

# Análisis de la presencia de quiebres estructurales en el mercado laboral de las regiones económicas argentinas(1986-1997)

Figueras, A.J.; Arrufat, J.L y Díaz Cafferata, A.(\*)(\*\*)

**Resumen:** se examinan las series de tasa de desocupación, de actividad y de empleo en Argentina con el fin de explorar la posible propiedad de *histéresis* en los aglomerados que cubre la Encuesta Permanente de Hogares. El análisis econométrico se centra en el procedimiento de contraste de Zivot-Andrews. Los resultados obtenidos respecto de la existencia de raíces unitarias en los aglomerados no es uniforme para las series mencionadas. Se constata la presencia de quiebres estructurales en la tasa de actividad en todos los aglomerados, precediendo a los quiebres en la tasa de desocupación, lo que sugiere que el aumento en la oferta de trabajo ha jugado un papel importante en la evolución del desempleo.

**Palabras clave:** Argentina; regiones; desocupación; empleo; actividad; quiebres estructurales; persistencia; histéresis

Clasificación JEL: J4, J6

---

\* Instituto de Economía y Finanzas. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba, Av. Valparaíso s/n. Ciudad Universitaria. 5000 Córdoba. República Argentina.

E-mail: [alfi@eco.unc.edu.ar](mailto:alfi@eco.unc.edu.ar); [jarrufat@eco.unc.edu.ar](mailto:jarrufat@eco.unc.edu.ar); [diazcaf@eco.unc.edu.ar](mailto:diazcaf@eco.unc.edu.ar);

\*\*\* Los autores agradecen la invalorable colaboración de *Ricardo Descalzi, Paulo Regis* y *María L. García* (por sus comentarios).

# Abstract

## Unemployment, activity, and employment rates. An analysis of structural breaks using regional data for Argentina (1986-1997)

Figueras, A.J.; Arrufat, J.L y Díaz Cafferata, A.\*

We use Permanent Household Survey regional data for Argentina to analyze the behavior of the unemployment, activity, and employment rates. One particular concern is to test whether hysteresis is a feature of the unemployment rate. The econometric approach relies on the use of the Zivot-Andrews unit-root test. Results obtained are not identical across the different series and regions analyzed. Structural breaks are detected for the activity rate which predate the structural breaks in the rate of unemployment. This evidence suggests that changes in the labor supply have played a substantial role in the evolution of the unemployment rate.

JEL: J4, J6

---

\* Instituto de Economía y Finanzas. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba- Av. Valparaíso s/n. Ciudad Universitaria. Córdoba 5000. República Argentina.

E-mail: [alfi@eco.unc.edu.ar](mailto:alfi@eco.unc.edu.ar); [diazcaf@eco.unc.edu.ar](mailto:diazcaf@eco.unc.edu.ar); [jarrufat@eco.unc.edu.ar](mailto:jarrufat@eco.unc.edu.ar)

<sup>1</sup> Finalmente, hay series temporales con características **no estacionarias** (es decir, **el proceso estocástico subyacente varía con el transcurso del tiempo**), en este caso, si la serie temporal es no estacionaria homogénea, podremos, para capturar el fenómeno, remitirnos a los **modelos ARIMA (modelos autorregresivos integrados de media móvil)**.

## I. Introducción

Cualquier persona que inspeccione visualmente el comportamiento de la tasa de desempleo (y otros indicadores del mercado laboral, como la tasa de actividad o de empleo) observará un comportamiento diferencial “a ojos vista” en los diferentes aglomerados de Argentina. Pero que este comportamiento *parezca distinto* no significa que “realmente” lo sea, *si es que la comparación se realiza aplicando ciertos criterios técnicos “estrictos”, actualmente en uso en nuestra disciplina.*

Nuestra inquietud por el mercado laboral, a comienzo de los años '90, nació ante la intuición, luego confirmada por los hechos, de que las dificultades en ese mercado se agigantarían con el tiempo (para una visión de nuestra posición al respecto, Cfr. Díaz Cafferata y Figueras, 1999). Ahora bien, la cuestión central, entonces, es **comprobar si existe tal disparidad en el comportamiento de las variables laborales** en los años '90 versus los años '80. De resultar afirmativa la respuesta, una evidente conclusión que se impondría es que las políticas económicas aplicadas, y las experiencias recibidas en aquella década del ochenta, serían de escasa utilidad en un mercado con un alto índice de mutación.

Por otra parte, y como lo reflejan los títulos de nuestras investigaciones, la preocupación que nos aqueja no se limita a los valores agregados para el país (que en el mercado laboral son determinados en un 60 % por el área del gran Buenos Aires) sino que nuestra preocupación va más allá (algunos de ellos, como La Matanza, con más de un millón de habitantes) para detenerse en los aspectos regionales. ciudades como Formosa que, a nivel del país como un todo, pesa escasamente, dados sus escasos 160.000 habitantes (y con una PEA en 1997 de 60000 personas, aproximadamente el 0.7% del total nacional de entonces), pero que sin embargo **resulta un núcleo urbano que, dado su problema social del desempleo, no “puede ser” soslayado en el análisis de la situación**, pese a su reducida relevancia en el agregado (Cf. texto de Díaz Cafferata y Figueras, 1999)

\_\_\_\_\_ Para enfrentar el *dilema* planteado, iniciamos el camino por una mera comparación de “medias”, pero los resultados no fueron satisfactorios. Avanzamos, pues, luego de un interludio con acentos más conceptuales, al trabajo empírico basado en el análisis del proceso generador de datos subyacente a las series de tiempo de las variables estudiadas a los fines de determinar qué clase de modelos (TS o DS) es el más apropiado para captar el hecho de que la mayoría de las variables macroeconómicas presentan una tendencia creciente a lo largo del tiempo (no son estacionarias). Las interpretaciones teóricas de los ciclos económicos (shocks) están estrechamente relacionadas con la persistencia de las perturbaciones estocásticas, por lo que serán diferentes de acuerdo a cuál de estos modelos se acepte como apropiado para representar variables macroeconómicas. Si la variable en cuestión sigue un TSP (trend stationary process) el efecto de un shock aleatorio se desvanecerá en el largo plazo mientras que si sigue un DSP (difference stationary process) el efecto del shock será permanente. Esto es sumamente relevante para discernir entre la necesidad de aplicar políticas económicas coyunturales o bien estructurales sobre la base de cual de las dos situaciones es la que prima.

. Se trataba, entonces, y en definitiva, de estudiar lo concerniente **al fenómeno de “histéresis”** (concepto que, como tantos otros, nos viene de la física, donde comenzó a utilizarse en el último cuarto del siglo XIX para describir ciertas propiedades de los compuesto “*férricos*”). Es decir, en términos econométricos, se intentaba verificar si el proceso generador de datos de la variable desempleo puede representarse con un modelo DSP.

## II. Algunos conceptos econométricos previos

Los fenómenos económicos, al menos muchos de ellos, presentan evoluciones de comportamiento “definido” con el transcurso del tiempo. Por tanto puede decirse, en un planteo analítico, que los valores de la variable endógena cambian con el paso del tiempo. Esa variación puede atribuirse a componentes subyacentes no observados, como tendencias, estacionalidad y ciclos. Existen dinámicas sencillas, y capturables a su vez por modelos sencillos **con componentes determinísticos**; también se dan dinámicas, comparativamente más complejas, que requieren representarse **por modelos estocásticos**.

Se dan distintos fenómenos de series de tiempo; y, por tanto, distintas “formas” simplificadas (“*modelos*”) de *aproximarse* a ellos. En el **modelo autorregresivo de orden p**, la observación actual de la variable explicada  $Y_t$  es generada por una media ponderada de observaciones anteriores de la misma, que se remontan “p” períodos en el pasado, junto con una perturbación aleatoria, correspondiente ésta al período corriente. Este proceso se simboliza por **AR(p)**.

