ha señalado: “Existe un reconocimiento general que, si existe una tasa natural de desempleo, debe estar cambiando en el tiempo”.

Vale destacar que la mayor parte de los cuestionamientos a este enfoque no han estado dirigidos al concepto teórico de la tasa natural de desempleo y su papel como atractor de la tasa de desempleo corriente, sino a la falta de poder predictivo de la relación empírica que sustenta el concepto: la curva de Phillips. ¹¹

Algunos autores irónicamente señalan al respecto: “La curva de Phillips ha sido siempre una relación puramente empírica...es probable que un argumento teórico (como la NAIRU) que descansa sobre un fundamento no teórico (la curva de Phillips), tenga problemas tarde o temprano.” (Galbraith 1997)

Siendo así, los esfuerzos se han dirigido a estimar modelos de tasa natural permitiendo que varíe en el tiempo. Surge entonces toda una generación de modelos TV-NAIRU (Time Varying NAIRU) donde a la curva de Phillips estándar se le adiciona una ecuación que permite modelar los cambios en la NAIRU. ¹²

⁹ Por ejemplo, diferentes grupos etarios o con distintos niveles de formación o inclusive distintas regiones, pueden tener diferentes NAIRUs.

¹⁰ El supuesto “ceteris paribus” se realiza a los efectos de exponer las consecuencias sobre el desempleo de cambios estructurales en el largo plazo. Sin embargo si este incremento de productividad es internalizado por los trabajadores de tal forma que aumente el salario de reserva, entonces la curva de oferta $(w/p)^s$ se corre hacia la izquierda y la tasa natural de desempleo permanece en su nivel anterior. De todas maneras (dentro del enfoque estructuralista) este efecto refuerza el concepto de estabilidad de la tasa de desempleo de largo plazo.

¹¹ Si bien la relación de Phillips funciona razonablemente para Estados Unidos, no encaja adecuadamente con la evidencia empírica europea, donde la inflación no se ha comportado como lo señala esta relación, y es esta falta de sustento empírico en torno a la curva de Phillips la que ha generado la mayor polémica.

¹² Por ejemplo, Gordon (1997) estima un modelo donde se permite que la tasa natural de desempleo varíe estocásticamente. Stock *et. al.* estiman un modelo determinista donde la NAIRU se aproxima por un polinomio. Gordon (1982), Weiner (1993) y Tootell (1994) utilizan “breaks models” permitiendo que la tasa natural presente saltos discretos exógenos permaneciendo constante entre intervalos.

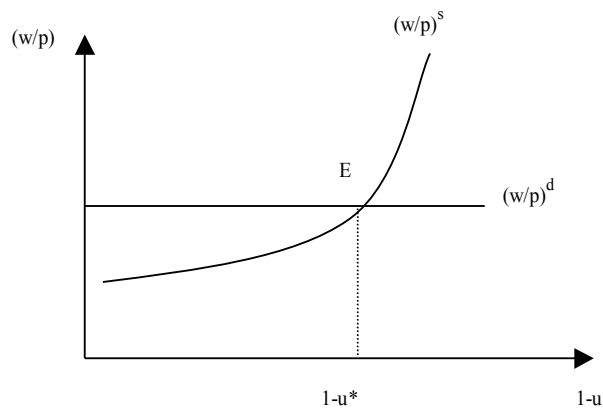
En todos los casos encuentran evidencia a favor de una NAIRU variable para U.S. (decreciente en los 60, creciente en los 80 y nuevamente decreciente en los 90).

Sin embargo, la complejización en torno a la modelización de la curva de Phillips no ha logrado abatir la polémica en torno a la falta de sustento empírico de esta relación y la imprecisión en las estimaciones de la NAIRU.

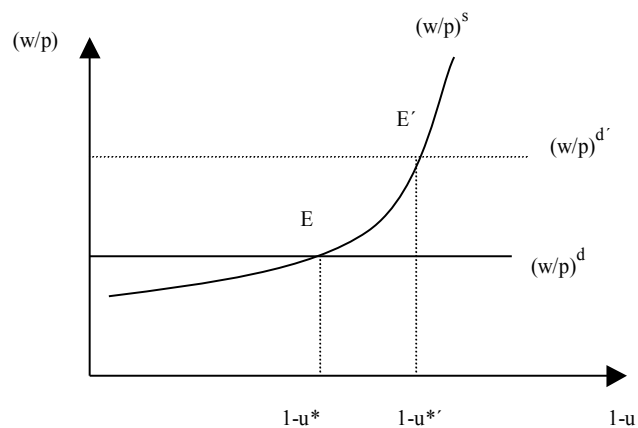
Por último, y como se mencionó al inicio de esta sección, las implicancias de corto y largo plazo que surgen de aplicar política monetaria en el contexto de aceptación de la curva de Phillips y el enfoque estructuralista implica que, al representarse el desempleo como autoequilibrado en torno a la tasa natural, cualquier intervención sólo tendrá efectos distorsionantes, afectando únicamente en el largo plazo el nivel general de precios.

Como se verá, desde el punto de vista de política, esto constituye el elemento mas polémico que divide al estructuralismo de la corriente persistencialista.

Figura 1. Equilibrio de largo plazo en el mercado de trabajo.



(a) Equilibrio de largo plazo E con tasa natural de desempleo u^*



(b) Caída en la tasa natural de desempleo de u^* a $u^{*'}$ por efecto de un incremento de productividad (permaneciendo todo lo demás constante).

Histéresis y el enfoque de la persistencia

Para la corriente persistencialista, el crecimiento observado del desempleo se explica por la naturaleza no competitiva de las relaciones entre empresas y trabajadores que implica que la fijación de salarios no se realice de manera eficiente.

A través de fundamentos microeconómicos, enfatizan el carácter no Walrasiano del mercado de trabajo e introducen rigideces y fricciones nominales que, como resultado de limitaciones institucionales, esclerotizan el mercado y dificultan el ajuste de corto plazo.

Para los defensores de esta corriente, el equilibrio en torno a la tasa natural es débil y por ello el concepto mismo tiene escasa utilidad. Los cambios actuales en la tasa de desempleo alteran el comportamiento de la variable de modo tal que los choques transitorios tienen efectos permanentes (histéresis) y es aquí donde debe centrarse la atención.

Según este enfoque, la importancia reside (más que en la tasa natural de desempleo) en la dinámica de corto plazo y fundamentalmente en la rigidez del proceso de convergencia. Para esta corriente, al ser el equilibrio en el mercado de trabajo efímero, el concepto de tasa natural es de dudosa utilidad.¹³

En estos modelos, limitaciones institucionales, políticas sociales, legislación, acuerdos colectivos o sindicatos, imponen rigideces que afectan el salario, la cantidad y la calidad del empleo, esclerotizando el mercado e impidiendo la absorción de la oferta de mano de obra ante cambios en las condiciones económicas.

Algunos modelos teóricos como “Salarios de eficiencia”, “Modelos de contratos”, o los “Modelos de búsqueda”, introducen explícitamente fricciones al ajuste nominal en un intento por capturar la inercia observada del desempleo.

A continuación se presentan las principales implicancias que resultan de estos enfoques.¹⁴

Según la teoría de los “Salarios de eficiencia” la firma no está dispuesta a reducir salarios porque existe un costo de productividad al hacerlo. Al no poder monitorear directamente el esfuerzo de los trabajadores, la empresa puede pagar salarios más altos que los que limpian el mercado para inducir a un mayor esfuerzo.

¹³ Desde el estructuralismo se afirma que aceptar la hipótesis de histéresis equivale a aceptar que la tasa de desempleo se encuentra en un equilibrio permanente en torno a un valor inestable.

¹⁴ Para una revisión: “*Advanced Macroeconomics*”. Cap. 10. David Romer. (Ed. McGraw-Hill)

El supuesto central de estos modelos es que hay un beneficio además de un costo para la firma de pagar salarios más altos. Hay varias razones por las que esto podría darse.

Se enumeran por lo menos cuatro:

1. La más simple: un salario mayor puede aumentar el consumo de alimentos por parte de los trabajadores, y de ese modo originar una mejor nutrición y mayor productividad. Seguramente no es la razón más relevante en el desarrollo de una economía.
2. Un salario más alto puede aumentar el esfuerzo de los trabajadores en situaciones donde la firma no puede monitorearlos perfectamente.
3. Un mayor salario puede hacer visibles cualidades ocultas del trabajador para la firma.
4. Un alto salario mejora la lealtad entre trabajadores, induciendo a un mayor esfuerzo. Lo contrario produciría represalias entre ellos haciendo descender el mismo.

Conclusión: en el equilibrio existe desempleo. Los trabajadores prefieren estrictamente estar empleados al salario vigente (por encima del de equilibrio) y esforzarse, en lugar de permanecer desempleados. No existen presiones a la baja dado que las empresas saben que si contratan trabajadores a un salario menor, éstos preferirán “haraganear” antes que esforzarse. Por lo tanto, el salario no baja y el desempleo permanece.

Por otra parte, en los “modelos de contratos” se establece que por un acuerdo explícito o implícito de largo plazo la firma esta impedida de reducir salarios (por ej. un salario mínimo).¹⁵

Si los trabajadores que se encuentran empleados (insiders) tienen suficiente poder para negociar buenas condiciones laborales; entonces, los que no se encuentran empleados (outsiders) tendrán incentivos para permanecer desempleados en espera de poder acceder a dichos puestos.

Como un ejemplo en particular, más realista, se expone el caso de un sector pequeño, no competitivo de la economía, donde los trabajadores poseen el poder suficiente para negociar buenas condiciones salariales frente al resto. En este escenario, los trabajadores que ingresan por primera vez al mercado laboral, o aquéllos que han perdido el empleo en sectores de más altos ingresos, estarían dispuestos a un mayor tiempo de desempleo en procura de obtener estos puestos de mejor calidad. ¹⁶

¹⁵ El resultado es similar si los trabajadores desarrollan habilidades específicas a la empresa.

¹⁶ Una característica fundamental en este tipo de modelos es que los salarios pagados a las dos clases de trabajadores no pueden fijarse en forma independiente; es decir, a mayor salario pagado a los empleados actuales, más se le deberá pagar a

Adicionalmente, si la empresa al contratar trabajadores externos está obligada a pagar los salarios establecidos por los insiders, y si se asume que no existe movilidad una vez que se acepta el contrato (por ej. por restricciones legales), entonces cuando las condiciones económicas cambian, la empresa se encuentra empleando trabajadores que de otra manera no lo haría. Se introduce por lo tanto un elemento adicional de rigidez a la creación de nuevos puestos.

Por último, en un mercado de trabajo teóricamente sin fricciones, las empresas son indiferentes respecto a perder sus trabajadores ya que pueden encontrar, sin ningún costo, trabajadores idénticos dispuestos a trabajar por el mismo salario. Del mismo modo, los trabajadores son indiferentes respecto a perder sus trabajos.

Sin embargo, estas consideraciones no parecen ser una buena descripción de lo que sucede en la realidad.

Cuando los trabajadores y los empleos son altamente heterogéneos, el mercado de trabajo se parece muy poco a uno Walrasiano. En lugar de encontrarse en un mercado centralizado donde el empleo y el salario se determinan en la intersección de curvas de oferta y demanda, los trabajadores y las empresas se encuentran en mercados descentralizados, específicos, y se embarcan en un costoso proceso de tratar de ajustar preferencias, habilidades y necesidades. Como este proceso no es instantáneo, resulta en algún nivel de desempleo.

Precisamente, en los “modelos de búsqueda” se introduce la diferenciación entre calidades de trabajadores (heterogeneidad) de acuerdo al salario que el desempleado está dispuesto a aceptar (se supone que existe una relación positiva entre salario y calidad: a mayor salario, mayor calidad).

Esta visión obliga a pensar en un mercado de trabajo fragmentado, por lo que el encuentro entre trabajadores y empleos se torna en un complejo proceso de búsqueda, pudiendo coexistir vacantes con desempleados capacitados para el puesto.

Estos modelos ofrecen una explicación directa del desempleo: es el producto del proceso de búsqueda que emprenden trabajadores y empresas en una economía compleja y cambiante. La firma no acepta la premisa de que el desempleado que se ofrece a un salario menor es idéntico a los actuales trabajadores de la firma. Siendo así, pensar el mercado de trabajo como un único mercado o como un gran número de mercados interconectados, es cometer un error. Cada trabajo y cada trabajador son distintos, y la información juega un rol fundamental.

los nuevos.

En todos estos modelos, y como consecuencia de las limitaciones o rigideces que cada uno señala, los shocks temporales sobre el mercado de trabajo tienden a permanecer en el tiempo. Al no revertir el nivel de desempleo hacia su valor de equilibrio y contrariamente al enfoque estructuralista, donde por definición existe un valor de equilibrio que “atrae” el desempleo corriente, se abre un amplio abanico para la intervención.

