



Instituto Nacional de Estadística y Censos
PROGRAMA MECOVI-ARGENTINA
BID-BM-CEPAL

SERIE FONDO DE INVESTIGACIONES

**EVOLUCIÓN Y DETERMINANTES DE LA PER-
SISTENCIA EN LA DESOCUPACIÓN.
UN ENFOQUE MULTIDIMENSIONAL**

Julio C. Neffa (Coord)

Buenos Aires, 2001

INDICE

1. INTRODUCCIÓN	1
El contexto	1
Objetivos	4
Las hipótesis de trabajo formuladas inicialmente fueron las siguientes:	4
La metodología aplicada.....	5
La ejecución del estudio.....	7
2. PERSISTENCIA DE LOS SHOCKS QUE GOLPEAN AL MERCADO DE TRABAJO URBANO DE ARGENTINA	8
Introducción	8
Reseña teórica.....	15
Metodología.....	26
Los resultados para Argentina.....	40
Conclusiones	52
3. MICRO DETERMINANTES DE LA PERSISTENCIA EN LA DESOCUPACIÓN. LA PERSISTENCIA COMO DEPENDENCIA DE ESTADO	54
Introducción	54
La discusión teórica	55
Metodología.....	60
Estimación de los determinantes de la probabilidad de permanencia en la desocupación a partir de un estudio con datos de panel.	68
Resultados empíricos.....	71
Comentarios finales.....	80
Anexo de Tablas.....	83
4. DURACIÓN DEL DESEMPLEO	90
Introducción	90
Marco teórico.....	91
Metodología utilizada	99
Resultados empíricos.....	100
Conclusiones	141
Anexo metodológico	144
Anexo de Tablas.....	148
Anexo de Gráficos	190
5. DURACIÓN DEL DESEMPLEO Y ESTRATEGIAS DE BÚSQUEDA	228
Introducción	228
Marco teórico.....	229
Las estrategias de búsqueda utilizadas por los desocupados. Un análisis preliminar a partir de la encuesta permanente de hogares (EPH del INDEC).....	234
6.SINTESIS Y CONCLUSIONES GENERALES DE LA INVESTIGACIÓN	262
7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	270
8. TABLAS DE DATOS BÁSICOS	284

1. INTRODUCCIÓN

El contexto

Las investigaciones realizadas en el CEIL-PIETTE, coincidentes con la de otros especialistas, han puesto de relieve una agravación de los problemas de empleo en el país, desde comienzos de la década pasada.

Las tasas de desempleo han crecido rápidamente en todos los aglomerados urbanos del país. El desempleo de uno o varios miembros de las familias impacta directamente sobre ésta en materia de ingresos, estimulando que otros miembros (llamados habitualmente trabajadores adicionales o trabajadores secundarios) ingresen al mercado de trabajo con lo cual las tasas de desempleo aumentan. Las crisis económicas -debidas a problemas endógenos y exógenos-, precedidas o seguidas de los procesos de transformación del sistema productivo nacional con sus secuelas de cierre de empresas, fusiones o deslocalizaciones, han disminuido la demanda de fuerza de trabajo.

El modo de desarrollo puesto en práctica desde comienzos de la década pasada no tuvo como objetivo la generación de nuevos y mejores empleos, y la estrategia de búsqueda de reducción de costos para lograr la competitividad se concentró en la reducción de los costos laborales directos e indirectos, propósito buscado a través de la intensificación del trabajo y la reducción del número de trabajadores empleados.

La introducción de innovaciones tecnológicas y organizacionales no han hecho sino agravar el problema, debido al estancamiento y a las fuertes variaciones del crecimiento macro-económico, al fuerte incremento de la productividad aparente del trabajo en la producción de bienes, y a los cambios en los requerimientos de calificaciones y competencias.

La persistencia de la desocupación afecta a una fuerte proporción de mujeres y de trabajadores de edad avanzada, involucra incluso a quienes adquirieron niveles medios y superiores de instrucción formal y a miembros de familias situadas en los quintiles más elevados. Esa tendencias se manifiestan de manera generalizada, pero con fuertes heterogeneidades entre los aglomerados urbanos.

En paralelo con el desempleo, pero con una tendencia más estable, creció el subempleo medido en términos de la duración horaria semanal, dentro del cual, se mantiene estable el subempleo no demandante y crece el demandante, es decir el

de quienes están involuntariamente en esa situación y desean trabajar más horas. En este segmento de la población económicamente activa pueden encontrar desempleados ocultos, cuya captación estadística es compleja. En síntesis, casi el tercio de la PEA está desocupado o trabaja por debajo de la jornada considerada normal a lo cual se debería agregar un porcentaje considerable de ex-desempleados que, debido a repetidos fracasos en su búsqueda o al convencimiento de que sus calificaciones y competencias están por debajo de los niveles requeridos se desalientan y pasan a la condición de inactividad.

Por otra parte, dentro de la población que trabaja en contrapartida de ingresos, crece de manera sostenida la informalidad en sus diversas modalidades, el trabajo no registrado, pero sobre todo las múltiples formas de empleo precario, -es decir privado del derecho a la estabilidad- que se ha legitimado por los cambios en la legislación. De manera que el problema no es sólo de tipo cuantitativo, sino que también está en juego la calidad del trabajo.

Las altas tasas de desempleo se mantienen caracterizadas por un importante desempleo de larga duración que fue creciendo respecto del de corta y mediana duración, que afecta a una fuerte proporción de jóvenes de ambos sexos, de mujeres y de trabajadores de edad avanzada e involucra incluso a quienes adquirieron niveles medios y superiores de instrucción formal y a miembros de familias situadas en los quintiles más elevados. Esas tendencias se manifiestan de manera generalizada, con fuertes heterogeneidades entre los aglomerados urbanos.

Estas consideraciones fundamentan entre los miembros del PIETTE la concepción de que la insuficiencia de empleos y la baja calidad de los existentes, no constituye un problema coyuntural susceptible de ser resuelto en el corto plazo.

No creemos que ella pueda solucionarse introduciendo ajustes macroeconómicos y reconvirtiendo la economía, desregulando para garantizar el libre funcionamiento de los mercados, estimulando la competencia vía costos entre los agentes, flexibilizando el uso de los recursos y aumentando su movilidad geográfica y dentro de las unidades productivas, reduciendo los salarios directos e indirectos aumentando el nivel de instrucción formal e incrementando el crecimiento económico.

Las dimensiones y características de los problemas de empleo ponen finalmente en cuestión el modo de desarrollo vigente.

En el desarrollo de esta investigación se pasaron en revista diversos enfoques que abarcan desde posturas neoclásicas hasta posiciones más heterodoxas postkeynesianas, poniendo a prueba su capacidad para estudiar el problema de la

persistencia del desempleo. Al concluir la surge la intuición de que las teorías económicas tradicionales aún predominantes en nuestro medio son insuficientes y tienen dificultades para analizar este problema de manera integral, buscar las causas para explicar la situación y proponer soluciones alternativas. Por esa razón las políticas públicas inspiradas en esos enfoques, aunque hayan sido apoyadas por organismos financieros internacionales, no han dado todo el resultado esperado.

Los resultados obtenidos han generado la necesidad de proceder a una revisión de sus hipótesis y postulados con el propósito de proponer la discusión de enfoques teóricos alternativos. Se trata de una tarea pendiente alimentada por el razonamiento y la constatación empírica que pueden sintetizarse de la manera siguiente.

El mercado de trabajo es diferente de los demás, pues oferta y demanda de fuerza de trabajo no son totalmente autónomas e independientes entre sí; el mismo funciona con un alto grado de incertidumbre y sigue sus propias reglas y está generalmente en desequilibrio tanto en términos cuantitativos (nivel de empleo en términos de personas y de horas de trabajo) como en lo que se refiere a los requerimientos y disponibilidad de instrucción, formación profesional y competencias.

Dentro del mismo los agentes no actúan de manera atomizada y no son fácilmente sustituibles por otros o por maquinarias y equipos; la fuerza de trabajo se resiste a la movilidad entre empresas y regiones a pesar de fuertes incentivos económicos.

En la dinámica del mercado de trabajo no existen determinismos y tienen una gran importancia la historia de los agentes, las instituciones públicas y privadas y las reglas de funcionamiento: Al adoptar sus decisiones, los agentes no disponen de una información completa y certera acerca de los comportamientos de los empleadores y los buscadores de empleo, ni en cuanto al cálculo ex-ante de la productividad esperada, las condiciones de trabajo y el nivel de remuneraciones.

Buscadores de empleo y empleadores actúan entonces a partir de información incompleta, siguiendo criterios de racionalidad limitada y sus decisiones no están libres de discriminaciones por razones no económicas. Pero sobre todo, en el punto de partida se encuentra una desigualdad esencial: la iniciativa en el mercado de trabajo la tienen los empleadores. Esto les otorga un poder considerable frente a los buscadores de empleo, poder que recientemente se ha incrementado con el surgimiento de un nuevo paradigma productivo y en un contexto de desempleo masivo y persistente.

Objetivos

El objetivo inicial de este trabajo es el de procesar y analizar aspectos poco o no explorados de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), utilizando nuevas metodologías, para examinar la evolución y los determinantes de la persistencia en el desempleo en Argentina, identificar las categorías de la Población Económicamente Activa (PEA) más vulnerables y proporcionar elementos para formular un conjunto de medidas de políticas públicas destinadas a combatir el desequilibrio persistente del mercado de trabajo.

El aporte original que se busca ofrecer con este proyecto radica en cuatro aspectos fundamentales:

1. El análisis multidimensional de la persistencia en el desempleo que combina información de carácter macro y microeconómico,
2. La construcción de datos de panel a través del seguimiento de los desocupados a lo largo del tiempo.
3. El análisis exhaustivo del módulo anexo de Información Adicional sobre Desocupados (IAD) de la EPH (que permite evaluar el impacto de los mecanismos de búsqueda de empleo en la persistencia de la desocupación),
4. La utilización de un conjunto de herramientas econométricas que incluye desde regresiones lineales y no lineales, hasta tests de raíz unitaria con quiebre estructural y filtros de bajas frecuencias.

A partir de los resultados obtenidos, se procuró reunir elementos básicos para formular recomendaciones de política económica.

Las hipótesis de trabajo formuladas inicialmente fueron las siguientes:

- 2 La persistencia del desempleo en Argentina presenta importantes diferencias espaciales, con regiones donde el mercado laboral rápidamente revierte sus shocks y otras que presentan shocks permanentes en la tasa de desocupación (Histéresis).
- 3 El proceso generador de los datos subyacentes a los shocks de oferta (es decir de los shocks en la tasa de actividad) es el principal determinante de la correlación serial (persistencia) existente en la tasa de desocupación. La duración me-

El día del desempleo en Argentina ha aumentado de manera significativa en la última década con un impacto desigual entre las distintas regiones y las diferentes cohortes de la población.

- 4 La duración media del desempleo en Argentina ha aumentado de manera significativa en la última década con un impacto desigual entre las distintas regiones y las diferentes cohortes de la población
- 5 La permanencia en el desempleo está positivamente relacionada con el haber estado desocupado en el período previo (state dependence) y con la duración del desempleo (duration dependence). Sin embargo, este efecto no es homogéneo entre los distintos sub-grupos poblacionales de las diversas regiones del país.
- 6 La existencia de mecanismos formales de búsqueda de empleo, y la posibilidad de acceso a los mismos, reducen la duración del desempleo de tipo friccional.

La metodología aplicada

Captación de la información estadística disponible.

Por intermedio del MECOVI, el INDEC suministró la información requerida, incluso el IAD, lo cual permitió constituir una base de datos que se utilizó para el desarrollo del Proyecto. Sin embargo, para algunas ondas de aglomerados no fue posible obtener las bases debido a que:

1. la incorporación del aglomerado a la Encuesta Permanente de Hogares se realizó en un período posterior;
2. el aglomerado estuvo incorporado y luego dejó de estarlo;
3. no se encuentran disponibles en el INDEC .

Selección de metodologías estadísticas y econométricas, para el procesamiento de la información sobre:

1. Los datos provenientes de las diversas ondas de la EPH, para la construcción de series temporales sobre actividad, empleo y desocupación, discriminando por sexos y grupos de edad, para todos los aglomerados urbanos disponibles. Para

reducir el margen de error en el análisis de las muestras se hizo el agrupamiento regional de los aglomerados urbanos correspondientes, para que la información procesada tuviera un alto grado de confiabilidad

2. Se procesó el módulo IAD de la EPH.
3. Revisión de la bibliografía internacional acerca de diversos enfoques sobre el tema elaborados por especialistas en economía del trabajo.
4. Construcción de bases de datos de panel para obtener la trayectoria laboral de los desocupados en las ondas a las cuales se tuvo acceso.
5. Identificación y aplicación de los tests econométricos que parecieron más relevantes para detectar la existencia o no de estacionariedad y de persistencia en la actividad, el empleo y la desocupación en los diversos aglomerados. Para el cálculo de los diferentes coeficientes y aplicación de los *test de persistencia* se necesitó contar con tasas de actividad (TA), empleo (TE) y desempleo (TD), por aglomerado con cortes etarios y sexo para la totalidad de la serie que va desde el año 1985 a 1999, para cada una de las ondas.

La realización de la investigación se estructuró de manera tal que pudieran verificarse las hipótesis antes mencionadas.

Para confrontar las primeras dos hipótesis (de carácter macroeconómico) se utilizaron los comunicados de prensa de la Dirección de Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del INDEC en conjunto con otras publicaciones complementarias que permitieron construir las series temporales de empleo, actividad y desocupación, para cada región.

Respecto de la tercera hipótesis se trabajó con las Bases de Usuarios (común y ampliada), a los efectos de poder desarrollar los cortes necesarios para cada una de las regiones.

La cuarta hipótesis requirió construir bases especiales para seguir a los desocupados en las distintas ondas de la EPH, a partir de las bases de usuario ampliadas especiales que contienen el campo de identificación necesario para el procedimiento.

Para el análisis de la quinta hipótesis se trabajó con el IAD de la EPH, módulo que indica la modalidad de búsqueda de empleo de aquellos que se encuentran desocupados.

La ejecución del estudio

Este Proyecto se llevó a cabo en el Programa de Investigaciones Económicas sobre Tecnología, Trabajo y Empleo (CEIL-PIETTE del CONICET). La ejecución estuvo a cargo de un equipo integrado por los Lic. Mariano Féliz, Valeria Giner, Juan Montes Cató, Demian Tupac Panigo, Pablo Ernesto Pérez y el Dr. Julio César Neffa, quien tuvo a su cargo la coordinación.

La estructura del estudio es la siguiente. En el segundo capítulo se evaluaron las nociones teóricas de histéresis, -concebida como la persistencia de los shocks que impactan sobre el mercado de trabajo-, se hicieron los cálculos correspondientes y se analizaron los datos empíricos referentes a los aglomerados urbanos en Argentina.

En el tercer capítulo se estudiaron los determinantes de la persistencia microeconómica de la desocupación, vista como "dependencia de estado y dependencia de duración".

La duración del desempleo, procesando información de la EPH para las diversas categorías de la PEA, y todas las regiones del país es el contenido del cuarto capítulo.

En el quinto se estudian las estrategias de búsqueda y los micro-determinantes de la duración del desempleo en relación con aquellas, procesando la información contenida en el módulo IAD. El estudio concluye con la síntesis de las conclusiones de los diversos capítulos y con algunas propuestas de políticas de empleo coherentes con las conclusiones de la investigación.

Si bien se trata de un Informe elaborado colectivamente bajo mi dirección, la autoría específica de los distintos capítulos es la siguiente:

Capítulo 2: Mariano Féliz, Demian Tupac Panigo y Pablo Ernesto Pérez.

Capítulo 3: Mariano Féliz, Demian Tupac Panigo y Pablo Ernesto Pérez.

Capítulo 4: Mariano Féliz, Juan Montes Cató, Demian Tupac Panigo y Pablo Ernesto Pérez.

Capítulo 5: Mariano Féliz, Valeria Giner, Demian Tupac Panigo y Pablo Pérez.

2. PERSISTENCIA DE LOS SHOCKS QUE GOLPEAN AL MERCADO DE TRABAJO URBANO DE ARGENTINA

Introducción

"Más allá del esfuerzo masivo de investigación que se ha desarrollado para analizar las causas del aumento en el desempleo europeo..., las actuales tasas de desocupación no pueden ser explicadas ni por factores cíclicos... ni por cambios exógenos por el lado de la oferta.... Aún cuando algunos de estos mecanismos han sido útiles para analizar episodios particulares, no han sido capaces de explicar (individual, ni grupalmente) los estables y elevados niveles de desempleo. Por el contrario, parecieran existir mecanismos de persistencia que inducen a que la tasa de desocupación actual se encuentre positivamente correlacionada con su pasado. A consecuencia de ello, los shocks transitorios...pueden tener efectos duraderos". Bean (1997), citado en Arulampalam et al (1998)¹.

Como puede apreciarse en la cita previa, la persistencia del desempleo es un fenómeno que se ha re-encaramado en el debate académico, impulsado por la experiencia Europea a mediados de los años 80.

La idea del ejército industrial de reserva, que regulaba el funcionamiento del mercado de trabajo en el sistema capitalista, actuando como un elemento disciplinador de la mano de obra, se había diluido (al menos parcialmente) durante el apogeo del sistema de producción fordista y de las políticas públicas keynesianas, período en el cual muchos de los países industrializados que salían de la segunda guerra mundial operaban con un mercado de trabajo cercano al pleno empleo.

¹ Cita original: "Despite the massive research effort that has gone into investigating the causes of the rise in European unemployment,...the current high unemployment rates cannot be explained by either cyclical factors...or by exogenous shifts on the supply side....While some of these have been found helpful in explaining particular episodes, neither singly nor as a group do they seem to be able to account for the continuous high unemployment levels. Rather...there appear to be persistence mechanisms present that lead today's equilibrium unemployment rate to be positively related to yesterday's realization of unemployment. As a consequence, temporary disturbances...can have long-lasting...effects".

Sin embargo, a partir de la crisis del petróleo que afectó con procesos estancacionarios a la mayoría de los países desarrollados, se produce un cambio profundo en el régimen de acumulación con un marcado desprestigio de los modelos que estimulaban el crecimiento por el lado de la demanda.

En esos países, y hasta mediados de la década pasada, el advenimiento de las recomendaciones monetaristas, en conjunto con las transformaciones organizativas, el incremento en la tasa de cambio tecnológico y la apertura global a las transacciones comerciales y financieras en la mayoría de los países europeos generó un nuevo paradigma de crecimiento exportador que no ha podido asegurar una creación sostenida de los puestos de trabajo que demanda la población económicamente activa. La desocupación resultante de este proceso sería revertida, según la teoría neoclásica, a partir de un ajuste de precios que llevaría al mercado de trabajo a un nuevo equilibrio con pleno empleo y salarios reales más bajos.

Pero la "profecía walrasiana" no pareciera ser algo más real o cercano al mundo de los *hechos* que una novela de Lewis Carroll o un discurso proselitista. El desempleo, con sus fluctuaciones cíclicas por cierto, ha sido un "invitado" de lujo permanente en las discusiones políticas y académicas de los últimos 15 ó 20 años.

El objetivo del presente capítulo consiste en analizar la persistencia de la desocupación en el mercado laboral argentino a los efectos de poder establecer las recomendaciones de política económica más apropiadas para enfrentar este fenómeno.

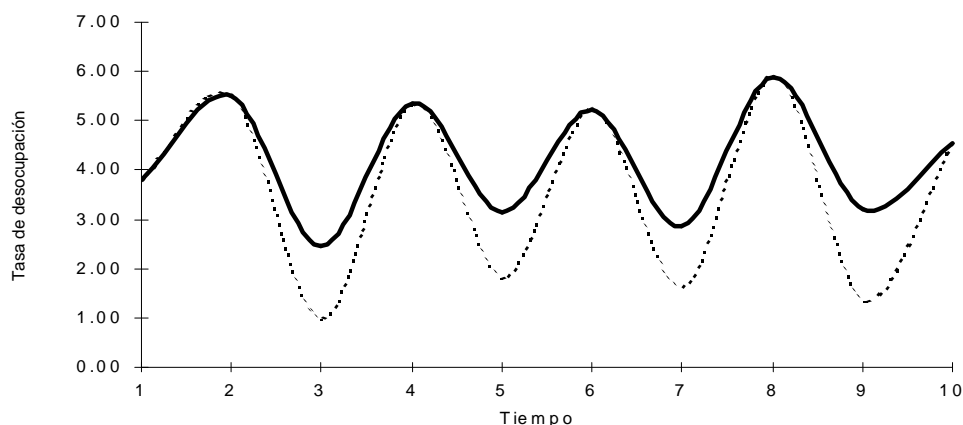
La tabla II.1
Resume una tipología que presenta las distintas alternativas

Tipo de shocks	Persistencia	Tipo de política que parecería más apropiada
Regulares Transitorios	Baja	Laissez faire ("no intervención")
Regulares Permanentes	Alta	Contracíclica
Regulares transitorios y extraordinarios permanentes	Baja (de los shocks regulares) y Alta (de los shocks extraordinarios)	Estructural

Según este esquema:

- a) Si los shocks regulares son de carácter transitorio en torno a una tendencia que no ha sufrido quiebres estructurales, la mejor política pública sería la de una intervención limitada, ya que los efectos del shock desaparecerán rápidamente. En este caso no sería recomendable una intervención diseñada especialmente para ese evento ya que los mecanismos institucionales existentes llevarán a la economía nuevamente a su tendencia de largo plazo. La figura siguiente ilustra esa situación.