También existen fenómenos que responden a procesos estocásticos, aproximables por **modelos de media móvil** de orden “q”, en donde cada observación de la variable  $Y_t$  explicada es generada por una media ponderada de perturbaciones aleatorias con un retardo de “q” períodos. Simbolizándose esta variedad de modelos por **MA(q)**. Por otra parte, también se dan procesos aleatorios que son más “aproximables” por **modelos “mixtos”, de media móvil y autorregresión, o modelos ARMA (p,q)**.<sup>(1)</sup>

Uno de los modelos más simples que describe estos procesos estocásticos de series de tiempo es el primeramente mencionado **modelo autorregresivo AR(p)**. En nuestro caso, para la tarea de este artículo, las observaciones “generatrices” se rezagan un solo período, por eso hablaremos de un modelo AR(1) (modelo autorregresivo de orden uno. Un modelo de series temporales univariantes describe el comportamiento de una variable en términos de sus propios valores rezagados (aunque como ya señalamos existen modelos más complejos que los meramente

autorregresivos). Así como en los modelos de regresión, los coeficientes se estiman bajo el supuesto de permanencia de las relaciones estructurales (de no ser así sus estimaciones no serán confiables, tornándose válida la llamada *crítica de Lucas*), en el caso de series de tiempo **es preciso establecer si el proceso estocástico subyacente es invariante respecto al tiempo**. Es decir, **si constituye una serie estacionaria**. De lo contrario, si las características del proceso estocástico cambian a lo largo del tiempo, se dice que la serie es no estacionaria (y las estimaciones con “*datos representativos*” muy distantes en el tiempo no reflejarían las condiciones presentes). Existen métodos informales para distinguir entre sucesiones débilmente dependientes y fuertemente dependientes. También existen pruebas estadísticas formales, como las de Raíces Unitarias (RU). La forma más sencilla de introducir esta prueba para determinar la estacionariedad de una serie es considerar el siguiente modelo AR(1) :

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde  $\varepsilon_t$  es ruido blanco<sup>2</sup>

Luego, si el coeficiente de  $Y_{t-1}$  es en realidad igual a uno, surge lo que se conoce como “Problema de Raíz Unitaria”, es decir, una situación de no estacionariedad. En economía, una serie de tiempo que tiene raíz unitaria se denomina caminata aleatoria dado que el valor de  $Y_t$  se obtiene a partir del valor previo  $Y_{t-1}$ , **añadiendo una variable aleatoria** con media cero e independiente de  $Y_{t-1}$ .

Una condición es que  $\varepsilon_t$  no esté correlacionado en serie. Su proceso, con promedio cero, varianza constante y sin correlación en serie, se llama **ruido blanco de promedio cero** (o simplemente, ruido blanco). Es decir que,  $\varepsilon_t$  es ruido blanco, donde cada elemento de la sucesión  $\{\varepsilon_t\}$ , para  $t$  que va de  $-\alpha$  a  $\alpha$ , tiene:

$$E(\varepsilon_t) = 0; \quad E(\varepsilon_t^2) = \sigma\varepsilon^2; \quad \text{y} \quad \text{Cov}[\varepsilon_t, \varepsilon_s] = 0, \quad \text{para todo } s \neq t$$

entonces  $E(Y_t) = 0$  para todo  $t$ ; y la  $\text{Var}[Y_t]$ , y la  $\text{Cov}[Y_t, Y_s]$  están definidas

En cambio, **si  $|\rho| \geq 1$  decimos que la serie es no estacionaria** (en otras palabras, el proceso estocástico subyacente se ha alterado).

Gran número de las variables macroeconómicas que responden a fuertes tendencias temporales (como los Índices de Precios o el Producto Bruto) presentan la característica de ser **no estacionarias** (aunque a menudo la condición de estacionariedad puede obtenerse de modo

relativamente sencillo a través de una transformación). Desde el ángulo de la política es muy importante saber si una serie es “no estacionaria”(persistente); ya que; en caso de ser *débilmente dependiente*, las políticas no tendrán efectos duraderos en el tiempo.

En nuestra labor, para el presente artículo en concreto, **se establece como hipótesis nula la existencia de serie no estacionaria** (*esto es, hay raíz unitaria si  $|ρ| ≥ 1$* ). Si se rechaza dicha hipótesis nula, por carencia de elementos suficientes para aceptarla, decimos que estamos ante una serie estacionaria. En tal caso, no hay evidencias suficientes que sugieran la presencia del llamado **fenómeno de histéresis** (el cual tratamos más detalladamente en el próximo acápite).

En resumen, contrastaremos:

Ho:  $|ρ| ≥ 1 ⇒$  presencia de RU (serie no estacionaria, la variable sigue una “caminata aleatoria”)

Contra H<sub>1</sub>  $|ρ| < 1 ⇒$  no hay un proceso de RU (la serie es estacionaria).

En el caso particular que más nos preocupa, **esto es la tasa de desempleo**, es relevante conocer si en los últimos años la serie de sus datos ha respondido en su comportamiento estadístico a un proceso estacionario, pues esto permitiría contestar acerca de la presencia del llamado fenómeno de la “persistencia”. Es decir, si los shocks soportados han alterado el proceso estocástico subyacente en el mercado laboral o, por el contrario, no lo han hecho.

### III. Histéresis

Como adelantamos, el concepto de histéresis (acápite I) nos viene de las ciencias duras. En física se dice que hay histéresis cuando un “material” sometido a una fuerza, al cesar ésta, no retorna a su “forma original”. En economía, en vez de material y forma original, hablamos de “variable” y “valor original de esa variable”. Es decir, que el fenómeno se presenta cuando una variable, al desaparecer el *shock* temporal, no retorna a sus valores pasados<sup>(3)</sup>.

En el mercado laboral, puede verse el fenómeno de **histéresis como la manifestación de un mayor desajuste entre oferta y demanda laboral**. En otras palabras, una mayor tasa natural de

---

<sup>2</sup>  $E(ε_t) = 0$ ;  $Var(ε_t) = σ$ ;  $Cov(ε_t, ε_s) = 0$

<sup>3</sup> A poco de transitar por la literatura económica de hoy tropezamos con un par de vocablos, “persistencia” e “histéresis”, que es preciso clarificar. El concepto de persistencia suele aparecer con diferentes acepciones, según el autor y el trabajo que se consulte. Existe un sentido lato y otro más estricto (o específico). En el primer sentido, en la acepción amplia, decimos que **hay un problema de “persistencia” cuando** la tasa de desempleo, una vez que crece, se estabiliza en ese nivel elevado (o, en otra forma, la tasa depende de los valores inmediatos de la misma variable; es decir que hay un fuerte efecto inercial). **En la otra acepción, se dice que hay persistencia cuando** “en la serie de tiempo se registra la presencia estadística de raíces unitarias”(o sea, hay indicios que sugieren histéresis).

desempleo<sup>(4)</sup>. De allí que nuestro propósito fuera inicialmente contrastar la presencia del fenómeno de histéresis **en la evolución de la tasa de desempleo** (luego, se extendió a tasa de actividad y de empleo). Para ello se trabajó con la función [bajo la modalidad de un rezago, AR(1)] de la tasa de desempleo, de acuerdo con la expresión:

$$U_t = \rho U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Los símbolos utilizados son  $U_t$  para la tasa de desocupación y  $\varepsilon_t$  es una variable aleatoria. De presentarse un valor de  $\rho$  igual o mayor a la unidad, estaremos frente a la **presencia de una raíz unitaria** (que caracteriza una **serie no estacionaria**<sup>(5)</sup>). Es decir, nos encontraremos frente al *fenómeno de histéresis*, entendiendo por tal cuando, dado un valor “histórico” de la variable y producido un “shock” que la afecte, acontece una alteración en los valores de dicha variable sin que, con el tiempo, se produzca un retorno a los valores precedentes; **habiéndose alterado, entonces, su senda**. Esto significa, en el caso del desempleo, que producido un salto hacia arriba en las tasas, la desocupación será resistente a la baja (*nos movemos en una plataforma más alta*)<sup>(6)</sup>. La “historia” habrá cambiado. Sus causas no las analizamos, sólo intentamos definir (desde el punto de vista estadístico) si ciertamente se produjo una alteración de ese tipo<sup>(7)</sup>.

#### IV. El análisis empírico de la tasa de desempleo: los quiebres estructurales

En cuanto al fenómeno de histéresis en la tasa de desempleo, se recurrió, una vez más lo recordamos, a aplicar el contraste de DFA. **Los resultados rechazan la hipótesis nula de la presencia de RU** (a un 5% de significación), en base a lo cual no se podría afirmar que en ese período 1980–1989 se hubiera presentado el fenómeno de histéresis. Dicho en otras palabras, *hasta esta instancia de nuestra investigación* el análisis técnico señalaba que en la década de los ochenta una suba en la tasa de desempleo no era permanente y sería de esperar un retorno a sus valores históricos.

---

<sup>4</sup> En términos gráficos, un corrimiento hacia fuera de la “curva de Beveridge” (que relaciona vacantes con desocupados). Nuestro análisis no puede avanzar en tal dirección por carencia de series de vacantes, lo que nos impide identificar la curva mencionada.

<sup>5</sup> Reiterándonos, en una serie no estacionaria los efectos de un “shock” no se disipan; pues, por su causa, *se ha alterado el proceso estocástico subyacente* (no se retorna a los valores anteriores).

<sup>6</sup> Como aclaración complementaria, en el caso de que el valor del parámetro  $\rho$  resulte menor que uno, estaremos ante la situación de un impacto (sobre la variable desempleo, en este caso) que se irá atenuando, conforme transcurra el tiempo, hasta finalmente agotarse.