Políticas tales como creación y difusión de tecnología, sistemas de capacitación que minimizen el deterioro de las calificaciones de los desempleados que no actualizan sus conocimientos (y por lo tanto sufren una pérdida de capital humano), mejora en la información del mercado para facilitar el proceso de “matcheo” entre puestos y trabajadores capacitados, flexibilización de costos laborales, reforma de los sistemas de seguro para evitar posibles efectos de acostumbramiento de los desempleados por largos períodos que pueden ajustar sus estándares de vida a los niveles que proveen los seguros o reformas impositivas; al actuar directamente sobre los factores que (según este enfoque) esclerotizan el mercado de trabajo, permiten aliviar los efectos de shocks negativos sobre el mercado de trabajo.

Implicaciones para el mercado de trabajo

Se observa que en las fases contractivas del ciclo, el desempleo tiende a crecer rápidamente mientras que decrece lentamente en las fases expansivas.

Si la destrucción de empleo en las fases recesivas no se compensa con la creación en las fases expansivas, el resultado es un proceso de ajuste lento y altamente asimétrico. Un argumento teórico para este hecho es que los costos de oportunidad de la resignación son más bajos en las recesiones que en las expansiones donde toda la capacidad productiva es necesaria para la producción.

En años recientes se han desarrollado teorías del mercado de trabajo que implican dinámica asimétrica del empleo y desempleo; por ejemplo, los modelos de búsqueda con destrucción de empleo endógena.

En este tipo de modelos la productividad de un trabajo específico consta de dos componentes: un componente de productividad global y un componente de productividad específica. El trabajo es destruido si este último componente cae por debajo de cierto umbral.

La idea central es que shocks adversos en la productividad global de la economía afectan el componente específico de productividad, elevando el valor umbral de destrucción. Una vez revertido el shock, el empleo se recupera lentamente. (Pissarides 1994)

En cuanto al ámbito de política (tanto fiscal como monetaria) la respuesta asimétrica del desempleo tiene importantes implicaciones.

Si el empleo reacciona lentamente en las fases expansivas, entonces el efecto de un shock no anticipado de oferta monetaria puede ser amortiguado en la medida que el incremento de precios que produce es internalizado por los agentes a través de la fijación de salarios.

En cuanto a la modelización del mercado de trabajo, la presencia de asimetrías también tiene importantes consecuencias.

Una vez que se asocia la idea de persistencia como resultado de un proceso de ajuste no lineal o estado-dependiente, surgen las limitaciones de los modelos lineales. Al no distinguir explícitamente entre estados o regímenes asimilan asimetría y persistencia como un único fenómeno.

No obstante, se ha demostrado que algunas propiedades de procesos de memoria larga pueden ser el resultado de cambios estructurales omitidos en procesos lineales, o que, procesos no lineales estacionarios, pueden dar lugar (erróneamente) al ajuste satisfactorio de modelos de memoria larga lineales. (Franses y Dijk. 2001)

Es en este sentido que, al trabajar los enfoques tradicionales en entornos univariantes, tenderían a sobrestimar la persistencia de la serie, lo cual constituye en principio una evidencia fuerte en contra de la hipótesis de histéresis. Sin embargo el comportamiento del desempleo no parece ser estrictamente estacionario; en principio la asimetría observada puede ser un factor explicativo.

La modelización no lineal se introduce entonces como un intento por capturar estas particularidades del comportamiento del mercado de trabajo que los modelos lineales se ven impedidos de captar, y así evitar asumir las posiciones extremas de histéresis o estacionariedad.

Si la serie de desempleo es asimétrica-estacionaria ¹⁷, entonces el comportamiento estacionario acerca la evidencia hacia el enfoque Estructuralista de estabilidad de largo plazo en el nivel de desempleo, mientras que el componente asimétrico confirma el papel atribuido por la corriente persistencialista a los factores institucionales que entorpecen el ajuste de corto plazo.

Introducido el marco teórico que sustenta las dos posiciones dominantes sobre la dinámica del desempleo y sus efectos sobre el mercado laboral, a continuación se desarrollan las implicancias de uno y otro enfoque para la modelización en términos de series temporales.

Implicaciones para la modelización univariada

Desde el punto de vista de series temporales y a la luz de los enfoques anteriores, surgen toda una serie de interrogantes al analizar el comportamiento del desempleo.

¹⁷ B. Hansen y M. Caner. "Threshold Autoregression with a unit root". (2001)

Según la hipótesis de histéresis (o enfoque persistencialista) el desempleo corriente depende de sus valores pasados y los shocks temporales tienen una influencia permanente sobre la serie.

Entonces una manera sencilla de representarlo es:

$$u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde u_t es la tasa de desempleo, u_{t-1} su valor rezagado y ε_t disturbios aleatorios.

De acuerdo a este modelo, la mejor proyección de la variable para el próximo período es igual a su valor corriente. De esta manera, queda claramente establecido el efecto permanente sobre la serie de cualquier shock transitorio. Una vez afectado el nivel de desempleo actual (tanto en forma positiva como negativa) permanecerá en dicho nivel.¹⁸

Por el contrario, si se acepta la hipótesis estructuralista, el desempleo corriente debe ser entendido como un proceso estacionario en torno a su valor “natural” de largo plazo.

Dado que este valor constituye efectivamente el nivel de desempleo que equilibra el mercado de trabajo, y es el resultado de los fundamentos reales de la economía, no es dable esperar que en el largo plazo difiera sensiblemente de él (obviamente no se excluyen cambios en la tasa de equilibrio).

Entonces una posible representación puede ser:

$$u_t = u^n + \varepsilon_t$$

donde u_t es la tasa de desempleo, u^n la NAIRU y ε_t son disturbios aleatorios.

De acuerdo a este enfoque, se representan los movimientos del desempleo como variaciones aleatorias alrededor de la tasa natural. Estas variaciones aleatorias no sólo resultan de efectos cíclicos en el mercado de trabajo por cambios en el nivel de actividad, sino también de la aplicación de políticas que tratan de presionar insistentemente el nivel de desempleo a la baja. En el largo plazo, no obstante, de acuerdo a esta perspectiva (y sobre la base de la curva de Phillips) los efectos de política sobre el mercado laboral serán sólo nominales.

Esto último, constituye el axioma principal de los modelos de tasa natural: la economía en el largo plazo siempre está sobre su curva de oferta de trabajo y todo el desempleo es voluntario.

¹⁸ Precisamente por este efecto “*permanente*” es que se propugna la aplicación de políticas activas frente a *shocks* adversos en el mercado laboral.

Estadísticamente, como puede observarse un punto central de los trabajos acerca de la caracterización dinámica del desempleo gira en torno al establecimiento del orden de integración de la serie.

Si se acepta la hipótesis de raíz unitaria, entonces puede interpretarse como evidencia a favor de la presencia de histéresis y por lo tanto existen múltiples mecanismos de intervención efectiva en el mercado de trabajo.

Por el contrario, si se rechaza, entonces la evidencia apunta a favor del enfoque estructuralista y las medidas de política no sólo serán distorsionantes sino que tendrán únicamente efectos transitorios dado que el mercado de trabajo se autoequilibra en torno a la NAIRU de acuerdo a los fundamentos reales de la economía.¹⁹

Sin embargo, la modelización univariada (lineal) de la tasa de desempleo presenta algunas limitaciones.

Si, de acuerdo al enfoque de la persistencia, el desempleo puede ser adecuadamente representado por un proceso ARIMA, entonces implica asumir que la varianza de la serie tiende a infinito y esto no parece realista para el caso de la tasa de desempleo, que por definición asume valores entre 0 y 1.²⁰

Por otra parte si la tasa de desempleo ha de representarse (según la escuela estructuralista) por un proceso ARMA, entonces surge el problema de la falta de evidencia a favor del sustento empírico que asegura la hipótesis NAIRU: la curva de Phillips (tanto en su versión clásica como los nuevos modelos TV-NAIRU).

¹⁹ Sin duda, este debate se inscribe en uno más general que se inicia con el trabajo de Nelson y Plosser (1982) acerca de la naturaleza permanente de las fluctuaciones económicas

²⁰ Para una serie que sigue un proceso I(1) la varianza crece a una tasa $t\sigma^2$.

III. Asimetría y dinámica no lineal

Dada la falta de consenso en torno a la caracterización dinámica del desempleo, desde vertientes vinculadas al análisis del ciclo económico han comenzado a ensayarse nuevas líneas de investigación.

Si se asume que una variable x presenta un Proceso Generador de Datos (PGD) función de p retardos, de innovaciones independientes e idénticamente distribuidas (iid) y q retardos de estas innovaciones tal que x puede representarse como $f(x_{t-1}, \dots, x_{t-p}, \epsilon_t; \epsilon_{t-1}, \dots, \epsilon_{t-q})$ y si además $f(\cdot)$ es lineal en todos sus argumentos, entonces x se puede modelizarse como un proceso ARMA(p, q).

Si adicionalmente se asumen errores gaussianos, entonces x puede ser reescrita como función lineal de variables normalmente distribuidas, por lo que es normalmente distribuida y su curso temporal es perfectamente simétrico (se asume que x es estacionaria y por lo tanto invertible).

Por lo tanto, para que una serie pueda presentar asimetría una condición necesaria es que $f(\cdot)$ sea no lineal o que las innovaciones no sean gaussianas.

Se dice que una serie de tiempo presenta una asimetría del tipo I si la asimetría resulta de una función no lineal, o que presenta una asimetría del tipo II si resulta de innovaciones no gaussianas.

Existe amplia evidencia de la presencia de asimetría del tipo I en el desempleo dado que, por las características inherentemente asimétricas de los procesos de ajuste de la economía, las propiedades estocásticas de la serie difieren según las fases del ciclo.

Asimismo, se pueden considerar dos tipos adicionales de asimetría: transversal y longitudinal.

De acuerdo a estas definiciones, se dice que una serie presenta asimetría transversal (pura) si la asimetría ocurre en una dirección ortogonal a la dirección del movimiento de la serie. Valores por encima de la media son menos frecuentes, pero mayores en valor absoluto, que los valores por debajo de la media (ver figura 2, panel a).

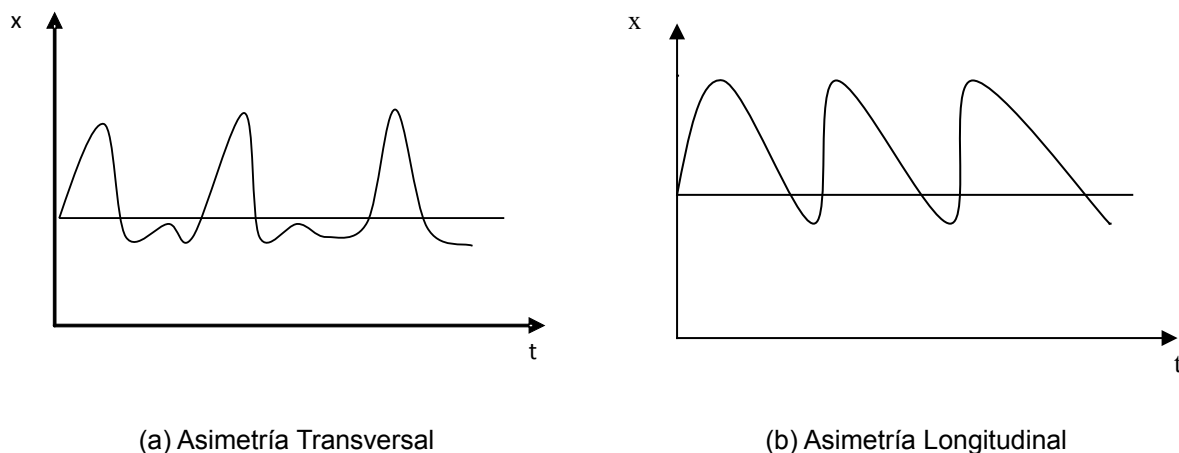
Por otra parte, una serie con asimetría longitudinal es asimétrica en la dirección del movimiento de la serie: rápidos incrementos son seguidos de lentos declives (ver figura 2, panel b).

Dado que el desempleo es contracíclico, el primer tipo de asimetría implica que el incremento del desempleo por encima de su nivel de equilibrio durante las recesiones es mayor que la caída durante las expansiones, mientras que el segundo tipo de asimetría

implica que el incremento del desempleo durante las recesiones es más rápido que la caída durante las expansiones.

La evidencia internacional sugiere que ambos tipos de asimetría están presentes en el desempleo.

Figura 2. Diagramas de Asimetría



Análisis de Asimetría

En la figura 3 (paneles a, b y c) se presentan las tasas trimestrales de desempleo, empleo y actividad para Montevideo durante el periodo 1978:01 - 2002:03, mientras que en el panel d se grafica la evolución de la tendencia del producto. Las zonas sombreadas corresponden a las fases de contracción de la producción que corresponden a los periodos 1981:02–1984:03 y 1998:04–2002:03.²¹

Una primera revisión gráfica parece confirmar la presencia de ambas asimetrías.

Como se observa, el desempleo presenta un crecimiento acelerado durante las recesiones (con cierto rezago) y una caída amortiguada durante las expansiones.

Tomando en cuenta y en forma conjunta los periodos de contracción señalados anteriormente, la tasa de desempleo creció en ambos periodos a un valor promedio trimestral del 4.5%.

Este comportamiento se explicó fundamentalmente por la disminución de la demanda de trabajo (tasa de empleo).

²¹ No se tomó en cuenta la crisis de 1995 dado que la tendencia del producto no capta la contracción.