Figura II.1.
Impacto de la política contracíclica cuando los shocks regulares son transitorios



Nota: la línea llena representa a una tasa de desempleo artificial sin intervención pública. La línea punteada representa la variable afectada por la intervención.

En el ejemplo que se presenta en la figura II.1, se ha construido una serie artificial de desempleo, estacionaria en torno a una tasa natural del 4% ($TD_t = 4\% + e_t$, con $e_t \sim N(0,1)$). El supuesto clave para el análisis de la intervención, es que la misma llega con un período de retraso. En el ejemplo de la figura previa hemos construido una serie artificial de desempleo luego de la intervención pública contracíclica que tiene las siguientes características: si la tasa de desempleo es menor a 5% no se interviene, pero si supera dicha cifra (por ejemplo llega al 6%) se pone en marcha un plan de gasto público (o reducción de la tasa de interés) destinado a generar la cantidad suficiente de empleo como para llevar a la tasa de desocupación

a su nivel "natural" (4%)². El problema es que hasta que la política de intervención se pone realmente en práctica, puede pasar un período de tiempo significativo (un mes o un trimestre) y para entonces, la tasa de desempleo ya habría bajado (sin intervención, debido a que los shocks son transitorios), por ejemplo, a un 4.2 %. En este caso, el principal efecto de la intervención será un incremento en la volatilidad de la serie y un recalentamiento de la economía (ya que la tasa de desempleo luego de la intervención será menor al 4% lo que podría generar un exceso de demanda de bienes que ajuste vía precios).

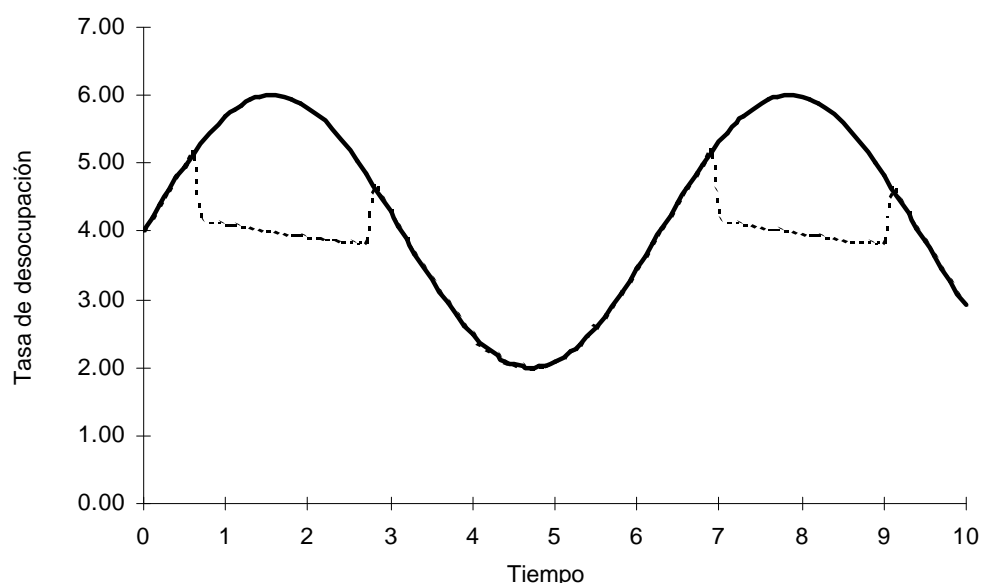
En el caso de que la serie tenga este tipo de comportamiento, la intervención pública debiera, en principio, limitarse a paliar las consecuencias del desempleo antes que tomar acciones para actuar sobre el mismo, ya que por la dinámica misma de la serie de desempleo los desvíos respecto a la tendencia tenderán a corregirse rápidamente.

Las **políticas** específicas que convendría diseñar en este contexto son aquellas **de carácter asistencial** que de forma transitoria ayuden a paliar los efectos del shock pero que no tengan efectos específicos sobre la evolución de las variables afectadas.

- b)** Por el contrario, si los shocks regulares tienen efectos persistentes, los mecanismos institucionales vigentes serían incapaces de hacer que la tasa de desocupación retorne rápidamente a su valor natural.

² Esta tasa "natural" se deriva de la versión de Friedman y Phelps acerca del trade-off entre inflación y desempleo. Como síntesis del concepto, Krugman (1994) señala que la tasa natural de desempleo o Non accelerating inflation rate of unemployment (NAIRU) determina el límite más allá del cual un shock positivo en la demanda agregada no puede reducir el exceso de oferta de fuerza de trabajo sino a costa de una mayor inflación.

Figura II.2.
Impacto de la política contracíclica cuando los shocks regulares son persistentes



Nota: la línea más llena representa a una tasa de desempleo artificial sin intervención pública. La línea punteada representa la variable afectada por la intervención.

Puede observarse en la figura II.2 que en este caso (cuando los shocks son persistentes, es decir cuando no desaparecen al período siguiente) la misma política contracíclica que incrementaba la volatilidad de la serie y recalentaba la economía cuando los shocks eran transitorios, ahora es sumamente efectiva, y previene los altos costos económicos y sociales derivados de la permanencia en el tiempo de una tasa de desocupación muy elevada.

La explicación a esto es bastante sencilla. Si los shocks son persistentes, las políticas contracíclicas serán efectivas aún cuando se implementen con un período de retraso, ya que la tasa de desocupación que rija al momento de la implementación no será muy diferente de la que desencadenó la ejecución de la política (la observada un período antes).

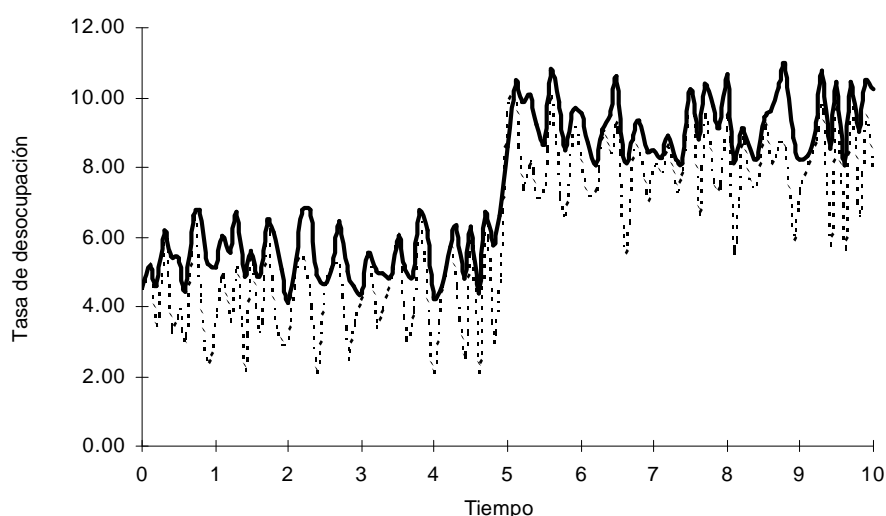
Sin la intervención pública, la serie (línea llena) retornará a su valor natural eventualmente pero lo haría en un tiempo que puede ser excesivamente largo.

En este caso, el Estado debería actuar rápidamente con **políticas contracíclicas** específicas para evitar los perversos efectos de la histéresis (que destruyen capital físico y humano). Los efectos de ese tipo de intervención permitirían que el

desempleo retorne a su tendencia más rápidamente (línea punteada) reduciéndose los costos de mantener un desempleo elevado durante un largo período de tiempo.

- c) Finalmente, si los shocks son transitorios pero en torno a una tendencia determinística segmentada, la política más adecuada es la de carácter estructural.

Figura II.3.
Impacto de la política contracíclica cuando los shocks regulares son transitorios y se verifica un quiebre estructural que incrementa la tasa natural de desempleo.



Nota: la línea más llena representa a una tasa de desempleo artificial sin intervención pública. La línea punteada representa la variable afectada por la intervención.

Como se observa en la figura precedente, luego de un shock de tipo extraordinario, la serie de desempleo cambia su nivel medio pero no su comportamiento cíclico. Con posterioridad al quiebre estructural, la serie continuará comportándose como antes pero alrededor de una nueva tendencia (en este caso, de más elevado nivel de desempleo)³.

En esta situación, los shocks regulares no requerirían una intervención específica debido a que tienen efectos de carácter transitorio, pero los shocks extraordinarios (quiebres estructurales) producen cambios que no tienden a desaparecer ni

³ En un caso "mixto" el cambio en la tendencia podría ser acompañado también de un cambio en el comportamiento cíclico.

pueden revertirse completamente con políticas contracíclicas (que, como puede apreciarse en la figura II.3, pueden reducir levemente la tasa de desocupación pero no son capaces de lograr que el valor medio de la misma vuelva a su nivel anterior).

Para estos casos sería conveniente desarrollar reformas estructurales (de carácter institucional, regulaciones, de ingresos, impositivas, etc.) que hagan retornar la tendencia a su nivel original (línea punteada). De otro modo, será imposible lograr una reducción permanente en la tasa natural.

Teniendo en cuenta las alternativas de política económica analizadas, la relevancia del objetivo planteado radica en dos características sumamente importantes: 1) Originalidad y 2) Utilidad. En relación al primer punto es importante destacar que aún cuando el explosivo aumento del desempleo experimentado por Argentina en los '90 ha generado un crecimiento similar en los estudios que investigan distintos aspectos del mercado de trabajo (urbano y rural), casi ninguno de ellos ha focalizado su análisis en la persistencia de la desocupación⁴, y muy pocos han intentado evaluar, desde una óptica comprehensiva, la persistencia de los distintos shocks que golpean a las tasas de actividad, empleo y desocupación de distintos sub-grupos poblacionales desde una óptica regional. El presente trabajo intenta cubrir el vacío existente en este tipo de estudios empíricos.

La utilidad a la que se alude en el párrafo previo se relaciona, en forma concomitante, con la posibilidad de conocer con un mayor grado de detalle el funcionamiento del mercado de trabajo bonaerense y de establecer un diseño de políticas macroeconómicas que permitan contrarrestar apropiadamente los distintos shocks que afectan las decisiones de trabajadores y empresarios.

En la primera parte de este capítulo introducimos el marco teórico a utilizar en el análisis de la evidencia empírica. Para ello elaboramos una discusión conceptual introductoria y una síntesis de las distintas teorías que se han abocado a la explicación de los mecanismos que determinan la existencia de shocks permanentes en la tasa de desocupación.

⁴ Para el caso argentino, solamente Arrufat et al (1998, 1999, 2000) y Carrera, Félix y Panigo (1999, 2000) han incursionado en esta temática. En el plano internacional la persistencia de la desocupación ha sido un tema sumamente relevante en el ambiente académico, destacándose entre los trabajos más importantes los de Blanchard y Summers (1989), Crato y Rothman (1996), Layard, Nickell y Jackman (1991), Jimeno y Bentolila (1995), León - Ledesma (2000), entre otros.

A continuación evaluamos los resultados que se desprenden de la evidencia empírica, utilizando la información proveniente de la EPH del INDEC (de los aglomerados urbanos que se relevan desde 1985 en forma continua) y un conjunto de herramientas econométricas que permiten evaluar las distintas hipótesis que se desprenden de las preguntas enunciadas en los párrafos previos.

Posteriormente, arribamos a las conclusiones. En ellos se hace referencia a la importancia de los resultados obtenidos en el diseño de las políticas macroeconómicas destinadas a regular el comportamiento del mercado de trabajo.

Finalmente, se presentan las referencias bibliográficas y los anexos con las tablas y gráficos que contienen la información detallada de los resultados de los distintos test econométricos.

Reseña teórica

El fenómeno de la persistencia en el desempleo puede ser comprendido intuitivamente como un lento ajuste dinámico de la economía hacia su nivel de desempleo de cuasi equilibrio o como un cambio endógeno en la tasa misma de desempleo de cuasi equilibrio bajo la influencia del sendero previo de desempleo. En ambos casos, el desempleo es visto como *time dependent* o dependiente de su evolución (Lindbeck, 1993).

Dado que el concepto de “persistencia” quiere decir diferentes cosas para diferente gente, Arrufat, Díaz Cafferata y Figueras (1998) tratan de aclarar la cuestión destacando que existe un uso más bien general del concepto y uno más estricto o específico.

El primero se utiliza usualmente para significar que la tasa de desempleo se estabiliza en un alto nivel o que la tasa, en un momento del tiempo, depende de los valores pasados de la misma variable.

El segundo está asociado con la existencia de raíces unitarias en las series de tiempo.

De acuerdo a Lindbeck (1993) a pesar de la aparente tendencia de la tasa de desempleo a retornar a algún “nivel normal” de largo plazo, las series de tiempo de las tasas de desempleo sugieren persistencia en el desempleo en el sentido que la tasa de desempleo de un año t está positivamente correlacionada con la tasa de desempleo en el año $t-1$ (usualmente también con tasas de años anteriores), $u_t = au_{t-1} + e_t$ en el simple caso de un rezago.

La tasa de desempleo en el período t es u_t y e_t es un término de perturbaciones aleatorias (ruido blanco) con un valor esperado igual a cero y varianzas constante. El coeficiente $a \geq 0$ expresa la fuerza del efecto de persistencia.

De acuerdo a la hipótesis de la histéresis, el coeficiente "a" sería unitario (hipótesis de raíces unitarias), implicando que la macroeconomía sistemáticamente tendería a estar inmovilizada a cualquier tasa de desempleo que exista (la tasa de desempleo en este caso extremo sería un paseo aleatorio, esto es, que el valor esperado de la tasa de desempleo en un período sería la misma tasa que en el período inmediatamente precedente).

El concepto de histéresis, introducido en el ámbito de la economía por Phelps (1972), y más tarde usado por Blanchard y Summers (1986), muestra situaciones donde los shocks regulares tienen efectos permanentes o muy persistentes.

Para explicar la existencia del proceso de histéresis (o persistencia) en el desempleo descrito en los párrafos previos, varias escuelas han desarrollado sus propias teorías, entre las cuales se destacan las que presentamos a continuación agrupadas en ortodoxas (neoclásicas, nekeynesianas y síntesis neoclásica) y heterodoxas (keynesianas, postkeynesianas y otras).

La visión ortodoxa sobre los determinantes de la persistencia de desempleo.

A.- La teoría neoclásica:

En primer lugar, considera que el mercado de trabajo funciona exactamente igual que cualquier otro. Según esta óptica, ni la especificidad del bien transado ni las modalidades institucionales propias en las que se inscriben las transacciones justifican un tratamiento particular.

De acuerdo con lo anterior, la determinación de los salarios y del empleo resulta de la intersección de la oferta y la demanda de trabajo en un mercado de trabajo sin imperfecciones formado por agentes "maximizadores", es decir, movidos por la búsqueda de su interés individual. La única forma de desempleo que autoriza tal representación se debe al rechazo de los trabajadores a aceptar el salario de mercado porque lo juzgan demasiado bajo (con respecto a su productividad marginal). Por lo tanto, si hay desempleo, aquí se lo califica de "voluntario".

El punto fundamental de la teoría neoclásica radica en que, con el correr del tiempo, ese salario de equilibrio siempre se alcanza. Por lo tanto, finalmente se lle-

ga a la conclusión de que al igualarse la oferta y la demanda de trabajo, no existiría el desempleo.

En este contexto, el desempleo es una situación sólo temporal y nunca puede constituir un equilibrio estable.

Alternativamente, desde esta perspectiva, las instituciones que actúan sobre el mercado de trabajo y las rigideces impuestas por las regulaciones públicas al mercado de trabajo (salarios mínimos, reglamentación de la jornada laboral, impuestos sobre la nómina salarial, etc.) son prácticamente los únicos elementos que pueden generar una situación de desempleo excesivo que persista en el tiempo.

B.- Teorías de negociación para el mercado laboral:

Diferentes modelos de negociación intentan explicar la interacción entre sindicatos y empleadores. El modelo del monopolio, donde el sindicato decide el nivel salarial, es bien conocido pero no otorga poder de negociación a los empleadores, algo que parecería natural en cualquier descripción del mercado laboral real. En el modelo de derecho a gestionar (*right to manage*) tanto los empleadores como los sindicatos tienen poder de negociación, el cual es variable, y el modelo anterior (del monopolio) es un caso particular de la teoría donde los empleadores no tienen poder. Pero, aún cuando ambas partes tengan poder de negociación, la solución puede no ser Pareto óptima como se describe en McDonald y Solow (1981).

En el modelo del monopolio, el sindicato es la parte fuerte del mercado laboral mientras que los empleadores están desorganizados o por otras razones no tienen influencia. La demanda de trabajo de los empleadores está dada y es conocida por el sindicato. La utilidad del sindicato depende del salario y del nivel de empleo, y el problema es maximizar la utilidad para una función de demanda dada. La elección de la formulación de la función de utilidad del sindicato ha sido discutida en Oswald (1985), pero los argumentos son los mismos.

Un modelo más realista (dentro de los modelos de derecho a gestionar) es introducido por Nickell y Andrews (1983) donde el resultado de la negociación está determinado por la posición negociadora relativa de las partes. Los empleadores determinan el nivel de empleo al maximizar su función de beneficio. Esto hace posible incluir otras variables como el nivel de desempleo que puede ser importante para configurar el poder de negociación relativo de sindicatos y empleadores.

En la mayoría de las situaciones, los empleadores presionan por menores salarios, lo que conduciría a un nivel de empleo más elevado, mientras que los sin-

dicatos prefieren altos salarios. El resultado esperado sería el siguiente: los niveles de salario son menores que los encontrados en el caso del monopolio y el empleo estaría determinado por la función de demanda de trabajo.

Una pregunta lógica sería: ¿Por qué ambas partes no acuerdan una solución que sea Pareto eficiente (tal como se discute en McDonald y Solow, 1981)? En un contexto estable donde la demanda y la competencia son constantes esto podría no ser un problema, pero un enfoque más realista indica que la demanda laboral es volátil y que la gerencia tiene mejor información acerca de la demanda laboral que los trabajadores.

Una solución podría ser acordar la relación entre empleo y producto, o entre empleo y equipamiento en capital. Pero esto o bien es difícil de implementar o bien termina siendo un obstáculo para el desarrollo tecnológico o queda desactualizado debido a nuevas invenciones, al menos para la producción primaria y de manufacturas. De esta manera, la negociación eficiente ha tenido mayor relevancia teórica que práctica.

Los tres modelos describen la determinación salarial sin ninguna referencia al pleno empleo.

De esta manera, los tres modelos podrían explicar la existencia de desempleo persistente, aunque el nivel de desempleo sería menor en el modelo *right to manage* y en el de negociación eficiente que en el del monopolio.

Por otro lado, el desempleo podría ser involuntario para las personas desempleadas. Los empleadores están interesados en un bajo nivel salarial, y salvo que se produzca un incremento en la demanda efectiva, no tienen interés por alcanzar una situación próxima al pleno empleo. Al mismo tiempo, el sindicato no toma en cuenta mayormente el financiamiento del desempleo a menos que los miembros tengan que contribuir (con aportes adicionales o impuestos) a esos pagos.

Los tres modelos sólo incluyen un sindicato, lo cual puede ser una correcta descripción de algunos mercados laborales como el de Suecia, pero en la mayoría de los mercados laborales coexisten varios sindicatos (con diferentes objetivos e ideologías) por cada rama de actividad.

Una complicación posterior para agregar a un modelo de varios sindicatos es la "envidia salarial", tal como se discute en Udden-Jondal (1993), donde los incrementos salariales de un sindicato conducen a efectos derrame, lo que incrementa la utilidad de otros sindicatos que también obtienen aumentos salariales, y envidia

(con reducción de utilidad) en aquellos sindicatos que no lo consiguen. Este efecto es raramente incluido debido a las complicaciones que genera, pero puede explicar en parte las dificultades para alcanzar un bajo nivel de desempleo si la envidia existe entre, por ejemplo, sindicatos de trabajadores no calificados y sindicatos de trabajadores calificados.