Sin embargo, si el período bajo análisis se va ampliando, para incorporar datos de la década de los '90, las pruebas llevan progresivamente a no rechazar la hipótesis de histéresis (o sea de RU) (períodos 1980/1994; 1980/1995; 1980/1996; y 1980/ 1997).

En una primera etapa, en Arrufat, Díaz Cafferata y Figueras (1998), utilizando el contraste DFA, **también contrastamos la posible existencia de *quiebres estructurales*, a pesar de que su presencia sesga los resultados de DFA a favor de la existencia de raíces unitarias** (en adelante RU), aun cuando éstas estén en realidad ausentes en los datos. En otras palabras, si la serie exhibe quiebres estructurales, DFA inducirá a sugerir la presencia de histéresis aun cuando tal fenómeno no exista efectivamente.

Para detectar la existencia de posibles cambios estructurales, se aplicaron en ese artículo dos pruebas: el llamado "*recursive residual test*" (RRT) y el "*one step forecast test*" (OSFT), postulando la hipótesis nula de que no hay cambio estructural en las series bajo estudio. Los resultados sugirieron "fracturas", esto es, la presencia de un comportamiento estadísticamente diferenciado en los años '90 [Cfr. Arrufat et alter, 1998].

No obstante, como ya sostuvimos, en virtud de lo señalado en la literatura (Perron, 1989) el contraste utilizado (DFA) es sensible en sus resultados a la presencia de "quiebres estructurales", inclinando a no rechazar la existencia de RU en su caso (aun cuando éstas estén ausentes; es decir, que en realidad la serie sí haya tenido un comportamiento estacionario). Ante esta gruesa limitación de aquellas pruebas, aplicamos un método alternativo, el contraste de Zivot-Andrews (Zivot y Andrews, 1992).

## V. El enfoque Zivot-Andrews para RU

Un punto destacable de la metodología de estos autores Zivot y Andrews (ZA en adelante) **es que su prueba no solamente permite contrastar la hipótesis nula de presencia de RU, sino que sugiere, además, un momento en la serie en el cual, probablemente, se ha verificado el quiebre estructural ("*breakpoint*")...**, de existir éste.

Se trabajó la hipótesis de la RU, **para las jurisdicciones provinciales**, y distintos niveles de significación (Arrufat et al, 1999a), obteniéndose los resultados siguientes. Para el período de



1980-1998, en la mayoría de las provincias<sup>8</sup>) se rechaza la hipótesis de RU (esto es, la presencia de una serie de desempleo no estacionaria) con diferentes niveles de significación:

- a) Con un nivel de significación del 1%: se rechaza la hipótesis de las RU, en los casos de Mendoza, Rosario, Conurbano y GBA y el *agregado Argentina*.
- b) Con un nivel de significación del 5 %: se rechaza la presencia de RU, en los casos de La Plata, Catamarca, Córdoba, Corrientes, Comodoro Rivadavia, y Santiago del Estero.
- c) Con un nivel de significación del 10%: se rechaza la hipótesis de serie no estacionaria en los casos de Jujuy, Posadas, Salta y Tucumán.
- d) A su vez, **no se rechaza la presencia de RU**, ni siquiera con un nivel de significación del 10 %, en el caso de nueve aglomerados.

Recordemos que un subproducto del contraste ZA es la **determinación de puntos de quiebre estructural**. Tal punto de “fractura” es elegido por el *test* como **aquel momento particular de la serie para el cual se provee la menor evidencia contra la hipótesis nula**.

Debemos señalar que la metodología adoptada sólo toma en consideración la posibilidad de un único quiebre estructural . Lo que significa que con la misma no podemos determinar cuál es el número correcto de quiebres que ha sufrido el componente tendencial (bajo la hipótesis de que no es un proceso con raíz unitaria). La metodología ZA permite la posibilidad solamente de un quiebre estructural. La presencia de quiebres adicionales solo incrementaría el poder explicativo del modelo estacionario, y por lo tanto la evidencia en contra de la no estacionariedad de la serie. La adición de sucesivos quiebres no modificaría la conclusión de que la serie es estacionaria (si bien cuando no se rechaza la hipótesis de raíz unitaria, la conclusión podría alterarse ya que la inclusión de nuevos quiebres podría mostrar que en realidad no existen raíces unitarias).

Es decir que en los posibles casos en los cuales en la realidad se produzca más de un quiebre, los resultados no solo no serían definitivos (ya que solo se registraría un quiebre) sino que el estimador de dicho quiebre será sesgado, dada la presencia de una variable omitida. La inclusión de dicha variable omitida es una tarea pendiente para futuros trabajos.”<sup>9</sup>

A continuación, en el Cuadro I, presentamos los quiebres, en las series de desocupación, detectados para cada “Aglomerado” y para el agregado de toda la Argentina<sup>(10)</sup>.

---

<sup>8</sup> Hablamos de provincias, pero en realidad los datos corresponde a “Aglomerados” encuestados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (Indec), o sea las ciudades principales (generalmente las cabeceras de provincia).

<sup>9</sup>

**Cuadro I**  
**Tasas de desempleo 1980-1998 de Argentina.**  
**Criterio de Información de Akaike (CIA). Modelos A- D**

Aglomerado	CIA Modelo A	CIA Modelo B	CIA Modelo C	CIA Modelo D	Mejor Modelo	Alfa estimado o mejor modelo	Segundo mejor modelo	Alfa estimado segundo mejor modelo	Tmin (mejor o segundo mejor modelo)	Resultado de contraste RU
1. La Plata	3.35	3.63	3.64	3.4	A	0.4057	L		-5.8112	Significativo al 5 %
2. Catamarca	3.8	4.24	3.83	4.11	A	-0.8351	C	-0.0047	-6.4008	Significativo al 5 %
3. Córdoba	3.36	3.52	3.43	3.58	A	0.1365			-6.0995	Significativo al 5 %
4. Corrientes	4.34	4.35	4.25	4.17	D	0.0095			-4.6086	Significativo al 5 %
5. Resistencia	3.18	3.4	3.16	3.13	D	0.5231			-3.118	No significativo al 10 %
6. C. Rivadavia	3.52	3.71	3.72	3.57	A	0.1617	B		-5.5125	Significativo al 5 %
7. Paraná	4.1	4.37	3.68	4.26	C	-3.8989	A	-0.2385	-4.9747	No significativo al 10 %
8. Formosa	2.93	3.01	2.95	3.48	A	0.3132			-4.6289	No significativo al 10 %
9. Jujuy	4.21	4.42	4.48	4.44	A	0.3523			-5.2397	Significativo al 10 %
10. La Rioja	3.5	3.54	3.34	3.49	C	0.4693			-4.0527	No significativo al 10 %
11. Mendoza	2.36	2.45	2.33	2.32	D	0.2595			-5.5452	Significativo al 1 %
12. Posadas	3.64	3.59	3.63	3.75	B	0.1649			-5.146	Significativo al 10 %
13. Neuquén	3.55	3.51	3.3	3.47	C	0.1778			-5.1654	No significativo al 10 %
14. Salta	4.07	4.28	4.19	4.05	D	0.1899			-4.1578	Significativo al 10 %
15. San Juan	4.45	4.59	4.36	4.44	C	0.0815			-5.4261	No significativo al 10 %
16. San Luis	3.75	3.91	3.58	3.88	C	0.2012			-4.6734	No significativo al 10 %
17. R. Gallegos	2.41	2.25	2.19	2.62	C	-2.3139	B	-2.4564		<b>No Aplicable</b>
18. Rosario	4.33	4.6	4.14	4.7	C	-0.0575	A	-1.1619	-7.4225	Significativo al 1 %
19. Santa Fe	4.29	4.42	4.37	4.34	A	-1.5957	D	0.317	-3.3163	No significativo al 10 %
20. S. Estero	3.74	3.97	4.04	3.85	A	0.0329			-5.4979	Significativo al 5 %
21. Tucumán	4.14	4.27	3.92	4.23	C	0.1926			-5.6029	Significativo al 10 %
22. Cap. Federal	3.33	3.42	3.47	3.45	A	0.4651			-4.0563	No significativo al 10 %
23. Conurbano	3.6	3.98	3.66	4.33	A	-0.6176	C	-0.5909	-7.658	Significativo al 1 %
24. Argentina	2.9	3.14	3.36	3.63	A	-0.4867	B	-4.0595	-7.5314	Significativo al 1 %
25. Gran BsAs	3.33	3.61	6.61	3.89	A	-0.4542	B	-1.2505	-6.9249	Significativo al 1 %

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH de Indec.