La tasa de empleo en promedio durante ambas contracciones cayó en promedio un 0.5% trimestral, mientras que la oferta de trabajo (tasa de actividad) no presentó variaciones significativas.

Por otra parte, cuando se analiza el comportamiento del desempleo durante los períodos de expansión (nuevamente tomados en conjunto) se comprueba un comportamiento diametralmente opuesto. Se observa una disminución promedio trimestral del desempleo del 1.2%, que resulta de un incremento del empleo del orden del 0.2% trimestral y de la oferta del 0.1%.

En principio, la evidencia parecería confirmar la presencia de un dominio del empleo sobre la asimetría cíclica del desempleo.

Este comportamiento se explicaría fundamentalmente por una fuerte caída del empleo durante las contracciones seguido de una lenta recuperación durante las expansiones más un comportamiento relativamente estable de la oferta de trabajo.

En el cuadro 1 se presentan los primeros momentos para la tasa de desempleo y la tasa de crecimiento del desempleo junto con sus respectivas funciones de densidad empíricas.

Como se observa por efecto de los coeficientes de kurtosis (apuntamiento) y asimetría en ambos casos se rechaza la hipótesis de normalidad.

En particular resulta relevante el análisis de la asimetría.²²

Cualquier variable simétrica (como la normal) tiene un sesgo igual a cero; valores de magnitud opuesta tienden a compensarse en frecuencias similares. En contraposición, una variable con sesgo positivo (cola hacia la derecha) implica que valores extremos (por encima de la media) tienden a ocurrir con frecuencia ocasional pero más que compensan los valores más frecuentes de signo opuesto.

Si se observa el sesgo de la distribución de la tasa de desempleo y del crecimiento del desempleo respectivamente, se constata que ambas presentan sesgo positivo.

Para la tasa de desempleo en especial, significa que altos valores por encima de su media (se asume una media constante) tienden a ocurrir con menos frecuencia pero mayor

²² El coeficiente de asimetría se define como: $E[(y_i - u)^3/\sigma^3]$.

Para una variable observada se estima consistentemente sustituyendo los valores por sus análogos muestrales: $(1/n)\sum(y_i - u)^3/\sigma^3$

magnitud que valores por debajo de su media. Precisamente así se definió el concepto de asimetría transversal.

Análogamente, para el crecimiento del desempleo, valores esporádicos de crecimiento acelerado más que compensan altas frecuencias de caída moderada, esto es, asimetría longitudinal o de crecimiento.

Sin embargo el coeficiente de asimetría por definición (de media constante) presenta la limitación de ser sensible a observaciones extremas (outliers).²³

Para evitar este posible efecto, se corrió el Test no paramétrico de simetría “Triples” (Randles 1980) que aplicado a la variable en niveles permite corroborar la presencia de asimetría transversal, mientras que aplicado a la primera diferencia de la variable permite testear asimetría de crecimiento o longitudinal.²⁴

Los resultados del test se presentan en el cuadro 2.

En ambos casos se rechaza la hipótesis nula de simetría.

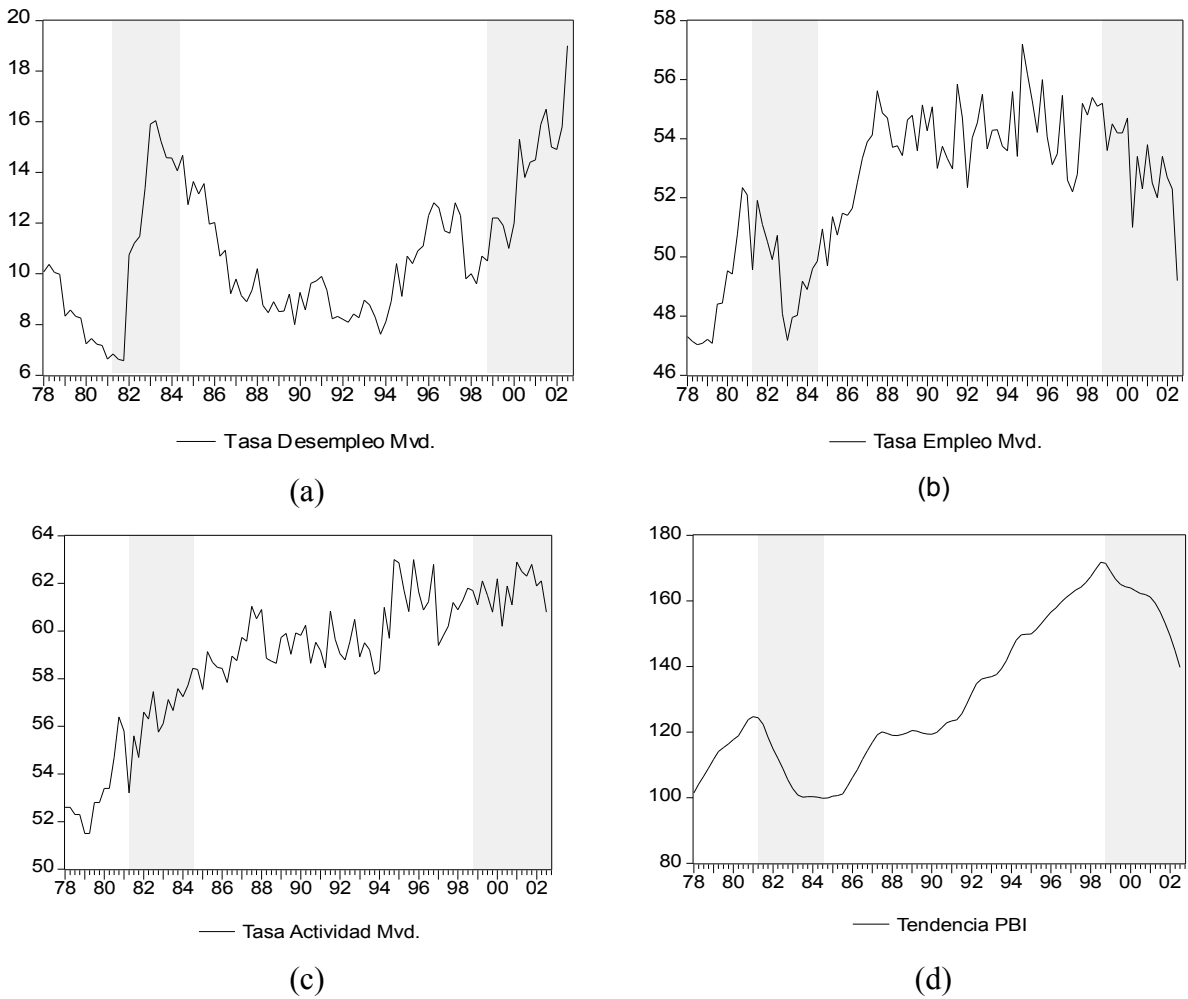
En un caso a favor de asimetría transversal, lo que confirma la evidencia acerca del sesgo cíclico del desempleo o sobre-reacción durante las recesiones, y en otro con respecto a la velocidad de ajuste o asimetría longitudinal a favor de un crecimiento acelerado durante las recesiones y una desaceleración amortiguada durante las expansiones.

²³ En el análisis de asimetría el tratamiento de outliers es un problema recurrente en la medida que se plantea la dicotomía de “*intervención*” (con un eventual mitigamiento del efecto que se desea demostrar) frente a la búsqueda de “*robustez*” en los resultados.

²⁴ Randal Verbrugge. “*Investigating Cyclical Asymmetries*”. (1997)

Para una descripción del test ver anexo II.

Figura 3. Tasa Desempleo, Tasa Empleo, Tasa Actividad y Tendencia PBI



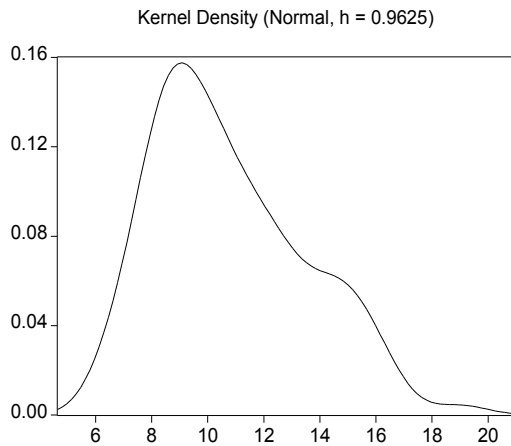
Cuadro 1. Primeros momentos del Desempleo y Variación del desempleo

Estadísticas descriptivas Tasa de Desempleo (1)								
	Media	Mediana	Min.	Max.	Std.Dev.	Sesgo	Kurt.	JB (2)
Tasa Desempleo	10.78	10.2	6.57	19	2.694	0.651	2.73	7.302 *
Var. Tasa Desempleo	0.004	-0.001	0.492	-0.227	0.099	1.121	7.713	112.4 **

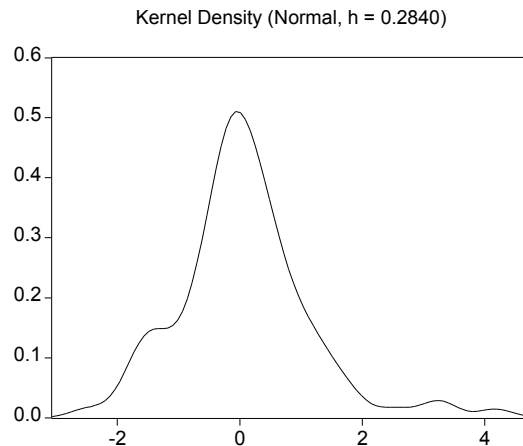
(1) 1978:01 - 2002:03

(2) Estadístico Jarque Bera para H_0 : distribución normal.

* significativo al 5% y ** al 1%



Función de densidad Tasa Desempleo Mvd.



Función de densidad Diferencia Tasa Desempleo Mvd.

Cuadro 2. Triples Test de simetría

Tests de Simetría (1)				
Variable	Transversal (2)		Longitudinal (3)	
	Stat.	p-value	Stat.	p-value
T. Desempleo	4.07	< 0.01	1.7511	0.0799

(1) Triples test. H_0 : distribución simétrica

(2) Se testea la variable en nivel

(3) Se testea la variable en diferencias. Se aplicó a la TD desestacionalizada

Análisis de Fases

En los diagramas de fases de la figura 4 se analiza durante los últimos 25 años el comportamiento de las principales variables del mercado de trabajo en búsqueda de posibles atractores en el nivel de desempleo o puntos de equilibrio y patrones dinámicos no lineales asociados a cambios en el nivel de actividad.

En los tres gráficos se representan los diagramas de fase de la tasas anuales de desempleo, empleo y tasa de actividad para Montevideo desde 1976 hasta 2002.

El análisis de los diagramas de fase permite extraer en principio cuatro tipos de información acerca del comportamiento de las variables.

Primero, brinda información acerca de la presencia de ciclos en los datos.

Segundo, permite observar la presencia de puntos de equilibrio como centros de atracción o gravedad en las trayectorias (estos puntos se construyen como los centros de las elipses en los diagramas de fase).

Tercero, se puede inferir la magnitud de los ciclos de acuerdo a la amplitud de las elipses en torno a los puntos de atracción y por último, permite extraer información acerca de la persistencia o fuerza de los puntos de atracción a través de la disciplina del ciclo ante los shocks.

De acuerdo al diagrama de fase del desempleo correspondiente al panel (a) se observa que, desde el año 1976 hasta el año 1981, la tasa de desempleo convergió hacia valores de 7-8%. Desde entonces, por efecto de la crisis de 1982, comienza un proceso de fuerte crecimiento del desempleo que se revierte a partir del 1984 y culmina con un comportamiento estable en torno a un valor de 8-9% durante toda la primera mitad de la década del 90.

A partir de 1995, el nivel de desempleo “escapa” del punto de atracción y comienza un proceso de estabilización (con oscilaciones) en torno a un valor promedio del 11.5%.

Desde 1999 hasta la actualidad, en el contexto de una nueva contracción de la economía, se observa un nuevo proceso de crecimiento explosivo del desempleo que podrá culminar en un nuevo nivel de equilibrio dependiendo de los efectos reales que se generen a la salida de la crisis.

De acuerdo a lo señalado, la evidencia parece confirmar que durante el período 1976-1994 la economía habría tenido como equilibrio una tasa de desempleo aproximada del 8-9% y a partir del año 1995 se habría procesado un cambio en el mercado de trabajo elevando el nivel de desempleo de equilibrio al 11% aproximadamente.

Si se analizan separadamente la oferta y la demanda de trabajo pueden extraerse algunas conclusiones que permiten aclarar este comportamiento.

Al observar la tasa de actividad se comprueba que, desde mediados de la década del 70 (con una tasa promedio del 52.8) y hasta aproximadamente mediados de la década del 80, se generó un proceso de continuo crecimiento de la oferta de trabajo, que se detiene y estabiliza durante el período 1987-1994, pasando a representar la tasa de actividad el 59.6 de la PET. A partir de entonces (año 1995) se produce un nuevo crecimiento de la oferta que, con oscilaciones, tiende a estabilizarse en torno a un valor promedio de 61.4.

Por el lado de la demanda, se extraen por lo menos dos conclusiones.