Se asume que los empleadores o asociaciones de empleadores tienen poder de negociación en el modelo *right to manage*, pero rara vez se espera que jueguen un papel importante en la formación salarial. Una interesante excepción es Wadensjö (1991) que analiza los objetivos de las asociaciones de empleadores y encuentra que pueden actuar como un monopsonio y restringir la competencia por trabajo. Al mismo tiempo podría haber conflictos de intereses entre diferentes empleadores porque empleadores en expansión podrían querer incrementar los salarios para atraer trabajadores calificados, especialmente cuando el desempleo es bajo. Sin embargo, la existencia de una asociación de empleadores no es una garantía de bajos salarios y bajo desempleo y puede, incluso, ser un obstáculo a la competencia.

La centralización de la negociación entre empleadores y sindicatos y el grado de corporatismo dentro de la economía podría también ser importante para la formación del salario y el nivel de desempleo.

Bruno y Sachs (1986) relacionan la centralización con la respuesta del salario nominal, la cual es a menudo conectada a la descentralización en la negociación, y alcanzan casi los mismos resultados.

Calmfors y Driffill (1988) tratan de relacionar la performance macroeconómica con la extensión de la centralización en la negociación salarial. La idea es que un sindicato centralizado puede beneficiarse de un bajo nivel de desempleo al mismo tiempo que acuerda mantener salarios reales bajos, mientras que varios sindicatos tienen que competir para maximizar salarios para atraer miembros.

En ambos casos, las teorías están basadas en observaciones realizadas en pocos países del oeste europeo y para períodos breves, lo cual debilita la fuerza de las conclusiones.

C.- Efectos insider y outsider en la negociación salarial:

Usualmente, las negociaciones en un mercado de trabajo no centralizado, se llevan entre trabajadores y empleadores, dado que los desempleados rara vez tienen influencia en la determinación del salario.

Blanchard y Summers (1986) indican que los salarios son determinados por los trabajadores empleados, *insiders*, que podrían ser miembros de un sindicato, pero también podrían actuar como un grupo autónomo para la determinación del salario. El grupo maximiza la función de utilidad donde salarios y probabilidad de empleo son los argumentos. En la versión simple la firma determina el nivel de empleo sujeto al salario decidido por el grupo y a un término de error que describe los cambios en la demanda, tecnología, etc.

El problema es que los *insiders* no toman en consideración la utilidad y la probabilidad de empleo de los *outsiders* y un shock negativo en la demanda de empleo podría tener efectos persistentes en el nivel de empleo.

Lindbeck y Snower (1988) se centran en el poder de mercado que poseen los *insiders*. Este poder de mercado es resultado de los costos de rotación (contratación y despido), que hace caro para las firmas despedir *insiders* y contratar *outsiders* que están buscando trabajo por menos salario que los *insiders*. Los *insiders* pueden además dificultar a los ingresantes el aprendizaje propio de la empresa (on the job training). De esta manera, puede ser beneficioso para la firma mantener *insiders* a pesar de que los *outsiders* se ofrezcan a un salario menor. Como consecuencia el salario se determina a un nivel superior al de equilibrio, lo cual podría conducir a desempleo persistente.

La teoría *insider-outsider* puede explicar no sólo la existencia de desempleo sino también la ocurrencia de despidos vía cambios en el sistema de remuneración, la existencia de primas por antigüedad en el puesto de trabajo y las preferencias de los empleadores por mantener a los trabajadores con más antigüedad. Estos trabajadores pueden prevenir que los desocupados se ofrezcan (para recuperar su puesto) a salarios menores amenazando con molestarlos o bien con no cooperar con ellos.

D.- Teoría de los salarios de eficiencia.

Esta teoría asume que los empleadores no pueden observar perfectamente el nivel de esfuerzo que los trabajadores ponen en su trabajo y que la productividad

depende del nivel de paga. Un salario por encima del de equilibrio puede atraer trabajadores más calificados y reducir la movilidad.

La idea de base es que a los empleadores les falta información sobre ciertas características de sus empleados, ellos no pueden pagar a cada uno en función de su productividad marginal efectiva. Ellos se enfrentan a un problema de selección adversa: si ellos pagan el salario de equilibrio de competencia, los asalariados más eficaces se rehusarán a venir a su empresa o la abandonarán y los asalariados proveerán un esfuerzo débil. De manera general, la eficiencia del trabajo en la empresa se reduce en razón de la imposibilidad de remunerar a los asalariados en función de su esfuerzo o de sus cualidades personales. Esto conduce a las empresas a pagar salarios por encima del salario de competencia, para poder conservar o estimular a los asalariados eficientes, dando como resultado una reducción del nivel de empleo agregado.

Se obtiene entonces un nivel de empleo menor al de competencia y un desempleo involuntario, ya que al nivel de salario pagado por las empresas los desempleados aceptarían trabajar (este nivel de salario sería mayor a su productividad marginal y a su salario de reserva). Si no hubiera problemas de información, el salario sería igual al salario de reserva.

Un salario por encima del de equilibrio causa mayor desempleo lo cual hace aún más atractivo estar empleado. Una diferencia importante comparada con las otras teorías consiste en que la persona que recibe un premio por eficiencia es poco probable que sea despedida. En cambio, el alto pago limita la probabilidad de pleno empleo, al igual que lo argumentado para las teorías de *insider-outsider* (Lindbeck y Snower, 1988 y Blanchard y Summers, 1986).

Una consecuencia importante del salario de eficiencia es la rigidez del salario real. Mientras que en el caso de equilibrio de competencia, el salario se ajusta a las fluctuaciones (sin afectar el empleo); en el caso del salario de eficiencia, el salario real se mantiene alto y rígido y es el empleo el que se ajusta a las fluctuaciones.

De esta manera, la teoría de los salarios de eficiencia puede explicar la existencia de desempleo persistente, pero es probable que sea válida sólo para el tipo de empleos donde es difícil observar la productividad. Si la productividad es directamente observable no habría mayores problemas de información. Un gran problema existente en los análisis de datos micro es la inobservable heterogeneidad que se debe a la falta de indicadores que describan perfectamente la productividad de las personas.

E.- Teoría de costos de menú.

Consideremos un sindicato (o grupo de asalariados) que reivindica el nivel de salarios que maximiza su bienestar conociendo la demanda de trabajo de las empresas. Luego supongamos que se produce una baja en la demanda de trabajo, debido por ejemplo a una recesión.

La teoría de costos de menú muestra que la pérdida de bienestar es muy pequeña si el sindicato mantiene el salario, en comparación a la pérdida que se produce si ajusta (reduce) el salario.

Si existen costos de ajuste del salario, el sindicato prefiere conservar el salario anterior con una importante pérdida de empleo (como en muchos modelos que incluyen a los sindicatos se supone que éstos no prestan demasiada atención a la situación de los desempleados, o priorizan mantener el salario de los empleados a aumentar el nivel de empleo).

Este comportamiento puede explicar la rigidez de salarios a corto plazo junto con los amplios movimientos en los salarios. Sin embargo, no puede explicar la persistencia del desempleo, dado que este comportamiento puede ser óptimo sólo a corto plazo.

Los determinantes de la persistencia del desempleo desde un enfoque heterodoxo

A.- La teoría keynesiana-postkeynesiana básica:

Los neoclásicos proclamaron que el desempleo existía porque los salarios eran demasiado altos para sostener el pleno empleo. El desempleo podía atribuirse al "hecho" de que los trabajadores (y los sindicatos o el Estado) fijaban un salario demasiado alto y luego se rehusaban a disminuirlos frente al desempleo⁵. Keynes rechazó esta visión.

Adhiriendo a esta postura crítica, autores post-keynesianos como Davidson (1994), observan que el principio de Keynes de la demanda efectiva no es sólo una forma nueva de demostrar que las rigideces de salarios son la causa necesaria del desempleo⁶.

⁵ En este sentido, los modelos neokeynesianos de sindicatos y de insiders-outsiders son una mera sofisticación de dicho concepto.

⁶ Esta visión es, grosso modo, compartida a la vez por neoclásicos y neokeynesianos.

En su análisis, el desempleo puede existir aún con salarios bajos y totalmente flexibles. De esta manera, los cambios en el salario monetario inducidos por alguna modificación cambio exógena en la demanda no restablecerán automáticamente el pleno empleo.

En efecto, desde este punto de vista, para que una reducción en el salario monetario pueda aumentar el nivel de empleo (y desplazar la economía hacia el pleno empleo), la demanda agregada debería incrementarse como un efecto directo de la caída en el salario nominal. Al igual que Keynes, Davidson y los autores post-keynesianos señalan que el efecto final (es decir aquel que computa el impacto de la reducción del poder de consumo de los trabajadores sobre la demanda agregada de la economía) será probablemente el inverso (y mucho más fuerte en el corto plazo y en economías cerradas o de baja apertura).

B.- Teoría del stock de capital:

Un mecanismo sugerido sobre la persistencia en el desempleo es la escasez de capital (Malinvaud, 1984; Sneessens y Dreze, 1986). Más específicamente, el cierre de empresas y la baja acumulación de activos de capital real durante las recesiones tiene como resultado un stock de capital demasiado pequeño para permitir un rápido retorno a los niveles de empleo previos.

La demanda laboral no regresa a su posición inicial luego de la recesión a causa de la desacumulación de stock de capital durante la recesión. Como evidencia empírica de esta hipótesis se hace referencia a la combinación de elevadas tasas de desempleo con altos niveles de utilización de la capacidad instalada (stock de capital) en algunos países europeos durante la segunda mitad de los 80.

El stock de capital puede presionar sobre el nivel de producción y empleo dado que el costo marginal se incrementa sustancialmente cuando la demanda excede la capacidad normal. Al mismo tiempo la capacidad puede verse reducida por una depreciación técnica o económica cuando las máquinas y edificios se encuentran en pobre estado o cambios en los precios relativos insumo-producto reducen el valor del equipo de capital.

Una demanda reducida puede conducir a un bajo nivel de acumulación de capital que conduce a un mayor desempleo de equilibrio a menos que los salarios sean reducidos. Aunque la demanda retorne a un nivel elevado, el stock de capital puede incrementarse sólo gradualmente hasta un nivel donde el pleno empleo no sea presionado por el stock de capital. La reconstrucción del stock de capital puede ser demorado por la incertidumbre acerca de la demanda, lo cual reduce la óptima

formación de capital. De esta manera, el bajo stock y/o la lenta acumulación de capital pueden ser un obstáculo para el rápido regreso a un bajo nivel de desempleo.

Esta teoría implica que es importante usar modelos que incluyan en la función de producción no sólo mano de obra sino también capital físico cuando se analiza desempleo.

Una variación de este tema es que las plantas y firmas pueden tener que cerrar permanentemente durante recesiones prolongadas y que los elevados costos de entrada al mercado por parte de nuevas firmas prolongue el regreso al nivel de empleo anterior.

C.- Activos financieros y mercado de trabajo. Otra explicación post keynesiana.

Los *nuevos keynesianos* se basan en la explicación del fenómeno de histéresis rechazando el concepto tradicional de NAIRU como un equilibrio estable en el tiempo. Todos estos modelos se refieren a la relativa rigidez de los salarios reales para explicar la persistencia en el desempleo. Sin embargo, la rigidez de los salarios reales parece deberse a la rigidez de la tasa de crecimiento de los salarios nominales y precios, particularmente desde mediados de los 80. De esta manera, es la rigidez a la baja de la tasa de crecimiento de los salarios nominales y precios, por debajo de un nivel mínimo, lo que necesita ser explicado.

Es bien conocido que la teoría del empleo de Keynes no estaba basada en la rigidez de los salarios nominales, sin embargo su observación de que los trabajadores resistirán reducciones en el salario nominal para proteger su salario real relativo (individual) en un contexto de negociación descentralizada es probablemente la más convincente explicación de este fenómeno.

Con las teorías de desempleo de los *nuevos keynesianos* han aparecido varias explicaciones de la rigidez de salarios. La mayoría de ellas se refieren a la rigidez del salario real. Para la rigidez nominal, el punto de vista dominante es que se origina en el mercado de productos y no en el mercado laboral (Gordon, 1990). El único modelo basado en la noción de rigidez del salario nominal es el modelo de contrato de largo plazo escalonados y superpuestos de Fisher (1977) y Taylor (1980). La razón de la contratación a largo plazo en estos modelos es el problema de los costos de transacción (negociación) de frecuentes cambios salariales. También está el modelo de salarios-precios constantes de Barro y Grossman (1971) que se basa en la idea de fallas de coordinación entre decisiones de salarios y precios en mercados imperfectos descentralizados. En respuesta a shocks nominales de de-

manda, los agentes fallan al ajustar sus precios proporcionalmente y sin demora porque ellos no saben si todos los otros agentes harán lo mismo.

Sin embargo, ninguno de estos modelos explica la rigidez a la baja de los salarios nominales a largo plazo. El único elemento compartido por los modelos mencionados son los fundamentos del modelo convencional de mercado laboral, especialmente referido a la oferta (trabajo-ocio). A largo plazo, la mano de obra se transacciona a una tasa que iguala el salario real al valor de la productividad marginal.

Se ignora el hecho de que la mercancía tratada es un ser humano con una diferencia con los otros productos: usualmente posee obligaciones financieras nominales.

De esta manera, un trabajador que maximiza utilidades tiene que comparar su oferta de salario nominal no sólo con el nivel de precios esperado (para determinar su poder de compra) sino también en relación a sus obligaciones financieras, para lo cual debe comparar la tasa de crecimiento nominal del salario con la tasa nominal de interés. O dicho de otra manera, la tasa de crecimiento nominal del salario puede disminuir sin perjudicar el poder de repago (deudas) del trabajador si la tasa nominal de interés disminuye al menos en igual proporción.

Pero la tasa nominal de interés tiene un valor mínimo positivo por debajo del cual no puede disminuir, entonces este límite también determina –*caeteris paribus*– el piso mínimo debajo del cual la tasa de crecimiento del salario nominal no debería caer para no comprometer el poder de repago.

De esta manera, la resistencia de los trabajadores a recortar su salario nominal no necesita interpretarse como lo hizo Keynes en términos de "inconsciente" o "instintivamente más razonable", sino que puede ser visto como una decisión racional destinada a minimizar el riesgo de bancarrota financiera.

Taheri (1995) analiza esta hipótesis para trece países de la O.C.D.E. para el período 1960-91 y los resultados econométricos son satisfactorios. La elevada autorregresión del desempleo, puede interpretarse alternativamente como una evidencia de la importancia de la demanda en el proceso de desempleo.

En definitiva, para evaluar la validez empírica de algunas de las distintas teorías que hemos presentado, desarrollaremos una aplicación metodológica particular, aplicada al caso argentino, cuyas características que se describen a continuación.

Metodología

El estudio de la persistencia de los shocks en series de tiempo (en nuestro caso, de las series temporales de la tasa de actividad, de la tasa de desocupación y de la tasa de empleo) requiere tener en claro la diferencia que existe entre el comportamiento cíclico (es decir, las fluctuaciones con respecto a su comportamiento de largo plazo de la serie) y el comportamiento tendencial (es decir, de largo plazo) de las mismas. El componente cíclico (\mathbf{C}_t) será la diferencia entre la serie original (\mathbf{y}_t) y su componente permanente o de largo plazo (\mathbf{y}^p_t):

$$\mathbf{C}_t = \mathbf{y}_t - \mathbf{y}^p_t \quad (1)$$

El problema fundamental se presenta al tratar de establecer las características del componente permanente o componente tendencial.

Hasta la aparición de la metodología de Box y Jenkins (1970), el paradigma hegemónico planteaba la existencia de una tendencia determinística alrededor de la cual se observaban desviaciones estacionarias, usualmente evaluadas como el componente cíclico de la serie.

Desde entonces, el foco de atención ha girado hacia los modelos ARIMA⁷, que nos permiten trabajar flexiblemente con cualquier tipo de series, sean o no estacionarias en torno al componente permanente.

Esta metodología ha cambiado la forma tradicional de determinar el componente cíclico de una serie de tiempo, dando lugar a la posibilidad de que el componente permanente de la serie tenga una especificación estocástica.

Para poder determinar cuál es la tendencia más apropiada, el primer paso consiste en analizar el proceso generador de los datos (PGD). A partir de la estructura que posea este proceso, podrá determinarse el tipo de tendencia que deberá usarse en la determinación del componente cíclico. De esta manera observamos que el PGD es crucial para la descomposición entre ciclo y tendencia, y por lo tanto para la determinación de la duración y la amplitud de las fluctuaciones cíclicas de las variables relevantes del mercado de trabajo.

⁷ Modelo autorregresivo, integrado con medias móviles (Autoregressive model, integrated with moving averages).

El PGD y el orden de integración

Una serie que para obtener la estacionariedad necesita ser diferenciada k veces se considera que es integrada de orden k : $I(k)$.

Por ejemplo, una serie como la siguiente:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

es no-estacionaria cuando $\rho = 1$, dado que los ε_t están distribuidos de manera idéntica e independiente. Que y_t sea no-estacionaria significa que su valor actual se encuentra en buena medida explicado por su valor pasado.

La serie y_t es integrada de orden 1, ya que al ser diferenciada una vez se transforma en una serie estacionaria. Este proceso es conocido como un paseo aleatorio con drift⁸. La serie se vuelve estacionaria cuando es diferenciada (una vez para el caso de la ecuación 2), de manera que el PGD de esta serie puede verse como un proceso estacionario en diferencias (PED). Este tipo de series presentan no-estacionariedad estocástica (Charemza y Deadman, 1997) y puede ser modelizada adecuadamente como un proceso con raíz unitaria (PRU) en el término autorregresivo (es decir, en la ecuación 2, $\rho = 1$)⁹.

⁸ Debe señalarse que cuando y_t es un paseo aleatorio con drift, la serie en niveles contiene una tendencia estocástica y otra determinística. En la ecuación (2), la constante α puede ser interpretada como la tendencia determinística. Supongamos que el valor de

¡Error! Imposible crear objetos modificando códigos de campo. en **¡Error! Imposible crear objetos modificando códigos de campo.**; sustituyendo secuencialmente:

¡Error! Imposible crear objetos modificando códigos de campo. con

¡Error! Imposible crear objetos modificando códigos de campo.

con lo cual se observa que la constante α en este proceso

¡Error! Imposible crear objetos modificando códigos de campo. representa una tendencia determinística lineal.

⁹ En un estudio ya clásico, Nelson y Plosser (1982) mostraron que 13 de 14 series macroeconómicas norteamericanas analizadas en su trabajo presentaban no-estacionariedad estocástica, por lo que eran integradas de orden 1,

¡Error! Imposible crear objetos modificando códigos de campo.

y podrían ser modeladas como un PRU.

Sin embargo, cuando las series son del tipo:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\delta}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \text{ con } \boldsymbol{\varepsilon}_t \text{ i.i.d.} \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \sigma^2) \quad (3)$$

\mathbf{y}_t es una serie estacionaria en torno a una tendencia determinística. La estacionariedad es alcanzada extrayendo el componente determinístico ($\boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\delta}_t$, para la ecuación 3) de \mathbf{y}_t . El proceso detrás de este tipo de series es conocido como estacionario en tendencia (PET). Este tipo de series son integradas de orden cero, $\mathbf{I}(0)$, y no necesitan ser diferenciadas para adquirir estacionariedad¹⁰.

En un PET, el efecto de los shocks desaparece en el largo plazo. Es decir, si la serie se desvía de su tendencia, eventualmente volverá a la misma. Por el contrario, con un PED el efecto del shock permanece en el tiempo. Una tendencia estocástica indica que los shocks tendrán efectos permanentes, cambiando la tendencia de largo plazo de la serie. Este tipo de proceso es el que se encuentra detrás de la idea de persistencia de las innovaciones (shocks).

Un shock similar tendrá efectos diferentes dependiendo de que el proceso sea o no estacionario (para simplificar, $\mathbf{I}(0)$ o $\mathbf{I}(1)$). Por ejemplo, para un proceso donde $\rho = 1$ en el período t tenemos que:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (4)$$

en $t+1$: $\mathbf{y}_{t+1} = \boldsymbol{\varepsilon}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}$, sustituyendo en 4 tenemos que:

$$\mathbf{y}_{t+1} = \mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1} \quad (5)$$

El efecto de un shock en $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ persiste indefinidamente en los subsiguientes períodos.

Por el contrario, si la serie es estacionaria ($\mathbf{I}(0)$) con $|\rho| < 1$ en el período t , tenemos que:

$$\mathbf{y}_t = \rho \mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (6)$$

en $t+1$: $\mathbf{y}_{t+1} = \rho \mathbf{y}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}$, sustituyendo en 6 tenemos que:

¹⁰ Esta era la manera tradicional de tratar a las series de tiempo hasta la aparición del trabajo de Nelson y Plosser.

$$y_{t+1} = \rho^2 y_{t-1} + \rho \varepsilon_t + \varepsilon_{t+1} \quad (7)$$

En este caso, como se aprecia, el efecto del shock desaparecerá más rápidamente cuanto menor sea el valor de ρ . En el límite, cuando $\rho = 0$, los shocks pasados no tendrán efectos sobre el presente. Los shocks no tendrán persistencia, de manera que pueden ser vistos como transitorios.