**Nota de lectura metodológica Cuadro I:**

De los cuatro modelos, se ha optado por elegir para cada aglomerado aquel que, según el Criterio de Akaike, sea el de mejor "ajuste". Para aquellos casos en que se observen ciertas incoherencias en el "modelado", dadas por: aquellos modelos cuyo parámetro *alfa* estimado sea mayor a uno (ya que corresponderían a una serie no estacionaria, explosiva) o de signo negativo (para evitar los problemas que genera el hecho de que el proceso estocástico tenga comportamiento dinámico oscilante), se considera conveniente dejar de lado el modelo "óptimo" y optar por el segundo mejor. En éstos contados casos (son 8 aglomerados), se tiene en cuenta el segundo mejor modelo, según el Criterio de Akaike:

- a) Para aquellos casos en los cuales el valor absoluto del parámetro *alfa* es mayor a uno, si el segundo modelo supera dicho inconveniente, se opta por elegirlo. Si no lo supera, se considera que para dicha serie no se dispone de un modelo adecuado y se consigna "no aplicable".
- b) Cuando el problema es sólo el signo negativo del parámetro alfa (lo que implica un proceso oscilatorio), se analiza el segundo modelo y si se obtiene un valor de alfa positivo y menor a uno, es el modelo elegido, de lo contrario nos quedamos con el primer modelo.

De presentarse las circunstancias anteriores, se destacan con un relleno gris en el cuadro, cuál ha sido el modelo final elegido. En ningún caso se evaluó más allá del segundo mejor modelo.

La pregunta a contestar *a priori*, y móvil importante de nuestra investigación, es *cuándo para el conjunto de aglomerados*, puede decirse que tal comportamiento de la serie se alteró en la dimensión en que las técnicas puedan detectarlo formalmente. Los indicios parecen señalar el año 1994, ya que dieciséis aglomerados registran "rupturas" (seis de ellos en la medición de mayo, y diez en la de octubre). Cabe aclarar aquí que por convención el registro "real" del quiebre se

produce en la medición posterior a aquél en que se detecta. Esto es, si la fractura es señalada por el contraste estadístico aplicado en octubre de 1994, el cambio (en la ordenada, en la tendencia o en ambos a la vez) realmente ha tenido lugar en el período inmediato siguiente (en mayo de 1995).

El caso ejemplificado puntualmente, es obvio, permitiría esbozar una explicación *económica* a ese cambio de conducta en el mercado laboral, atribuyéndola al efecto de la crisis de México de diciembre de 1994 (que produjera en Argentina el desplome en el PBI del 4,4% en 1995, y el paso de 12,2% de desempleo abierto, para el total de aglomerados urbanos, en octubre '94 a 18,6 % en mayo '95; y en el caso del Conurbano bonaerense de 14,9 a 22,6 %).

Debemos apuntar que el procedimiento ZA *puede fallar* en cuanto a su precisión para rechazar la hipótesis nula aun cuando ésta no sea estrictamente cierta. Esto acontece, cuando, por ejemplo, el valor de “p” se encuentre muy próximo a uno aunque no llegue a dicho valor estrictamente. Valga el ejemplo, cuando la raíz arroja un cálculo de 0.97, a todas luces menor que uno, su proximidad a la unidad puede conducir a que el test de ZA fracase en rechazar la hipótesis nula.

## VI. El caso de la tasa de actividad

La preocupación por el funcionamiento del mercado laboral (más allá de polemizar acerca de si el desempleo es “*keynesiano*” o bien “*clásico*”, en la terminología de Malinvaud) lleva a los investigadores a preguntarse por el comportamiento de la oferta laboral (ya que, según sea ésta, distintos serán los efectos en la desocupación, y por ende, diferentes las políticas *terapéuticas*).

En función de lo anterior, ha formado parte de nuestra tarea analizar el comportamiento de las tasas de actividad, a fin de conocer si el mercado, **por el lado de la oferta**, presenta en los '90 un comportamiento similar o análogo a aquél de la década de los '80; o si, por el contrario, puede decirse que es *estadísticamente* diferente.

Al igual que en el caso de la tasa de desempleo las series de datos presentan algunas discontinuidades, o sea datos inexistentes para alguna medición (por ej. para el caso de La Plata, los datos no disponibles son abril 1981, octubre 1983 y octubre 1990; o para Resistencia, noviembre 1985 y mayo 1986, aunque no son los únicos); además, del problema bien conocido de que los relevamientos de la EPH no resultan equi-espaciados (lo cual conlleva dificultades estadísticas que la teoría señala).

Para testear nuestra tesis se siguió el mismo procedimiento de ZA (ver Anexo), aplicándolo a los modelos A, B, C y D, en cada localización; y seleccionando, por el Criterio de Información de Akaike,

cuál resulta el más apropiado a los diferentes aglomerados. Los resultados (en el Cuadro II) obtenidos se presentan en el cuadro I.

**Cuadro II**  
**Tasas de participación 1980–1998 de Argentina.**  
**Criterio de Información de Akaike (CIA). Modelos A- D.**

Aglomerado	CIA Modelo A	CIA Modelo B	CIA Modelo C	CIA Modelo D	Mejor Modelo	Alfa estimado o mejor modelo	tmin mejor modelo	Fecha de quiebre de la tasa de participac	Resultado de contraste RU
1. La Plata	2.92	2.83	2.28	2.60	D	0.595	-2.465	May-95	No significativo al 10 %
2. Catamarca	2.66	3.00	2.81	2.94	C	-0.723	-5.830	May-89	Significativo al 5 %
3. Córdoba	2.22	2.05	2.07	2.20	B	-0.930	-5.763	May-96	Significativo al 5 %
4. Corrientes	3.29	2.90	2.75	3.31	C	-0.110	-5.313	May-92	No significativo al 10 %
5. Resistencia	2.71	2.75	2.64	2.77	C	-0.290	-4.753	May-90	No significativo al 10 %
6. C. Rivadavia	2.21	2.51	2.26	2.11	D	0.549	-3.878	Oct-87	Significativo al 10 %
7. Paraná	2.58	2.66	2.61	2.74	A	0.178	-5.112	Oct-89	Significativo al 10 %
8. Formosa	2.33	2.46	2.25	2.38	A	0.044	-5.935	May-87	Significativo al 5 %
9. Jujuy	2.87	3.09	2.84	2.85	C	-0.517	-6.704	May-95	Significativo al 5 %
10. La Rioja	2.46	2.62	2.50	2.41	D	0.191	-4.895	May-86	Significativo al 5 %
11. Mendoza	2.20	2.90	2.75	2.25	A	-0.481	-6.587	Oct-90	Significativo al 1 %
12. Posadas	2.88	2.43	2.68	3.13	D	-0.599	-4.021	May-96	Significativo al 10 %
13. Neuquén	2.41	2.41	2.08	2.40	C	-0.041	-5.938	Oct-86	Significativo al 5 %
14. Salta	2.62	2.56	2.49	2.62	C	0.032	-5.681	May-88	Significativo al 10 %
15. San Juan	2.80	2.86	2.85	2.94	A	0.227	-5.118	May-93	Significativo al 10 %
16. San Luis	2.64	2.53	2.46	2.81	C	-0.813	-3.775	May-93	No significativo al 10 %
17. R.Gallegos	2.42	2.36	2.04	2.35	D	0.008	-5.064	Oct-89	Significativo al 5 %
18. Rosario	2.76	2.85	2.78	2.91	A	-0.008	-5.608	May-91	Significativo al 5 %
19. Santa Fe	3.26	2.87	2.74	3.40	A	0.280	-4.427	May-95	No significativo al 10 %
20. S. Estero	2.66	2.54	2.27	2.54	C	-0.248	-6.101	May-89	Significativo al 5 %
21. Tucumán	2.20	2.32	2.24	2.30	A	0.308	-4.823	May-86	No significativo al 10 %
22. Cap.Federal	2.46	2.54	2.32	2.53	C	0.264	-4.824	May-86	No significativo al 10 %
23. Conurbano	2.49	2.45	2.37	2.63	A	0.170	-5.624	Oct-92	Significativo al 5 %
24. Argentina	1.58	1.38	1.35	1.81	A	0.258	-4.678	Oct-92	No significativo al 10 %
25. Gran Bs As	2.22	2.10	2.03	2.56	A	0.020	-4.517	Oct-92	No significativo al 10 %

**Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH de Indec.**

**Nota de lectura metodológica Cuadro II:**

En este caso no se utilizó la misma metodología que en el Cuadro I, ya que la anterior era demasiado “*exigente*”, y con su aplicación se concluiría en que para el caso de muchas series no contaríamos con modelos que cumplieran las condiciones antes exigidas. Por tanto, el tratamiento se simplificó. Se eligió aquel modelo que contara con el mejor valor del estadístico de Akaike<sup>(11)</sup>, excluyendo previamente aquellos modelos cuyo parámetro alfa estimado sea mayor en valor absoluto que uno. De allí que es posible (como en el caso de Posadas) que el modelo elegido sea el cuarto (*y el menos favorable*) según su Akaike.

