



Universidad Nacional de La Plata

Departamento
Economía
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad Nacional de La Plata

Aspectos Regionales del Desempleo en la Argentina

Carlos Lamarche¹, Alberto Porto² y Walter Sosa Escudero³

Documento de Trabajo Nro. 8
Julio 1998

¹ Universidad Nacional de La Plata.

² Universidad Nacional de La Plata e Instituto Torcuato Di Tella.

³ Universidad Nacional de San Andrés y Universidad Nacional de La Plata.

Se agradece la eficiente colaboración de Martín Cicowiez como ayudante de investigación.

Este trabajo forma parte de un estudio realizado para el Centro de Estudios para la Producción de la Secretaría de Industria, Comercio y Minería.

Aspectos Regionales del Desempleo en la Argentina

Carlos Lamarche⁽¹⁾, Alberto Porto⁽²⁾ y Walter Sosa Escudero⁽³⁾,ii

1 Introducción

Las cuestiones regionales han sido poco estudiadas en la Argentina reciente. Los esfuerzos de los investigadores y de los hacedores de política económica estuvieron centrados por mucho tiempo en cuestiones macroeconómicas y, en especial, en la inflación - sus causas, efectos y el diseño de políticas para restablecer la estabilidad-. Logrado este objetivo, otros problemas - algunos preexistentes y algunos nuevos - están en el centro del debate. Las cuestiones regionales se encuentran entre los problemas preexistentes, objeto ahora de renovada preocupacióniii. La dimensiones del problema regional son múltiples: las diferencias socioeconómicas, las diferencias demográficas, los niveles de empleo y desempleo, la localización y relocalización de inversiones, el impacto de la apertura económica y las desregulaciones, la distribución del ingreso tanto entre regiones como hacia el interior de cada una de ellas, etc.

En este trabajo se analiza el problema del desempleo desde una perspectiva regional. A la luz de la evidencia presentada en el trabajo, la tasa de desempleo global parece proporcionar un resumen impreciso de una situación esencialmente más compleja. El objetivo de esta investigación es, en primer lugar, construir y analizar una serie de indicadores que permitan tener una idea precisa de la *magnitud* de las desigualdades regionales; en segundo lugar, analizar los *determinantes* de esas diferencias.

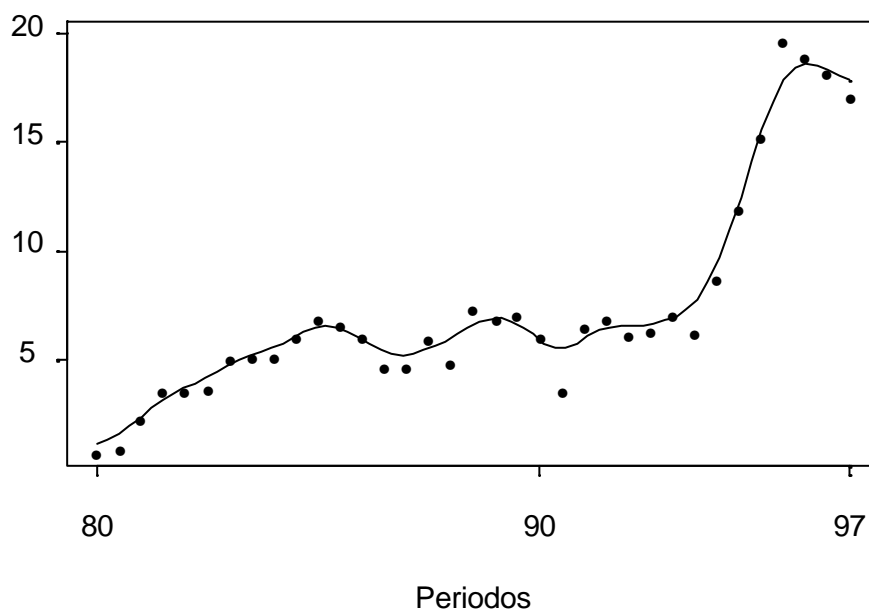
Las diferencias regionales enfatizadas en este trabajo pueden ser estudiadas desde una perspectiva más general, centrando la atención en el grado de interacción que existe entre las dimensiones regional y nacional de los problemas económicos. En lo que se refiere a la distribución de las responsabilidades de los distintos niveles de gobierno en las cuestiones macroeconómicas, la prescripción tradicional (Musgrave (1959), Oates (1972)) sostiene que la rama de estabilización de las finanzas públicas requiere que la responsabilidad primaria sea del gobierno nacional. Sin embargo, cuando los shocks macroeconomicos tienen distintos impactos sobre las diferentes regiones de un país, autores como Gramlich (1987) han sostenido que los gobiernos locales pueden cumplir un rol importante en la implementación de políticas anticíclicas, ya que pueden estar en condiciones de ventaja relativa para atender cuestiones vinculadas con las características particulares de las economías locales. Recientemente la polémica ha renacido a partir de los artículos de Prud'homme (1995), McLure (1995), Sewell (1996) y Clark (1998). Estas cuestiones cobran especial relevancia al crearse uniones económicas (Unión Europea, Nafta, Mercosur, etc.) en las que el marco de análisis se traslada de Nación-Provincias a Gobierno Supranacional-Gobiernos Nacionales (Spahn (1997)).

En términos de la implementación de medidas de política económica, el problema consiste en determinar en qué medida se debe complementar un conjunto de políticas de alcance nacional con instrumentos de carácter regional. De acuerdo a los resultados presentados en este trabajo, la naturaleza heterogénea de la evolución del desempleo en las distintas provincias sugiere que es importante considerar factores regionales a la hora de diseñar e implementar medidas de política económica destinados a solucionar el problema del desempleo.

2 Evidencia empírica regional

El problema del desempleo es posiblemente el tema más urgente de la agenda de la economía argentina; por el costo de oportunidad como recurso ocioso y, fundamentalmente, por los efectos negativos sobre el bienestar de las familias con trabajadores desocupados. La tasa global de desocupación ha mostrado una tendencia marcadamente creciente en las últimas dos décadas. En el Gráfico 1 se muestra la evolución de la tasa de desempleo para todos los aglomerados urbanos y una serie suave que intenta representar la tendencia del desempleo aislándola de posibles shocks de corto plazo. En los años 80 el desempleo presenta una tendencia creciente y alcanza un valor de 8.1% en mayo de 1989. La década del noventa se caracteriza por dos etapas: aceleración (sobre todo a partir de 1993, alcanzando un nivel de 18.4% en abril de 1995) y desaceleración (13.4% en Mayo de 1998).