Otra manera de expresar la misma idea es que la distinción central para determinar cuando la tendencia es determinística o estocástica consiste en verificar si la serie retorna a su tendencia determinística (o a la media en el caso de que no exista tendencia), al menos en un período razonable de tiempo. Esto, por supuesto, se relaciona con la persistencia de las innovaciones. Una serie **I(1)** puede verse como la suma de todos los shocks sufridos por la misma a lo largo de su historia. Para estas series no existe ninguna fuerza subyacente en el PGD que las lleve a retornar sistemáticamente a su valor medio o tendencia¹¹.

Para el caso del mercado de trabajo, por ejemplo, si la tasa de desocupación fuera **I(1)** y ocurre un shock que produce un salto en su valor (como ocurrió a comienzo de la década de los noventa en Argentina), no habrá fuerzas intrínsecas a su PGD que la devuelvan en el mediano plazo a su valor medio anterior. Esto señala la gran relevancia del análisis de persistencia (y, consecuentemente, del orden de integración) de las series del mercado de trabajo.

Estructura econométrica

A partir de la discusión anterior es clara la necesidad de establecer el orden de integración. Desde el citado trabajo de Nelson y Plosser (1982) diversos procedimientos, sucesivamente más elaborados, han sido desarrollados para la determinación del mismo.

Al analizar con distintos tests econométricos la existencia o no de estacionariedad en las series de desempleo, empleo y actividad de cada aglomerado se podrá determinar si la desocupación es persistente y si tal persistencia se genera por la estructura de los shocks de oferta o de demanda de trabajo. Además, podremos

¹¹ Cometer un error en la determinación del PGD podría generar otros problemas adicionales al de evaluar incorrectamente la persistencia de los shocks. Si la serie es un PET y lo diferenciamos, estaremos sobre-diferenciándola. Por el contrario si la serie original es un PED y la tratamos como un PET, el error consiste en la sub-diferenciación. Plosser y Schewrt (1978) señalan que el riesgo de sobre-diferenciar no es tan grande si se analizan las propiedades de los residuos cuidadosamente. Por el contrario, Nelson y Kang (1981), afirman que si el verdadero PGD es un PED y extraemos la tendencia de la serie tratándola como un PET, el ciclo exhibirá periodicidad espúrea.

determinar para qué sub-grupos de la población los efectos de los shocks son más persistentes.

Los pasos específicos a desarrollar en esta estructura econométrica son los que se detallan a continuación:

- 1) Análisis de la hipótesis de raíz unitaria con el test Phillips-Perron (PP)¹². La estimación se realizará para la muestra completa para cada aglomerado y cada sub-grupo poblacional. No utilizaremos los test más tradicionales de tipo ADF por poseer el test PP mejores propiedades (tal cual se discutió en las páginas anteriores).
- 2) Análisis de la hipótesis de raíz unitaria con un test ADF rolling¹³. Este test nos permitirá evaluar la estabilidad de los resultados obtenidos con el test PP. No realizaremos test ADF de tipo recursivo porque por construcción el peso de cada unidad de información adicional cambia (decrece).
- 3) Estimación del cociente de varianzas (Variance ratio test), como una medida de persistencia no tradicional¹⁴. Este test permitirá corroborar los resultados anteriores dado que presenta ventajas para muestras pequeñas como las que estamos utilizando en este estudio.
- 4) Testeo de la hipótesis de raíz unitaria en presencia de quiebre estructural con el test de Perron para quiebres seleccionados endógenamente¹⁵.

¹² Para el test Phillips-Perron hemos establecido un número uniforme de rezagos siguiendo el criterio de Newey-West (1994). En relación a la estructura del componente determinístico del test, hemos chequeado en cada caso la significatividad de usar una constante, una constante y una tendencia determinística o ningún componente determinístico como regresor. Los valores críticos han sido tomados de MacKinnon (1991).

¹³ Las estimaciones rolling del test ADF fueron desarrolladas tomando $k_0 = \delta_0 = 15$ observaciones para datos semestrales. Los valores críticos han sido tomados de Banerjee et al (1992) y Cheung y Lai (1995).

¹⁴ Para el test de ratio de varianzas hemos utilizado un valor de k de 10, 20 y 30, respectivamente.

¹⁵ Evaluaremos las siguientes alternativas IO1, IO2 y AO2. En cada caso, la fecha de quiebre será aquella para la cual se obtenga el máximo t observado (en valor absoluto) para el coeficiente que capta el quiebre estructural.

Test de raíces unitarias

Nelson y Plosser (1982) demostraron que una serie de tiempo tiene una tendencia estocástica si y sólo si la misma presenta una raíz unitaria (RU) en el componente autorregresivo. Por lo tanto, testear el número de RU es equivalente a testear la existencia de una tendencia estocástica en la serie.

Basado en el hecho de que el parámetro **d** en una representación **ARIMA** **(p,d,q)**¹⁶ es igual al número de raíces unitarias, Dickey y Fuller construyeron un test (DF test) sobre la hipótesis nula de RU. Debido a que se encuentra basado en el restrictivo supuesto de que los errores están distribuidos de manera idéntica e independiente, varias modificaciones del test fueron desarrolladas para permitir cierta heterogeneidad y correlación serial en los errores. Las más conocidas y utilizadas son las que se incorporan en el test Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y en la alternativa semi-paramétrica de Phillips-Perron¹⁷.

Nelson y Plosser usan este tipo de test, basados en el DF original. Sargan y Bhargava (1983) postulan un aproximación diferente, presentando su propio test tomando como referencia el marco teórico desarrollado por Durbin y Watson (1951).

Básicamente, la idea del test DF es chequear la hipótesis nula de $\rho = 1$ en la siguiente ecuación:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

El mecanismo consiste en testear la hipótesis nula de $\xi = 0$ en la siguiente ecuación (la cual es equivalente a 8), usando para la regresión el método de mínimos cuadrados ordinarios.

$$\Delta y_t = \alpha + \xi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

donde $\xi = \rho - 1$.

¹⁶ p indica el orden de integración del componente autorregresivo, q es el componente de medias móviles y d el número de veces que la variable debe ser diferenciada para adquirir estacionariedad.

¹⁷ Ver Phillips y Perron (1988) para analizar las características del test original y Perron y Ng (1996) para las propias de la versión modificada.

El rechazo de la hipótesis $\xi = \mathbf{0}$ a favor de la alternativa $\xi < \mathbf{0}$ implica que $\rho < 1$ y que \mathbf{y}_t es integrada de orden 0.

Si no podemos rechazar $\xi = \mathbf{0}$, entonces deberíamos repetir el test usando $\Delta\mathbf{y}_t$ en lugar de \mathbf{y}_t . La ecuación Dickey-Fuller cambia a:

$$\Delta\Delta\mathbf{y}_t = \xi\Delta\mathbf{y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Los test basados en el DF tienen diferentes distribuciones para las hipótesis nula y alternativa. Si \mathbf{y}_t es $\mathbf{I}(1)$, como indica la hipótesis nula, entonces la ecuación (9) representa una regresión de una variable $\mathbf{I}(0)$ sobre otra $\mathbf{I}(1)$. En este caso no existe una distribución normal en el límite. La distribución usada es conocida como t de Dickey - Fuller. Fuller (1976) tabuló los valores críticos originales. MacKinnon (1991) y Cheung y Lai (1995) modificaron los valores críticos para tener en cuenta el efecto de diferentes tamaños de muestra y número de rezagos¹⁸.

Una debilidad del test DF es que no toma en cuenta la posible auto-correlación entre los errores ε_t . Si este fuera el caso, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación (9) o sus sustitutas no sería eficiente. La solución implementada por Dickey y Fuller (1981) fue incluir como variable explicativa a la variable dependiente rezagada. Esta solución es la implementada en el ADF test.

Entonces, una expresión equivalente a la ecuación (9) es la siguiente:

$$\Delta\mathbf{y}_t = \xi\mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta\mathbf{y}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

El procedimiento de estimación es semejante al descrito para el test DF original, y por lo general se utilizan los mismos valores críticos (aunque deberían utilizarse los de Cheung y Lai (1995) que proporcionan una mayor precisión).

Phillips y Perron (1988) proponen un nuevo test usando una corrección no paramétrica para la presencia de correlación serial en los errores. Estos estadísticos son conocidos como \mathbf{Z}_p y \mathbf{Z}_t . En el caso de un proceso $\mathbf{AR}(1)$ sin drift¹⁹:

¹⁸ Para una crítica más profunda de alguno de los problemas de los test basados en la metodología DF ver Maddala y Kim (1998).

¹⁹ En Maddala y Kim (1998) se analizan adicionalmente los casos de un AR (1) con drift y con una tendencia lineal.

$$Z_p = T(\hat{\rho} - 1) - \frac{1}{2} \frac{(s^2 - s_e^2)}{T^{-2} \sum_1^T y_{t-1}^2} \quad (12)$$

$$Z_t = \frac{s_e}{s} t_p - \frac{1}{2} \frac{(s^2 - s_e^2)}{s (T^{-2} \sum_1^T y_{t-1}^2)^{1/2}} \quad (13)$$

Test ADF rolling.

Existe la posibilidad de que las series de tiempo presenten raíces cambiantes, de manera que la persistencia de los shocks se modifique a lo largo del tiempo. Para evaluar la hipótesis de raíces cambiantes, la aproximación desarrollada por Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992) es de suma utilidad. Aplicada a la hipótesis de raíz unitaria, el procedimiento consiste en estimar de manera recursiva o rolling el estadístico ADF.

La metodología recursiva se deriva de Brown, Durbin y Evans (1975) y consiste en estimar un parámetro usando las sub-muestras $\mathbf{t} = \mathbf{1}, \dots, \mathbf{k}$, para $\mathbf{k} = \mathbf{k}_0, \dots, \mathbf{T}$, donde \mathbf{k}_0 determina el tamaño de muestra inicial y \mathbf{T} es el total de observaciones de la muestra completa. A diferencia de la estimación recursiva, los parámetros rolling son calculados usando sub-muestras que son una fracción constante δ_0 de la muestra completa. De esta manera, se mantiene fija la ponderación marginal de cada observación. Por este motivo en este trabajo utilizaremos esta última metodología de estimación, estimando el máximo y el mínimo estadístico ADF, para luego compararlo con los valores críticos asimptóticos al 5%. Adicionalmente, analizamos la diferencia entre el ADF máximo y el ADF mínimo, como una medida de la volatilidad de la raíz.

Medida de Cociente de Varianzas (Variance ratio test)

Un instrumento alternativo adicional para evaluar la presencia de una raíz unitaria es el test propuesto por Cochrane (1988) a partir del cual se evalúa la persistencia de los shocks que afectan a las distintas series.

Usando la descomposición de Beveridge y Nelson (1981), podemos ver que cada serie puede ser modelada como una combinación de un paseo aleatorio (PA) y un componente estacionario. Sin embargo, el PA puede tener una varianza reduci-

da, con lo cual el poder de los test de RU tradicionales presentarán bajo poder en muestras pequeñas²⁰.

Cochrane (1991) remarca la importancia de medir el tamaño del componente PA a través del grado de persistencia de los shocks en el nivel de la serie.

La medida propuesta por Cochrane (1988) es la siguiente:

$$VR_k = \frac{V_k}{V_1} = \frac{\text{var}(y_t - y_{t-k})}{k \cdot \text{var}(y_t - y_{t-1})} \quad (14)$$

Si y_t es estacionaria, entonces $\lim_{k \rightarrow \infty} VR_k = 0$ y si y_t es un PA, $VR_k = 1$ para cualquier número de rezagos.

Una estimación directa para VR es la siguiente:

$$\hat{VR}_k = \frac{\hat{\sigma}_k^2}{\hat{\sigma}_t} \quad (15)$$

En la práctica, se consideran diversos valores para VR_k , y la hipótesis nula es rechazada si, al menos uno de los VR_k genera evidencia en contra de la misma (Maddala y Kim, 1998).

Raíz unitaria bajo la hipótesis de quiebre estructural

La idea de quiebre estructural está asociada con cambios en los parámetros de una regresión. La discusión sobre la constancia de los parámetros ha sido muy rica en econometría, con un gran número de test desarrollados con al tema en estudio (para una revisión y clasificación de los mismos ver Maddala y Kim, 1998).

²⁰ Cochrane (1991) remarca el bajo poder de los test de raíces unitarias (y de cualquier otro que cuya hipótesis nula sea

$\rho = \rho_0$ y la alternativa $\rho = \rho_{0-k}$, con k pequeño y muestra reducida).

Aunque la diferencia entre ρ_0 y ρ_{0-k} podría ser insignificante desde el punto de vista económico, es especialmente problemática para el caso de los test de raíz unitaria, debido a la existencia de una discontinuidad en la teoría de la distribución en torno a la raíz unitaria. En tales casos, los test tradicionales no podrían responder a la pregunta de que tipo de distribución es más apropiada para pequeñas muestras.

El punto sobre el cual queremos focalizar nuestro estudio es cómo los quiebres estructurales en las series de las variables del mercado de trabajo pueden afectar los resultados de los test de raíz unitaria.

Un artículo pionero en el tema fue el escrito por Perron (1989) donde el autor argumenta que, en general, los shocks son transitorios y las series son esporádicamente golpeadas por algún evento extraordinario (no regular). Debido a que la distribución de probabilidades de estos eventos extraordinarios es diferente de la de los shocks regulares, Perron propone separarlos del componente cíclico e incorporarlo a la tendencia determinística de la serie.

En otras palabras, las innovaciones son transitorias (y por lo tanto estacionarias) en torno a una tendencia determinística que puede sufrir cambios esporádicos de diferentes tipos (en la constante, en la pendiente o en ambas). La propuesta de Perron es muy relevante y pone en tela de juicio lo que se había consolidado como el marco analítico dominante en los '80 (la existencia de una tendencia estocástica en la mayoría de las series de tiempo).

Por ejemplo, la existencia de un quiebre estructural representado por un cambio en el valor de la media de una serie podría llevar a que el análisis tradicional concluya que existe una raíz unitaria cuando en realidad no existe. La serie era y es estacionaria, pero alrededor de una nueva media luego del quiebre. Charenza y Deadman (1997) indican que el caso más simple de una serie estacionaria que sufre un salto (quiebre estructural) en la media, se podría asemejar significativamente a un PA con drift del tipo:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

con $\rho = \mathbf{1}$ ²¹.

La conclusión es que la ecuación autorregresiva podría sesgar ρ hacia $\mathbf{1}$. En este caso, en presencia de un quiebre estructural, los test de tipo DF tienden a aceptar la hipótesis nula de RU cuando en realidad el proceso es estacionario a ambos lados del quiebre estructural²².

²¹ Es importante recordar que el drift del PA es equivalente a una tendencia determinística en el nivel de la serie.

²² Perron aplica el test a las series utilizadas por Nelson y Plosser y encuentra que la hipótesis de RU debe ser rechazada en todas las series, excepto en el Índice de Precios al Consumidor, la velocidad del dinero y la tasa de interés nominal. Por este motivo, el autor considera que la mayoría de las series son estacionarias en torno a una tendencia determinística segmentada.

Desde el trabajo de Perron, ha habido una larga secuencia de test que ganaron en complejidad. En Perron (1989), el autor propone un test DF modificado para RU con tres diferentes alternativas para el componente determinístico de la serie.

En el primero permite un quiebre estructural (observado en algún punto de la muestra que llamaremos en todos los modelos T_b) reflejado por la constante (crash model).

$$\text{Modelo A: } DT_t = \alpha + \beta DU_t \quad (17)$$

donde a) $DU_t = 1$, si $t > T_b$; 0 en otro caso.

El segundo modelo solamente permite un cambio en la tendencia (*changing growth model*).

$$\text{Modelo B: } DT_t = \alpha + \delta_0 t + \delta_1 DT_t^* \quad (18)$$

donde b) $DT_t^* = t - T_b$, si $t > T_b$; 0 en otro caso.

El tercer modelo permite tanto cambios en la constante como en la tendencia.

$$\text{Modelo C: } DT_t = \alpha + \beta DU_t + \delta_0 t + \delta_1 DT_t^* \quad (19)$$

La estrategia seguida por Perron consiste en 1) extraer la tendencia (que permita quiebre estructural) de la serie y 2) analizar el comportamiento de los residuos (serie menos tendencia). Perron obtiene luego los estadísticos t de la siguiente regresión:

$$y_t^i = \rho_i y_{t-1}^i + \varepsilon_t \quad (20)$$

donde: y_t^i para $i=A, B, C$ son los residuos (serie menos tendencia) de la regresión de y_t correspondientes a cada modelo.

El test de Perron es un test condicional para un quiebre estructural dado, el cual es definido ex-ante. Por esta razón, se le ha criticado la posibilidad de un sesgo previo al testeo (pre-testing bias)²³.

Desde esta propuesta, han existido diversos intentos de endogeneizar a la detección de los quiebres estructurales, usando test recursivos, rolling y secuenciales. Los dos primeros toman sub-muestras sucesivas, de la muestra general, que crecen y quedan constantes respectivamente, mientras que el test secuencial toma la muestra completa e incrementa progresivamente la fecha de quiebre hipotética, usando diferentes variables dummy.

La endogeneización de la detección de los quiebres estructurales ha generado una gran cantidad de estudios que revierten los resultados previos de Perron. Sin embargo, cuando se permite la existencia de más de un quiebre, el número de rechazos de la hipótesis de RU crece nuevamente.

Perron (1993, 1994a, 1994b) y Volgesang y Perron (1994) proponen dos modelos que permiten la detección endógena de la fecha de quiebre: Modelos con outliers aditivos (*Additive outliers models (AO)*) y modelos con outliers innovativos (*Innovational outliers models (IO)*).

La diferencia entre los dos modelos está en cómo comprenden el quiebre. En los modelos AO el quiebre es abrupto mientras que en los IO el cambio es gradual y afecta el comportamiento de la función de ruido (*noise function* o residuos) ya que se comporta de manera similar a los shocks regulares que afectan a esta función (Cati, 1997).

En los modelos AO, se pueden aplicar los tres tipos de cambio estructural presentados previamente (A, B y C), mientras que para los IO solamente se encuentran disponibles los tipos A y C. La versión B de quiebres estructurales no se utiliza en los trabajos empíricos debido a que no es sencillo aplicarla cuando se usan métodos de estimación lineal.

²³ Una de las críticas más importantes provienen del hecho de que esta metodología produce un sesgo previo al testeo a favor del no rechazo de la hipótesis nula de quiebre estructural. La condición de independencia en la distribución con respecto a los datos no se satisface. Por esta razón, Perron (1994) y Volgesang y Perron (1994) desarrollaron una metodología de testeo que permite la detección endógena de la fecha de quiebre. Con respecto al uso de la información a priori, Maddala y Kim (1998) señalan que esta crítica es parcialmente injustificada debido a que podría ser falto de sentido buscar el quiebre estructural en toda la muestra cuando sabemos que existe un evento significativo en una fecha específica. Según los autores, la búsqueda debería desarrollarse en torno al evento.

Los modelos AO son implementados utilizando un procedimiento de regresión en dos etapas. El primer paso consiste en estimar alguna de las siguientes regresiones según la especificación elegida para el quiebre estructural:

$$\text{AO1 (modelo A)} \quad \mathbf{y}_t = \alpha + \beta \mathbf{DU} + \delta_0 \mathbf{t} + \mathbf{y}_t \quad (21a)$$

$$\text{AO2 (modelo B)} \quad \mathbf{y}_t = \alpha + \delta_0 \mathbf{t} + \delta_1 \mathbf{DT}'_t + \mathbf{y}_t \quad (21b)$$

$$\text{AO3 (modelo C)} \quad \mathbf{y}_t = \alpha + \beta \mathbf{DU} + \delta_0 \mathbf{t} + \delta_1 \mathbf{DT}'_t + \mathbf{y}_t \quad (21c)$$

Luego, se modela el término de error (\mathbf{y}_t) de la siguiente manera:

$$\mathbf{y}_t = \rho \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \mathbf{c}_j \Delta \mathbf{y}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (22)$$

Por su parte los modelos IO se pueden evaluar tanto bajo la hipótesis nula como bajo la hipótesis alternativa.

En el primer caso, usando la notación de Perron (1994), podemos describir a la especificación A del quiebre estructural (en los modelos IO) de la siguiente forma:

$$\text{IO1 (modelo A1):} \quad \mathbf{y}_t = \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{b} + \psi(\mathbf{L})(\mathbf{e}_t + \delta \mathbf{D}(\mathbf{T}_b)_t) \quad (23)$$

De manera similar la expresión para el modelo C es:

$$\text{IO2 (modelo C1):} \quad \mathbf{y}_t = \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{b} + \psi(\mathbf{L})(\mathbf{e}_t + \delta \mathbf{D}(\mathbf{T}_b)_t + \eta \mathbf{DU}_t) \quad (24)$$

Donde \mathbf{b} es el componente determinístico (drift), $\psi(\mathbf{L})$ es el polinomio de los rezagos o la representación de medias móviles de la primera diferencia de \mathbf{y}_t , $\mathbf{D}(\mathbf{T}_b)_t$ es una variable dummy de un solo período (que representa el cambio en la constante, observado desde la primer diferencia de la serie) igual a $\mathbf{1}$ si $\mathbf{t} = \mathbf{T}_b + \mathbf{1}$ y $\mathbf{0}$ en otro caso, y \mathbf{DU}_t es otra variable dummy que representa el cambio en la pendiente de la tendencia observado desde la primer diferencia de la serie, pero en este caso es igual a $\mathbf{1}$ si $\mathbf{t} > \mathbf{T}_b$ y $\mathbf{0}$ en otro caso.