Del análisis efectuado se concluye lo siguiente:

- a) Se rechaza la hipótesis de presencia de RU ( $H_0$ ), con un nivel de significación del 1 % (o riesgo de cometer *el error Tipo I*) en un solo caso: Mendoza.
- b) Se rechaza, con un nivel de significación del 5 %, en el caso de 10 aglomerados: Catamarca, Córdoba, Formosa, La Rioja, Neuquén, Río Gallegos, Rosario, Santiago, y Conurbano.
- c) Se rechaza la presencia de RU, con un nivel del 10 % de significación, en solamente 5 aglomerados: Comodoro Rivadavia, Paraná, Posadas, Salta, y San Juan.

d) Por otra parte, no puede rechazarse la hipótesis de RU a un nivel de 10 %, en los casos de La Plata, Corrientes, Resistencia, San Luis, Santa Fe, Tucumán, Capital Federal, y Buenos Aires (así como para el agregado “ponderado” de **Argentina**).

Es evidente que en términos de las técnicas estadísticas, el rechazo de la presencia de RU es bien definido en los aglomerados enumerados en los puntos a y b anteriores; en tanto que el resultado del punto “c” indica los casos “fronterizos”, esto es, que en tales localidades el contraste estadístico ZA no es tan concluyente dada la significatividad del 10 %.

En cuanto a **los puntos de ruptura** en la serie, es decir, aquella fecha en la cual la medición de la tasa de actividad no sería “compatible” con el mantenimiento de la estructura (o comportamiento) de la oferta laboral observada hasta ese momento, pueden detectarse ciudades con quiebres “prematuros” (vgr. La Rioja, Tucumán, y Capital Federal en 1986) y otras con “breaks” demorados (como Posadas y Córdoba, en 1996, una década más tarde que en Capital Federal).

## VII. Análisis de la tasa de empleo

También se tuvo en cuenta un tercer indicador del mercado laboral, la tasa de empleo, definida como la proporción de trabajadores ocupados con respecto a la población total.

Nuevamente cabe mencionar problemas en las series tales como que no sean observaciones equi-espaciadas y la falta de datos en ciertos casos (por lo que hubo que *rellenar* algunas series).

Se utilizó la misma metodología de ZA (ver Anexo) de cuatro modelos (A, B, C y D) para el testeo de la presencia de raíces unitarias, en los mismos aglomerados anteriormente trabajados. Los resultados obtenidos se resumen en el siguiente cuadro, donde el criterio de selección es el mismo que para el caso de la tasa de actividad:

**Cuadro III**  
**Tasas de Empleo 1980 – 1998 de Argentina.**  
**Criterio de Información de Akaike (CIA). Modelos A- D.**

---

<sup>11</sup> Siguiendo el Criterio de Akaike, se opta por aquel modelo que posea un estadístico menor o más negativo.

Aglomerados	Modelo A		Modelo B		Modelo C		Modelo D		Mejor Modelo	tmin	Contraste
	Alfa	CIA	Alfa	CIA	Alfa	CIA	Alfa	CIA			
1. La Plata	-0.97	2.24	-0.27	2.90	0.34	2.77	-0.24	2.82	A	-5.760	Signif. Al 5%
2. Catamarca	-0.12	2.33	0.07	2.53	-0.13	2.37	0.17	2.58	A	-6.329	Signif. Al 1%
3. Córdoba	-0.45	2.62	-2.69	2.86	0.18	2.55	0.14	2.85	C	-5.921	Signif. Al 5%
4. Corrientes	-0.06	2.17	0.00	1.85	0.23	2.54	0.21	2.51	B	-3.623	No signif. Al 10%
5. Resistencia	0.14	2.54	-0.23	2.54	0.20	2.67	0.29	2.66	A	-4.205	No signif. Al 10%
6. C. Rivadavia	0.20	2.26	0.15	2.29	0.16	2.34	0.43	2.45	A	-4.956	No signif. Al 10%
7. Paraná	-1.72	1.96	-0.47	2.25	-0.51	2.19	-0.98	2.07	D	-4.164	Signif. al 10%
8. Formosa	0.23	2.71	-2.12	2.22	-2.20	2.27	-1.04	2.20	A	-4.482	No signif. Al 10%
9. Jujuy	0.00	2.73	-0.75	2.41	-0.01	2.73	0.23	2.64	B	-5.173	Signif. al 10%
10. La Rioja	0.39	2.12	0.46	2.28	0.30	2.23	0.51	2.25	A	-3.961	No signif. Al 10%
11. Mendoza	-0.99	2.23	0.44	2.93	0.32	2.77	0.59	2.91	A	-6.180	Signif. Al 5%
12. Posadas	-1.22	2.74	-1.46	2.79	-2.56	1.93	-1.52	2.73			<b>No Aplicable</b>
13. Neuquen	0.40	2.53	0.46	2.56	0.33	2.46	0.46	2.49	C	-4.339	No signif. Al 10%
14. Salta	-1.60	2.46	-0.85	2.72	-1.82	2.66	-1.41	2.64	B	-3.738	No signif. Al 10%
15. San Juan	0.25	2.59	0.24	2.53	0.24	2.59	0.34	2.68	B	-5.150	Signif. al 10%
16. San Luis	-0.20	2.00	-0.71	2.29	-0.91	2.15	0.34	2.63	A	-5.127	Signif. al 10%
17. R. Gallegos	-0.94	2.38	-0.87	2.31	-1.17	2.22	-0.13	2.45	B	-5.026	Signif. al 10%
18. Rosario	-0.58	2.88	-0.60	2.96	-0.92	2.85	0.44	3.06	C	-5.372	No signif. al 10%
19. Santa Fe	-0.14	2.02	0.13	2.74	-0.45	2.69	-0.05	2.29	A	-6.022	Signif. al 5%
20. S. Estero	0.55	2.49	-0.04	3.08	0.54	2.54	0.13	2.81	A	-4.652	No signif. al 10%
21. Tucumán	-0.22	2.41	-3.53	2.26	-3.56	2.21	-0.10	2.40	D	-4.475	Signif. al 5%
22. Cap Federal	0.32	2.55	-0.53	2.54	-0.62	2.59	0.56	2.54	D	-3.917	Signif. al 10%
23. Conurbano	-0.64	2.35	-0.72	2.40	-0.67	2.45	-0.37	2.31	D	-5.633	Signif. Al 1%
24. Argentina	0.06	1.46	-0.81	0.94	0.09	1.62	0.20	1.60	B	-4.691	No signif. Al 10%
25. Gran Bs As	-0.27	1.13	-0.39	1.77	-0.26	1.43	-0.21	1.86	A	-8.001	Signif. Al 1%

**Fuente:** Elaboración propia en base a datos de la EPH de Indec.

**Nota de lectura metodológica Cuadro III:**

En este caso, la metodología es la misma que para el Cuadro II, eligiéndose aquel modelo que contara con el mejor valor del estadístico de Akaike, excluyendo previamente aquellos modelos cuyo parámetro alfa estimado sea mayor en valor absoluto que uno. En este caso no solo es posible que sea seleccionado el peor de los modelos, sino que es posible que ninguno aplique, como es el caso de Posadas.

Como vemos:

- e) Se rechaza la hipótesis de presencia de RU ( $H_0$ ), con un nivel de significación del 1 % (o riesgo de cometer *el error Tipo I*) en tres casos: Catamarca, el Conurbano y el Gran Buenos Aires.
- f) Se rechaza, con un nivel de significación del 5 %, solamente en 4 aglomerados: La Plata, Córdoba, Mendoza, y Santa Fe.
- g) Se rechaza la presencia de RU, con un nivel del 10 % de significación, en 6 aglomerados: Paraná, San Juan, San Luis, Río Gallegos, Rosario y Capital Federal.
- h) Por otra parte, no puede rechazarse la hipótesis de RU a un nivel de 10 %, en 11 casos: de La Plata, Corrientes, Resistencia, San Luis, Santa Fe, Tucumán, Capital Federal, y Buenos Aires (así como para el agregado “ponderado” de **Argentina**).

- i) en un caso (Posadas), no se encontró un modelo cuyo parámetro alfa estimado fuera en valor absoluto menor a uno, por lo que ningún modelo de los alternativos resultó seleccionado.