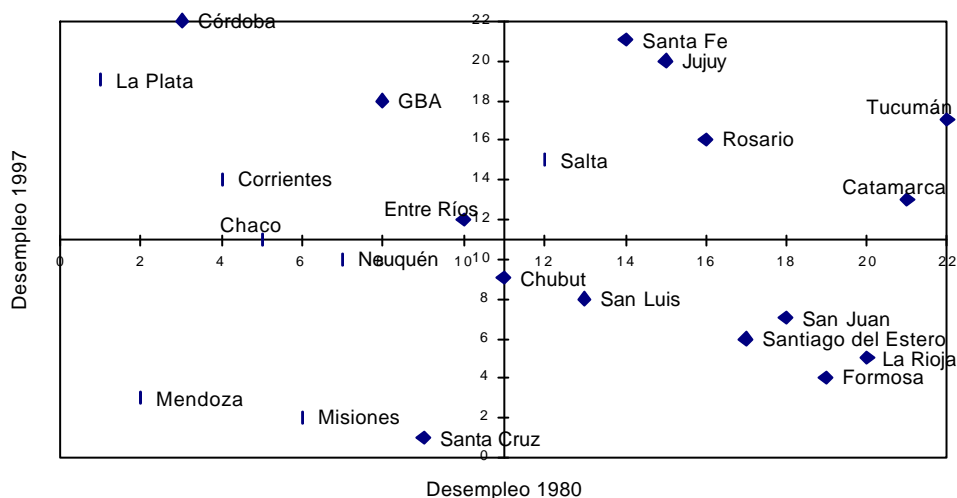
Gráfico 1: Tasa de Desempleo Global



2.1 La dinámica de los cambios en la estructura del desempleo

El Gráfico 2 presenta un diagrama de dispersión de la posición en el ranking de desempleo para las distintas provincias en 1980 y 1997. Si todas las provincias hubieran experimentado el fenómeno de creciente desempleo en forma homogénea, la tasa de desempleo global constituiría un resumen adecuado del grado en el cual este fenómeno afectó a las distintas regiones del país.

Gráfico 2. Persistencia de Situación Relativa.



Si la situación *relativa* de las provincias frente al desempleo no se hubiera alterado, todos los puntos de este gráfico caerían sobre una recta de 45 grados. Una rápida inspección visual permite descubrir que el patrón de desempleo se alteró marcadamente. Regiones como Córdoba, La Plata y Gran Buenos Aires han empeorado su posición relativa ya que en 1980 presentaban bajas tasas de desempleo comparadas con el resto de las regiones mientras que esta situación se revierte en 1997. En regiones como La Rioja, San Juan, Santiago del Estero y Formosa se observa el comportamiento inverso, con altas tasas relativas en 1980 y bajas en 1997. Algunos aglomerados no alteran su posición relativa, como Mendoza (bajo desempleo relativo en 1980 y 1997) o Rosario (alto desempleo relativo en 1980 y 1997).

La evidencia anterior sugiere que las posiciones relativas de las provincias en el ranking de desempleo en 1980 no guardan relación con las equivalentes para el año 1997. Para confirmar esta conjetura se computó el coeficiente de correlación simple entre los rankings de 1980 y los de 1997 (correlación de *Spearman*)^{vi}. Este coeficiente es igual a $-0,05$, el cual no es significativamente distinto de cero^{vii} e indica que no solo la situación relativa de las provincias ha cambiado, sino que lo hizo en forma drástica, al punto tal que el ranking de 1980 no guarda relación alguna con el correspondiente a 1997^{viii}.

Para evaluar con precisión la dinámica de estos cambios, se procedió a computar las correlaciones de Spearman entre todos los rankings de desempleo de

todos los pares de años posibles en el periodo estudiado. Los resultados se presentan en la Tabla 1. De la observación de esta Tabla surgen algunos resultados muy informativos. Los coeficientes de Spearman obtenidos permiten concluir que no existe asociación entre la situación relativa de desempleo a comienzos de la década del 80 y a mediados de la década del 90. Este resultado es robusto frente a cambios en la elección de los años de comparación, ya que los coeficientes de correlación son sistemáticamente bajos para cualquier par de años comprendidos entre 1980-1983 y 1994-1997. Por ejemplo, el coeficiente de Spearman para los años 1983 y 1996 es 0.05 y el correspondiente a 1982-1997 es 0.18. Es decir, el ranking de desempleo se alteró radicalmente entre los extremos del periodo analizado sin importar qué par de años se toman para hacer la comparación.

En segundo lugar, se observa que si bien la estructura de desempleo cambia cuando se comparan los periodos extremos del análisis y cuando se comparan periodos relativamente alejados, este cambio *nunca se dio en forma abrupta*. De acuerdo a los coeficientes de Spearman, en ningún caso la estructura de desempleo relativo cambió sustancialmente en periodos inferiores a aproximadamente cinco años. Los coeficientes que comparan cambios año a año se pueden observar en la Tabla 1 como los elementos inmediatamente debajo de la diagonal de la matriz de coeficientes de Spearman. Los coeficientes para comparar distancias mayores se leen en las diagonales siguientes. Recién cuando se consideran distancias de alrededor de cinco años se observan cambios significativos. Esto sugiere que si bien la estructura relativa del desempleo cambió sustancialmente a lo largo del periodo analizado, este cambio se produjo en forma gradual. No es posible afirmar que este cambio haya ocurrido en un año (o par de años) en particular sino a lo largo de periodos mas extensos.

Tercero, también es posible observar que el ranking de desempleo se alteró sustancialmente en el período de la Convertibilidad. El coeficiente de Spearman para la comparación de 1991 y 1997 es igual a 0.12 y 0.33 para la comparación entre 1992-1997. Esto indica que el fenómeno de aceleración del desempleo experimentado como consecuencia de las reformas estructurales y de la diferente coyuntura económica a partir de la implementación del plan de Convertibilidad, se vio acompañado por un cambio sustancial en la estructura relativa del desempleo regional. Por otro lado, los coeficientes para la comparación entre comienzos de la década del 80 y principios de la del 90 oscilan entre 0.25 y 0.45, lo cual sugiere que si bien hubo cambios en la estructura de desempleo en la década del ochenta, estos cambios no fueron de la magnitud de los experimentados en la década del noventa. Estos resultados permiten concluir que si bien la estructura regional de desempleo prevaleciente a comienzos de la década del ochenta es marcadamente diferente de la observada al promediar la década del noventa, estos cambios se produjeron con mayor significatividad durante la primera mitad de la década del noventa.

Por ultimo, es interesante evaluar los efectos de la brusca aceleración del desempleo experimentada luego del "efecto Tequila". Tomando la onda de mayo 1994 como año de comparación, los coeficientes de Spearman para comparar este periodo con las ondas correspondientes a 1995, 1996 y 1997 son iguales a 0.79, 0.67 y 0.49, respectivamente. Todos estos coeficientes son significativamente distintos de cero, lo que muestra que *el rápido crecimiento del desempleo*

observado a partir de 1994 no alteró sustancialmente la estructura de desempleo relativo.

2.2 Cambios en la variabilidad del desempleo.

El análisis de rankings es relevante solo si las diferencias entre las tasas de desempleo de las distintas regiones es sustancial. Por ejemplo, si en 1997 la tasa de desempleo de la provincia peor rankeada hubiera sido 17% y la de la mejor 16,5%, las variaciones en las posiciones relativas de las distintas provincias (reflejadas en el ranking) representarían cuestiones puramente aleatorias. En otros términos, es importante verificar que las diferencias en las tasas de desempleo entre las distintas provincias sean lo suficientemente significativas como para justificar la comparación de sus situaciones relativas.