Primero: durante el período 1976-2002 se habrían producido dos cambios de nivel en el empleo de equilibrio de la economía.

Un primer cambio se procesa a partir del año 1976 y culmina en la primera mitad de la década del 80 donde la tasa de empleo (con oscilaciones) se estabiliza en torno a un valor de 49.6. El segundo cambio en el empleo de equilibrio se inicia en el bienio 1986-1987 y culmina en principio en el año 1999, llegando la tasa de empleo a un promedio de 54.3. Aún restan procesar los efectos que sobre el nivel de empleo resulten de la caída del nivel de actividad desde el año 1999 .

La segunda conclusión se asocia a la fuerte dependencia cíclica del nivel de empleo. Como se comprueba en el diagrama de fase, la tasa de empleo presenta un comportamiento sumamente sensible ante cambios en el nivel de actividad que se expresan claramente en la magnitud de las oscilaciones y la rapidez de “escape” de los puntos de atracción durante las contracciones de la economía.

Ahora, si se observan conjuntamente los diagramas de oferta y demanda de trabajo se puede extraer por lo menos dos razones para explicar el comportamiento cíclico del desempleo.

Primero, existe una fuerte asociación (negativa) entre desempleo y nivel de actividad.

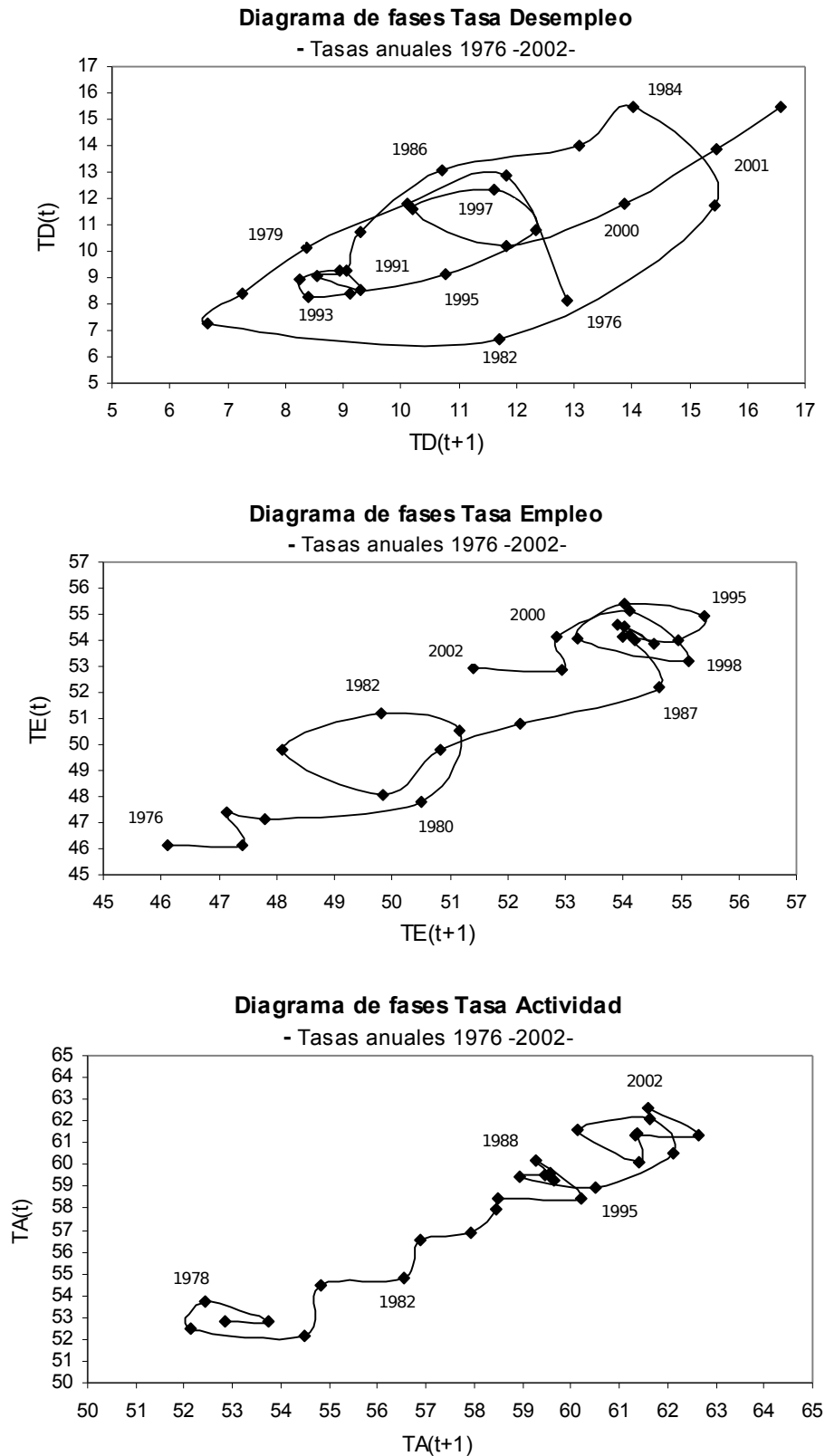
Esta relación contracíclica sin embargo no es simétrica, y este grado de asimetría es especialmente relevante en las situaciones de depresión (como las ocurridas durante 1982 y a partir del 1999) donde se observan fuertes oscilaciones del desempleo. Este comportamiento se explica principalmente por la volatilidad del empleo ante cambios en el nivel de actividad.

Este resultado permite pensar en un comportamiento diferencial del desempleo de acuerdo a la fase del ciclo, que se expresa fundamentalmente en la magnitud comparativamente más amplia de las oscilaciones del desempleo durante las recesiones que en las expansiones.

Segundo, los cambios en el nivel de desempleo de equilibrio de la economía, no están asociados a procesos de reasignación de recursos en situaciones de depresión, sino principalmente a efectos de cambios permanentes en el mercado de trabajo en períodos de expansión.

A partir del año 1995 el cambio en el punto de atracción del desempleo se debe fundamentalmente a un incremento de la oferta de trabajo que no se acompasó con el crecimiento del empleo.

Figura 4. Diagramas de fase: Desempleo, Empleo y Tasa de Actividad



IV. Antecedentes en Uruguay

En Uruguay pueden encontrarse por lo menos tres estudios acerca de la caracterización del desempleo, que fácilmente pueden asociarse con los enfoques tradicionales.

El primer trabajo se debe a S. Rodríguez (1998) que dentro del enfoque que denominamos persistencialista, y siguiendo la metodología Box y Jenkins, aplica un modelo ARIMA para la tasa trimestral de desempleo de Montevideo durante el período 1984:01-1996:04.

A partir de la aplicación del test de raíces unitarias regulares de Dickey–Fuller (1979) y el test de raíces unitarias estacionales de Hylleberg et. al. (1990), encuentra evidencia a favor de la presencia de una raíz unitaria regular y no encuentra evidencia de raíces unitarias de frecuencia estacional. Como se señaló en las secciones anteriores, que la serie de desempleo sea $I(1)$ implica asumir que puede crecer indefinidamente, lo cual es improbable para una variable acotada como la tasa de desempleo.

Siguiendo el mismo enfoque, pero levantando la restricción anterior, A. Spremolla (2001), estima un modelo ARIMA Integrado Fraccionalmente para la tasa de desempleo (trimestral) global y desagregada por sexos para el período 1968-1997. Encuentra evidencia a favor de la hipótesis de estacionariedad pero con un alto grado de persistencia (la presencia de una raíz cercana pero menor a la unidad).²⁵

Por último, en la línea estructuralista, en S. Rodríguez et. al. (2001) se contrasta la hipótesis de raíz unitaria con cambios estructurales siguiendo la metodología Zivot y Andrews (un quiebre estructural endógeno) y la metodología Lumsdaine y Papell (dos quiebres endógenos). El análisis se aplica a la tasa de desempleo (trimestral) global y por sexo para Montevideo durante el período 1983:04 – 2001:02.

Para ninguna de las variables consideradas se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria ni tampoco se detectan cambios estructurales significativos.²⁶

V. Marco econométrico: Modelos TAR²⁷

En los modelos Threshold Autorregresive “TAR”, se propone la modelización de las series temporales bajo una estructura general no lineal de acuerdo a procesos simples de

²⁵ La mitad del efecto de un choque sobre la serie demora en disiparse 40 trimestres. Se observa también que la tasa de desempleo femenina presenta un mayor grado de persistencia que la masculina.

²⁶ Para la tasa de desempleo masculina se rechaza la hipótesis de raíz unitaria al 5% con dos quiebres estructurales. Sin embargo la evidencia no es conclusiva dado que las variables dummies de quiebre no resultan significativas.

²⁷ El contenido de esta sección se basa en los trabajos del Prof. B. Hansen:

“*Inference in TAR Models*” (1997), “*Sample splitting and threshold estimation*” (2000) y “*Threshold autoregression with a unit root*” (2001).

regímenes lineales dependiendo del valor que toma una variable de estado respecto a un parámetro umbral.

$$y_i = \phi_1' x_i + e_i, \quad \text{si } q \leq \gamma \quad (1)$$

$$y_i = \phi_2' x_i + e_i, \quad \text{si } q > \gamma \quad (2)$$

donde q es la variable de corte que divide los regímenes (threshold), γ el parámetro umbral y e_i son residuos iid.

Si bien son modelos relativamente sencillos de estimar, presentan dos dificultades estadísticas.

El primer problema se relaciona con el testeo de la hipótesis nula de linealidad contra la alternativa TAR.

Al no estar identificado el parámetro umbral en la hipótesis nula, el test no sigue una distribución estándar.

La segunda dificultad tiene que ver con la inferencia en la muestra del estimador del parámetro umbral, que por no estar identificado tampoco sigue una distribución estándar.

A continuación se presentan los desarrollos realizados por Hansen acerca de la estimación e inferencia en este tipo de modelos.

Estimación

Si se asume que

$$x = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$$

$x(\gamma) = (x_i' \cdot I(q \leq \gamma), x_i' \cdot I(q > \gamma))'$ donde $I(\cdot)$ es una función indicadora según la

condición q , entonces (1) y (2) pueden reformularse en forma genérica como

$$y_i = x(\gamma)' \phi + e_i \quad (3)$$

donde $\phi = (\phi_1' \phi_2')'$ es un vector de $2(p+1)$ coeficientes autoregresivos.

Los parámetros de interés son ϕ y γ .

Dado que la ecuación (3) es no lineal en los parámetros, un método directo de estimación es por MC secuenciales, condicionales a un valor dado γ .

Si adicionalmente se asume que los errores son iid $N(0, \sigma^2)$ entonces equivale a una estimación por máxima verosimilitud.

Entonces, una estimación de ϕ es

$$\phi(\gamma) = [\sum_n x_i(\gamma)x_i(\gamma)']^{-1} [\sum_n x_i(\gamma)y_i]$$

con residuos estimados condicionales

$$e_i(\gamma) = y_i - x_i(\gamma)'\phi_i(\gamma)$$

y varianza estimada de los residuos

$$\sigma^2(\gamma) = \frac{1}{n} \sum_1^n e_i(\gamma)^2 \quad (4)$$

El valor estimado de γ es el que minimiza la ecuación (4)

$$\gamma = \operatorname{argmin} \sigma^2(\gamma) \quad (5)$$

El problema de minimización de la ecuación (5) se resuelve por búsqueda directa. Si se observa que la varianza de los residuos $\sigma^2(\gamma)$ puede tomar tantos valores como variaciones de γ se produzcan, y estos valores corresponden a $\sigma^2(q)$, entonces estimar (5) corresponde a minimizar

$$\gamma = \operatorname{argmin} \sigma^2(q) \text{ donde } \gamma = q \quad (6)$$

Un problema adicional surge de la propia variable de corte q . En los modelos SETAR (self exciting threshold autoregressive) la variable q toma la forma $q = y_{t-d}$ donde y es la variable del propio proceso autoregresivo. Sin embargo no necesariamente q debe tomar esa forma, pudiendo ser, digamos cualquier variable z de tal forma que $q = z_{t-d}$, entonces nos apartamos de los modelos SETAR para integrar modelos simplemente TAR.

Ahora el tema es la determinación endógena también del valor d , es decir el rezago de la variable de corte. El problema se resuelve ampliando la búsqueda en (6) de tal forma que se minimiza

$$(\gamma, d) = \operatorname{argmin} \sigma^2(q, d) \quad (7)$$

Inferencia

AR(p) vs TAR(p)

Una cuestión importante en este tipo de modelos surge de la significación estadística frente a la alternativa lineal AR(p).

Es decir, la hipótesis nula relevante es $H_0: \phi_1 = \phi_2$

Usualmente el estadístico estándar utilizado para la prueba de hipótesis contra la alternativa sería

$$F(\gamma) = n \left(\frac{\sigma^2 - \sigma^2(\gamma)}{\sigma^2(\gamma)} \right)$$

donde σ^2 es la varianza estimada del modelo restringido (lineal) y $\sigma^2(\gamma)$ la del modelo irrestricto (TAR) que minimiza (7).

Sin embargo existe un problema que resulta que bajo la hipótesis nula de linealidad el parámetro umbral γ no está identificado con lo cual la distribución asintótica de $F(\gamma)$ no es χ^2 .