### VIII. Comparación entre fechas de “quiebre estructural”

Para un análisis más detallado de los años en los cuales se han detectado las rupturas en las series se han confeccionado los cuadros IV y V. Como se aprecia, mientras **las rupturas en desempleo se concentran en 1994, las correspondientes a las tasas de actividad y empleo resultan bastantes dispersas.**

#### Cuadro IV

#### \_Argentina. Fechas de quiebre en la participación, en el empleo y el desempleo.

Aglomerado	Fecha de quiebre para cada serie en cada <i>Aglomerado</i>		
	En la tasa de participación	En la tasa de desocupación	En la tasa de empleo
1. La Plata	May-95	Oct-93	May-93
2. Catamarca	May-89	Oct-94	May-95
3. Córdoba	May-96	Oct-94	Oct-94
4. Corrientes	May-92	Oct-94	May-96
5. Resistencia	May-90	May-94	Oct-93
6. C. Rivadavia	Oct-87	Oct-88	May-97
7. Paraná	Oct-89	May-94	Oct-92
8. Formosa	May-87	May-93	May-92
9. Jujuy	May-95	Nov-85	May-95
10. La Rioja	May-86	May-94	Oct-85
11. Mendoza	Oct-90	Oct-93	Oct-90
12. Posadas	May-96	May-95	No aplicable
13. Neuquén	Oct-86	May-94	May-92
14. Salta	May-88	May-94	May-91
15. San Juan	May-93	May-94	May-97
16. San Luis	May-93	Oct-94	Oct-94
17. R. Gallegos	Oct-89	No aplicable	May-96
18. Rosario	May-91	Oct-94	Oct-94
19. Santa Fe	May-95	May-93	Oct-94
20. S. Estero	May-89	Oct-94	May-89
21. Tucumán	May-86	Oct-94	Oct-93
22. Cap. Federal	May-86	Oct-92	May-86
23. Conurbano	Oct-92	Oct-94	May-94
24. Argentina	Oct-92	Oct-94	Oct-92
25. Gran Bs As	Oct-92	Oct-94	May-94

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH de Indec.

### **Cuadro V**

Número de Aglomerados que registran quiebres en cada año.

Año	Tasa de desempleo			Tasa de Actividad			Tasa de Empleo		
	Nro	Acm	Localidad	Nro	Acm	Localidad	Nro	Acm	Localidad
1985	1	1	Jujuy	0	0		1	1	La Rioja
1986		1		4	4	La Rioja, Tucuman, Cap. Federal y Neuquen	1	2	Cap. Federal
1987	0	1		2	6	Formosa y C.Rivadavia	0	2	
1988	1	2	C Rivadavia	1	7	Salta	0	2	
1989	0	2		4	11	Catamarca, S del Estero y Paraná, R Gallegos	1	3	S Estero
1990	0	2		2	13	Resistencia y Mendoza	1	4	Mendoza
1991	0	2		1	14	Rosario	1	5	Salta
1992	1	3	Cap. Federal	4	18	Corrientes y Conurbano, Argentina, Gran Buenos Aires	4	9	Neuquen, Formosa y Paraná, Argentina
1993	4	7	Formosa, Santa Fe, La Plata, Mendoza Resistencia, Paraná, La Rioja, Neuquen, Salta, San Juan,	2	20	San Juan, San Luis	3	12	La Plata y Resistencia, Tucumán
1994	16	23	Catamarca, Córdoba, Corrientes, San Luis, Rosario, S Estero, Tucumán, Conurbano, Argentina, Gran Buenos Aires	0	20		6	18	Conurbano, Gran Buenos Aires y Córdoba, San Luis, Rosario, Santa Fe
1995	1	24	Posadas	3	23	La Plata, Jujuy, Santa Fe	2	20	Catamarca, Jujuy
1996	0	24		2	25	Córdoba, Posadas	2	22	Corriente, R Gallegos
1997	0	24		0	25		2	24	C. Rivadavia, San Juan

**Fuente:** Elaboración propia en base a Cuadro III

**Nota de Lectura:** En el cuadro IV resumimos los resultados obtenidos para cada uno de las series. Dicho cuadro cuenta con cuatro columnas: la primera establece a que período nos estamos refiriendo y las tres restantes columnas (una para tasa de actividad, otra para tasa de desempleo y otra para tasa de empleo) se subdividen nuevamente en tres: el número de quiebres que ocurre en cada año (Nro), el número acumulado de quiebres hasta dicho año (Acm) y los aglomerados en que han ocurrido los quiebres del período (localidad)



## VIII. Relación entre la actividad y desempleo

La presencia de desempleo (elevado) nos habla de un exceso de oferta laboral. Ahora bien, esta manifestación de exceso de oferta puede ser generada por aumentos de oferta (o de cantidad ofertada) y/o disminuciones de demanda (o de cantidad demandada) (para un análisis particular del tema Cfr. Figueras, Arrufat y Díaz Cafferata, 2001).

Fue nuestra temprana preocupación el estudio de la evolución de la oferta laboral (o tasa de actividad) a nivel regional. En aquellos trabajos (Díaz Cafferata y Figueras, 1997) señalamos que en sus **determinantes de largo plazo** se encontraban variables sociológicas (pautas culturales) y variables económicas (como el desarrollo) que alteran las edades típicamente activas (así, por ejemplo, si el ingreso per cápita crece, la edad de inserción en el mercado laboral se retrasará, permaneciendo ambiguo el efecto sobre la salida del mercado laboral).

A su vez, apuntamos que **las fluctuaciones en el corto plazo**, de la oferta laboral, se vinculan más directamente a las condiciones del mercado laboral, y menos a las pautas culturales. Como explicación de estas fluctuaciones encontramos el comportamiento de los **trabajadores secundarios**. En este sentido, acentuamos la importancia de la conducta de estos trabajadores secundarios en la determinación de los niveles de la tasa de desempleo, debido a que ésta se altera con el ciclo económico. En un artículo ya clásico de la literatura sobre el mercado laboral en Argentina, Carlos Sánchez (1979) investigó tempranamente la presencia del “efecto desaliento” (o retiro) en la época de la administración de Martínez de Hoz. La alternativa existente en la literatura, siguiendo a W. Woytinsky, es *la presencia del “trabajador adicional”*.

En nuestro trabajo sobre la oferta laboral dividimos, con propósitos analíticos, el lapso bajo estudio en dos subperíodos: un período que consideramos de economía cerrada y regulada (1983 – 1989); y un período que consideramos, *vis à vis* el anterior, de economía abierta y desregulada (1991–1996). Se corrieron regresiones, en las cuales la tasa de desempleo jugaba como explicativa de la tasa de actividad. Los resultados (aunque con  $R^2$  muy bajos) señalaban en dirección a nuestra hipótesis previa: en el primer subperíodo, se dio **la presencia del trabajador desalentado**, pues a medida que crecía el desempleo, la tasa de actividad se reducía. A su vez, en el lustro 1991–1996, los indicios apuntaban en dirección a **la presencia del “trabajador adicional”**.

Ahora bien, **además de estos comportamientos de corto plazo, en la última década se han producido efectos de largo plazo en la oferta laboral de los trabajadores secundarios**. Es decir, los efectos que hemos mencionado como dependientes de conductas económicas (persistentes en el largo plazo) y variables sociológicas.

Sobre estos aspectos, existen trabajos muy interesantes, (Streb, 1997), en donde **se discute la decisión crucial: trabajo para el mercado o trabajo para el hogar**. Allí, se explora el mercado laboral bajo *el marco teórico de la asignación de tiempo* en el mercado *versus* el trabajo doméstico de Gary Becker. Según ese esquema, el matrimonio puede ser visto como un intercambio de bienes de mercado por producción doméstica, en el cual el hombre suele tener una ventaja comparativa en el mercado (salario relativo más alto) y la esposa en el hogar. Esto implica que el costo de oportunidad de la mujer es relativamente más bajo; por tanto, trabaja menos para el mercado.

Esto hace presumir que un aumento relativo de la productividad femenina en el mercado, reflejado en un aumento del salario comparado, induce a la mujer a aumentar las horas ofertadas. Tal fenómeno, presente en la Argentina en los noventa, explica, a entender de Streb, 1997, el crecimiento en la participación femenina en el Gran Buenos Aires. (de 30.9 % en 1980 a 40.2 % en 1995). Lo cual jaló hacia arriba la tasa de actividad total (masculina más femenina).

Nuestra preocupación, ya en el pasado (Díaz Cafferata, Figueras, Capmourteres y Moncarz, 1997), apuntaba a la suba en los niveles de la tasa de actividad; y su “estacionamiento” en un escalón más alto; en razón de que la presencia de un crecimiento sustancial de la tasa de actividad conduce, *ceteris paribus*, a generar excesos de oferta (difícilmente “resolubles” en un plazo breve).

No obstante, el trasfondo de la cuestión continua: ¿existe una prelación en la ruptura (la cual hipotetizamos es “hacia arriba”) de la tasa de actividad respecto del momento en donde se produce el quiebre (hacia arriba) de la tasa de desempleo?

Aun cuando parece existir endogeneidad (o influencia recíproca) entre la variable desempleo y la variable tasa de actividad, presuponíamos que el crecimiento de la oferta debía haber (empíricamente) precedido al crecimiento del desempleo.