Esta cuestión se refiere a la *variabilidad* del desempleo. Este tema ha sido abordado de distintas maneras en la literatura. Díaz Cafferata y Figueras (1996) encuentran que la variabilidad del desempleo aumentó en forma conjunta al aumento en la tasa global de desempleo. Estos autores basan su análisis en el Índice de Desigualdad del Desempleo Regional (IDDR)^{ix}. En el trabajo citado el cálculo de este índice para el periodo analizado presenta una tendencia marcadamente creciente. Por otro lado, Montoya y Willington (1997) sugieren que la variabilidad del desempleo cayó con el aumento de la tasa de desempleo, basando esta medida en el computo del coeficiente de variación simple de las tasas de desempleo regional para cada periodo. Las diferencias entre ambas visiones se refieren, obviamente, a que el primer computo se refiere a la variabilidad *absoluta* del desempleo y la segunda a la variabilidad *relativa* ya que, a diferencia de la anterior, esta última toma en cuenta que la tasa global de desempleo aumentó en el periodo analizado.

En este trabajo la variabilidad absoluta es captada directamente por el *rango de variación* de las tasas de desempleo, esto es, la diferencia entre las tasas de desempleo máxima y mínima de cada periodo. Esto intenta dar una idea del *espacio* de desempleo en el cual se mueven las distintas regiones^x. La Tabla 2 presenta las medidas de dispersión para los periodos analizados. Con respecto al rango de variación, a comienzo de la década del 80 las provincias presentaban tasas de desempleo que variaban entre 0.9% (La Plata) y 6.3% (Tucumán). En 1990 la mínima tasa observada es 3.1% (Santa Rosa) mientras que la máxima es 11.5% (Bahía Blanca) y los mismos números para 1996 son 7.2% (Río Gallegos) y 21.2% (Santa Fe). En definitiva, el rango de variabilidad fue considerable, lo que permite aseverar que las diferencias entre las tasas de desempleo provincial fueron siempre significativas y, en consecuencia, que los cambios en la posición del ranking de desempleo pueden ser indicadores relevantes de la forma en la que el desempleo afectó a las distintas regiones^{xi}.

2.3 Regiones de desempleo en Argentina

Los resultados de la Sección 2.1 presentan evidencia de que el comportamiento de las provincias con respecto a la evolución del desempleo fue marcadamente

heterogéneo. Si bien el análisis a nivel provincias es informativo, es posible que dicho grado de desagregación ignore ciertas similitudes entre distintas regiones, las cuales pueden ser un importante factor a tener en cuenta a la hora de implementar medidas de política económica tendientes a minimizar el problema de desempleo. En esta sección se propone un agrupamiento de provincias de acuerdo a la forma en la que distintas regiones fueron afectadas por el fenómeno de creciente desempleo.

El criterio utilizado se basa en la comparación de la evolución temporal de los rankings de desempleo. Como se discutiera en la sección anterior, los cambios en la estructura relativa de desempleo se manifiestan en periodos no inferiores a cinco años y, por lo tanto, esta clasificación refleja factores que podrían ser considerados como de mediano-largo plazo. La Tabla 3 presenta un resumen de la clasificación propuesta según este criterio.

Tabla 3: Clasificación según Rankings de Desempleo.

| Desempleo Relativo | Aglomerados Largo Plazo (1980-97) [1] | Aglomerados Década del 90 (1990-97) [2] | Observaciones |
|---------------------------|----------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Alto persistente | Santa Fe Rosario Tucumán | Santa Fe Rosario | La posición relativa de estos aglomerados en el ranking de desempleo es sistemáticamente elevada a lo largo de todo el periodo analizado. |
| Medio persistente | Resistencia Paraná | Paraná | Las provincias en esta clasificación se ubican los puestos medios del ranking de desempleo. |
| Bajo persistente | Río Gallegos Mendoza San Luis | Río Gallegos Mendoza Santiago del Estero | Se ubican persistentemente en los puestos inferiores del ranking de desempleo. |
| Creciente | La Plata Córdoba GBA Comodoro Rivadavia Neuquén | La Plata Córdoba GBA Corrientes Resistencia Jujuy San Luis Salta | Su posición en el ranking de desempleo crece sistemáticamente durante el periodo analizado. Crece su posición en el ranking a mediados de la década del 80 |
| Decreciente | La Rioja Formosa, Sgo del Estero | La Rioja Formosa, Catamarca Comodoro Rivadavia Posadas Neuquén San Juan Tucumán | La situación relativa de estas provincias frente al desempleo de mejora a lo largo del periodo analizado. |
| Oscilante | Catamarca San Juan Salta Jujuy Posadas Corrientes | | Si bien no se manifiesta persistentemente, el desempleo relativo es alto. Presentan oscilaciones bruscas |

Fuente: Gráfico 3.

En primer lugar se agruparon provincias cuya situación frente al desempleo permaneció relativamente inalterada. Santa Fe, Rosario y Tucumán se ubican persistentemente en los puestos superiores del ranking de desempleo mientras que Río Gallegos, Mendoza y San Luis en puestos bajos (Columna [1]), aunque este ultimo caso presenta mayores oscilaciones. Este comportamiento se puede

apreciar en el Gráfico 3. Similarmente, aglomerados como Resistencia y Paraná se ubican en los puestos medios del ranking de desempleo durante todo el periodo analizado.

Un segundo grupo esta integrado por provincias cuya situación relativa se alteró gradual y monótonamente a lo largo del periodo considerado. En el primer subgrupo incluye a La Plata, Córdoba, Gran Buenos Aires, Comodoro Rivadavia y Neuquén. En los primeros tres casos se observa un deterioro sostenido en la posición relativa. Estos aglomerados se ubican en los puestos de desempleo mas bajos en el comienzo de la década del 80 y a lo largo del periodo analizado su situación relativa empeora sistemáticamente. El caso de Comodoro Rivadavia y Neuquén merece un comentario aparte ya que en estos dos aglomerados el empeoramiento en la posición relativa se da en forma monótona hasta el año 1994, tras lo cual su situación relativa presenta una leve mejora. También es importante resaltar que en Comodoro Rivadavia, el fenómeno de aceleración del desempleo se observa a fines de la década del ochenta, a diferencia de la mayoría de las regiones analizadas en las cuales el desempleo se acelera a mediados de la década siguiente. El segundo subgrupo dentro de las provincias cuya posición relativa cambio persistentemente incluye a La Rioja, Formosa y Santiago del Estero cuya posición en el ranking de desempleo presenta una tendencia decreciente.

Un ultimo grupo incluye a provincias cuya posición relativa presenta oscilaciones bruscas en el periodo estudiado. Catamarca, Salta, San Juan y Jujuy se ubican, en términos generales, en la mitad superior del ranking de desempleo pero su posición en el ranking varia erráticamente a lo largo del periodo estudiado. El caso de Posadas es llamativo ya que en los extremos del periodo de análisis ocupa puestos bajos en el ranking mientras que en periodos intermedios su posición relativa varia. Corrientes también presenta un comportamiento particular. A partir de 1985 su posición en el ranking mejora notoria y gradualmente, pero en 1992 su situación se revierte a los niveles observados en la primera mitad de la década del ochenta.