De acuerdo a estas representaciones, el impacto inmediato del cambio en la constante es δ , mientras que en el largo plazo es $\psi(\mathbf{1}) \cdot \delta$. De la misma manera, el impacto inmediato y el de largo plazo de un cambio en la pendiente serán η y $\psi(\mathbf{1}) \cdot \eta$ respectivamente.

En el segundo caso (bajo la hipótesis alternativa) los modelos IO(A) e IO(C) son:

$$\text{IO1 (modelo A2): } \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\beta}t + \boldsymbol{\Phi}(\mathbf{L})(\mathbf{e}_t + \boldsymbol{\theta}\mathbf{DU}_t) \quad (25)$$

$$\text{IO2 (modelo C2): } \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\beta}t + \boldsymbol{\Phi}(\mathbf{L})(\mathbf{e}_t + \boldsymbol{\theta}\mathbf{DU}_t + \boldsymbol{\gamma}\mathbf{DT}_t^*) \quad (26)$$

Donde $\boldsymbol{\mu}$ es la constante, $\boldsymbol{\beta}$ es la pendiente de la tendencia, $\boldsymbol{\Phi}(\mathbf{L})$ es el polinomio de rezagos o la representación de medias móviles de \mathbf{y}_t , \mathbf{DU}_t es una variable dummy igual a $\mathbf{1}$ si $t > T_b$ y $\mathbf{0}$ en otro caso²⁴ y \mathbf{DT}_t^* es otra variable dummy igual a $t - T_b$ si $t > T_b$ y $\mathbf{0}$ en otro caso. Esta última variable representa el cambio en la pendiente de la tendencia.

Para estas ecuaciones, el impacto inmediato del cambio en la constante es $\boldsymbol{\theta}$, y el impacto de largo plazo es $\boldsymbol{\Phi}(\mathbf{1})\boldsymbol{\theta}$. Para el cambio en la pendiente, el impacto inmediato y el de largo plazo son $\boldsymbol{\gamma}$ y $\boldsymbol{\Phi}(\mathbf{1})\boldsymbol{\gamma}$, respectivamente.

Para testear la presencia de RU podemos juntar las hipótesis nula y la alternativa para ambas alternativas (A y C) de la siguiente manera:

$$\begin{array}{lll} \text{IO1} & \text{(modelo} & \text{A3):} \\ \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\theta}\mathbf{DU}_t + \boldsymbol{\beta}t + \boldsymbol{\delta}\mathbf{D}(T_b)_t + \boldsymbol{\rho}\mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mathbf{c}_i\Delta\mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{e}_t & & (27) \end{array}$$

$$\begin{array}{lll} \text{IO2} & \text{(modelo} & \text{C3):} \\ \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\theta}\mathbf{DU}_t + \boldsymbol{\beta}t + \boldsymbol{\gamma}\mathbf{DT}_t^* + \boldsymbol{\delta}\mathbf{D}(T_b)_t + \boldsymbol{\rho}\mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mathbf{c}_i\Delta\mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{e}_t & & (28) \end{array}$$

donde el coeficiente \mathbf{c}_i es la representación autorregresiva del polinomio de medias móviles $\boldsymbol{\psi}(\mathbf{L})^{-1}$.

El estadístico que debe ser evaluado es el t que testea $\boldsymbol{\rho} = \mathbf{1}$. Junto con los demás coeficientes $\boldsymbol{\rho}$ determina la forma específica del PGD de la serie.

²⁴ En estos modelos, \mathbf{DU}_t representa el cambio en la constante debido a que está observada desde el nivel de la serie.

Los resultados para Argentina

Esta sección tiene como objetivo el análisis de la evidencia empírica para lo cual se trabajó con datos agregados de 432 series temporales de empleo, actividad y desocupación (en tasas), con datos de frecuencia semestral, contenidos en las bases de usuarios de la EPH del INDEC, que cubren desde 1985 hasta 1999.

En cada uno de los 24 aglomerados urbanos que hemos analizado, trabajamos con 18 series que combinan los 6 sub-grupos poblacionales escogidos (general, jóvenes (20-24), adultos (25-49), mayores (50-59), varones y mujeres) con las tres tasas más importantes (actividad, empleo y desocupación).

Los aglomerados seleccionados son los siguientes: Bahía Blanca, Catamarca, Comodoro Rivadavia, Córdoba, Corrientes, Formosa, Río Gallegos, GBA, Jujuy, La Plata, La Rioja, Mendoza, Neuquén, Paraná, Posadas, Resistencia, Gran Rosario, Salta, San Juan, San Luis, Santa Fe, Tucumán, Santa Rosa y Toay, Ushuaia y Río Grande. A continuación comentamos los resultados de los distintos test de manera conjunta a los efectos de responder a las preguntas formuladas en la introducción.

Para evaluar el grado de persistencia de los shocks que afectan a las distintas series, testeamos la hipótesis nula de raíz unitaria (para cada serie) a través de 29 test de persistencia (15 tests rolling ADF, 3 tests Phillips-Perron, 8 test de Ratio de Varianzas y 3 test de Perron con quiebre estructural endógeno).

Los mismos fueron agrupados en 6 resultados principales²⁵ (los cuales se presentan detalladamente en el anexo) y sintetizados en un indicador conjunto que indica el porcentaje de resultados $I(1)$ ²⁶ para las distintas series y regiones.

En las siguientes secciones se presenta un análisis de los principales resultados, por región y sub-grupo poblacional

²⁵ 1) Orden de integración al 5% de significatividad según el test Phillips - Perron (trabajando con los resultados que se derivan de la utilización del test con el componente determinístico más apropiado), 2) Orden de integración al 5 % de significatividad según el mínimo t del ADF rolling, 3) Orden de integración según el test de ratio de varianzas en el octavo rezago, 4) Orden de integración al 5% de significatividad según el test de Perron con quiebre estructural endógeno, modelo AO2, 5) Orden de integración al 5% de significatividad según el test de Perron con quiebre estructural endógeno, modelo IO1 y 6) Orden de integración al 5% de significatividad según el test de Perron con quiebre estructural endógeno, modelo IO2.

²⁶ A lo largo de esta sección utilizaremos alternativa e indistintamente los conceptos $I(1)$, shocks permanentes o raíz unitaria. Todos ellos son sinónimos y señalan que los shocks que golpean a la serie (o grupo de series) que se está analizando, persisten indefinidamente en el tiempo. Para un mayor detalle ver la sección metodológica.

*¿Los shocks que golpean a la tasa de desocupación son transitorios o permanentes?
¿Existe cierta homogeneidad espacial en los resultados?*

Este sin dudas es el eje central de la discusión. Tal como hemos mencionado en la introducción, si la serie de desocupación presenta shocks regulares transitorios, se pueden sintetizar diciendo que existen generalmente dos alternativas de intervención desde el sector público: 1) Laissez faire, en el caso que los hacedores de política no estén en desacuerdo con la tendencia (determinística) de largo plazo de la serie o 2) Reformas estructurales, si se desea modificar esta tendencia de largo plazo. Podemos observar que en ningún caso se recomienda la implementación de políticas contracíclicas, debido a que en presencia de shocks transitorios, tales políticas solamente generarían mayor volatilidad en la serie, incrementando la profundidad de las recesiones.

Pero los resultados de los más de 4.000 test desarrollados (4.176 exactamente) demuestran que, para el caso argentino (1985-1999), los shocks que golpean a las 144 tasas de desocupación analizadas (de los 6 sub-grupos poblacionales en cada uno de los 24 aglomerados examinados) son predominantemente permanentes.

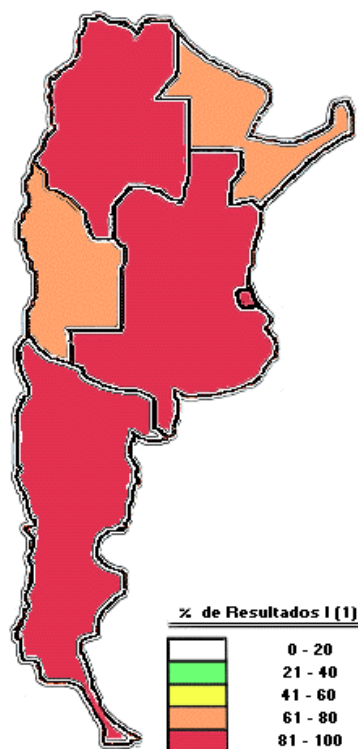
En la figura II.4, que se presenta a continuación, se puede apreciar que en ninguna región del país los shocks que afectan a las tasas de desocupación parecieran ser transitorios. Los resultados de los distintos tests aplicados a las tasas de desocupación regional presentan una proporción de resultados I(1) (shocks permanentes) no menor al 66,7%, con picos del 95,8% (región Patagonia) del 88,1% (región pampeana). En otras palabras, no menos de 6 de cada 10 tests (y en promedio 8 de cada 10) aplicados en cada región indican que los shocks que afectan al desempleo no se revierten rápidamente.

Tabla II.2.
Resultados de los distintos test de persistencia aplicados a las tasas de desocupación generales.

Región	% de resultados I(1)	Coefficiente de Variación intra regional
GBA	83.3%	0
Noroeste	83.3%	0.18
Nordeste	79.2%	0.27
Cuyo	66.7%	0.20
Pampeana	88.1%	0.19
Patagónica	95.8%	0.08

Fuente: Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a datos del INDEC

Figura II.4.
Resultados de los test de persistencia en la tasa de desocupación general



Fuente: Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a los datos de la Tabla II.2

Estos resultados, aunque similares a los encontrados en algunos trabajos seminales como los de Blanchard y Summers (1986), Brunello (1990), Mitchell (1993) Crato y Rothman (1996) o León-Ledesma (2000), difieren sustancialmente de los hallados por Arrufat y otros (1998, 1999 y 2000) para el caso argentino²⁷.

²⁷ Probablemente las diferencias con nuestros resultados se fundamenten en los siguientes aspectos: 1) Características de las series: En nuestro trabajo la tasa de desocupación general está calculada en cada aglomerado analizado como el ratio entre los desocupados y la PEA de 14 años y más. En los trabajos de Arrufat y otros (1998, 1999 y 2000) este ratio no está restringido a ningún rango etario; 2) Periodo muestral: A diferencia de los citados estudios, en nuestro trabajo tomamos una muestra más actualizada que llega hasta octubre de 1999; 3) Metodología econométrica: Arrufat y otros (op.cit.), aplican los test de Zivot y Andrews (1992). En el presente capítulo hemos optado por utilizar una estructura econométrica comprehensiva que implica la estimación sucesiva de 4 familias de test (de raíz unitaria tradicionales, rolling ADF, ratio de varianzas y tests de raíz unitaria con quiebre estructural endógeno); 4) Estimación de las fechas de quiebre: Los autores citados utilizan la estrategia que brinda la menor chance a la hipótesis de raíz unitaria. Sin embargo esto podría constituir un sesgo de selección, ya que si uno busca analizar la hipótesis de raíz unitaria y le brinda escasas oportunidades de ocurrencia, lo más probable es que en el margen, algunas series se declaren estacionarias cuando en verdad no lo son. Para evitar este problema (que seguramente incide en los resultados que encuentran Arrufat y otros) optamos por identificar las fechas de quiebre a partir del t máximo (en valor absoluto) del coeficiente que representa el quiebre en el componente determinístico. De esta manera maximizamos la significatividad del quiebre estructural y no generamos un sesgo de selección en contra de la hipótesis de raíz unitaria.

En el presente estudio, el análisis de la evidencia empírica refuerza la hipótesis de que los shocks regulares que afectan a la desocupación son permanentes, y que no existen mecanismos de ajuste en el mercado de trabajo argentino que aseguren un rápido retorno al equilibrio (en términos econométricos, un rápido retorno a la tendencia de determinística de largo plazo).

¿En qué sub-grupos poblacionales el mercado de trabajo "tarda más tiempo en ajustarse"?

Uno de los aspectos más importantes a tener en cuenta para el diseño e implementación de políticas de empleo es el hecho de que los shocks que afectan al funcionamiento del mercado de trabajo no siempre impactan de manera homogénea sobre los distintos sub-grupos poblacionales.

Sin embargo, a partir del análisis de los distintos test de persistencia, aplicados a las tasas de desocupación de jóvenes, adultos, mayores, varones y mujeres de cada una de las regiones del país, encontramos nuevamente que la mayoría de los resultados avalan la hipótesis de raíz unitaria o shocks regulares permanentes.

La tabla II.3 contiene una síntesis de estos resultados:

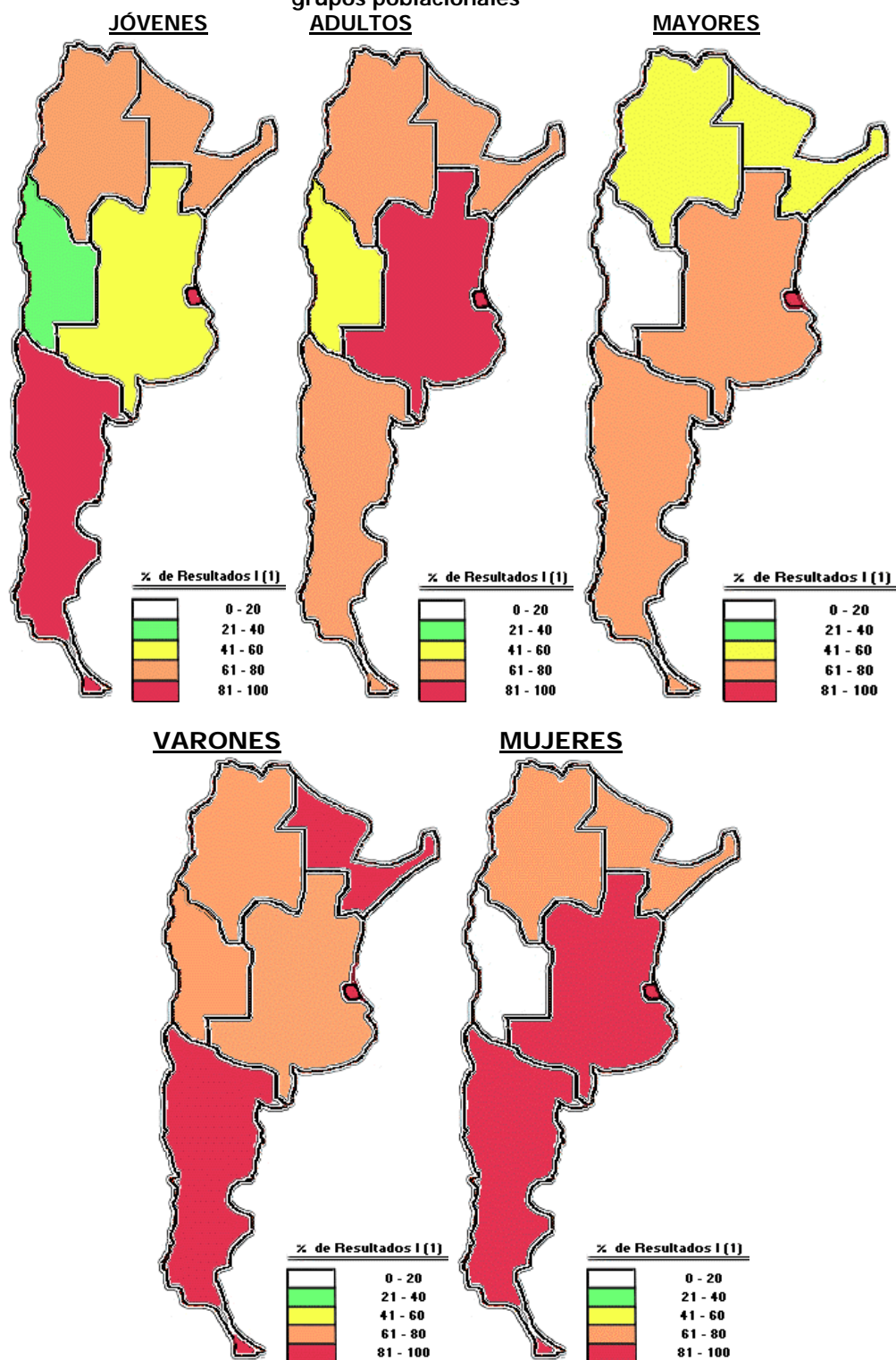
Tabla II.3.
Resultados de los test de persistencia aplicados a las tasas de desocupación de los distintos sub-grupos poblacionales.

Sub-grupo poblacional	Indicador	GBA	No-roeste	Nor-deste	Cuyo	Pampeana	Patagónica
Jóvenes	% de resultados I(1)	83.3%	70.0%	62.5%	33.3%	59.5%	91.7%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.35	0.29	0.71	0.52	0.16
Adultos	% de resultados I(1)	100.0%	63.3%	62.5%	50.0%	88.1%	75.0%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.42	0.66	0.47	0.19	0.19
Mayores	% de resultados I(1)	83.3%	53.3%	58.3%	16.7%	76.2%	79.2%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.46	0.43	0.82	0.44	0.35
Varones	% de resultados I(1)	83.3%	66.7%	83.3%	66.7%	76.2%	87.5%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.22	0.14	0.41	0.37	0.08
Mujeres	% de resultados I(1)	100.0%	70.0%	70.8%	16.7%	83.3%	95.8%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.35	0.35	0.82	0.28	0.08

Fuente: Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a datos del INDEC

Se puede apreciar que la hipótesis de estacionariedad (o shocks regulares transitorios) es predominante solamente para las tasas de desocupación de jóvenes, mayores y mujeres cuyanos (ver a continuación figura II.5).

Figura II.5.
Resultados de los test de persistencia en las tasas de desocupación de los distintos subgrupos poblacionales



Fuente: Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a los datos de la Tabla II.3

La evidencia empírica nos señala que los desequilibrios persistentes en el mercado de trabajo se reproducen en la mayoría de las regiones y sub-grupos poblacionales.

Sin embargo, la información que hemos analizado hasta el momento no nos permite evaluar si estos problemas de ajuste provienen del lado de la oferta o de la demanda de trabajo. Para ello será necesario evaluar la persistencia de los shocks regulares en la tasa de actividad y de empleo, desagregando los resultados por cohorte poblacional y región geográfica.

¿La causa de la persistencia proviene del lado de la oferta o del lado de la demanda?

A partir del análisis previo podemos señalar que no existen fuerzas endógenas que generen el ajuste de precios y cantidades necesario para eliminar la escasez de demanda en el mercado de trabajo. Los shocks en la desocupación son permanentes y sus causas deben analizarse.

Un aspecto central para evaluar estos determinantes reside en poder identificar el origen de la persistencia en la tasa de desocupación. Las hipótesis alternativas son las siguientes:

- 1) La persistencia en la desocupación es producto de la "elevada persistencia de los shocks" en la oferta fuerza de trabajo.

La hipótesis radica en la combinación del efecto trabajador adicional con procesos de transformación cultural: en las etapas recesivas del ciclo económico se genera un incremento en la oferta de fuerza de trabajo producto de lo que se conoce como "efecto trabajador adicional", es decir, el ingreso a la PEA de aquellos integrantes de la familia que se encontraban en la inactividad debido a que el(la) jefe(a) pierde su empleo o parte de su salario. Aún cuando también pueda existir un efecto desaliento (Chamberlain, 1965; Bour, 1995), es muy probable que en Argentina (y en general en los países con bajos ingresos per cápita) predomine el efecto trabajador adicional antes aludido (ver Panigo, 1999). Al aumentar la oferta de fuerza de trabajo (en la etapa recesiva del ciclo) se incrementa la desocupación. Sin embargo, este fenómeno sería transitorio si en la etapa expansiva los trabajadores adicionales retornaran a la inactividad. Este no pareciera ser el caso en los países que experimentan "histéresis" en la oferta de fuerza de trabajo, donde los sub-grupos ocupacionales considerados tradicionalmente como trabajadores secundarios prefieren seguir participando de la población económicamente activa, aún

cuando el jefe de hogar consiga un nuevo empleo (o un incremento salarial) que permita restablecer el ingreso familiar al nivel pre-recesión.

2) La persistencia de la desocupación es producto de la duración de los shocks de demanda en el mercado de trabajo.