Si bien la técnica trabajada, cuyos resultados se muestran en el Cuadro IV, no indica si el quiebre es “hacia arriba”, todos los indicios de percepción inmediata así lo hacen suponer.

Pues bien, tal y como nuestra intuición lo hipotetizaba, **la mayoría de los quiebres de las tasas de actividad antecede a aquéllos de las tasas de desempleo** (con las únicas excepciones de La Plata, Córdoba, Jujuy, Posadas, y Santa Fe), **lo que sugiere que el aumento en la oferta de trabajo ha jugado un papel destacado en la evolución del desempleo.**

**Para el agregado “Argentina”, la fecha de ruptura en la serie de participación se registra en octubre de 1992**, mientras que **la de desempleo acontece en octubre de 1994**. Recordemos, como elemento de juicio, que el *test* detecta la fractura en la medición anterior a aquellas en que “realmente” ha acontecido (esto quiere decir, reiteremos, que la verdadera fecha de cambio de

“conducta” en la tasa de desempleo aconteció en el año 1995). Esto significa que el quiebre “de la oferta” precede a la de la desocupación en unos 2 años para el agregado “Argentina”. Otro tanto puede decirse para los casos del Conurbano y Buenos Aires. Si tenemos presente que la participación del Conurbano, en la ponderación que construye el agregado “**Argentina**”, es del 43%, resulta entendible la coincidencia de fechas mencionadas, pues lo que acontezca en el Conurbano “*definirá*”, en gran medida, *lo que acontece en Argentina*.

Otras comparaciones destacadas son:

- a) En los casos de Mendoza y Rosario, la ruptura en la tasa de actividad antecede en 3 años a la del desempleo.
- b) Para la Capital Federal, la ruptura de la oferta antecede a la del desempleo en 6 años y medio.
- c) Un caso más extremo de antelación es el de la ciudad de Tucumán: 8 años y medio transcurren entre la ruptura de la participación (mayo de 1986) y la del desempleo, que se da recién en octubre de 1994.

### VIII. Palabras de cierre

El objetivo de este trabajo ha sido analizar las series del mercado laboral, para definir si su comportamiento refleja un fenómeno de histéresis en sus variables (tasa de actividad, tasa de empleo y de desempleo)

A su vez, la relación entre los fenómenos (oferta y desocupación) se impone como paso lógico. El esfuerzo para conectar ambos aspectos del fenómeno laboral tiene el antecedente de atractivos tratamientos econométricos, en los cuales se manejan simultáneamente la demanda y oferta de trabajo. Ejemplos son Rosen y Quandt (1978) e Eaton y Quandt (1983), quienes trabajan dentro de un marco de modelos de desequilibrio (aunque metodológicamente son muy interesantes, estas formas de analizar el problema se ven forzadas a introducir fuertes supuestos para arribar a modelos susceptibles de estimación). Además, en todos los casos estas aproximaciones al problema carecen del acento regional que aquí hemos pretendido.

En nuestro país, intentos de vincular las fluctuaciones de la demanda laboral con las del empleo y el desempleo, con un enfoque de desagregación regional, puede encontrarse en Pellegrini *et aliter* (1999). Allí se sostiene, con otro esquema técnico de análisis, que ambas tasas están positivamente relacionadas en todos los modelos estimados.

También se ha intentado un esfuerzo por deslindar **qué áreas sufren problemas de deficiencia demanda y cuáles de oferta laboral** (por sostenido crecimiento de ésta). En Díaz Cafferata y Figueras, 1999(Capítulo IV), y también en Figueras, Arrufat y Díaz Cafferata, 2001, se avanza sobre el tema a partir del sencillo planteo de una identidad, trabajando para períodos analíticamente diferenciados (v.gr. *pre* y *post* crisis mexicana), y distinguiéndose conceptualmente distintos grados de dificultad en los mercados regionales. El mismo aspecto se trabaja, si bien con otro mecanismo de cálculo en Figueras, Salto y Rubio (2003), concluyéndose, en línea con lo hallado en el presente trabajo, que el “crecimiento de la oferta laboral” signa las dificultades de los mercados laborales regionales.

En cuanto a los hallazgos de esta investigación, aquella idea primigenia -de un comportamiento del mercado laboral significativamente *distinto* en el tiempo (fenómeno de histéresis)- **no podemos sostenerla, “para todos los aglomerados”, en base a las pruebas estadísticas utilizadas.** Los resultados se presentan sistematizados en el Cuadro VI que sigue. A partir de esta esquematización, y considerando la participación de cada aglomerado en el total de la oferta laboral (esto es, la PEA) del país, podemos señalar que, de acuerdo a las pruebas efectuadas, **solamente en el 37 % del mercado laboral existen indicios “ciertos” estadísticamente hablando de la presencia de histéresis,** así en el **caso del desempleo** como en el comportamiento de la **tasa de actividad. No ha sido, entonces, la situación predominante** <sup>(12)</sup>.

En **el caso de la tasa de empleo,** la situación es menos definitiva, El “conjunto de Aglomerados” (que se denomina en el Cuadro VI como “**Argentina**”) presenta indicios de histéresis; sin embargo, pese a ello y paradójicamente, solamente dos de los nueve aglomerados mayores (Rosario y Salta) también se hallan en tal situación, mientras que siete aglomerados (de los “mayores”) no presentan indicios de histéresis. Lo contrario acontece con los pequeños aglomerados: el grueso de ellos, ocho sobre un total de nueve, registra evidencias estadísticas que sugieren la presencia del fenómeno estudiado. Desde ya, que en la medida que la presencia de histéresis en el fenómeno de desocupación sea más extendida, más preocupante podemos presumir el futuro de un mercado laboral con presencia de desempleo extendido.

---

<sup>12</sup> Existe un interesante y reciente trabajo (Panigo *et alter*, 2001) en el cual se llega a conclusiones diferentes a las aquí presentadas, que aquellos autores, en la nota 13 de dicho artículo, atribuyen a diversas causas (v.gr. característica de las series, metodología, etc.). Lamentablemente, no podemos realizar comentarios, enriquecedores desde nuestra perspectiva, pues en dicho trabajo no se consigna el valor de las RU estimadas.

**Cuadro VI.a.**  
**Casos en los cuales**  
**se rechaza la  $H_0$  (al 5% o menos).**  
 (por carencia de elementos suficientes para aceptarla)  
**Ausencia de RU** (estamos ante una serie estacionaria).  
 No hay evidencia que sugiera histéresis.

Desempleo		Actividad		Empleo	
Pequeños Aglomerados	Grandes Aglomerados	Pequeños Aglomerados	Grandes Aglomerados	Pequeños Aglomerados	Grandes Aglomerados
Catamarca C Rivadavia Corrientes S del Estero	Mendoza Rosario Conurbano "Argentina" Gran Bs As La Plata Córdoba	Catamarca S Estero Formosa Jujuy La Rioja Neuquen R Gallegos	Mendoza Conurbano Córdoba Rosario	Catamarca	Mendoza Conurbano Gran Bs As La Plata Córdoba Santa Fe Tucumán

Fuente: Elaboración propia en base a Cuadros I, II y III  
 Nota: Se consideran en el conjunto de Grandes Aglomerados a los 10 primeros en magnitud según el Censo de 1991 (con la excepción de Mar del Plata, que se excluye) y al agregado del conjunto de 23 aglomerados que denominamos "**Argentina**".

**Cuadro VI.b.**  
**Casos en los cuales**  
**no puede rechazarse la  $H_0$  (al 5 % o menos).**  
**Existencia de RU** (Serie NO estacionaria).  
 (hay indicios que hacen presumir histéresis)

Desempleo		Actividad		Empleo	
Pequeños Aglomerados	Grandes Aglomerados	Pequeños Aglomerados	Grandes Aglomerados	Pequeños Aglomerados	Grandes Aglomerados
Resistencia Paraná Formosa La Rioja  Neuquén San Luis Jujuy Posadas	San Juan Santa Fe Cap. Federal Salta  Tucumán	Resistencia San Luis Corrientes C Rivadavia  Paraná Posadas Salta San Juan	Santa Fe Cap. Federal La Plata "Argentina"  Gran Bs Aires Tucumán	Resistencia Formosa La Rioja Neuquén  Corrientes C Rivadavia S Estero Paraná Jujuy San Juan San Luis Río Gallegos	"Argentina" Salta Rosario Cap. Federal

Fuente: Elaboración propia en base a Cuadros I, II, y III

## Referencias Bibliograficas:

**Arrufat, J.L., A.M. Díaz Cafferata y A.J. Figueras (1998)**, "Unit-roots in Spatial Unemployment in Argentina. Testing in the Presence of Structural Breaks". *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*. XXXIII Reunión Anual, Mendoza, noviembre.