Hansen (1996) demuestra que la distribución en la muestra del estadístico $F(\gamma)$ puede ser aproximada por el siguiente procedimiento de bootstrapping.

Sean u_t^* , $t=1, \dots, n$ puntos aleatorios de una $N(0,1)$ y ϕ una estimación restringida ($\phi_1 = \phi_2$) del modelo (1)-(2) con datos observados.

Se genera la serie $y_t^* = F(\phi, u_t^*)$

usando la serie y_t^* , se corre primero la regresión y_t^* en x_t^* y se obtiene la varianza residual estimada σ^{*2} (lineal) y luego y_t^* en $x_t^*(\gamma)$ para obtener la varianza residual condicional mínima $\sigma^{*2}(\gamma)$ (según proceso de búsqueda).

Se calcula

$$F^*(\gamma) = n \left(\frac{\sigma^{*2} - \sigma^{*2}(\gamma)}{\sigma^{*2}(\gamma)} \right)$$

Hansen demuestra que F^* converge débilmente en probabilidad a una F , por lo que la construcción de la F^* por repetición (bootstrapping) puede ser usada aproximadamente como una F estándar.

Los p-values asintóticos del test se componen por el porcentaje de F^* 's en la muestra que exceden el F observado.²⁸

Intervalos de confianza para el parámetro umbral

En este caso la hipótesis nula que se desea testear es $H_0: \gamma = \gamma_0$ donde γ_0 es el valor umbral efectivamente estimado en el modelo.

²⁸ En el caso que los errores condicionales sean heterocedásticos debe sustituirse $y_t^* = u_t^*$ por $y_t^* = \epsilon_t u_t^*$

El test de verosimilitud a aplicar resulta de

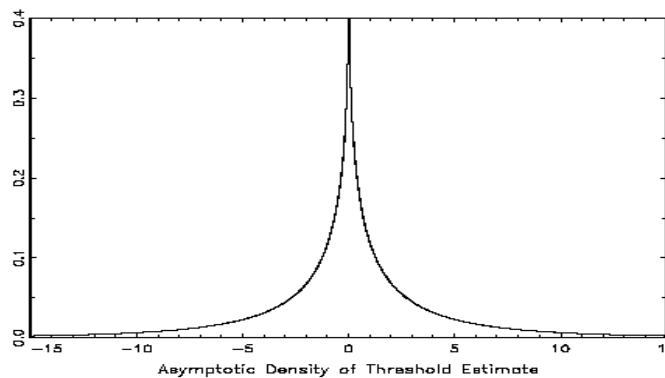
$$LR(\gamma) = n \left(\frac{\sigma^2(\gamma) - \sigma^2(\gamma_0)}{\sigma^2(\gamma_0)} \right)$$

donde $\sigma^2(\gamma_0)$ es la varianza residual estimada que minimiza (7) y $\sigma^2(\gamma)$ es la varianza estimada en cada valor γ de la grilla.

A través de ejercicios de simulación Hansen encuentra los siguientes valores críticos asintóticos para el estadístico $LR(\gamma)$

Cuadro 3. Valores críticos asintóticos y función de densidad para valor umbral

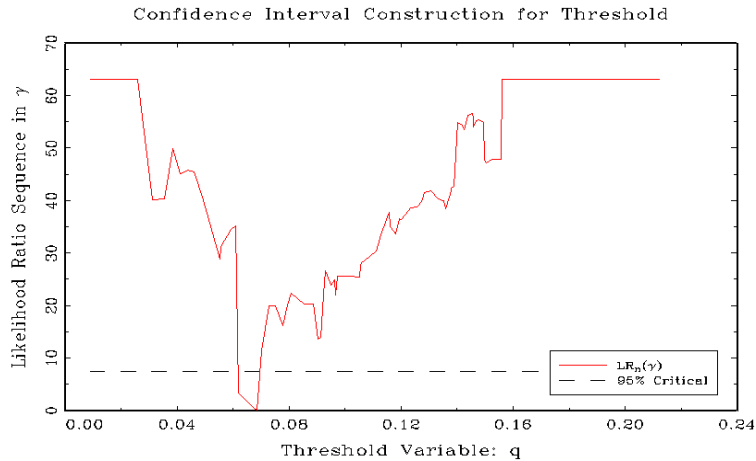
	0,8	0,85	0,90	0,925	0,95	0,975	0,99
Val. Crit. LR	4,5	5,10	5,94	6,53	7,35	8,75	10,59



El intervalo de confianza para γ_0 estaría dado entonces por

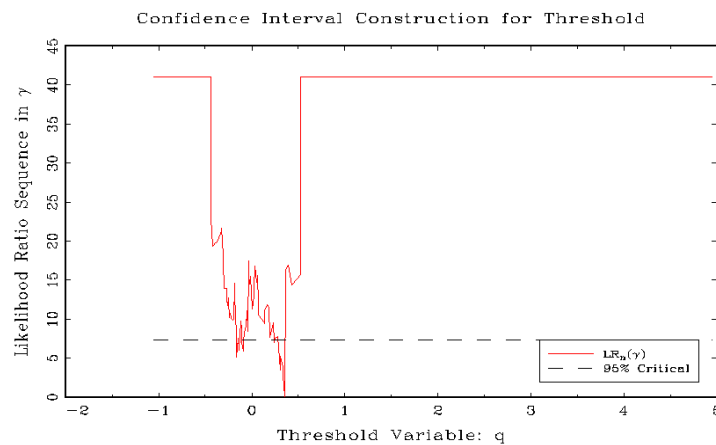
$$\Gamma = \{ \gamma : LR(\gamma) \leq \text{Val. Crit. LR} \}$$

Un método gráfico para encontrar la región Γ es graficar el estadístico $LR(\gamma)$ contra γ y observar los valores γ que cortan los valores críticos asintóticos de $LR(\gamma)$ como se observa en la siguiente gráfica.



Sin embargo como se observa en el siguiente gráfico, la región Γ puede ser discontinua, con lo cual es conveniente redefinir la zona de confianza como

$$\Gamma^* = [\min(\gamma) \Gamma, \max(\gamma) \Gamma]$$



Un supuesto importante que se ha asumido hasta ahora, es que los datos son estacionarios. Sin embargo, un punto central en este tipo de modelos implica distinguir la no estacionariedad de la no linealidad. Resulta entonces necesario introducir el tratamiento de ambos elementos conjuntamente.

Procesos no-estacionarios

AR(p) vs TAR(p)

Bajo la hipótesis de no estacionariedad, la distribución asintótica de $F(\gamma)$ no puede ser tabulada ya que no sigue una distribución similar a la encontrada para el caso estacionario. Hansen propone un método de bootstrapping similar al caso estacionario para el testeo de la significación estadística de la variable threshold.

La hipótesis nula relevante es entonces:

$H_0: \phi = \phi_1 = \phi_2$ donde $\phi_i = (\rho_i \ \alpha_i)$ son los coeficientes autoregresivos del modelo que se presenta a continuación.

$$\Delta y_t = \rho_1 y_{t-1} + \alpha_1' \Delta^* y_{t-1} + e_t \quad q \leq \gamma \quad (8)$$

$$\Delta y_t = \rho_2 y_{t-1} + \alpha_2' \Delta^* y_{t-1} + e_t \quad q > \gamma \quad (9)$$

donde $\Delta^* y_{t-1} = (\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})'$

Un problema adicional que se presenta en el caso de procesos no estacionarios, resulta de la no identificación del orden de integración de la serie en la hipótesis nula.

Hansen sugiere realizar el procedimiento de bootstrapping imponiendo en principio la hipótesis nula de no estacionariedad $\rho_1 = \rho_2 = \rho = 0$ y luego repetir el procedimiento sin restricciones en ρ (lo que equivale a realizar el procedimiento de la sección anterior donde se asume estacionariedad). La significación del test surge del valor más conservador de ambos procedimientos.

El procedimiento para el caso no estacionario es como sigue:

Primero se calcula

$$F(\gamma) = n \left(\frac{\sigma^2 - \sigma^2(\gamma)}{\sigma^2(\gamma)} \right)$$

donde σ^2 es la varianza estimada del modelo doblemente restringido ($\phi_1 = \phi_2; \rho_1 = \rho_2 = 0$) y $\sigma^2(\gamma)$ la del modelo irrestricto (TAR) que minimiza (7) imponiendo solo la restricción $\rho_1 = \rho_2 = 0$.

Luego, sean u_t^* , $t = 1, \dots, n$ puntos aleatorios de una $N(0,1)$ y ϕ la estimación restringida ($\phi_1 = \phi_2, \rho = 0$) del modelo (8)-(9) con datos observados.

Se genera la serie $y_t^* = F(\phi, \rho = 0, u_t^*)$ ²⁹

Se corre primero la regresión Δy_t^* en Δy_{t-k}^* y se obtiene la varianza residual estimada σ^{*2} (lineal) y luego y_t^* en $\Delta y_{t-k}^*(\gamma)$ para obtener la varianza residual condicional mínima $\sigma^{*2}(\gamma)$ (según proceso de búsqueda).

Entonces se calcula

$$F^*(\gamma) = n \left(\frac{\sigma^{*2} - \sigma^{*2}(\gamma)}{\sigma^{*2}(\gamma)} \right)$$

²⁹ Los valores iniciales pueden obtenerse de la serie original estandarizada.

Finalmente, los p-valores asintóticos resultan de $p_{\text{val}} = P(F^*(\gamma) > F(\gamma))$

Test de raíz unitaria

En los modelos TAR se presentan algunas variantes interesantes acerca del testeo del orden de integración de las series.

La hipótesis nula relevante según modelo (8)-(9) es:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$$

La hipótesis alternativa tradicional a H_0 es:

$$H_1: \rho_1 < 0 \text{ y } \rho_2 < 0$$

Cuando se cumple H_0 entonces el modelo (1)-(2) puede re-escribirse como un modelo TAR estacionario en la primera diferencia de la variable.

Sin embargo el escenario mas interesante en estos modelos se presenta en la alternativa H_2 de raíces unitarias parciales.

Esto es:

$$H_2: \rho_1 < 0 \text{ y } \rho_2 = 0 \quad \text{o} \quad \rho_1 = 0 \text{ y } \rho_2 < 0$$

Cuando se cumple H_2 , y_t se comporta como un proceso integrado en uno de los regímenes y como un proceso estacionario en el otro.

Si la alternativa a H_0 es $\rho_1 \neq 0$ $\rho_2 \neq 0$ entonces el estadístico de Wald estándar a aplicar es:

$$R_{2T}(\gamma) = t_1^2(\gamma) + t_2^2(\gamma) \quad (\text{a})$$

donde t_1 y t_2 son los valores t-student para ρ_1 y ρ_2 del modelo (8)-(9).

Cuando la alternativa a H_0 es $\rho_1 < 0$ y $\rho_2 < 0$ entonces el estadístico (a) se reformula en:

$$R_{1T}(\gamma) = t_1^2(\gamma).I(\rho_1 < 0) + t_2^2(\gamma).I(\rho_2 < 0) \quad (\text{b})$$

Siguiendo de esta manera una alternativa conservadora que enfoca solo valores estimados de $\rho_i < 0$ (si $\rho_i > 0$, entonces $I(\cdot) = 0$).

Por último para el caso de raíces unitarias parciales Hansen recomienda observar los valores t-student para ρ_1 y ρ_2 . Si alguno de los valores “t” son estadísticamente significativos entonces se puede tomar como evidencia a favor de raíces unitarias parciales.

Para determinar el grado de significación, Hansen desarrolla por simulación los siguientes valores críticos.

Cuadro 4. Valores críticos para el test de raíz unitaria

Test de raíces unitarias				
	Valores críticos asintóticos *			
tend. estóc.	20%	10%	5%	1%
R1T	8,78	10,84	12,75	16,97
R2T	9,23	11,31	13,24	17,5
-t	2,61	2,97	3,26	3,82
tend. determ.	20%	10%	5%	1%
R1T	8,78	10,84	12,75	16,97
R2T	9,23	11,31	13,24	17,5
-t	2,61	2,97	3,26	3,82

* 100.000 simulaciones

Por último, para realizar inferencia en la muestra, se aplica nuevamente bootstrapping en forma análoga a los procedimientos anteriores.

Una vez mas, la dificultad radica en la no identificación en la hipótesis nula de raíz unitaria, de la variable threshold.

La hipótesis nula relevante es:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$$

contra las alternativas H_1 o H_2 .

El procedimiento consiste en: estimar de (8)-(9) $R_T(\gamma)$, posteriormente se genera la serie $y_t^* = F(\phi_1, \phi_2, \rho_1=\rho_2=0, u_t^*)$ donde u_t^* son puntos aleatorios y se calcula repetidamente el estadístico $R_T^*(\gamma)$ restringido en $\rho=0$.

Los p-values resultan del porcentaje de $R_T^*(\gamma)$ que exceden el $R_T(\gamma)$ observado.

VI. Resultados empíricos

En la práctica, los shocks en el mercado de trabajo tienen efectos permanentes como efectos transitorios.