El análisis debe diferenciar los factores que pueden haber estado operando en el mediano y largo plazo de aquellos que responden a la coyuntura económica de los años 90. En consecuencia, cabe preguntarse si la respuesta de las distintas provincias en el mediano plazo ante los cambios estructurales y coyunturales experimentados por la economía inducen a una clasificación similar. A tal efecto, la Columna [2] muestra que algunas provincias permanecen en su grupo (por ejemplo, Santa Fe o Mendoza) mientras que otras cambian de clasificación (por ejemplo, Corrientes o Tucumán).

3 El desempleo regional y sus determinantes.

Luego de realizada la medición de las magnitud de las desigualdades regionales del desempleo, el problema siguiente es analizar los factores que puedan explicar esos distintos patrones regionales. Lograr explicar porqué el desempleo difiere entre regiones en un momento del tiempo y porqué evoluciona en forma asincrónica permitirá lograr un mejor entendimiento de las causas del mismo y un mejor diseño y evaluación de políticas económicas. Entre los determinantes del desempleo existirán componentes nacionales (shocks que afectan a toda la nación),

componentes regionales (aquellos que afectan específicamente a una región -por ejemplo, tamaño del mercado, factores cooperantes, etc.-) y aquellos que afectan a una industria o sector que está distribuido desigualmente a lo largo del territorio (por ejemplo, variación del precio del petróleo, etc.).

Existen antecedentes recientes de estudios empíricos para otros países que resultan de utilidad para este trabajo. Por ejemplo, el desempleo regional en Italia es estudiado por Baussola y Fiorito (1994). Forrest y Naisbitt (1988) estudian la variabilidad en el ciclo de la tasa de desempleo regional en el Reino Unido, siguiendo el modelo de Thirlwall (1966). Los resultados de los dos trabajos coinciden: la estructura industrial regional tiene un rol mayor para explicar la variabilidad regional del desempleo. Las regiones con sensibilidad superior al promedio con respecto a las fluctuaciones en la tasa de desempleo nacional son las que tienen una estructura industrial con participación superior al promedio de las industrias más sensibles al ciclo. El trabajo concluye que existen componentes regionales específicos que requieren explicación e investigación adicional. Evans y Mc Cormick (1994) estudian el patrón regional de desempleo en el Reino Unido. Su preocupación se centra en la persistencia de las tasas de desempleo relativas a lo largo de setenta años y el cambio regional a partir de la recesión 1990-93. Las fluctuaciones en el valor de los inmuebles y la capacidad de pago de las deudas hipotecarias parecen haber jugado el papel más importante en este cambio. La diferencia de comportamiento de las regiones a partir de 1990 ya había sido detectada en Clark y Layard (1993). Clark (1998) analiza las fluctuaciones cíclicas del empleo regional en Estados Unidos, concluyendo que aproximadamente el 40% de la variación en las tasas de empleo es particular a cada región.

Martin (1997) estudia el patrón de desempleo regional en el Reino Unido, y resulta interesante confrontar sus resultados con los de este trabajo. Hay coincidencias (variación regional absoluta creciente y relativa decreciente en los dos países) y diferencias (alta sincronía en el Reino Unido y asincronía en Argentina). Taylor y Bradley (1997) estudian empíricamente el problema para Alemania, Italia y Reino Unido, distinguiendo entre factores explicativos nacionales y regionales. Concluyen que las variaciones pueden ser explicadas, fundamentalmente, por tres grupos de variables regionales: (i) costos laborales unitarios, (ii) estructura (mix) productiva y (iii) densidad del empleo.

3.1 Un modelo simple de datos en paneles para explicar las disparidades regionales.

En esta sección se presentan algunos resultados preliminares de la estimación de un modelo simple para explicar las diferencias regionales en las tasas de desempleo observadas en la Argentina. La formalización más general de un modelo de desempleo regional debería explicar en forma simultánea las dimensiones temporales y regionales del fenómeno del desempleo. De acuerdo a los objetivos de este trabajo, como paso inicial se considero prudente concentrar el análisis en el segundo aspecto. Para facilitar la comparabilidad con resultados anteriores, se implementó una estrategia de estimación similar a la utilizada por Taylor y Bradley (1997) para el caso europeo.

El modelo plantea una relación lineal simple entre la tasa de desempleo regional y el grupo de variables explicativas detalladas en la Tabla 4:

$$U_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_t + \beta_3 X_{it} + \mu_t + e_{it}$$

donde i indica regiones y t , periodos.

| Tabla 4. Descripción de variables explicativas | |
|-------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| (las fuentes se indican entre paréntesis) | |
| shockp | Componente cíclico de la variable producto bruto geográfico(EPH) (1) |
| uprom | Tasa desempleo promedio. (EPH) |
| pbgpc | Producto bruto geográfico per cápita (Base de datos de SAREP y elaboración propia) |
| ilind | Porcentaje de ocupados en el sector industria (EPH) (2) |
| ilcom | Porcentaje de ocupados en comercio (EPH) (2) |
| ilserv | Porcentaje de ocupados en servicios (EPH) (2) |
| ilconst | Porcentaje de ocupados en construcción (EPH) (2) |
| amen | Ranking armado con: número de delitos, museos y bibliotecas, clima y gastos en salud, educación y cultura per capita para el año 1993 (Estadística Criminal, SMN-FAA y EPH) |
| tnt | Producto transable / producto no transable (Base de datos de SAREP) |
| empmil | Cantidad de ocupados (EPH) |
| empsup | Cantidad de ocupados/superficie |
| apopat | Aportes Patronales: suma pagada por el empleador por un peso de salario. |

(1) Corresponde a la desviación del producto real provincial bruto con respecto a su tendencia temporal regional. La tendencia se computo usando un suavizador del tipo *lowess*, el cual computa una regresión no-parametrica local suave. Ver Hardle (1991) para mas detalles. Para la implementación se implemento una rutina por regiones (disponible a través de los autores) basada en el procedimiento *ksm* de Stata 5.0, con un ancho de banda igual a 0.8.

(2) Los valores corresponden a la onda de mayo. Algunos valores faltantes fueron tomados de la onda de noviembre y en algunas regiones fueron interpolados utilizando spines cúbicos por región.

La inclusión de la variable *uprom* intenta captar la tendencia global del desempleo. Si todas las regiones tuvieran un alta participación en la determinación del agregado, la inclusión de dicha variable podría sesgar los resultados ya que la misma se determina en forma simultánea con el desempleo regional. Se decidió trabajar con esta variable ya que, de acuerdo a los resultados de la sección anterior, este efecto es

relevante solo para unas pocas regiones. Teniendo en cuenta que el modelo intenta dar cuenta de las diferencias regionales y, en esta etapa, no de las temporales, se utilizó un modelo de componente de errores con efectos no observables que varían en el tiempo pero no por región^{xiii}. Estos efectos no observables corresponden a variables relevantes en la determinación del empleo que no varían por región pero sí en el tiempo, y cuya influencia en la tasa de desempleo regional no es captada directamente por la tasa de desempleo promedio.