**Arrufat, J.L., A.M. Díaz Cafferata, A.J. Figueras, y G.E Utrera (1999a)**, "Hysteresis and Structural Breaks in Regional Unemployment. Argentina 1980-1998". *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*. XXXIV Reunión Anual, Rosario, noviembre, págs.41-46.

**Arrufat, J.L., A.M. Díaz Cafferata y A.J. Figueras (1999b)**, "Mercado laboral: Análisis del fenómeno de histéresis (una primera aproximación)", *Actualidad Económica, IEF, UNC*, No. 46, págs. 21-31.

**Díaz Cafferata, A.M. y A.J. Figueras (1997)**, "Indicadores de la Fuerza de Trabajo", *Revista de Economía y Estadística*, año XXXVIII, Fac. de Cs. Económicas, UNC.

**Díaz Cafferata, A.M. and A.J. Figueras (1997)**, "Regional Unemployment under Open and Closed Trade Regime in Argentina". In Recalde de Bernardi, M.L. (Ed), *Structural transformation in Latin America and Europe. Learning from each other's experience*, Ed.Eudecor, Córdoba.

**Díaz Cafferata, A.M. y A.J. Figueras (1999)**, *El Desempleo en Argentina: un enfoque regional*, CECYT de la FACPCE, Ediciones. FACPCE, Bs.As.

**Eaton, J y R. Quandt (1983)**, "A Model of Rationing and Labour Supply: Theory and Estimation", *Economica*, Vol .50

**Figueras, A.J., J.L. Arrufat, y A.M. Díaz Cafferata(2001)**, "Mercados de trabajo regionales: ¿problema de demanda o presión de oferta?", Congreso de ASET, Bs.As.

**Figueras, A.J., M. Salto y A. Rubio (2003)**, "Mercados laborales regionales: un nuevo estudio de demanda y oferta", Jornadas Internacionales de Finanzas Públicas, Córdoba, Setiembre (en prensa).

**Mondino, Guillermo, Silvia Montoya y Manuel Willington (1998)**, "Los mercados de trabajo regionales en la Argentina", *Desarrollo Económico*, Vol. 38 (otoño), págs. 247-265.

**Noriega, A. E. y A. Ramírez-Zamora (1999)**, "Unit Rotos and Múltiple Structural Breaks in Real Output: How Long Does an Economy Remain Stationary?" *Estudios Económicos*, Vol. 14, N° 2, pag 163-188.

**Panigo D. R., Félix M., Pérez P. E. y Neffa J. C. (2001)**, "La persistencia del desempleo en la Argentina", XXXVI Reunión Anual AAEP, Bs.As., Universidad del CEMA.

**Pellegrini, J.L., M.T. Blaconá, Nora I. Ventroni y M. del Carmen García (1999)**, "Las fluctuaciones en la participación laboral en relación con las del empleo y el desempleo en la Argentina", *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*. XXXIV Reunión Anual, Rosario, noviembre.

**Perron, P. (1988)**, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol 12, No. 2/3, June/Sept, pp. 297-330.

**Perron, P. (1989)**, "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, Vol 57, No 6, November, pp. 1361-1401.

**Perron, P. (1990)**, "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol 8, pp. 153-162.

**Rosen, Harvey S. and Richard E. Quandt (1978)**, "Estimation of a Disequilibrium Aggregate Labor Market", *Review of Economics and Statistics*, Vol. LX, No. 3, August, pp. 371-379.

**Sánchez, Carlos (1979)**; "Fuerza Laboral y Desempleo Oculto", *Estudios* No 9, IEERAL, Córdoba, págs 18-27.

**Streb, María Luisa (1997)**, "La decisión de Sophie: Trabajo en el mercado o trabajo en el hogar", *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*. XXXII Reunión Anual, Bahía Blanca, noviembre.

**Zivot, Eric and Donald W.K. Andrews (1992)**, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, July, Vol. 10, No. 3, July, pp. 251-270.

- ANEXO

**MODELOS CONSIDERADOS EN EL ARTÍCULO:**

El test de ZA se basa en el uso de tres ecuaciones, que dan lugar a los modelos denominados A, B y C, respectivamente.

- **El modelo A** incluye ordenada al origen y una variable de tendencia, y contempla un cambio en la primera.
- **El modelo B**, a diferencia del anterior, *postula un cambio en el coeficiente asociado a la tendencia*; pero no así en lo que respecta a la ordenada al origen.
- **El modelo C**, por su parte, surge de una “combinación” de las características de los dos modelos presentados anteriormente. Así, contempla saltos tanto en la ordenada al origen como en el coeficiente de tendencia.
- En nuestra investigación estimamos un cuarto modelo, llamado **modelo D**, no considerado originalmente en ZA. Este modelo se caracteriza por postular la inexistencia de una tendencia determinística. El modelo permite, sin embargo, un cambio en la ordenada al origen, cuya identificación temporal se determina endógenamente, siguiendo un procedimiento análogo al empleado para los modelos A, B, y C. Modelos éstos que fueran considerados por ZA.

Señalemos, por último, que el **criterio de Akaike**, consignado en los Cuadros, **se utiliza para comparar la bondad de ajuste de los distintos modelos alternativos**. En un todo de acuerdo con el uso habitual de este estadístico en la literatura econométrica, **se estima más apropiado como descripción del proceso generador de datos** aquel modelo que presente **el menor valor para el criterio de Akaike**.



## **Serie Documentos de Trabajo**

Nº 1 Sartori, Juan José: *"Regulación versus Competencia: Experiencias en el Sector Transporte"*.

Nº 2 Swoboda, Carlos Juan: *"Análisis de estática comparativa de la función de beneficio de una firma"*.

Nº 3 Swoboda, Carlos Juan: *"Análisis del Rendimiento de los Activos que cotizan en el Mercado de Valores de la Argentina"*.

Nº 4 Gay, Alejandro: *"Shocks externos en el modelo de Bienes Transables y no Transables"*.

Nº 5 Sonnet, Fernando H. y Asís, Inés del Valle: *"Algunas consideraciones sobre la toma de decisiones empresariales en materia de política de precios. El caso de las PyMes Cordobesas"*.

Nº 6 Swoboda, Carlos Juan: *"La Situación Fiscal en la Provincia de Córdoba: La cuenta de Inversión del Ejercicio 2000"*.

Nº 7 Swoboda, Carlos Juan: *"La hipótesis del Random Walk en el Mercado de Valores de la Argentina. Período 1992-2000"*.

Nº 8 Jacobo, Alejandro D.: *"Una introducción a la coordinación de políticas macroeconómicas"*.

Nº 9 Utrera, Gastón Ezequiel: *"Raíces unitarias y quiebres estructurales: un análisis econométrico del PIB argentino"*.

Nº 10 Colomé, Rinaldo Antonio; Neder, Angel Enrique y Ceballos Ferroglio, Carlos Fernando: *"Prestación del Servicio Universal en un marco de competencia en las telecomunicaciones de Argentina"*.

Nº 11 Recalde, María Luisa; Cano Lamy, Victoria y Barraud, Ariel: *"Competitividad de la carne vacuna en Argentina y Canadá"*.

Nº 12 Colomé, Rinaldo Antonio; Neder, Angel Enrique y Ceballos Ferroglio, Carlos Fernando: *"Regulación para la competencia en el mercado de las telecomunicaciones de Argentina y Brasil"*.

Nº 13 Perona, Hada G. J. de; Llinás, Irene; Sarquís, Liliana y Juárez, María G.: *"E-learning y educación a distancia: eficiencia económica y propiedad intelectual"*.

Nº 14 Delfino, José A.: *"Introducción a la teoría económica de los números índices"*.

N° 15 Swoboda, Carlos J.; *“Teoría del Arbitraje de Precios: Una Investigación Empírica para la Argentina”*.

N° 16 Capello, Marcelo; Grión , Néstor; *“Ciclos macroeconómicos y fiscales en la Argentina de la Convertibilidad: Principales hechos estilizados”*

N° 17 Delfino, José A.; *“Las Formas Funcionales Flexibles: La Función de Producción Translogarítmica y la de Costos de Leontief Generalizada”*

N° 18 Recalde, María Luisa; *“Estudio de la Competitividad de la Producción de Cítricos y sus Derivados”*

N° 19 Swoboda Carlos J.; *“Alguna consideraciones matemáticas sobre la función de costos y de las demandas condicionadas de factores”*

N° 20 Swoboda Carlos J.; *“El Análisis de Eventos en el Mercado de Valores de Buenos Aires: Período 1996/2000”*

N° 21 Blanco Alfredo Félix; *“La Evolución de las Ideas sobre la Relación entre Inflación y Desempleo. El Debate sobre la Curva de Phillips”*

N° 22 Perona Eugenia, *“Ciencias de la Complejidad: ¿La economía del siglo 21?”*