Mientras que algunas fluctuaciones cíclicas tienen efectos temporales, cambios en algunas variables como la productividad, tipo de cambio, precios de insumos, impuestos o tasas de interés real a menudo afectan en forma permanente.

Al asumir múltiples regímenes de acuerdo a cambios en alguna variable permanente, se logra captar a través del cambio de régimen los efectos de largo plazo, mientras que la modelización univariada en cada régimen permite captar la dinámica de corto plazo y los efectos transitorios.

En este trabajo se aplicó a la tasa de desempleo trimestral de Montevideo para el periodo 1978:01-2002:03, diferentes estructuras bi-lineares TAR(p,2) de acuerdo a diferentes variables umbral.

Se estimaron 16 modelos para la tasa de desempleo en niveles, utilizando como variable de corte entre regímenes “f(.)” distintas tasas de crecimiento de la tendencia del producto. (ver anexo I)

Con un período de retardo, se definieron como variables umbral las siguientes tasas de crecimiento:

una “diferencia larga”/ $f(.) = \log(\text{PBI}_{t-1}) - \log(\text{PBI}_{t-m-1})$

una “diferencia corta”/ $f(.) = \log(\text{PBI}_{t-m}) - \log(\text{PBI}_{t-m-1})$

En ambos casos se estimaron los modelos con m de 1 a 4.

En cuanto a la modelización univariada en cada régimen se ajustaron modelos AR(1) hasta AR(4) con idéntica estructura autorregresiva en cada régimen.

$$y_t = \begin{cases} \alpha_{1,1} + \alpha_{1,2}y_{t-1} + \dots + \alpha_{1,i}y_{t-i} & \text{si } f(.) \leq q \\ \alpha_{2,1} + \alpha_{2,2}y_{t-1} + \dots + \alpha_{2,i}y_{t-i} & \text{si } f(.) > q \end{cases}$$

Para la selección del mejor modelo se utilizaron los criterios AIC y BIC que se presentan en el cuadro 6 para las diferentes estructuras autorregresivas y variables umbral definidas anteriormente.³⁰

³⁰ Para los modelos Threshold autorregresivos los criterios AIC y BIC se definen como:

En el cuadro 7 se exponen las probabilidades de no rechazo (p-values) de la hipótesis nula de linealidad contra la alternativa de no linealidad Threshold autorregresiva. La hipótesis nula de linealidad se define como:

$$H_0: \phi = \phi_1 = \phi_2$$

donde $\phi_i = \alpha_i$ son los coeficientes autorregresivos del modelo correspondiente.

Como se observa, los valores que minimizan los criterios AIC-BIC, corresponden a los modelos autorregresivos mas parsimoniosos con variables de corte en “diferencia larga”. En la mayoría de los casos también se rechaza la hipótesis nula de linealidad al 10%.

De acuerdo a estos resultados se decidió optar por el modelo TAR(1,2) con la diferencia larga $f(.) = \log(\text{PBI}_{t-1}) - \log(\text{PBI}_{t-4})$ como variable umbral.

Para este modelo en particular se rechaza la hipótesis nula de linealidad al 6%.

A continuación se presentan los resultados de la estimación para el modelo seleccionado, mientras que en la figura 5 se clasifican las observaciones de acuerdo a los regímenes estimados.

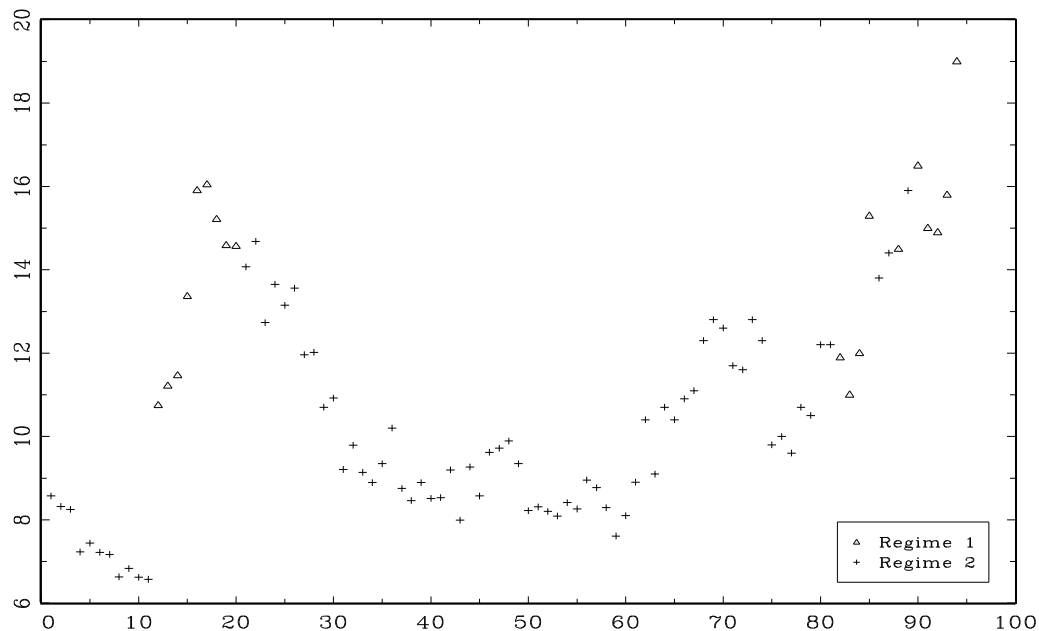
Cuadro 5. Resultados estimación modelo TAR(1,2)

Estimación Modelo TAR(1,2)					
Threshold = -0.012					
Intervalo de confianza al 95%: [-0.016, -0.012]					
R-cuadrado conjunto: 0,877					
Régimen 1: $\log\text{PBI}(t-1) - \log\text{PBI}(t-4) \leq -0.012$			Régimen 2: $\log\text{PBI}(t-1) - \log\text{PBI}(t-4) > -0.012$		
Variable	Estimación	Dev. Std.	Variable	Estimación	Dev. Std.
Const.	4.886	(1.6458)	Const.	0.747	(0.4624)
y(t-1)	0.691	(0.1204)	y(t-1)	0.921	(0.0490)
Observaciones: 19			Observaciones: 73		
R-cuadrado: 0,63			R-cuadrado: 0,85		

$$\text{AIC}(p_1, p_2) = n_1 \log(\sigma^2_1) + n_2 \log(\sigma^2_2) + 2(p_1+1) + 2(p_2+1)$$

$$\text{BIC}(p_1, p_2) = n_1 \log(\sigma^2_1) + n_2 \log(\sigma^2_2) + (p_1+1) \log(n_1) + (p_2+1) \log(n_2)$$

Figura 5. Clasificación de observaciones por régimen



Como se observa de acuerdo a los resultados, el modelo clasifica las observaciones en dos regímenes claramente diferenciados. Un régimen expansivo, con la tasa de crecimiento del producto en tendencia (en relación a tres trimestres anteriores y rezagada un período) creciendo más de un 1.2% y un régimen contractivo donde ocurre lo contrario.

Dado que en todos los modelos las particiones fueron similares (los valores de corte oscilan entre un mínimo de -0.029 y un máximo de -0.001 , léase caída del producto del 2.9% y 0.1% respectivamente), se definirán en forma genérica los regímenes como: un primer régimen (R1) de crecimiento del desempleo que se corresponde con períodos de caída del producto y un segundo régimen (R2) de caída del desempleo con crecimiento de la producción. Este efecto resulta de la utilización del crecimiento del producto como variable umbral dado el comportamiento contracíclico del desempleo.

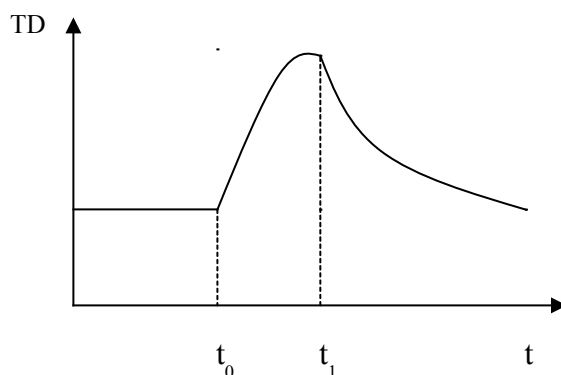
Un punto interesante que resulta de la estimación del modelo es la significativa diferencia entre los coeficientes autorregresivos y las constantes en ambos regímenes.

Mientras que en los periodos de contracción de la economía el desempleo presenta un comportamiento dinámico dominado por una constante significativa, con un coeficiente autorregresivo de 0.69, en los períodos de expansión parece seguir un proceso cercano a un random walk sin drift (la constante no es significativa). La evidencia parece confirmar efectivamente un comportamiento claramente diferenciado del desempleo según el estado de la economía.

Esta asimetría se expresa fundamentalmente en un crecimiento explosivo del desempleo durante las contracciones (por el efecto “escalón” que genera el drift) pero con una tendencia a la desaceleración (dado el coeficiente autorregresivo de 0.69), mientras que, contrariamente en las etapas de expansión, el desempleo parece mostrar un comportamiento persistente o de lento declinio, que se expresa en el coeficiente de autocorrelación cercano a la unidad (0.92).

La dinámica que resulta de modelo estimado se presenta en la siguiente figura donde entre t_0 y t_1 se supone una contracción de la economía.

Figura 6. Dinámica no lineal del desempleo



Cuadro 6. Criterios de selección de modelos AIC y BIC

Criterio de información Akaike (AIC)					
Variable Threshold	lags				
Diferencia rezagada	0	1	2	3	4
$pb_i(t-1) - pb_i(t-2)$	148.047	7.825	9.232	11.715	15.921
$pb_i(t-2) - pb_i(t-3)$	156.139	2.647	4.676	3.768	0.528
$pb_i(t-3) - pb_i(t-4)$	138.665	1.044	11.404	13.989	18.954
$pb_i(t-4) - pb_i(t-5)$	133.825	3.162	7.15	7.193	13.581
Diferencia larga					
$pb_i(t-1) - pb_i(t-2)$	148.047	7.825	9.232	11.715	15.921
$pb_i(t-1) - pb_i(t-3)$	143.425	7.232	8.698	11.512	15.869
$pb_i(t-1) - pb_i(t-4)$	141.636	2.393	4.621	5.197	1.751
$pb_i(t-1) - pb_i(t-5)$	127.905	3.557	4.593	3.212	1.17

Criterio de información Bayesiano (BIC)					
Variable Threshold	lags				
Diferencia rezagada	0	1	2	3	4
$pbi(t-1) - pbi(t-2)$	151.725	13.98	18.465	24.025	31.308
$pbi(t-2) - pbi(t-3)$	159.507	4.089	5.427	9.703	16.311
$pbi(t-3) - pbi(t-4)$	142.328	8.198	20.792	26.299	34.601
$pbi(t-4) - pbi(t-5)$	137.347	9.516	16.681	19.901	29.466
Diferencia larga					
$pbi(t-1) - pbi(t-2)$	151.725	13.98	18.465	24.025	31.308
$pbi(t-1) - pbi(t-3)$	147.016	13.249	17.724	23.546	30.912
$pbi(t-1) - pbi(t-4)$	145.006	4.077	5.084	7.58	14.424
$pbi(t-1) - pbi(t-5)$	131.26	2.623	4.949	9.148	16.621

Cuadro 7. Contrastación de hipótesis Ho:lineal

p-values Ho: lineal					
Variable Threshold	lags				
Diferencia rezagada	0	1	2	3	4
$pbi(t-1) - pbi(t-2)$	0	0.127	0.108	0.064	0.195
$pbi(t-2) - pbi(t-3)$	0	0.073	0.031	0.036	0.077
$pbi(t-3) - pbi(t-4)$	0	0.119	0.108	0.109	0.164
$pbi(t-4) - pbi(t-5)$	0	0.001	0.007	0.043	0.114
Diferencia larga					
$pbi(t-1) - pbi(t-2)$	0	0.127	0.108	0.064	0.195
$pbi(t-1) - pbi(t-3)$	0	0.248	0.102	0.048	0.165
$pbi(t-1) - pbi(t-4)$	0	0.058	0.022	0.023	0.027
$pbi(t-1) - pbi(t-5)$	0	0.074	0.02	0.057	0.152

Dada la significativa diferencia que se observa entre los coeficientes autorregresivos de los procesos univariantes en cada régimen y en particular, el coeficiente cercano a la unidad de la autorregresión en periodos de expansión, se aplicó un análisis de raíces unitarias para verificar la estabilidad del modelo a nivel global y por régimen.

Para ello se ajustó el siguiente modelo:

$$\Delta y_t = \begin{cases} \alpha_{0,1} + \rho_1 y_{t-1} + \alpha_{1,1} \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_{1,4} \Delta y_{t-4} + \varepsilon_t & \text{si } f(.) \leq q \\ \alpha_{0,2} + \rho_2 y_{t-1} + \alpha_{2,1} \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_{2,4} \Delta y_{t-4} + \varepsilon_t & \text{si } f(.) > q \end{cases}$$

Los resultados del test y la estimación se presentan en los cuadros 8 y 9.

En la primera parte del cuadro 8 se expone nuevamente la contrastación de la hipótesis lineal contra la alternativa no lineal y en la parte derecha se contrasta la hipótesis nula de raíz unitaria global (R1T) y por regímenes (t1 para los periodos de crecimiento de desempleo y t2 para los periodos de caída).