En esta Tabla 5 se presentan los resultados de la estimación del modelo utilizando el método de mínimos cuadrados generalizados (modelo de efectos aleatorios). Debido a la presencia de observaciones faltantes el panel es *no balanceado* (Baltagi, 1995, Cap.9). Los resultados del test de Hausman sugieren no rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de las variables explicativas con respecto a los efectos temporales, lo cual valida la consistencia del método de estimación utilizado.

Trivialmente, si no hubiera disparidades regionales, la única variable significativa sería *uprom*. De acuerdo a los resultados obtenidos, la mayoría de las variables explicativas resulta significativa en ambos modelos, lo que refuerza la idea original de que existen notorias disparidades regionales en la evolución del desempleo.

Tabla 5: Modelo de efectos aleatorios para el desempleo regional

| | Coef. | Valor t | Valor p |
|-----------|--------|---------|---------|
| shockp | -0.147 | -0.035 | 0.972 |
| uprom | 0.881 | 9.889 | 0.000 |
| ilind | 0.030 | 0.427 | 0.669 |
| ilcom | 0.269 | 4.015 | 0.000 |
| ilserv | -0.065 | -1.639 | 0.101 |
| ilconst | -0.298 | -2.888 | 0.004 |
| amen | -0.076 | -2.306 | 0.021 |
| empmil | -0.005 | -3.810 | 0.000 |
| empsup | 0.174 | 1.383 | 0.167 |
| apopat | 4.215 | 1.218 | 0.223 |
| pbgpc | 0.184 | 2.996 | 0.003 |
| tnt | -1.207 | -2.323 | 0.020 |
| constante | -2.161 | -0.376 | 0.707 |
| R2 | 0.507 | | |
| Hausman | 10.73 | | |
| No. obs | 241 | | |

Los factores nacionales, captados por *uprom*, resultan significativos. Esto es, cualquier perturbación agregada altera la tasa de desempleo de las regiones. Por ejemplo, el efecto Tequila es común a todas las regiones de país. Comparando los valores del coeficiente (0,88) con los estimados en Bradley y Taylor (1997), se observa que la incidencia de los factores nacionales es mayor que en Reino Unido (0.59) y menor que en Alemania (1.08).

Los resultados de la Tabla 5 indican que el componente regional es marcadamente significativo. Los factores que influyen del lado de la demanda de trabajo se pueden clasificar, para ordenar los materiales, en la forma usual utilizada al estudiar los determinantes de la elasticidad de la demanda derivada. Según las leyes de Marshall, uno de los determinantes viene dado por las condiciones de la demanda por los bienes finales (segunda ley). Esta característica se capta con la relación entre bienes transables y no transables. El coeficiente de tnt es negativo y significativo: a mayor importancia relativa de los bienes transables en la producción provincial, menor es la tasa de desempleo.

Un segundo determinante de la elasticidad de la demanda derivada es la oferta de los factores cooperantes con el trabajo en el proceso productivo (cuarta ley de Marshall). Para representar esta variable se utiliza la densidad de empleo en cada región. La mayor densidad impone costos de congestión a las firmas -tanto a corto como a largo plazo- debido a la inelasticidad de oferta del (de los) factor (es) cooperante (s), lo que lleva a esperar una relación positiva entre densidad y tasa de desempleo. Ese es el signo encontrado, aunque el coeficiente es solo significativo al 16%. Este signo coincide con el reportado por Taylor y Bradley para los tres países europeos (aunque en Italia, como en Argentina, es no significativo).

Los dos determinantes restantes de la demanda de trabajo se refieren a características de la tecnología, y son la elasticidad de sustitución entre los factores (primera ley de Marshall) y la participación del trabajo en el costo total de producción (tercera ley). No hay variables disponibles que representen en forma directa estas características, pero puede suponerse que están vinculadas con la estructura productiva de la región. Por ejemplo, la sustitución puede, en general, ser mayor en la industria que en los servicios; la participación del trabajo en el costo total es mayor en servicios que en la industria, etc. Es difícil predecir teóricamente la dirección de estos dos factores tecnológicos ya que pueden influir en sentidos opuestos. A modo de ejemplo, uno de esos factores -importancia en el costo total- trabaja en direcciones opuestas según el efecto (sustitución entre productos o entre factores) que predomine (ambigüedad de signo reflejada en la controversia sobre la tercera ley).

Como una primera aproximación se estimó directamente el impacto sobre la tasa de desempleo regional de la "estructura productiva" de cada región representada, en forma similar a Taylor y Bradley, por las participaciones de industria, comercio, servicios y construcción en el empleo total. Los resultados indican que las regiones más especializadas en servicios y construcción tienen relativamente menores tasas de desempleo; los coeficientes de industria no son significativos. El coeficiente de comercio es positivo y significativo, lo que sugiere que las regiones especializadas en ese sector tienen tasas de desempleo mayores. Los resultados de Taylor y Bradley, comparables con los de este trabajo, parecen indicar un comportamiento del desempleo regional argentino con respecto al mix productivo regional, similar al del Reino Unido y en marcado contraste con el de Italia.

Contrariamente a lo esperado, el coeficiente de la variable *amen* es negativo. El signo positivo era esperado a priori suponiendo tasa marginal de sustitución positiva entre amenities -un bien- y tasa de desempleo -un mal- (Marston (1985)). El *pgb per capita* se incorpora en la estimación como una medida

(imperfecta) del ingreso personal. El coeficiente es positivo y significativo y podría interpretarse indicando una mayor participación en el mercado de trabajo en las regiones donde el costo de oportunidad es mayor.

Como una primera aproximación al costo laboral se utilizaron los aportes patronales sobre el salario. Esta variable es de interés particular ya que recientemente ha formado parte de la política dirigida a fomentar el empleo regional. El signo es el esperado (a mayor carga mayor desempleo) pero su significatividad es baja. Futuras investigaciones deberían intentar medir esta variable con mayor precisión a fines de facilitar la identificación de este importante efecto.

El nivel de empleo de cada región se considera como indicador de las oportunidades laborales. Se espera que a mayor tamaño, mayor cantidad de oportunidades laborales y menor tasa de desempleo. Por otro lado, el tamaño del mercado puede incrementar la duración del desempleo al implicar mayor tiempo de búsqueda, en cuyo caso la relación sería positiva. Los resultados obtenidos sugieren una relación negativa y significativa, lo cual coincide con los resultados de Taylor y Bradley reportados para Alemania y el Reino Unido.

El coeficiente de la variable representativa de los "shocks" provinciales no resulta ser significativa. Un resultado similar obtienen Taylor y Bradley para los países europeos y, al igual que en dicho trabajo, es muy posible que el mismo se deba a las dificultades en medir dichos shocks debido a la corta duración del periodo estudiado, que impide distinguir con claridad entre movimientos de corto y largo plazo.