En la explicación de esta hipótesis convergen dos posturas antagónicas: a) Ante fuertes incrementos de la oferta de fuerza de trabajo, el nivel de empleo no puede ajustar rápidamente a un nuevo equilibrio debido a rigideces (de precios y/o cantidades) que obstaculizan el proceso de transición. Entre estas rigideces se encuentran todas aquellas que hemos analizado en el marco teórico del presente capítulo (costos de ajuste, salarios de eficiencia, *insiders-outsiders*, sindicatos, teorías de la negociación, destrucción del capital físico, etc). b) Aún cuando no exista ninguna rigidez en el mercado de trabajo, si la demanda agregada efectiva es insuficiente, la demanda de fuerza de trabajo es inelástica respecto al salario (caso típico en los ajustes de corto plazo con funciones de producción de tipo Leontieff) y la oferta de fuerza de trabajo es infinitamente elástica al nivel de remuneraciones vigentes en el mercado (situación generalizada en contextos de una extendida desocupación), el desempleo será tan persistente como lo sea la escasez de demanda efectiva.

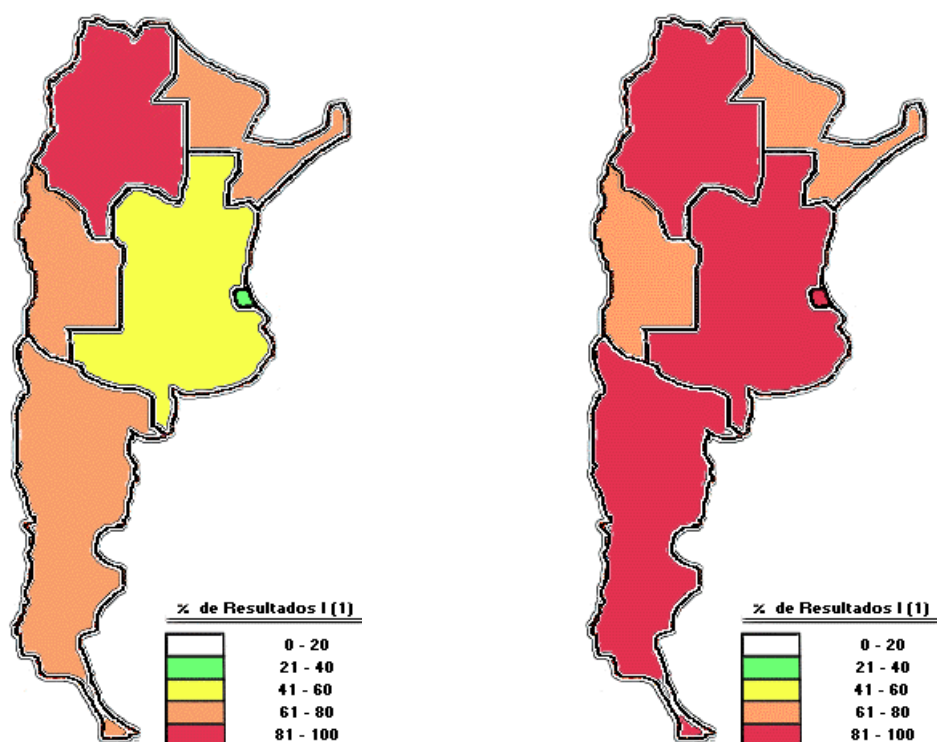
Para testear las hipótesis alternativas analizamos la persistencia de los shocks que golpean las tasas de actividad y empleo regionales de los distintos subgrupos poblacionales.

Siguiendo la misma metodología empleada para testear la persistencia en la tasa de desocupación (es decir, aplicando 29 tests de persistencia a cada una de las 288 tasas examinadas en esta sección, en total 8.352 tests) encontramos que la evidencia empírica pareciera soportar ambas hipótesis. Tanto los shocks que golpean a la oferta como a la demanda de fuerza de trabajo son esencialmente permanentes. Aún así, se aprecia que los resultados a favor de la hipótesis de raíz unitaria son más contundentes para las tasas de empleo (ver figura II.6).

Figura II.6.
Resultados de los test de persistencia en las tasas de actividad y empleo generales

TASA DE ACTIVIDAD GENERAL

TASA DE EMPLEO GENERAL



Fuente: Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a los datos de la Tabla II.4

Tal como puede apreciarse en la tabla II.4, los resultados de los distintos test aplicados a la oferta de fuerza de trabajo, aún cuando predominantemente transitorios, no son muy robustos y, en casos específicos como el del GBA (69% de resultados I(0)), estarían avalando (en términos relativos, comparando con los resultados obtenidos para la demanda de trabajo) la hipótesis de transitoriedad. De hecho, en ninguna región el porcentaje de resultados I(1) para las tasas de actividad supera el 83% (con un promedio de 65,5%).

Por el contrario, los resultados obtenidos para las tasas de empleo, no sólo son predominantemente I(1) sino que en ningún caso el porcentaje de resultados que avala la hipótesis de shocks permanentes cae por debajo del 60% (con picos del 100% para el GBA o del 92% para la región pampeana).

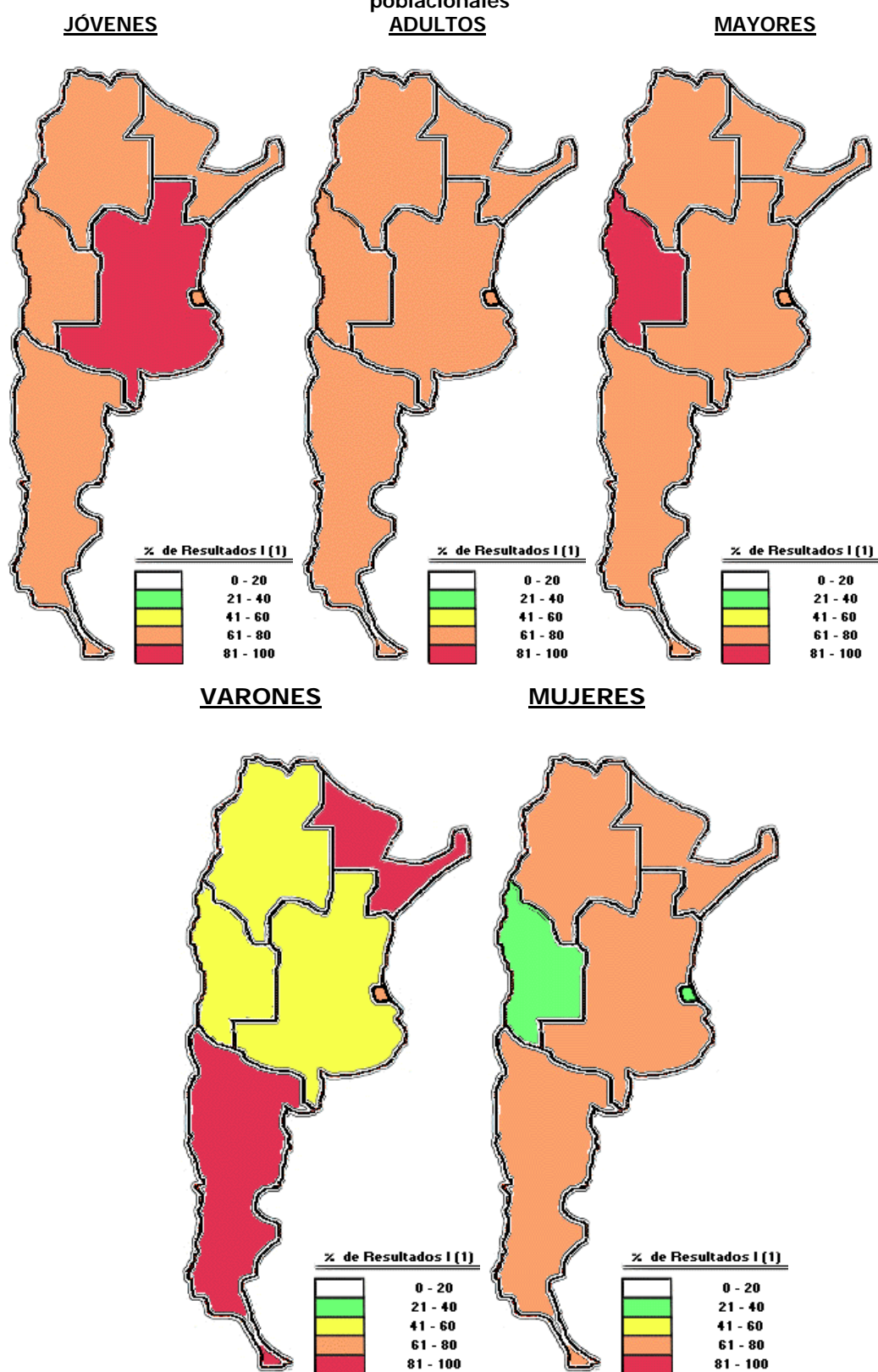
Tabla II.4.
Resultados de los test de persistencia aplicados a las tasas de actividad y empleo de los distintos sub-grupos poblacionales.

Sub-grupo poblacional	Indicador	GBA	No-roeste	Nor-deste	Cuyo	Pampeana	Patagónica
TASAS DE ACTIVIDAD							
General	% de Result. I(1)	33.3%	83.3%	79.2%	61.1%	57.1%	79.2%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.25	0.46	0.13	0.58	0.23
Jóvenes	% de resultados I(1)	66.7%	66.7%	75.0%	72.2%	83.3%	79.2%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.35	0.33	0.54	0.21	0.17
Adultos	% de resultados I(1)	66.7%	70.0%	62.5%	66.7%	64.3%	79.2%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.41	0.61	0.41	0.40	0.17
Mayores	% de resultados I(1)	66.7%	66.7%	66.7%	88.9%	78.6%	79.2%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.16	0.40	0.09	0.19	0.27
Varones	% de resultados I(1)	66.7%	50.0%	83.3%	50.0%	54.8%	91.7%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.73	0.14	0.27	0.51	0.16
Mujeres	% de resultados I(1)	33.3%	66.7%	66.7%	33.3%	71.4%	75.0%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.42	0.31	0.41	0.32	0.25
TASAS DE EMPLEO							
General	% de resultados I(1)	100.0%	90.0%	75.0%	61.1%	92.9%	83.3%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.15	0.46	0.34	0.09	0.20
Jóvenes	% de resultados I(1)	83.3%	66.7%	79.2%	77.8%	73.8%	91.7%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.16	0.23	0.40	0.29	0.09
Adultos	% de resultados I(1)	100.0%	90.0%	41.7%	77.8%	85.7%	54.2%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.22	0.60	0.10	0.16	0.55
Mayores	% de resultados I(1)	100.0%	80.0%	70.8%	77.8%	76.2%	58.3%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.24	0.35	0.10	0.33	0.65
Varones	% de resultados I(1)	66.7%	76.7%	45.8%	50.0%	81.0%	70.8%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.22	0.47	0.27	0.39	0.26
Mujeres	% de resultados I(1)	100.0%	80.0%	75.0%	50.0%	90.5%	87.5%
	C.V. Intra-regional	0.00	0.40	0.33	0.27	0.09	0.16

Fuente: Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a datos del INDEC

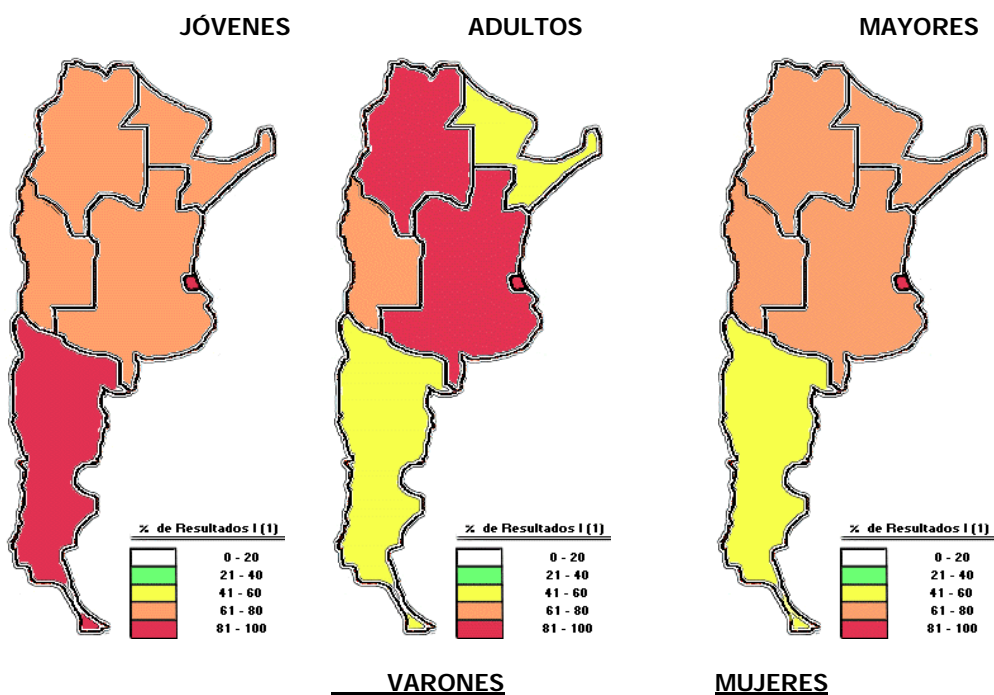
Si pasamos al análisis de los resultados por sub-grupos poblacionales (ver figuras II.7 y II.8), encontramos un eje común para todos ellos: tanto los shocks de oferta como de demanda de trabajo son predominantemente permanentes (aunque nuevamente el promedio de resultados I(1) para las tasas de empleo de los distintos sub-grupos poblacionales es mayor que la observada para las tasas de actividad).

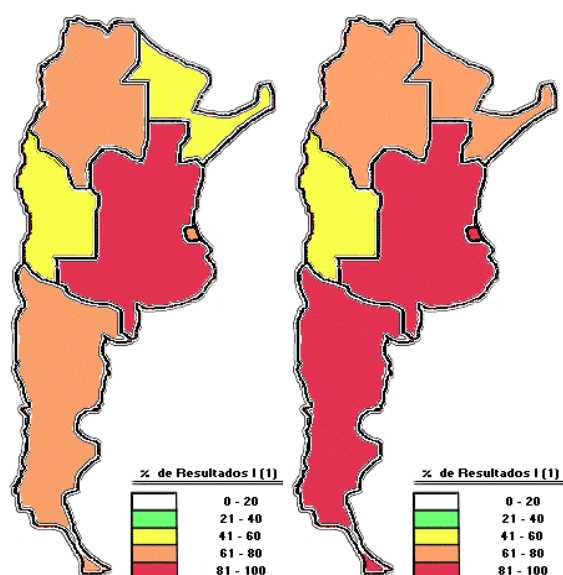
Figura II.7.
 Resultados de los test de persistencia en las tasas de actividad de los distintos sub-grupos
 poblacionales



Los únicos subgrupos poblacionales para los cuales el porcentaje de resultados I(1) para las tasas de actividad es mayor que 80% son: los jóvenes pampeanos, los mayores cuyanos, y los varones del nordeste. En el extremo opuesto se encuentran las mujeres de Cuyo y del GBA, con un 30% de resultados I(1) para esta tasa.

Figura II.8.
Resultados de los test de persistencia en las tasas de empleo de los distintos sub-grupos poblacionales





Por su parte, los resultados más robustos a favor de la hipótesis de raíz unitaria en las series de empleo se verifican sistemáticamente en el GBA (en todos los sub-grupos poblacionales a excepción de los varones, para quienes el porcentaje de resultados I(1) es igual superior al 66%), en tanto que los porcentajes de resultados I(1) más bajos (aunque en promedio siempre superiores al 60%) se dan en Cuyo y el Nordeste (principalmente en adultos y varones).

Del análisis previo se desprenden dos resultados llamativos.

- 1) En la sección anterior habíamos encontrado que los shocks que golpean a las tasas de desocupación de los trabajadores secundarios de la región cuyana podrían ser transitorios. Pero, salvo para el caso de las mujeres cuyanas (para quienes tanto los shocks de oferta como de demanda son transitorios), se puede apreciar que el fenómeno descrito no se deriva de la transitoriedad de los shocks que afectan al empleo y la tasa de actividad (los cuales son mayoritariamente permanentes), sino de su posible cointegración o relación positiva de largo plazo (producto de una oferta de fuerza de trabajo procíclica, que se deriva del predominio del efecto desaliento en estos aglomerados).
- 2) En el análisis de los resultados para las tasas de empleo y actividad generales, encontramos que, en ambos casos, el porcentaje de resultados I(1) para el Noroeste era mayor al 80%. Sin embargo, cuando aplicamos los mismos tests a las tasas de actividad y empleo de los distintos sub-grupos poblacionales de esa región encontramos que, salvo para el caso de la tasa de em-

pleo de los adultos, ninguna serie presenta un porcentaje de resultados I(1) de semejantes magnitudes. La explicación a este hallazgo aparentemente contraintuitivo, se podría fundamentar en un movimiento contracíclico de las tasas de actividad o empleo de distintos sub-grupos poblacionales. Por ejemplo, si la tasa de actividad de varones tiene una correlación negativa con la de jóvenes y mujeres (por ejemplo por una combinación de efecto trabajador adicional en los últimos y desaliento en los primeros) es posible que los shocks en la tasa de actividad general tengan más persistencia que los shocks de las tasas de actividad de los distintos sub-grupos poblacionales.

Conclusiones

A partir del marco analítico previo y los resultados derivados de la evidencia empírica para el mercado de trabajo urbano argentino podemos establecer las siguientes conclusiones:

- 1) La mayoría de los shocks que afectan a las tasas de desocupación de las distintas regiones (y diversos sub-grupos poblacionales) son predominantemente persistentes, indicando la necesidad de desarrollar rápidamente un diseño de políticas contracíclicas para suplir la falta de mecanismos endógenos de ajuste en el mercado de trabajo.
- 2) La persistencia de los shocks regulares en la tasa de desocupación es consecuencia de la notable persistencia, tanto de los shocks de oferta como de demanda de trabajo. Aún así, los resultados indican que el lento ajuste del nivel de empleo, luego un shock regular, es el principal determinante de la persistencia de la desocupación.
- 3) El fenómeno que describen las proposiciones previas incide de manera similar en la gran mayoría de sub-grupos poblacionales y regiones examinadas en este capítulo. Sin embargo, un comentario especial le cabe a los resultados de los "trabajadores secundarios" de la región cuyana.
- 4) Para este sub-grupo poblacional los shocks son predominantemente transitorios. Sin embargo, esto no pareciera ser producto de un mercado de trabajo local flexible y con ajuste automático vía precios. Si esto fuera así los shocks de demanda también serían transitorios, y de hecho esto no sucede. La reducida persistencia de la desocupación en la región cuyana extendida (pues el comentario también se aplica a La Rioja) es más bien producto de un ajuste vía cantidades por el lado de la oferta de fuerza de trabajo.

Si tanto la tasa de actividad como la de empleo presentan shocks persistentes, la explicación de la transitoriedad en la tasa de desocupación se sustenta en una relación estable de largo plazo (o cointegración) entre las primeras dos series (tasa de empleo y tasa de actividad). Esto podría ser el resultado de un comportamiento procíclico de la oferta de fuerza de trabajo de los "trabajadores secundarios" en la región analizada. Para que ello suceda, debería predominar el efecto desaliento sobre el efecto trabajador adicional. Si bien esto es poco probable para el conjunto de aglomerados urbanos (tal como se ha demostrado en diversos estudios empíricos²⁸), no pareciera ser demasiado descabellado para los aglomerados de la región cuyana donde se verifica, en promedio, una tasa de desocupación bastante más reducida y estable que para el resto de los aglomerados urbanos del país. Cuando los problemas ocupacionales son (relativamente) poco extendidos, es más probable que predomine el efecto desaliento y la oferta de fuerza de trabajo (al menos la de los trabajadores secundarios) sea pro-cíclica.

- 5) Teniendo en cuenta la notable caída del salario real (ver Panigo, 1999) y la creciente flexibilización de las normas que regulan el funcionamiento del mercado de trabajo (ver Deledicque y Féliz, 2000), para el resto de los aglomerados urbanos la persistencia de la desocupación pareciera explicarse por el lado de la demanda, pero no como consecuencia de la rigidez en los salarios reales (como postularían las teorías neoclásicas y neokeynesianas), sino como resultado de la interacción de diversos factores puestos en relieve por las teorías keynesianas y post-keynesianas entre los cuales se destacan: 1) escasez de demanda agregada efectiva, 2) demanda de fuerza de trabajo insensible a las variaciones del salario real y 3) oferta de fuerza de trabajo abundante al nivel de remuneraciones prevaleciente en el mercado.

²⁸ Ver Panigo (1999).

3. MICRO DETERMINANTES DE LA PERSISTENCIA EN LA DESOCUPACIÓN. LA PERSISTENCIA COMO DEPENDENCIA DE ESTADO

Introducción

En este capítulo analizamos los factores que explican la probabilidad de que una persona se encuentre desocupada. En particular, nos concentramos en la relevancia que tiene la experiencia laboral previa en la suerte de las personas que buscan trabajo.