Dado que para el modelo seleccionado la variable umbral corresponde a lo que denominamos crecimiento de la tendencia del producto en “diferencia larga”, esto es $\log(\text{PBI}_{t-1}) - \log(\text{PBI}_{t-m-1})$, los tests se aplicaron utilizando únicamente esta variable como threshold y los valores m de la tabla corresponden al parámetro que gobierna la longitud de la diferencia.

Como se observa, salvo el primer caso (con el crecimiento del producto rezagado un periodo como variable umbral) en todos los demás casos se rechaza la hipótesis nula de linealidad a favor de un proceso threshold autorregresivo.

En cuanto a la contrastación de raíces unitarias para el modelo seleccionado (con $m=3$) efectivamente se confirman las apreciaciones realizadas anteriormente en cuanto a la dinámica entre regímenes.

Para los periodos de crecimiento del desempleo “t1” (o caída del producto) se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria a favor de un proceso estacionario y por el contrario en los periodos de caída del desempleo “t2” (o crecimiento del producto) se confirma la hipótesis de histéresis.³¹

Para el modelo en su conjunto (R1T) también se rechaza la raíz unitaria al 10%.

Cuadro 8. Test de raíz unitaria global y por régimen

Threshold Test y Test de Raíz Unitaria									
Modelo TAR No Restringido									
Bootstrap Threshold test				Test Raíz Unitaria, p-Values					
m	Wt	10% Crit.Val.	p-Value	R1T		t1		t2	
				Asint.	Boot.	Asint.	Boot.	Asint.	Boot.
1	19.0	20.1	0.145	0.542	0.453	0.516	0.290	0.799	0.502
2	26.3	20.3	0.030	0.087	0.132	0.049	0.059	0.919	0.643
3	39.8	20.1	0.002	0.036	0.081	0.036	0.051	0.724	0.438
4	36.7	20.1	0.004	0.072	0.126	0.047	0.059	0.880	0.585

³¹ En muestras finitas una raíz unitaria es equivalente a un proceso estacionario con coeficiente autorregresivo cercano a la unidad.

Cuadro 9. Estimación regresión auxiliar TAR

Estimación MCO - Modelo TAR No Restringido						
Regresor	Estimación				Test de Igualdad de Coef. Individuales	
	m = 3		q = - 0.0123		Wald Stat.	Bootstrap p-Value
	Zt-1 < q		Zt-1 ≥ q			
	Est.	s.e	Est.	s.e.		
Const.	4.88	(1.12)	0.700	(0.523)	11.4	0.066
yt-1	-0.283	(0.083)	-0.073	(0.050)	4.62	0.286
Δ yt-1	0.134	(0.166)	-0.187	(0.121)	2.45	0.372
Δ yt-2	-0.399	(0.154)	0.151	(0.123)	7.78	0.088
Δ yt-3	-0.287	(0.159)	-0.054	(0.133)	1.26	0.532
Δ yt-4	-0.018	(0.175)	0.259	(0.125)	1.67	0.462

Cuadro 10. Test de igualdad conjunta de coeficientes Δy_{t-i}

Test de Igualdad Conjunta de Coeficientes					
Coef.	Wald stat.	Boot. Crit. Val.			Boot. p-Value
		10%	5%	1%	
1 a 4	13.0	17.1	20.1	26.6	0.239

Sin embargo, como se observa en los cuadros 9 y 10 no es posible rechazar, la hipótesis nula (para los coeficientes dinámicos auxiliares) de igualdad entre regímenes, tanto en forma individual como conjuntamente.

Siendo así, se decidió re-estimar el modelo imponiendo la restricción anterior y aplicar nuevamente los tests de linealidad y raíces unitarias.

Se ajustó el siguiente modelo TAR restringido:

$$y_t = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_1 y_{t-1} + \epsilon_t & \text{si } f(\cdot) < q \\ \alpha_2 + \beta_2 y_{t-1} + \epsilon_t & \text{si } f(\cdot) \geq q \end{cases}$$

El resultado de la estimación y los tests se presentan en los cuadros 11 y 12.

Como se observa en los cuadros, si bien mejora la performance del modelo no se producen cambios significativos en la dirección de los resultados. En particular se verifican mejoras sustanciales en los niveles de significación muestrales de las pruebas de raíz unitaria que confirman los resultados del modelo anterior.

En todos los casos se rechaza la hipótesis de linealidad y se confirman los resultados de estacionariedad global del desempleo, estacionariedad en períodos de contracción de la economía y persistencia en períodos de crecimiento.

Cuadro 11. Estimación regresión auxiliar modelo TAR restringido

Estimación MCO - Modelo TAR Restringido						
Regresor	m = 3 q = -0.0123				Test de Igualdad de Coeficientes	
	Z t-1 < q		Z t-1 ≥ q		Wald	Bootstrap
	Est.	s.e	Est.	s.e.	Stat.	p-Value
Const.	4.91	(1.16)	0.442	(0.534)	12.3	0.028
yt-1	-0.314	(0.085)	-0.0508	(0.051)	7.03	0.102
Δ yt-1	0.156 (0.167)					
Δ yt-2	-0.053 (0.098)					
Δ yt-3	-0.166 (0.105)					
Δ yt-4	0.191 (0.103)					

Cuadro 12. Test de raíz unitaria global y por régimen

Threshold Test y Test de Raíz Unitaria Modelo TAR Restringido									
Bootstrap Threshold test				Test Raíz Unitaria, p-Values					
m	Wt	10% Crit.Val.	p-Value	R1T		t1		t2	
				Asint.	Boot.	Asint.	Boot.	Asint.	Boot.
1	13.8	13.3	0.086	0.435	0.420	0.308	0.213	0.908	0.620
2	19.6	13.3	0.020	0.035	0.087	0.016	0.036	0.947	0.702
3	28.8	13.4	0.003	0.023	0.070	0.015	0.035	0.872	0.574
4	30.5	13.7	0.001	0.009	0.042	0.005	0.021	0.905	0.613

Durante los períodos de expansión, donde existe plena utilización de la capacidad de la economía, la raíz unitaria refleja los efectos permanentes de cambios en el mercado de trabajo que no están asociados a las oscilaciones cíclicas del nivel de actividad.

En particular durante el periodo 1995/99, partiendo de un 9%, la tasa de desempleo alcanzó niveles del 11% en un contexto general de crecimiento de la economía.

“El aumento del desempleo respondió primordialmente al comportamiento del empleo, cuyo ritmo de crecimiento en un principio se enlenteció asistiéndose posteriormente a una pérdida neta de puestos de trabajo. La recesión de 1995, de pequeña magnitud y duración, no parece poder explicar la diferencia del comportamiento del empleo en 1991/94 y 1996/97, períodos de igual tasa de crecimiento anual acumulado.....La desagregación de la actividad por sectores pone en relieve que, a diferencia del periodo anterior, entre 1995 y 1997, el crecimiento del comercio y de los servicios personales y comunales se acompañó de un leve aumento del empleo mientras que la industria, dinámica en términos de producto, disminuyó sus puestos de trabajo.” (Bucheli et. al. 1998)

Como fue señalado al inicio de esta sección, cambios en variables tales como la productividad, precios de insumos, políticas públicas o modalidades de inserción externa pueden generar efectos permanentes sobre el mercado de trabajo que no necesariamente se

asocian al ciclo económico y que resultan de estrategias de reasignación u optimización de recursos en entornos dinámicos.

En cuanto a la dinámica en los periodos de contracción, la asimetría del desempleo se refleja en un efecto “escalón” con tendencia amortiguada que es el resultado fundamentalmente (como se señaló en el análisis de fase de la sección III) de la fuerte prociclicidad del empleo. En términos del modelo seleccionado este fenómeno se expresa aproximadamente en una adición de 5 puntos porcentuales al 70% de la tasa de desempleo anterior.

Por último, y en términos de política, se confirma la necesidad de la aplicación de medidas diferenciales de acuerdo al estado de la economía.

Contrariamente a lo que intuitivamente podría esperarse, por el efecto permanente de los shocks en el mercado de trabajo durante los periodos de expansión, del presente análisis resulta la necesidad de aplicación de políticas de empleo en épocas de crecimiento económico.

Por los efectos de reasignación de recursos en periodos de auge, el desempleo generado es de largo plazo o estructural y medidas tales como capacitación o mejora de la información por ejemplo, permitirían aliviar el problema de una oferta de trabajo estructuralmente excedentaria.

En contraposición, si bien el desempleo durante los periodos de contracción presenta un comportamiento en el corto plazo de crecimiento en escalón, dada la dinámica estacionaria del desempleo, este efecto tiende a amortiguarse paulatinamente en el tiempo y así también los efectos de política.

Las consecuencias que sobre el nivel de desempleo generan los cambios en el nivel de actividad (más específicamente, en periodos de contracción) dominan sobre cualquier tipo de medida contracíclica.

VII. Conclusiones

De acuerdo a los resultados del presente estudio, la tasa de desempleo puede ser adecuadamente modelizada como un proceso no lineal estacionario.

Los efectos de shocks positivos y negativos sobre el mercado de trabajo son asimétricos. En particular, los efectos de los shocks difieren sensiblemente de acuerdo a la fase del ciclo.

Se encuentra que los shocks recesionarios sobre el mercado de trabajo son menos persistentes (asimetría dinámica) pero mayores en valor absoluto (asimetría media) que los shocks expansionarios.

Shocks positivos (que incrementan el desempleo) tienden a tener magnitudes mayores que los shocks negativos (que disminuyen el desempleo).

En especial, durante los periodos de expansión de la economía, los shocks sobre el desempleo tienen efectos de mas larga duración y menor magnitud que los shocks durante los periodos de recesión donde el desempleo presenta un comportamiento de crecimiento en “escalón” pero con tendencia estacionaria.

Una conclusión clave que emerge del presente estudio es que, dado el comportamiento asimétrico del desempleo que resulta de la dinámica de transición entre fases de caída y crecimiento de la economía, la velocidad de reversión a la media de la tasa de desempleo es muy lenta. Sin embargo no es posible rechazar la hipótesis estructuralista de estabilidad global del desempleo.

El no rechazo de la hipótesis de histéresis en entornos univariantes lineales es la consecuencia estadística de la no inclusión del efecto asimétrico del ciclo sobre el nivel de desempleo. En especial este efecto resulta relevante si se considera que el 79% de las observaciones del presente análisis corresponden a periodos de crecimiento donde, de acuerdo a nuestros resultados efectivamente no se rechaza la hipótesis de raíz unitaria.

En este sentido resulta que, por el efecto permanente de los shocks en el mercado de trabajo durante los periodos de expansión, es necesario aplicar políticas activas de empleo en épocas de crecimiento económico y no en periodos de recesión, donde los efectos de cualquier medida solo tendrán un carácter transitorio.

Bibliografía

- Altissimo, Filippo; et. al. “The nonlinear dynamics of output and unemployment in de U.S.”. Departamento de Investigacion, Banco de Italia. (1999)
- Amendola, Alessandra. “Modelling Asymmetries in Unemployment Rate”. Discussion Paper 60. Universitá degli Studi di Salerno. (2001)
- Ashworth, Paul. “Testing for asymmetry and non-linearity in UK business cycles: some univariate evidence for GDP and components of aggregate demand”. Instituto Nacional de Investigacion Economica y Social. Londres. (1999)
- Barnhart, Cora; Dwyer, Gerald. “Nonlinearity and business cycles”. Federal Reserve Bank of Atlanta. USA. (2000)
- Ben Salem, Mélika; et. al. “Tests for unit-root versus Threshold specification with an application to the PPP”. Universidad de París. Francia. (2001)
- Birchenall, Javier. “Growth and unemployment (without market frictions)”. Universidad de Chicago. USA. (2002)
- Bodman, Philip. “Dynamic asymmetries in the australian labour market”. Universidad de Queensland. Australia. (2002)
- Brida, Juan Gabriel. “A two Regime Model of Inflation and Unemployment Fluctuations”. Universidad de la República. Uruguay. (2000)
- Bucheli, Marisa. “Los cambios en el empleo y el mercado de trabajo de los años noventa”. CEPAL. (1998)
- Coakley, Jerry; et.al. “Evaluating the Persistence and Structuralist Theories of Unemployment from a Nonlinear Perspective”. The MIT Press. Vol.5. Nro.3. (2001)
- Eliasson, Ann. “Is the short-run Phillips Curve Nonlinear? Empirical evidence for Australia, Sweden and de United States”. Stockholm School of Economics. Departament of Economic Statistics. (1999)
- Franses, Philip; van Dijk, Dick. “Non-linear time series models in empirical finance”. Cambridge University Press.
- Franses, Philip; van Dijk, Dick. “A Nonlinear Long Memory Model, with an Application to US Unemployment”. Erasmus University. Rotterdam. (2001)