4 Conclusiones

Los principales resultados del estudio pueden sintetizarse como sigue. El más importante es que existen componentes regionales específicos en el problema del desempleo: el desempleo de una región está determinado por factores que afectan a todo el país, pero también por otros que son específicos de la región. Este es el punto central de la investigación. En segundo lugar, se ha avanzado en la estimación de los determinantes regionales: (i) la composición del producto regional, medida por la relación entre los bienes transables y no transables es significativa; a mayor importancia de los bienes transables, menor tasa de desempleo; (ii) la estructura productiva medida por la participación de las actividades productivas en el empleo total, es también significativa; las regiones más especializadas en servicios y construcción tienen menores tasas de desempleo; (iii) los impuestos al trabajo, que recientemente han formado parte de la política económica dirigida al empleo regional, tienen el signo esperado (a mayor carga impositiva, mayor tasa de desempleo) aunque su significatividad es baja; (iv) a mayor tamaño del mercado de trabajo, más oportunidades laborales y menor tasa de desempleo; (v) a mayor producto bruto per capita, mayor participación económica y mayor desempleo; (vi) otras variables como amenities, densidad de empleo y shocks provinciales no resultan significativas.

Cabe reiterar que los resultados presentados deben tomarse como preliminares y sujetos a revisión a medida que se cuente con más y mejor información regional, y se utilicen métodos econométricos alternativos que capten

no solo el origen de las disparidades regionales sino también la dinámica del proceso de desempleo. La línea de investigación está abierta y en desarrollo.

Anexo:

Tabla 1.
Coeficientes de Correlación de Spearman. Período 1980-1997.

| | 1980 | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 |
|------|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 1980 | 1 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1981 | 0,62 | 1 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1982 | 0,69 | 0,56 | 1 | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1983 | 0,5 | 0,58 | 0,84 | 1 | | | | | | | | | | | | | | |
| 1984 | 0,36 | 0,34 | 0,6 | 0,52 | 1 | | | | | | | | | | | | | |
| 1985 | 0,26 | 0,46 | 0,65 | 0,56 | 0,78 | 1 | | | | | | | | | | | | |
| 1986 | 0,36 | 0,51 | 0,55 | 0,52 | 0,64 | 0,71 | 1 | | | | | | | | | | | |
| 1987 | 0,21 | 0,38 | 0,48 | 0,42 | 0,52 | 0,62 | 0,84 | 1 | | | | | | | | | | |
| 1988 | 0,33 | 0,37 | 0,58 | 0,49 | 0,4 | 0,5 | 0,67 | 0,93 | 1 | | | | | | | | | |
| 1989 | 0,5 | 0,32 | 0,41 | 0,22 | 0,42 | 0,31 | 0,6 | 0,68 | 0,65 | 1 | | | | | | | | |
| 1990 | 0,37 | 0,25 | 0,45 | 0,23 | 0,53 | 0,56 | 0,64 | 0,67 | 0,61 | 0,72 | 1 | | | | | | | |
| 1991 | 0,43 | 0,21 | 0,42 | 0,24 | 0,35 | 0,4 | 0,59 | 0,7 | 0,76 | 0,68 | 0,76 | 1 | | | | | | |
| 1992 | 0,56 | 0,35 | 0,54 | 0,31 | 0,5 | 0,53 | 0,53 | 0,51 | 0,56 | 0,55 | 0,83 | 0,8 | 1 | | | | | |
| 1993 | 0,33 | 0,13 | 0,32 | 0,11 | 0,29 | 0,31 | 0,35 | 0,42 | 0,51 | 0,58 | 0,7 | 0,73 | 0,77 | 1 | | | | |
| 1994 | 0,03 | 0,06 | 0,31 | 0,12 | 0,45 | 0,65 | 0,46 | 0,63 | 0,6 | 0,5 | 0,78 | 0,66 | 0,61 | 0,68 | 1 | | | |
| 1995 | 0,05 | 0,15 | 0,2 | 0,04 | 0,57 | 0,55 | 0,32 | 0,47 | 0,4 | 0,55 | 0,63 | 0,45 | 0,45 | 0,61 | 0,79 | 1 | | |
| 1996 | 0,14 | 0,2 | 0,2 | 0,05 | 0,53 | 0,51 | 0,38 | 0,37 | 0,28 | 0,58 | 0,62 | 0,44 | 0,52 | 0,63 | 0,67 | 0,89 | 1 | |
| 1997 | -0,05 | 0,02 | 0,18 | 0,11 | 0,54 | 0,46 | 0,25 | 0,22 | 0,11 | 0,4 | 0,46 | 0,12 | 0,33 | 0,44 | 0,49 | 0,74 | 0,81 | 1 |

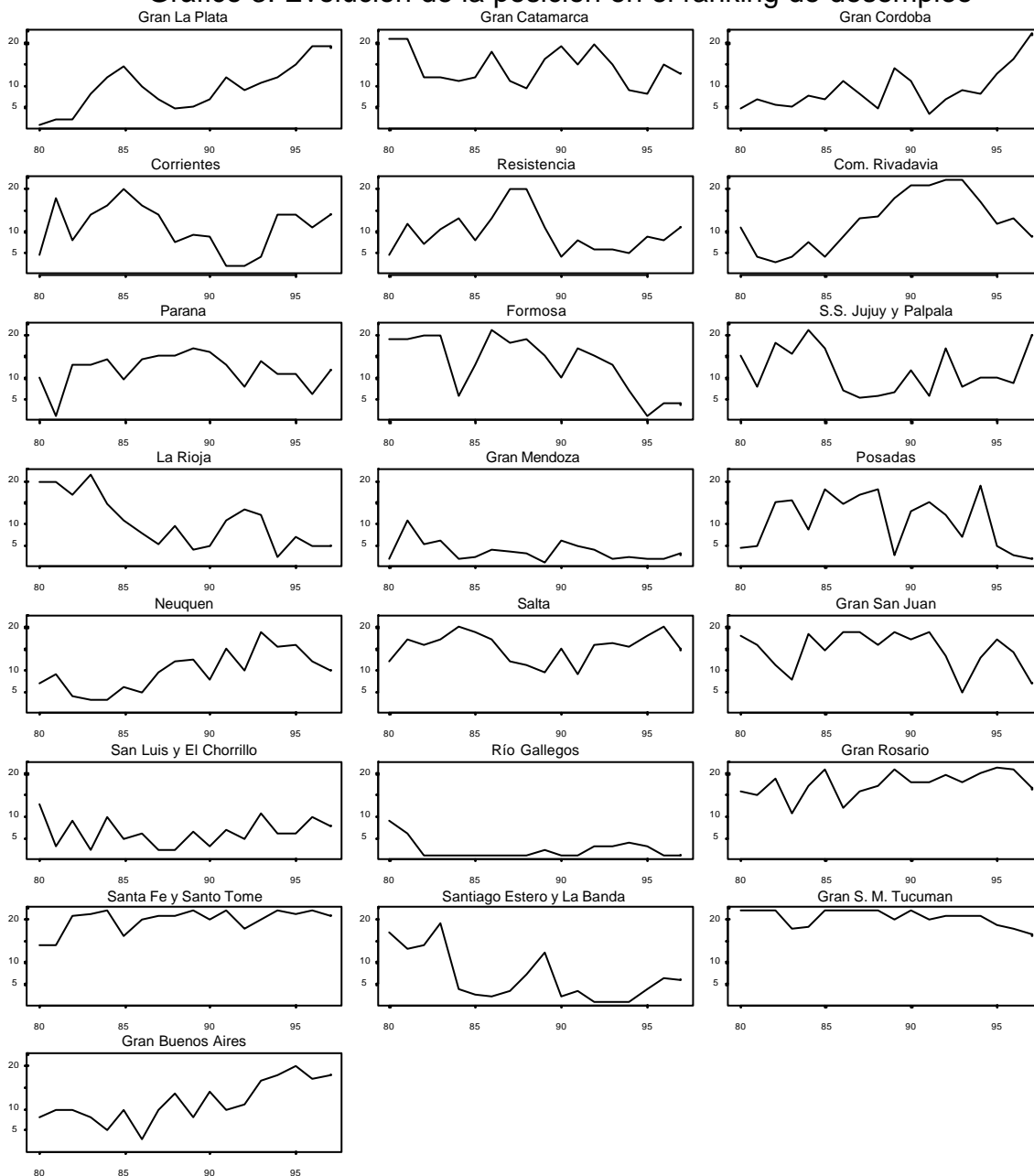
Fuente: Elaboraciones propias en base a EPH.