A partir de la EPH, seguimos a las personas entre dos ondas con el objetivo de analizar si una experiencia de desocupación previa tiene efectos significativos sobre las posibilidades de que una persona se encuentre desocupada en un momento determinado. Además, buscamos captar el efecto que la duración de las experiencias previas de desocupación tienen sobre la probabilidad de que una persona se mantenga desocupada.

El análisis se realiza para las regiones argentinas a partir de datos de la Encuesta Permanente de Hogares en dos momentos del tiempo: 1995 y 1999. Tomando como período inicial la onda de Mayo de cada año se estimó cual es el efecto de los diferentes factores sobre la probabilidad de que una persona se mantenga en el desempleo en la onda de Octubre de ese mismo año. Ambos años tienen características similares ya que son años recesivos y entre Mayo y Octubre la desocupación agregada disminuye.

Agruparemos la información de los distintos aglomerados en las seis regiones estadísticas definidas por el INDEC. Esto busca al mismo tiempo: a) resolver el problema de significatividad que surge del hecho de que el total de desocupados se encuentra representado por un muy reducido número de casos en algunos aglomerados, y b) realizar un estudio con perspectiva regional.

Se utiliza para la estimación una técnica con modelos PROBIT en dos etapas. Primero se estima la probabilidad de que una persona se encuentre desocupada en un momento dado $t=1$ y se extraen los residuos de esa estimación. Esos residuos, que representan aquellos factores no observados que afectan la probabilidad de estar en la desocupación, se incluyen en la estimación en el momento $t=2$ en donde se busca determinar los factores que afectan la probabilidad de estar desocupado. Además, entre las variables explicativas se incluye tanto el estado de actividad de

la persona en $t=1$ (para captar los efectos de "dependencia de estado") así como la duración de la desocupación en $t=1$ (para captar el efecto "dependencia de la duración").

La discusión teórica

Dependencia de estado ("state dependence") en el desempleo

Comúnmente se plantea que los períodos de desempleo se encuentran interconectados, de manera que aquellos que han estado desempleados en el pasado estarán, con mayor probabilidad que otras personas, desempleados en el futuro (Nickell, 1979). Esto es lo que se conoce como "state dependency" o "dependencia de estado".

De todas maneras, no puede concluirse de esto que sea la "historia de desempleo" en si misma la que causa el desempleo futuro. Puede que existan "terceras variables" que provoquen tanto el desempleo presente como el futuro. Estas variables alternativas pueden asociarse a (1) características personales (calificaciones, competencias, características demográficas, etc), tanto aprendidas en el hogar de origen como aquellas adquiridas directamente a través de (o debido a la falta de) experiencia en el mercado de trabajo. Estas características personales pueden ser obtenidas hace tiempo o adquiridas hace relativamente poco. Alternativamente, (2) pueden ser características sistémicas, tal vez circunstancias del medio local tales como altos niveles de desempleo, de manera que la movilidad geográfica restringe la empleabilidad de una manera serial, o tal vez estas características puedan resultar del comportamiento de los potenciales empleadores que utilizan la experiencia de desempleo pasada como un factor de "filtro" negativo, en cuyo caso no es una causa efectiva del desempleo actual sino que tan sólo actúa como una señal.

Por otra parte, los efectos del desempleo son indistinguibles de aquellos del empleo. Esto es, si bien el desempleo produce descalificación, el empleo capacita. De manera que, en principio, no podemos determinar si los individuos han sido afectados negativamente por su experiencia de desempleo o si, por el contrario, los trabajadores con amplia experiencia laboral, se hacen más atractivos para los empleadores por efecto de un largo período de empleo²⁹.

²⁹ Usualmente utilizaremos la convención de referirnos al "efecto del desempleo", pero esto debiera interpretarse como incluyendo el efecto contrario de su complemento.

La pregunta de si es el (des)empleo pasado en si mismo o algunas de las fuentes de heterogeneidad individual las que tornan a algunos individuos más propensos al desempleo es de considerable importancia para la política pública. Si se encuentra que las características sistémicas son el elemento crucial en la relación entre el desempleo pasado y el presente, entonces la intervención pública más apropiada serán relativamente cercanas al pedido de los desempleados (por ejemplo, políticas de creación de empleo, subsidios al empleo para contrarrestar los mecanismos de "filtrado" (screening) de los empleadores a partir de la historia personal de desempleo, y seguros de desempleo por tiempos prolongados). Si, por el contrario, algunas características personales de larga data aparecieran como factores importantes en la determinación del desempleo, entonces el Estado debería actuar en el sentido de intentar operar sobre esas características, modificando la conducta de los desempleados. Esto significaría en cierto sentido hacer caer sobre los desempleados la responsabilidad por su situación y adoptar medidas que los "sancionen" (por ejemplo, los programas de "workfare", la limitación de los beneficios del seguro de desempleo, etc.).

Arulampalam, Booth y Taylor (1997), utilizando la Encuesta de Hogares de Gran Bretaña para el sexo masculino, encuentran fuerte evidencia de "state dependence" consistente con la teoría "scarring" de desempleo, que quiere decir que la experiencia de desempleo previa del individuo tiene implicaciones en su futura experiencia en el mercado laboral.

Esto puede deberse tanto a la depreciación de capital humano, a que los empleadores usen el historial de desempleo como una señal directa de su productividad, o porque los trabajadores desempleados son más propensos a aceptar empleos de baja calidad caracterizados por estar expuestos a altas tasas de destrucción de puestos de trabajo.

Si no hay dependencia de estado en el desempleo a nivel individual, entonces las políticas de corto plazo para reducir el desempleo (como por ejemplo subsidios salariales) no tendrán efecto en la tasa de desempleo agregado de equilibrio.

Pero si realmente existe dependencia de estado, entonces las políticas para reducir el desempleo de corto plazo tendrán efectos de largo plazo en la reducción de la tasa de desempleo de equilibrio.

En este caso, la prevención de una experiencia inicial de desempleo se convierte en un importante objetivo de política, quizás indicando la necesidad de focalizar en iniciativas de educación y entrenamiento.

¿Qué causa el state dependence o scarring?

Según Heckman y Borjas (1980) las experiencias de desempleo pasadas pueden cambiar preferencias, precios y/o presiones que ayudan a determinar el desempleo vigente.

También puede ocurrir que las empresas estimen la productividad de los trabajadores a partir de su historia de desempleo. De esta manera, a los trabajadores con una historia de obligada movilidad laboral y desempleo pueden ofrecerle trabajos menos seguros, porque ellos perdieron su experiencia laboral o su capital humano mientras estaban desempleados o porque su experiencia de desempleo es utilizada por la empresa como una señal de que su productividad es baja (Phelps, 1972; Lockwood, 1991; Pissarides, 1992; Blanchard y Diamond, 1994).

Alternativamente, los individuos en situación de desempleo pueden disminuir su salario de reserva con el paso del tiempo y estar dispuesto a aceptar trabajos de peor calidad que son más probables de ser destruidos y por esta razón son más propensos a experimentar desempleo en el futuro.

¿Por qué la dependencia de estado puede ser mayor para los adultos que para los trabajadores jóvenes? Según la teoría de la señal, las empresas observan la frecuencia de desempleo de los trabajadores como indicio de su productividad laboral y esto no afecta de igual manera a jóvenes que a adultos. Esto sería aceptable para los jóvenes que vayan de empleo a empleo hasta que encuentren uno adecuado a sus expectativas, por lo cual es poco probable que las firmas tomen su historia de desempleo como una señal negativa como sí podrían hacerlo para los trabajadores adultos.

¿Por qué la reducción en la calidad de los trabajadores conduce a mayor desempleo y no a menores salarios? Blanchard y Diamond (1994) asumen que las firmas usan el historial de desempleo para rankear trabajadores en orden de calidad. Esto confiere mayor poder de negociación a los trabajadores más deseables. La depreciación de habilidades puede también tener efectos sobre la diferenciación por edad. Supongamos que el añejamiento del capital humano es aproximado por la edad. De esta manera, los trabajadores jóvenes se caracterizan por una más reciente adquisición de capital humano pero menores niveles de entrenamiento en el lugar de trabajo. Sin embargo, en períodos de rápida obsolescencia de habilidades, el efecto añejamiento del capital humano puede ser más importante que el efecto experiencia. También por esta razón la dependencia de estado puede ser mayor para los adultos que para los jóvenes.

Para los econométricos estas preguntas han presentado una gran incógnita (ver Chamberlain, 1985). La construcción de modelos no ha provisto respuestas concluyentes a la pregunta general respecto al balance adecuado entre los distintos factores causales. Flinn y Heckman (1982) comentaron que los intentos que buscan identificar la verdadera dependencia de estados en la tasa de escape enfrentan el problema de si esa dependencia es "verdadera" o tan sólo si refleja algunas imperfecciones en los métodos de testeo.

Estado, duración y dependencia de la experiencia

Heckman y Borjas (1980) diferencian entre cuatro formas de dependencia de estado:

1. Dependencia Markov ("Markov dependence")

Refiere al hecho de que la probabilidad de que un trabajador empleado quede desempleado difiere de la probabilidad de que un trabajador desempleado se mantenga desempleado.

2. Dependencia de ocurrencia ("Occurrence dependence")

Implica que el número de períodos de desempleo previos afectan la probabilidad de que un trabajador quede o se mantenga desempleado.

3. Dependencia de duración ("Duration dependence")

Se define como el efecto de la duración actual de un estado en particular sobre la probabilidad de salida de ese estado.

4. Dependencia rezagada de la duración ("Lagged duration dependence")

Se define como el efecto de la duración en el estado previo, por ejemplo desempleo(empleo) sobre la probabilidad de transición del estado actual, por ejemplo empleo (desempleo) a otro estado (empleo o desempleo)³⁰.

Las primeras dos definiciones se relacionan con el efecto del estado inmediatamente anterior sobre la probabilidad de entrar en el estado presente (estas definiciones suelen llamarse "modelos de estado puro"). El segundo par de defini-

³⁰ Esto se asocia, por ejemplo, al hecho de que el desempleo pueda resultar en una pérdida de la capacidad de incrementar la productividad de la experiencia laboral, y por lo tanto largos períodos de desempleo previos puedan aumentar la probabilidad de perder el actual puesto de trabajo.

ciones concierne a los efectos de la duración actual y previa en un estado sobre la probabilidad de entrar en el estado presente ("modelos dependientes de la duración").

Los "modelos de estado puro" pueden ser ciertamente convenientes para analizar, pero ignoran buena parte de la información relevante disponible. La teoría sociológica y mucha de la discusión teórica en economía, se preocupan por la acumulación de capacidades e discapacidades particulares a través de experiencias históricas específicas en el empleo y el desempleo. Los modelos de efectos de estado puro fallan necesariamente en distinguir adecuadamente entre las diferentes consecuencias de períodos largos o cortos en estados anteriores (de empleo o desempleo), de manera que gran parte del proceso de (des)acumulación que es la clave de la teoría queda trunco. Esta es, por supuesto, la razón para el dominio reciente de los modelos dependientes de la duración ("duration dependent models") en la literatura económica.

El uso de este tipo de modelos introduce, sin embargo, otro problema. Los modelos dependientes de la duración hacen de la longitud de los períodos ("spells") en un estado particular la variable explicativa clave, pero esa evidencia es especialmente vulnerable a errores de memoria (por parte de los entrevistados). Supongamos, por ejemplo, un período de 5 años (60 meses, entre dos etapas en que la persona no participa del mercado de trabajo) durante los cuales el individuo experimenta sólo un mes de desempleo (digamos, en el mes 31). Esto daría a su historia laboral dos períodos de empleo de 30 y 29 meses de duración. Ahora, supongamos que la persona se olvida u omite el desempleo en su recuento retrospectivo respecto a su historia laboral. La duración ("spell") media de los períodos en el empleo sobre este período es inmediatamente casi duplicada – simplemente, como resultado de la omisión de un solo mes de desempleo.

El recuerdo de los períodos de desempleo a lo largo de la vida puede ser inexacto por numerosas razones. Los individuos tienden a olvidar ciertos períodos de desempleo, tal vez por el estigma asociado al mismo, o por la privación material asociada a la falta de empleo. Períodos cortos de desempleo en particular son tal vez menos probablemente recordados justamente por este motivo. Cuanto más distante sea el evento, más probable será que los eventos de corta duración sean olvidados. Puede también existir una tendencia de parte de los respondentes a reportar eventos en términos de unidades de tiempo convencionales, pero arbitrarias, manifestada en, por ejemplo, una excesiva declaración de períodos de desempleo de 12 o 24 meses.

Estos problemas pueden llevar a sesgos sistemáticos en la información sobre la historia laboral (Elias, 1996). En particular cierto tipo de eventos (en especial períodos de desempleo) son suprimidos. Y cuanto más largo es el período a recordar más probables es que los eventos sean perdidos. Como hemos sugerido, omisiones relativamente breves pueden tener un impacto importante en la estimación de la duración de un estado, que en un contexto de problemas de confiabilidad de la información sobre la historia laboral llevará a resultados sustancialmente sesgados³¹.

El estudio de la dependencia de estados requiere trabajar con modelos de estimación con variables independientes de tipo dicotómico así como la utilización de técnicas especiales derivadas de la utilización de datos de panel. A continuación presentamos un breve resumen de los modelos de elección binaria, y en particular de los modelos de tipo *probit*. Más adelante, discutiremos la metodología para el estudio de los determinantes de la tasa de permanencia en el desempleo.

Metodología

*Modelos de elección binaria*³²

Denotemos con Y_i a una variable aleatoria que puede tomar sólo dos valores, uno o cero y que puede ser asociada a la ocurrencia de un evento (1 si ocurre y 0 si no). Se dispone de una muestra aleatoria de n observaciones $Y_i, i=1, \dots, n$. Llamaremos $-i$ al conjunto de información relevante asociado con el individuo i , el cual será utilizado para "explicar" la variable Y_i .

Un modelo de elección binaria es un modelo de la probabilidad de ocurrencia del evento denotado por Y_i condicional en el conjunto de información $-i$:

$$P_i = \Pr(Y_i = 1/-i) \quad (1)$$

Es importante notar que dado que Y_i toma sólo los valores cero o uno, esta probabilidad condicional es también la esperanza de Y_i condicional en $-i$:

³¹ Por esta razón muchas veces se trabaja con un tercer tipo de categoría de modelos, un modelos de "experiencia" que utiliza el tiempo acumulado en un estado en un cierto período, más allá de cualquier quiebre habido entre etapas en ese estado dentro del período, como el predictor principal de la entrada en un determinado estado laboral (por ejemplo, los 59 meses de experiencia laboral total del ejemplo anterior).

³² Para más detalles respecto a la discusión respecto de modelos de elección binaria ver Sosa Escudero (1999).

$$E(Y_i/-i) = 1 \cdot P_i + 0 \cdot (1 - P_i) = P_i \quad (2)$$

Supongamos que $-i$ está constituido por un vector fila de k variables explicativas X_i . En una primera aproximación podríamos postular una relación lineal entre Y_i y X_i :

$$Y_i = X_i b + u_i \quad (3)$$

con $E[u_i/X_i] = 0$. En ese caso:

$$E[Y_i/X_i] = P_i = X_i b \quad (4)$$

En esta situación, el vector de parámetros b podría ser consistentemente estimado utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). El proceso de estimación consistirá en realizar la regresión del vector Y de las realizaciones del evento en cuestión contra las k variables explicativas.

Esta especificación lineal presenta un serio problema: en nuestro caso $E[Y_i/X_i]$ es también una probabilidad condicional, por lo cual debería estar restringida a tomar valores entre cero o uno. El modelo lineal no impone ninguna restricción sobre $X_i b$, y en consecuencia podría predecir valores negativos o mayores que uno para una probabilidad. Además, el término de error de este modelo lineal no tiene varianza constante (no es homoscedástico) ya que la varianza condicional ($Var[u_i/X_i]$) es igual a $X_i b(1 - X_i b)$, la cual varía según las observaciones.

1 El modelo probit

A la luz de la discusión anterior, deberíamos adoptar un tipo de especificación bajo el cual los valores de P_i estén restringidos al intervalo $[0,1]$. Una forma muy conveniente de restringir la forma funcional es la siguiente:

$$P_i = F(X_i b) \quad (5)$$

en donde la función $F(\dots)$ tiene las siguientes propiedades:

$$F(-\infty) = 0, F(\infty) = 1, f(x) = dF(x)/dx > 0 \quad (6)$$

O sea, $F(\dots)$ es una función diferenciable monótona creciente con dominio real y rango $(0,1)$. Nuestro modelo no-lineal será el siguiente:

$$y_i = F(X_i b) + u_i \quad (7)$$

con u_i definida como $u_i \equiv E[y_i/X_i] - F(X_i, b)$.

La función $F(X_i, b)$ se trata de una función no lineal, pero es una función muy particular, en el sentido de que las variables explicativas afectan a la variable dependiente a través de un índice lineal (X_i, b) que luego es transformado por la función $F(\dots)$ de manera tal que los valores de la misma sean consistentes con los de una probabilidad³³.

La elección de la función $F(\dots)$ es el problema inmediatamente posterior. Debe observarse, que la función de distribución de cualquier variable aleatoria continua tendrá las propiedades de $F(\dots)$.

Una primer forma funcional que satisface los requisitos planteados es la función de distribución normal:

$$F(Z) = \int_{-\infty}^{Z_0} \frac{1}{\sqrt{2\pi s}} e^{-(z-m)^2/2s^2} \quad (8)$$

Esta especificación de $F(\dots)$ utilizando la función de distribución normal es la que se denomina probit.

Si los datos disponibles están agrupados se puede resolver el Probit con base en la teoría de la utilidad desarrollada por McFadden. Si en cambio se dispone de información a nivel individual o puntual, la estimación de Máxima Verosimilitud se hace necesaria e inevitable debido a que no hay linealidad en los parámetros, debiendo obtenerlos en forma iterativa.

A diferencia del Modelo de Probabilidad Lineal (MPL), la influencia que las variables tienen sobre la probabilidad de estar en un estado determinado de actividad (desocupado, ocupado u otro), no corresponde simplemente a los coeficientes de los modelos estimados, sino que además depende de los valores de las variables explicativas. Es decir, la derivada parcial $\partial P_i / \partial X_k$ no resulta ser b_k , como en el MPL, sino que es:

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_k} = b_k f(X_i, b) \quad (9)$$

³³ Desde este punto de vista, el modelo binario pertenece a una familia mas general conocida en la literatura como Modelos Lineales Generalizados. La referencia clásica es McCullagh y Nelder (1989)

donde $f(\dots)$ es la función de distribución de probabilidad de una variable con distribución Normal Estándar, de manera que $\partial P_i / \partial X_k$ también depende de los valores que tomen las X .

Como una medida de bondad del ajuste para estos modelos, se dispone del R^2 de McFadden:

$$R^2 = 1 - \frac{LnL_0}{LnL(b_{mv})} \quad (10)$$

donde LnL_0 es el logaritmo de la función de verosimilitud bajo la restricción de que todos los coeficientes, excepto la constante, son ceros. $LnL(b_{mv})$ es el logaritmo de la función de máxima verosimilitud sin restricciones.

2 Interpretación de los parámetros de un modelo binario

Luego de especificar la función $F(\dots)$ resta estimar los parámetros, el vector b . En primer lugar se busca medir cómo se altera la probabilidad condicional de ocurrencia del evento cuando cambia marginalmente alguna de las variables explicativas. Realizando la derivada parcial de la función de probabilidad condicional tenemos que:

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_k} = b_k f(X_i, b) \quad (11, \text{ idem}$$

9)

De acuerdo con la ecuación anterior, el efecto marginal consta de dos componentes multiplicativos. El primer factor indica el efecto de un cambio en una variable explicativa sobre el índice lineal (Xb) y el segundo muestra cómo la variación en el índice se manifiesta en cambios en la probabilidad a través de cambios en la función $F(\dots)$.

Si $f(\dots)$ es una función de densidad simétrica y unimodal, alcanzará su máximo en la media. Supongamos que las variables explicativas X_i se hallan expresadas como desviaciones con respecto a sus medias. En este caso $Xb = 0$ corresponde al 'individuo promedio'. Dado que $f(\dots)$ tiene un máximo global en cero, la ecuación previa indica que un cambio marginal en una variable explicativa tiene efecto máximo para el individuo promedio cuando las variables se hallan expresadas como desviaciones respecto de la media.

Por ejemplo, si en el modelo que construimos encontramos que el nivel de calificación es una variable significativa en la explicación de la probabilidad de estar

desempleado, de acuerdo a lo anterior estaríamos diciendo que mejorar el nivel de calificación implicaría una mejora significativa en la probabilidad de encontrar empleo para individuos cerca de la media de la distribución. Una mejora marginal en el nivel de calificación no debería modificar sustancialmente la situación de un individuo muy calificado ni tampoco la de una persona muy poco calificada.