- Franses, Philip; Clements, Michael. "On SETAR non-linearity and forecasting". Erasmus University. Rotterdam. (1999)
- Gómez, Francisco; Usabiaga, Carlos. "Las estimaciones de la NAIRU: una valoración de conjunto". Estudios sobre la economía española. Universidad de Sevilla. España. (1999)
- Gonzalo, Jesús; Wolf, Michael. "Subsampling inference in Threshold Autoregressive Models". Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III. Madrid. (2001)
- Granger, Clive. "Overview of nonlinear time series specifications in economics". Universidad de California. USA. (1998)
- Guataquí, Juan Carlos. "Estimaciones de la tasa natural de desempleo en Colombia. Una revisión". Universidad del Rosario. Colombia. (2000)
- Hansen, Bruce; Caner, Mehmet. "Threshold Autoregression with a Unit Root". *Econometría*. Vol.69. Nro.6. (2001)
- Hansen, Bruce. "Sample Splitting and Threshold Estimation". *Econometría*. Vol.68. Nro.3. (2000)
- Hansen, Bruce. "Testing for linearity". Universidad de Wisconsin. USA. (1999)
- Hansen, Bruce. "Inference in TAR Models". The MIT Press. Vol.2. Nro.1. (1997)
- Karanassou, Marika; et. al. "Characteristics of unemployment dynamics: The Chain Reaction Approach". Discussion Paper No. 127. Universidad de Londres. (2000)
- Khan, Mohsin; Senhadji, Abdelhak. "Threshold Effects in the Relationship Between Inflation and Growth". *IMF Staff Papers*. Vol.48. Nro.1. (2001)
- Kohns, Stephan. "Testing for asymmetry in British, German and US unemployment data". Universidad de Bonn. Alemania. (2001)
- Mankiw, Gregory. "The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment". Harvard University. Cambridge, USA. (2000)
- Mitchell, William. "Non linearity in unemployment and demand side policy for Australia, Japan and USA". Centre of Full Employment and Equity. Australia (2002)
- Montgomery, Alan; et. al. "Nonlinearity in modelling and forecasting the U.S. unemployment rate". Graduate School of Business, Universidad de Chicago. ()

- Potter, Simon; Koop, Gary. “Dynamic asymmetries in U.S. unemployment”. Universidad de California. USA. (1998)
- Rodríguez, Silvia; et.al. “La tasa de desempleo de Montevideo: ¿raíz unitaria o cambio estructural?” Instituto de Estadística. Universidad de la República. Uruguay. (2001)
- Rodríguez, Silvia. “Modelización y Desestacionalización de la Tasa de Desempleo de Montevideo”. Doc. 16. 13as. Jornadas Anuales de Economía del BCU. (1998)
- Romer, David. “Advanced Macroeconomics”. (Ed. McGraw-Hill). Pág. 10
- Rothman, Philip. “Residual analysis for simple bilinear and threshold autoregressive models with the TR test”. Departamento de Economía. Universidad de Carolina del Este. USA. (1999)
- Rothman, Philip. “Time irreversible unemployment rates”. Departamento de Economía. Universidad de Carolina del Este. USA. (1999)
- Rothman, Philip; Parker, Randall. “The current depth of recession and unemployment rate forecasts”. Departamento de Economía. Universidad de Carolina del Este. USA. (1998)
- Schaling, Eric. “The nonlinear Phillips curve and inflation forecast targeting. Symmetric versus asymmetric monetary policy rules”. Departamento de Economía, Universidad de la República de Sud Africa. (1998)
- Sensier, Marianne; et. al. “Business cycles and the labour market. Can Theory Fit the Facts?”. Instituto de Economía. Oxford, Inglaterra. (1999)
- Spremolla, Alessandra. “Persistencia en el Desempleo de Uruguay”. Cuadernos de Economía. Año 38, Nro.113. (2001)
- Terasvirta, Timo; et. al. “Aspects of modelling nonlinear time series”. Handbook of Econometrics. Volume IV. Pág.48. (1994)
- Tsay, Ruey. “Testing and modeling multivariate threshold models”. Escuela de negocios, Universidad de Chicago.
- van den Berg, Gerard et. al. “The anatomy of unemployment dynamics”. Departamento de Economía, Universidad de Amsterdam. (1999)
- van Dijk, Dick; et. al. “Unit root tests and asymmetric adjustment”. Departamento de Economía, Universidad de Amsterdam. (1999)

- van Dijk, Dick; et. al. “The pace of structural change, cyclical shocks and unemployment dynamics”. Departamento de Economía, Universidad de Amsterdam. (1997)
- Veldkamp, Laura; et. al. “Learning asymmetries in real business cycles”. Universidad de Stanford. (2002)
- Verbrugge, Randal. “Investigating cyclical asymmetries”. The MIT Press. Vol.2. Nro.1. (1997)
- Vidiella, Antoni. “Modelización del tipo de interés a corto plazo con modelos TAR: una aplicación al caso español”. Departamento de Matemática Económica, Financiera y Actuarial de la Universidad de Barcelona. (2000)

Autor: Daniel Gramoso

Anexo I

Cuadros de Resultados

Coeficientes estimados y valores umbral - TAR(1,2)				
Variable Threshold	Valor umbral	Régimen	p	
			const	1
$pbi(t-1) - pbi(t-2)$	-0.011	\leq	2.911	0.834
		$>$	0.619	0.938
$pbi(t-2) - pbi(t-3)$	-0.004	\leq	3.461	0.788
		$>$	0.763	0.916
$pbi(t-3) - pbi(t-4)$	-0.001	\leq	2.483	0.845
		$>$	0.919	0.896
$pbi(t-4) - pbi(t-5)$	-0.0047	\leq	3.622	0.794
		$>$	1.340	0.863
Diferencia larga				
$pbi(t-1) - pbi(t-2)$	-0.011	\leq	2.911	0.834
		$>$	0.619	0.938
$pbi(t-1) - pbi(t-3)$	-0.023	\leq	4.653	0.701
		$>$	0.407	0.961
$pbi(t-1) - pbi(t-4)$	-0.012	\leq	4.886	0.691
		$>$	0.747	0.920
$pbi(t-1) - pbi(t-5)$	-0.029	\leq	5.290	0.666
		$>$	0.568	0.94

Coeficientes estimados y valores umbral - TAR(2,2)						
Variable Threshold	Valor umbral	Régimen	p			Suma AR(p)
			const	1	2	
$pbi(t-1) - pbi(t-2)$	-0.011	\leq	2.881	0.897	-0.065	0.832
		$>$	0.415	0.710	0.247	0.957
$pbi(t-2) - pbi(t-3)$	-0.004	\leq	3.684	1.030	-0.264	0.766
		$>$	0.449	0.670	0.278	0.948
$pbi(t-3) - pbi(t-4)$	-0.0058	\leq	2.082	1.139	-0.251	0.888
		$>$	0.817	0.669	0.250	0.918
$pbi(t-4) - pbi(t-5)$	-0.004	\leq	3.956	0.910	-0.145	0.765
		$>$	1.252	0.726	0.145	0.871
Diferencia larga						
$pbi(t-1) - pbi(t-2)$	-0.011	\leq	2.881	0.897	-0.065	0.832
		$>$	0.415	0.710	0.247	0.957
$pbi(t-1) - pbi(t-3)$	-0.0233	\leq	4.503	0.832	-0.125	0.707
		$>$	0.154	0.744	0.242	0.986
$pbi(t-1) - pbi(t-4)$	-0.012	\leq	4.768	0.881	-0.188	0.693
		$>$	0.445	0.653	0.297	0.950
$pbi(t-1) - pbi(t-5)$	-0.0231	\leq	5.080	0.854	-0.179	0.674
		$>$	0.376	0.661	0.296	0.958

Coefficientes estimados y valores umbral - TAR(3,2)

Variable Threshold Diferencia rezagada	Valor umbral	Régimen	p				Suma AR(p)
			const	1	2	3	
$pbi(t-1) - pbi(t-2)$	-0.011	<=	2.925	0.886	-0.469	0.440	0.857
		>	0.492	0.738	0.328	-0.115	0.951
$pbi(t-2) - pbi(t-3)$	-0.004	<=	3.761	1.009	-0.531	0.296	0.774
		>	0.585	0.696	0.435	-0.194	0.937
$pbi(t-3) - pbi(t-4)$	-0.006	<=	2.052	1.195	-0.603	0.308	0.900
		>	0.935	0.706	0.347	-0.146	0.908
$pbi(t-4) - pbi(t-5)$	-0.004	<=	5.119	1.000	-0.753	0.443	0.690
		>	1.432	0.762	0.270	-0.177	0.854
Diferencia larga							
$pbi(t-1) - pbi(t-2)$	-0.011	<=	2.925	0.886	-0.469	0.440	0.857
		>	0.492	0.738	0.328	-0.115	0.951
$pbi(t-1) - pbi(t-3)$	-0.023	<=	4.569	0.867	-0.559	0.419	0.727
		>	0.232	0.771	0.324	-0.116	0.980
$pbi(t-1) - pbi(t-4)$	-0.016	<=	4.662	0.947	-0.671	0.443	0.719
		>	0.510	0.701	0.408	-0.164	0.945
$pbi(t-1) - pbi(t-5)$	-0.029	<=	4.887	0.909	-0.608	0.404	0.704
		>	0.383	0.730	0.384	-0.156	0.959

Coefficientes estimados y valores umbral - TAR(4,2)

Variable Threshold Diferencia rezagada	Valor umbral	Régimen	p					Suma AR(p)
			const	1	2	3	4	
$pbi(t-1) - pbi(t-2)$	-0.011	<=	2.938	0.878	-0.459	0.392	0.048	0.858
		>	0.326	0.747	0.288	-0.231	0.162	0.965
$pbi(t-2) - pbi(t-3)$	-0.004	<=	3.719	0.972	-0.498	0.075	0.245	0.794
		>	0.549	0.716	0.366	-0.296	0.151	0.937
$pbi(t-3) - pbi(t-4)$	-0.005	<=	2.573	1.082	-0.452	0.025	0.217	0.872
		>	0.985	0.713	0.338	-0.260	0.109	0.901
$pbi(t-4) - pbi(t-5)$	-0.004	<=	5.088	0.994	-0.739	0.404	0.034	0.693
		>	1.425	0.763	0.268	-0.181	0.005	0.855
Diferencia larga								
$pbi(t-1) - pbi(t-2)$	-0.011	<=	2.938	0.878	-0.459	0.392	0.048	0.858
		>	0.326	0.747	0.288	-0.231	0.162	0.965
$pbi(t-1) - pbi(t-3)$	-0.023	<=	4.954	0.748	-0.461	0.148	0.286	0.721
		>	0.149	0.784	0.286	-0.201	0.117	0.986
$pbi(t-1) - pbi(t-4)$	-0.012	<=	4.887	0.851	-0.530	0.110	0.286	0.716
		>	0.567	0.706	0.389	-0.305	0.146	0.936
$pbi(t-1) - pbi(t-5)$	-0.029	<=	5.183	0.803	-0.470	0.071	0.295	0.700
		>	0.325	0.740	0.355	-0.221	0.088	0.963

Anexo II

“Triples” test de asimetría

Intuitivamente el test se desarrolla de la siguiente manera.

Se toman todas las posibles combinaciones de a 3 para las observaciones de una muestra de tamaño N ($\binom{N}{3}$).

Si la mayoría de estas combinaciones son sesgadas hacia la derecha, entonces se infiere que esa es la verdadera distribución de la variable.

Si se toman tres observaciones X_1, X_2, X_3 y se ordenan de acuerdo a sus valores en forma ascendente, entonces si la distribución presenta un sesgo positivo, el valor medio para los tres puntos observados se ubicará más cerca de los menores valores que del mayor:

$$X_1 \quad X_2 \quad \text{Media} \quad \text{-----} \quad X_3$$

Formalmente el test está dado por:

$$\frac{\hat{\eta} - \eta}{\sqrt{\hat{\sigma}_{\hat{\eta}}^2/N}}$$

donde:

$$\hat{\eta} := \frac{1}{\binom{N}{3}} \sum_{i < j < k} f^*(X_i, X_j, X_k), \quad \hat{\sigma}_{\hat{\eta}}^2/N := \frac{1}{\binom{N}{3}} \sum_{c=1}^3 \binom{3}{c} \binom{N-3}{3-c} \hat{\zeta}_c$$

$$\hat{\zeta}_1 := \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (f_1^*(X_i) - \hat{\eta})^2 \text{ with } f_1^*(X_i) := \frac{1}{\binom{N-1}{2}} \sum_{\substack{j < k \\ i \neq j, i \neq k}} f^*(X_i, X_j, X_k),$$

$$\hat{\zeta}_2 := \frac{1}{\binom{N}{2}} \sum_{j < k} |f_2^*(X_j, X_k) - \hat{\eta}|^2 \text{ with } f_2^*(X_i, X_k) := \frac{1}{N-2} \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j \neq k}} f^*(X_i, X_j, X_k),$$

$$f^*(X_i, X_j, X_k) := \frac{1}{3} [\text{sign}(X_i + X_j - 2X_k) + \text{sign}(X_i + X_k - 2X_j) + \text{sign}(X_j + X_k - 2X_i)]$$

$$\hat{\zeta}_3 := \frac{1}{9} - \hat{\eta}^2.$$

La hipótesis nula de simetría es $H_0: n=0$ y se distribuye asintóticamente normal.

Autor: Daniel Gramoso