Tabla 2
Variabilidad del Desempleo

| Período | Medidas de dispersión | | | | | | | |
|---------|-----------------------|-------------|-------------|---------|----------|-------------------|-----------------|-------------------|
| | Mínimo | 1er cuartil | 3er cuartil | Máximo | Absoluta | | Relativa | |
| | | | | | Rango | Rango Intercuart. | Rango | Rango Intercuart. |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (4)-(1) | (3)-(2) | (4)-(1)/(4)+(1) | (3)-(2)/(4)+(1) | |
| 1980 | 0,9 | 2,1 | 4,7 | 6,3 | 5,4 | 2,6 | 0,35 | 0,38 |
| 1981 | 2,1 | 2,8 | 5,7 | 8,8 | 6,7 | 2,9 | 0,26 | 0,34 |
| 1982 | 2,1 | 4,9 | 7,9 | 11,0 | 8,9 | 3,0 | 0,23 | 0,23 |
| 1983 | 1,0 | 4,7 | 7,7 | 9,1 | 8,1 | 3,0 | 0,30 | 0,24 |
| 1984 | 3,0 | 4,3 | 6,6 | 10,6 | 7,6 | 2,4 | 0,17 | 0,22 |
| 1985 | 3,1 | 4,4 | 7,8 | 12,1 | 9,0 | 3,4 | 0,22 | 0,28 |
| 1986 | 2,7 | 5,3 | 8,9 | 14,0 | 11,3 | 3,6 | 0,22 | 0,26 |
| 1987 | 2,6 | 4,4 | 7,5 | 14,5 | 11,9 | 3,0 | 0,18 | 0,25 |
| 1988 | 3,3 | 5,7 | 7,8 | 11,3 | 8,0 | 2,1 | 0,14 | 0,15 |
| 1989 | 4,4 | 7,1 | 10,5 | 15,2 | 10,8 | 3,4 | 0,17 | 0,19 |
| 1990 | 3,3 | 6,1 | 9,3 | 11,5 | 8,2 | 3,2 | 0,22 | 0,21 |
| 1991 | 3,8 | 5,2 | 8,3 | 14,5 | 10,7 | 3,1 | 0,17 | 0,23 |
| 1992 | 2,8 | 4,6 | 8,8 | 12,9 | 10,1 | 4,2 | 0,27 | 0,31 |
| 1993 | 4,0 | 6,5 | 10,6 | 14,8 | 10,8 | 4,2 | 0,22 | 0,24 |
| 1994 | 2,7 | 7,6 | 10,9 | 16,9 | 14,2 | 3,2 | 0,16 | 0,17 |
| 1995 | 5,4 | 10,7 | 16,8 | 20,9 | 15,5 | 6,1 | 0,23 | 0,22 |
| 1996 | 7,2 | 11,8 | 17,8 | 21,2 | 14,0 | 6,0 | 0,21 | 0,20 |
| 1997 | 4,6 | 11,2 | 16,1 | 18,6 | 14,0 | 4,9 | 0,21 | 0,18 |

Fuente: Elaboraciones propias en base a EPH.
 Nota: Se considera la 1era Onda de cada año.

Gráfico 3: Evolucion de la posicion en el ranking de desempleo



Endnotes:

i (1) Universidad Nacional de La Plata, (2) Universidad Nacional de La Plata e Instituto Torcuato Di Tella, (3) Universidad de San Andrés y Universidad Nacional de La Plata.

Se agradece la eficiente colaboración de Martín Cicowicz como ayudante de investigación.

ii Este trabajo forma parte de un estudio realizado para el Centro de Estudios para la Producción de la Secretaría de Industria, Comercio y Minería de la Nación.

iii Por ejemplo, vinculado con las variables fiscales, al sancionarse los primeros regímenes de coparticipación de impuestos (desde el 1/1/1935), uno de los objetivos explícitos fue lograr una "...distribución equitativa beneficiando en los distritos pobres con el excedente de las regiones con recursos fáciles y abundantes." (Memoria de la Secretaría de Hacienda. 1935). Bunge (1940) demuestra su preocupación por los desequilibrios regionales en su capítulo "Desequilibrio Económico. La Argentina País Abanico" al sostener que "...se forma así un abanico que revela como la densidad de población, la capacidad económica, el nivel cultural y el nivel de vida van disminuyendo a medida que aumenta la distancia a la capital".

iv La serie corresponde a las tasas de desempleo que surgen de la dos ondas anuales de la Encuesta Permanente de Hogares elaborada por el INDEC.

v Esta serie se construyó utilizando un método de regresión no-paramétrica basado en núcleos normales. Ver Hardle (1990) para una revisión de estos métodos, o el *survey* reciente de Yatchew (1998). Otros métodos alternativos (cubic splines, lowess, etc.) dan resultados equivalentes.

vi Si bien se podría haber trabajado directamente con las correlaciones simples entre tasas de desempleo, se eligió esta alternativa ya que el fenómeno de *estructura* de desempleo relativo se ve mejor caracterizado por las posiciones relativas de las provincias en el ranking de desempleo. Por otro lado, a diferencia de las correlaciones simples cuya distribución depende de la normalidad de las variables consideradas, las correlaciones basadas en rankings no dependen de la distribución de las variables, lo cual puede ser una ventaja considerable teniendo en cuenta los valores adoptados por las tasas de desempleo. Ver Bickel and Doksum (1977, pp. 366-369) para más detalles.

vii El valor crítico de la distribución del coeficiente de Spearman para un nivel de significatividad de 5% es aproximadamente 0.377. Ver Mendenhall et al. (1996).

viii En otros trabajos (Díaz Cafferata y Figueras, (1996) y Montoya y Willington (1997)) se llega a esta conclusión evaluando la significatividad del estadístico R^2 de una regresión de las tasas de desempleo de un año en el otro. El análisis basado en correlaciones simples es equivalente dado que el coeficiente de determinación R^2 es el cuadrado de este último. En nuestro caso, hemos reemplazado las correlaciones simples por correlaciones de Spearman.

ix Se define como un promedio de las diferencias (en valor absoluto) entre las tasas provinciales de desempleo y la tasa global, ponderando cada una de ellas por la participación de cada provincia en la población económicamente activa del país.

x Se computó el *rango intercuartilico* el cual mide la distancia entre los cuartiles 0.75 y 0.25 de las tasas de desempleo, esto es, la diferencia de tasas entre dos provincias cuyas tasas de desempleo abarcan al 75% central del total de las provincias (a diferencia del rango, el cual abarca al 100% de las provincias). Como medida de variabilidad *relativa* se utilizaron el cociente del rango sobre la suma entre los valores máximo y mínimo de desempleo, y el cociente del rango intercuartil sobre la suma de los cuartiles. Estas medidas reescalan el rango de variación y el rango intercuartilico de acuerdo al promedio de los extremos de las tasas de desempleo (y de los cuartiles en el caso del rango intercuartilico), y son robustas ya que son insensibles frente a la presencia de observaciones extremas (Machado y Mata, 1997).

xi Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Díaz y Cafferata (1996) ya que

están basados en una medida absoluta de dispersión (el análisis en términos de los rangos intercuartílicos presenta similares características y confirma lo concluido a partir del análisis de rangos de variabilidad). Por otro lado, las últimas dos columnas de la Tabla 2 muestran que la variabilidad *relativa* de las tasas de desempleo cayó a lo largo del período analizado, lo cual está de acuerdo con la medida de dispersión obtenida por Montoya y Willington basada en el coeficiente de variación.

xii Por ejemplo, trabajos como Blanchard y Katz (1992) o Montoya y Willington (1997) para el caso argentino, enfatizan la dimensión dinámica del problema.

xiii La inclusión de efectos temporales por región, si bien estadísticamente posible, en cierto sentido atenta contra los objetivos del trabajo. Según la interpretación tradicional, el mismo capta el efecto de cualquier diferencia regional que no varía en el tiempo sobre la tasa de desempleo regional, que es exactamente lo que se intenta captar con las variables explicativas.

Referencias

- Baltagi, B. (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, New York: Wiley.
- Baussola, M. and Fioritto R. (1994), "Regional Unemployment in Italy: Sources and Cures", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 16, N°5.
- Bickel, P. and Doksum, K. (1977), *Mathematical Statistics*, Holden-Day, Oakland.
- Bour, J. L. (1996), *Procesos de Reforma del Mercado de Trabajo en la Argentina*,
- Bunge, A. (1940), *La Nueva Argentina*, Bs.As.: Kraft.
- Blanchard, Olivier and Katz, Lawrence (1992), "Regional Evolutions", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pag 1-75.
- Clark, A. and Layard R. (1993), *UK Unemployment*, Heinemann Educational, 2nd Edition, Oxford.
- Clark, T. (1998), "Employment Fluctuations in U. S. Regions and Industries: The Roles of National, Region-specific, and Industry-Specific Shocks", *Journal of Labor Economics*, Vol. 16 N°1.
- Decressin, J. y Fatas, A. (1992), "Regional Labor Markets in Europe and implications for EMU", CEPR.
- Diaz Cafferata, A. M. y Figueras, A. J. (1996), "Dimensión espacial de la Desocupación en Argentina. Alternativas de Regionalización.", *Anales de la XXXI Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Salta.
- Elias, V. (1997), "Dinámica y Determinantes del Desempleo en la Argentina: Un análisis Regional. 1991-1996", Ponencia presentada en la XXXII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Bahía Blanca.
- Evans, P. and McCormick, B. (1994), "The new pattern of regional unemployment", *The Economic Journal*, May.
- FIEL (1997), *El desempleo en la Argentina. El rol de las instituciones laborales*, Fundación de Investigaciones Latinoamericanas.
- FIEL (1991), *El Sistema Impositivo Argentino*, Ediciones Manantial.
- Forrest, D. and Naisbitt, B (1987), "The sensitivity of Regional Unemployment Rates to the National Trade Cycle", *Regional Studies*, Vol 22.2.
- Galiani, S. and Nickel, S. (1998), "Unemployment in Argentina in the 1990s", Seminario de Economía Laboral y Desempleo, ITDT.
- Gordon, I. (1988), "Evaluating the effects of Employment changes on Local Unemployment", *Regional Studies*, 22.
- Gramlich, E. (1987), "Federalism and Federal Deficit Reduction", *National Tax Journal*, September.
- Hardle, W., (1990), *Applied Nonparametric Regression*, New York: Cambridge University Press.

-
- Machado, J. and Mata, J., 1997, "Box-Cox Quantile Regression and the Distribution of Firm Sizes", mimeo, Universidade Nova de Lisboa.
- Marshall, A. (1957), *Principios de Economía*, Aguilar, Madrid.
- Marston, S. (1985), "Two views of the geographic distribution of unemployment", *Quarterly Journal of Economics*, pag 57-79.
- Martin, R (1997), "Regional Unemployment Disparities and their Dynamics", *Regional Studies*, Vol. 31.
- McLure Jr, C. E. (1995), "Comments on "The Dangers of Decentralization" by Prud'homme", en *Research Observer*, The World Bank, N°2, August.
- Mendenhall, W., Wackerly, D. and Scheaffer, R (1990) *Mathematical Statistics with Applications*, PWS-Kent, Boston.
- Mondino, G., Montoya, S. y Willington, M. (1997), "Los mercados de trabajo regionales en Argentina." , mimeo, Universidad de San Andres, Ciclo de Seminarios.
- Musgrave, R. M. (1959), *The Theory of Public Finance*, Mc-Graw Hill, New York.
- Oates, W.E. (1972), *Fiscal Federalism*, Harcourt, Brace Inc., New York.
- Pissarides, C and McMaster, I (1990), "Regional Migration, wages and unemployment", *Oxford Economic Papers*, 42.
- Prud'homme, R. (1995), "The Dangers of Decentralization", *Research Observer*, The World Bank, N°2, August.
- Sanchez, C. (1969), "Desempleo en Argentina. Diferencias Regionales, Estacionalidad y Estructura". *Revista de Economía y Estadística*, FCE. Universidad de Córdoba, Vol. 13, N°1.
- Sewell, D. (1996), "The Dangers of Decentralization" According to Prud'homme", *Research Observer*, The World Bank, N°1, February.
- Spahn, P. B. (1997), "El Gobierno Descentralizado y el Control Macroeconómico", en G. Aghm y H. Edling (comp.), *Descentralización Fiscal en América Latina: Nuevos Desafíos y Agenda de Trabajo*, CEPAL-Chile.
- Taylor, J. and Bradley, S. (1997), "Unemployment in Europe: A comparative Analysis of regional Disparities in Germany, Italy and the UK", *Kyklos*, Vol 50.
- Thirlwall, A. P. (1966), "Regional unemployment as a cyclical phenomenon", *Scot. J. Pol. Econ.* 13.
- Yatchew, R. (1998), "Nonparametric regression in economics", *Journal of Economic Literature*.