Estimación de los determinantes de la probabilidad de permanencia en la desocupación a partir de un estudio con datos de panel.

La variable dependiente observada es binaria, tomando el valor de uno (1) si el individuo se encuentra desempleado al momento de la entrevista y cero (0) de otro modo. Esta variable es observada cuanto mucho en 4 fechas de entrevista diferentes. Más específicamente, dado que el INDEC reemplaza al 25% de los hogares en cada onda, un individuo en particular se encontrará en la encuesta por un máximo de 4 ondas.

Especificamos el modelo para el individuo i en el momento de entrevista t como

$$y_{it}^* = x_{it}'\mathbf{b} + \gamma y_{it-1} + v_{it} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad y \quad t = 2, \dots, T_i \quad (12)$$

Donde y^* denota la propensión no observable a estar desocupado por parte del individuo, \mathbf{x} es un vector de características observables que afectan y^* , \mathbf{b} es el vector de coeficientes asociados con \mathbf{x} y \mathbf{v} es el término de error no observable. Dado que la muestra es un panel no balanceado, el número total de observaciones por individuo es $T_i - 1$. Un individuo aparece como desocupado cuando su propensión a estar desocupado supera el límite (cero en este caso), esto es, si $y_{it}^* > 0$ (=0 en otro caso).

En la ecuación (12), y_{it}^* es una función del estado de desempleo observado del individuo en el período previo y_{it-1} . Esto significa que es la experiencia efectiva de un período de desempleo, y no la propensión a estar desempleado, lo que afecta la incidencia real del desempleo. La inclusión de la variable dependiente rezagada en el lado derecho de (12) permitirá testear la presencia de una verdadera dependencia de estado.

3 Heterogeneidad no observada

Si suponemos que la heterogeneidad no observable específica a los individuos es invariante en el tiempo, podemos descomponer el término de error v_{it} en (12) como sigue:

$$v_{it} = \epsilon_i + \eta_{it} \quad (13)$$

Donde ϵ_i denota el efecto no observable específico al individuo y η_{it} es el error aleatorio. Tratamos a ϵ_i como aleatorio, y utilizamos modelos probit de efectos aleatorios estimados bajo el supuesto común de que $u_{it} \sim IN(0, S_u^2)$ y u_{it} son independientes de x_{it} para todo i y t .³⁴

Para marginalizar la probabilidad suponemos que $\epsilon_i \sim IN(0, S_e^2)$ y que es independiente de u_{it} . Supondremos también que ϵ_i también es independiente de x_{it} para todo i y t . Si este supuesto es violado, las estimaciones de máxima verosimilitud serán inconsistentes: los coeficientes β estimados captarán parte de los efectos de la variable no observable ϵ .

Supongamos, por ejemplo, que ϵ representa el compromiso o la responsabilidad individual que puede asociarse, por ejemplo, al hecho de que la persona sea propietario de una vivienda. Por lo tanto, cualquier modelo que no tome en cuenta la correlación entre la tenencia de vivienda y ϵ_i , sufrirá de sesgo por la omisión de variables. En este ejemplo, las estimaciones del impacto de la propiedad del hogar en la probabilidad de estar desempleado tendrá sesgo negativo. Para evitar este problema, es necesario relajar el supuesto de que ϵ_i es independiente de las características observables que varían con el tiempo en x_{it} . Siguiendo a Chamberlain (1984), podemos modelar la dependencia entre ϵ y \mathbf{x} suponiendo que ϵ_i sigue una función de regresión lineal en las medias de todas las covarianzas dependientes del tiempo y por lo tanto podemos escribir esto como sigue:

$$\epsilon_i = a_0 + a_1 \bar{x}_i + a_i \quad (14)$$

Donde también asumimos que $a_{it} \sim IN(0, S_a^2)$ y es independiente de x_{it} y de u_{it} para todo i y t , que a_0 es la ordenada al origen, y que \bar{x}_i refiere al vector de las

³⁴ IN significa distribución Normal Independiente.

medias de las covarianzas dependientes del tiempo para el individuo i en el tiempo³⁵. Por lo tanto la ecuación (12) se convierte en

$$y_{it}^* = x_{it}'b + \rho y_{it-1} + a_1' \bar{x}_i + a_i + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, n_i \quad y \quad t = 2, \dots, T_i \quad (15)$$

Donde la ordenada al origen a_0 es absorbida en b . Esta estructura equivale a un modelo probit con efectos aleatorios con regresores adicionales \bar{x}_i .

En la especificación anterior, la correlación entre dos términos de error sucesivos para el mismo individuo es constante, y está dada por:

$$r = \text{corr}(v_{it}, v_{it-1}) = \frac{S_v^2}{S_v^2 + S_u^2} \quad t = 2, \dots, T_i \quad (16)$$

El problema de las condiciones iniciales

A continuación consideramos la observación inicial y el problema de las "condiciones iniciales" que surge si u_{it} está correlacionada con el factor no observable a_i . Este problema surge porque el comienzo del período de observación no coincide con el comienzo del proceso estocástico generador de las experiencias individuales de desempleo. Una gran proporción de las personas en la muestra (EPH) entraron al mercado de trabajo con anterioridad al primer dato disponible, y ya entonces estaban en riesgo de estar desempleados. Esto significa que un individuo que se encuentra desempleado al inicio de la muestra puede encontrarse en tal situación como resultado de una historia previa de desempleo (dependencia de estado, "state dependence") o debido a alguna característica observable y/o no observable que afecta la propensión a encontrarse desempleado. Para tomar en cuenta este problema seguimos a Heckman (1981c) y primero especificamos una ecuación en forma reducida para la observación inicial como sigue:

$$y_{i1}^* = l'z_i + \eta \quad (17)$$

donde z_i es un vector de instrumentos estrictamente exógenos, $\text{var}(\eta) = S_\eta^2$ y $\text{corr}(a_i, \eta) = r$. El vector z incluye las variables relevantes en el período 1, alguna información anterior a la muestra que pueda afectar la probabilidad de estar desempleado en el período 1 y el vector de medias \bar{x}_i . Incorporamos el vector de me-

³⁵ Los coeficientes **¡Error! Imposible crear objetos modificando códigos de campo.** correspondientes a las variables fijas en el tiempo de la ecuación (12) se fijan en cero.

días, como ya señalamos, para tomar en cuenta la posible correlación entre los regresores que cambian en el tiempo y cualquier heterogeneidad no observada. El siguiente paso involucra una especificación lineal, en términos de los componentes de error ortogonales, para tomar en cuenta la posibilidad de que Γ sea distinto de cero:

$$\eta = q\alpha + u_{it} \quad (18)$$

Por construcción, α_i y u_{it} en (18) son ortogonales entre si, $q = rS_n/S_a$ y $\text{var}(u_{it}) = S_n^2(1 - r^2)$. Asumimos que la observación inicial y_{i1} no está correlacionada con u_{it} y también que u_{it} no se correlaciona con x_{it} para todo i y t .

A partir de (15), (17) y (18) obtenemos:

$$y_{it}^* = x_{it}'b + \gamma y_{it-1} + a_1'x_i + \alpha_i + u_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad y \quad t = 2, \dots, T_i \quad (19a)$$

$$y_{i1}^* = l'z_i + q\alpha + u_{i1} \quad i = 1, \dots, n \quad y \quad t = 1 \quad (19b)$$

Las ecuaciones (19a) y (19b) especifican un modelo completo del proceso de desempleo. Como muestra Heckman (1981a, 1981b), este modelo puede ser fácilmente estimado notando que la distribución de y_{it}^* condicional en α_i es normal independiente. Puede marginalizarse la probabilidad con respecto a α para obtener la función de verosimilitud adecuada para la maximización. Dado que la estimación del modelo completo requiere un software especial que no se encuentra escrito, Orme (1997) sugiere una metodología de estimación de dos etapas, que sigue el espíritu de la metodología standard de corrección de la selección de muestra de Heckman (que es una aproximación en el caso de pequeños valores de Γ)³⁶. Para tomar en cuenta la correlación entre la condición inicial y la heterogeneidad no observada α , agregamos un término de corrección al modelo condicional, el cual puede ser estimado de manera sencilla con paquetes de software estándares que permitan la estimación de modelos probit con efectos aleatorios.

³⁶ Sin embargo, la validez asintótica de esta aproximación se basa en supuestos distributivos bastante restrictivos y en lo apropiado de una aproximación localmente válida al modelo verdadero en el cual es **¡Error! Imposible crear objetos modificando códigos de campo.** pequeña. Otros procedimientos basados en supuestos distributivos menos restrictivos han sido desarrollados por Arellano y Carrasco (1996) para los efectos aleatorios, y por Honore y Kyriazidou (1996) para los efectos fijos. Estas aproximaciones son, sin embargo, demasiado complejas para ser estimadas.

Comenzamos con las ecuaciones (19a) y (17), y capturamos la correlación $corr(a_i, \eta) = r$ especificando una forma funcional distinta a la de la ecuación (18). Esta nueva especificación es:

$$a_i = d\eta + w_i \quad (20)$$

Nuevamente, por construcción, η y w_i en (20) serán ortogonales entre sí, con $d = rS_a/S_\eta$ y $var(w_i) = S_a^2(1 - r^2)^{37}$. Sustituyendo (20) en (19a) obtenemos:

$$y_{it}^* = x_{it}'b + \gamma y_{it-1} + a_1' \bar{x}_i + d\eta + w_i + u_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad y \quad t = 2, \dots, T_i \quad (21)$$

Dado que u_{it} también se supone ortogonal en los regresores, podemos tratar a w_i como el usual componente de error en un modelo probit con efectos aleatorios, siempre que tomemos en cuenta el factor no observable η . Dado que e_i es un error probit generalizado en la ecuación probit dada por (17), podemos reemplazar η por su esperanza condicional. Esto convertirá la ecuación (21) en la ecuación de un modelo probit con efectos aleatorios con un regresor adicional e_i bajo los supuestos de normalidad.

El primer paso del procedimiento de dos etapas de Orme involucra la estimación de (18) para generar este regresor, y el segundo paso involucra la estimación de la ecuación (21) a través de la técnica usual de estimación probit con efectos aleatorios donde e_i es reemplazado por el residuo probit³⁸.

Estimación de los determinantes de la probabilidad de permanencia en la desocupación a partir de un estudio con datos de panel.

La variable dependiente observada es binaria, tomando el valor de uno (1) si el individuo se encuentra desempleado al momento de la entrevista y cero (0) de otro modo. Esta variable puede ser observada cuanto mucho en 4 fechas de entrevista diferentes. Más específicamente, dado que el INDEC reemplaza al 25% de los

³⁷ Estos momentos no son condicionales en **¡Error! Imposible crear objetos modificando códigos de campo..**

³⁸ Surge el problema de que el supuesto de normalidad bivariada de **¡Error! Imposible crear objetos modificando códigos de campo.** implica que **¡Error! Imposible crear objetos modificando códigos de campo.** (el nuevo componente de error que entra en la especificación del modelo probit con efectos aleatorios) es ahora heterocedástico. Pero Orme (1997) muestra que, a partir de resultados de Monte Carlo, no es necesario preocuparse porque esta heterocedasticidad produzca inconsistencia en la estimación de los parámetros en el caso de pequeños valores de **¡Error! Imposible crear objetos modificando códigos de campo..**

hogares en cada onda, un individuo en particular se encontrará en la encuesta por un máximo de 4 ondas.

Especificamos el modelo para el individuo i en el momento de entrevista t como

$$y_{it}^* = x_{it}'\mathbf{b} + \rho y_{it-1} + v_{it} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad t = 2, \dots, T_i \quad (22)$$

Donde y^* denota la propensión no observable a estar desocupado por parte del individuo, \mathbf{x} es un vector de características observables que afectan y^* , \mathbf{b} es el vector de coeficientes asociados con \mathbf{x} y \mathbf{v} es el término de error no observable. Dado que la muestra es un panel no balanceado, el número total de observaciones por individuo es $T_i - 1$. Un individuo aparece como desocupado cuando su propensión a estar desocupado supera el límite (cero en este caso), esto es, si $y_{it}^* > 0$ (y es igual a 0 en otro caso).

En la ecuación, y_{it}^* es una función del estado de desempleo observado del individuo en el período previo y_{it-1} . Esto significa que es la experiencia efectiva de un período de desempleo, y no la propensión a estar desempleado (relacionada con otros factores incorporados en \mathbf{x}), lo que afecta la incidencia real del desempleo. La inclusión de la variable dependiente rezagada en el lado derecho de la ecuación permitirá testear la presencia de una dependencia de estado en el desempleo, o lo que es lo mismo, la existencia de cierta persistencia (individual) en el desempleo. Si el coeficiente asociado a y_{it-1} es significativo y tiene signo positivo podrá afirmarse que la desocupación produce un cierto "estigma" (por motivos diversos) que tiende a reproducir la situación.

Esto significa que una persona que se encuentra desocupada hoy tendrá una probabilidad de encontrarse desocupada mañana mayor que la de aquella persona que hoy está ocupada. Este efecto es independiente de las características de la persona y se asocian simplemente al hecho de estar desocupado hoy.

A continuación consideramos la observación inicial y el problema de las "condiciones iniciales". Este problema surge porque el comienzo del período de observación no coincide con el comienzo del proceso estocástico generador de las experiencias individuales de desempleo. Una gran proporción de las personas en la muestra entraron al mercado de trabajo con anterioridad al primer dato disponible, y ya entonces estaban en riesgo de estar desempleados. Esto significa que una persona que se encuentra desempleada al inicio de la muestra puede encontrarse en

tal situación como resultado de una historia previa de desempleo (dependencia de estado) o debido a alguna característica observable y/o no observable que afecta la propensión a encontrarse desempleado. Para tomar en cuenta este problema seguimos a Heckman (1981c), especificando una ecuación en forma reducida para la observación inicial como sigue:

$$y_{i1}^* = \mathbf{l}'z_i + \eta \quad (23)$$

donde z_i es un vector de instrumentos estrictamente exógenos. El vector \mathbf{z} incluye las variables relevantes en el período 1, alguna información anterior a la muestra que pueda afectar la probabilidad de estar desempleado en el período 1 y el vector de medias \bar{x}_i .

Esta ecuación permite estimar que factores explican el hecho de que en el período 1 una persona se encuentre desocupada. El residuo de esta ecuación incorporará todos aquellos factores que afectan a esa probabilidad pero que son no observables (es decir, que no pueden ser captados a partir de la información proveniente de la EPH). Estos residuos serán considerados como una variable explicativa adicional en la estimación de la probabilidad de encontrarse desocupado en el período 2, lo cual supone que el efecto asociado a esos factores "ocultos" no se modifica en el tiempo.

Teniendo en cuenta la necesidad de considerar los efectos de la heterogeneidad no observada en la estimación de la probabilidad de encontrarse desocupados seguimos un procedimiento de estimación en dos etapas (sugerido por Orme, 1997).

Primero, es necesario estimar en el período 1 la ecuación (23) para generar un regresor (variable explicativa) adicional. Este será el residuo η que expresa todos aquellos factores no observables que explican la probabilidad de que una persona se encuentre desempleada en el período 1.

El segundo paso involucra la estimación de la ecuación (22) a través de la técnica usual de estimación PROBIT con efectos aleatorios donde se incorpora al residuo η estimado en la etapa anterior como una variable explicativa adicional. De esta manera, en la estimación de la probabilidad de estar desocupado en el período 2 se tienen en cuenta no solamente los factores observables en $t=1$ o $t=2$ sino también aquellos factores que no pueden ser observados.

Resultados empíricos

El análisis de dependencia de estado en el desempleo se realiza en dos momentos del tiempo distintos: 1995 y 1999. Tomando como período inicial la onda de Mayo de cada año se estimó cual es el efecto de los diferentes factores sobre la probabilidad de que una persona salga del desempleo en la onda de Octubre de ese mismo año. Ambos años tienen características similares ya que son años recesivos y entre Mayo y Octubre la desocupación agregada disminuye.

El análisis se realizará agrupando la información de los distintos aglomerados en las seis regiones estadísticas definidas por el INDEC.

Tomando las bases de la EPH construimos una base de datos de panel. Para esto se siguieron cuatro pasos. Primero, se unieron las bases de datos de Personas y Hogares para cada uno de los aglomerados de manera de poder asociar las características del hogar a cada uno de los miembros del mismo. Segundo, se construyeron las regiones agregando las bases de los distintos aglomerados en los agrupamientos que establece el INDEC como regiones estadísticas. Tercero, se recodificaron las diversas variables de interés a fin de construir las categorías necesarias así como para poder identificar las variables según la onda a la que pertenecían. Por último, luego de ordenar adecuadamente los datos, se “asociaron” las bases regionales de Mayo y Octubre de cada año de manera de poder seguir a las personas que permanecían en la encuesta entre las dos ondas.

La Encuesta Permanente de Hogares presenta algunos problemas de consistencia que fue necesario resolver, al menos parcialmente, para poder proceder. A modo de ejemplo, numerosas personas que en Mayo declararon ser (o fueron registradas como) varones (mujeres) en la onda siguiente declararon ser (o fueron registradas como) mujeres (varones), o personas que en Mayo estaban registradas como teniendo nivel educativo determinado en la onda de Octubre eran registrados como habiendo alcanzado niveles inferiores de instrucción formal. Dado que la corrección de todas estas dificultades excedía el alcance de esta investigación, definimos como variable de control el sexo de la persona. En tal sentido, permanecieron en el muestra sólo la personas que estaban registradas como teniendo el mismo sexo en las ondas de Mayo y Octubre de cada año analizado.

Transiciones en el desempleo

La siguiente matriz de transición muestra la proporción de los desocupados que de un período al siguiente se mantuvieron desocupados.

Tabla III.1.
% de los desocupados que se mantiene en ese estado entre Mayo y Octubre

Región	1995	1999
Cuyo	36.4%	30.3%
GBA	64.9%	61.8%
Noreste	57.0%	47.7%
Noroeste	53.8%	53.7%
Pampeana	63.1%	52.6%
Patagónica	60.6%	44.4%
Promedio	55.9%	48.4%

Nota: Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC.

Varios hechos merecen ser rescatados. Primero, en todos los casos más de un tercio de todos los desocupados persiste en la desocupación de una onda a la otra, es decir por más de 6 meses. Esto es un dato significativo ya que señala que una proporción importante de los desocupados son, en principio, de duración mediana y larga.

Segundo, en todas las regiones la tasa de permanencia en la desocupación fue mayor en 1995 que en 1999, lo cual es un indicador de la profundidad de la recesión del primer período. Es importante señalar que en 1995 en casi todos los aglomerados más de la mitad de los desocupados se mantuvieron en tal estado entre ondas, aun cuando la tasa de desocupación bajó entre Mayo y Octubre 2.3 puntos porcentuales (14% en términos proporcionales, para el conjunto de las regiones), reducción que fue similar (en términos proporcionales) a la ocurrida en 1999 (donde entre Mayo y Octubre la tasa de desocupación se redujo un 13%, o 0.7 puntos porcentuales).

La región del GBA es la que presenta mayor permanencia de la desocupación en ambos períodos, mientras que Cuyo es la que sistemáticamente muestra menor tasa de permanencia en la desocupación.

Analizando la variación entre 1995 y 1999 observamos que la región en la cual se reduce más fuertemente la tasa de permanencia (semestral) en el desempleo la Patagónica.

Desarrollo del modelo empírico

Como se estableció en la sección anterior, en la estimación de los modelos empíricos para el análisis de la dependencia de estado en el desempleo seguiremos el proceso en dos etapas delineado por Heckman (1981c).

Primero, dado que al comienzo del período de observación (ondas de Mayo de cada año) no coincide con el comienzo del proceso estocástico generador de las experiencias individuales de desempleo, realizamos la estimación de la probabilidad de que la persona se encuentre desempleada en el período $t=1$.

Esto resulta del hecho de que una gran proporción de las personas en la muestra (EPH) entraron al mercado de trabajo con anterioridad al primer dato disponible, y ya entonces estaban desempleados. Esto significa que un individuo que se encuentra desempleado al inicio de la muestra puede encontrarse en tal situación como resultado de una historia previa de desempleo (es decir, por la existencia de dependencia de estado) o debido a alguna característica observable y/o no observable que afecta la propensión a encontrarse desempleado.

Para la estimación del residuo asociado al hecho de estar desocupado en Mayo de cada año se utilizaron las siguientes variables explicativas: tiempo de la desocupación (Tiempo), edad, sexo, nivel educativo formal alcanzado (Nivel), sector de actividad en que trabaja o trabajó (Comercio (Comer), Construcción (Constr), Servicio Doméstico (Sdom), sector Financiero e Inmobiliario (Financ), Manufacturero (Manuf), otras ramas (Otr) y otros servicios (Ots)) y Decil de ingreso del hogar al que pertenece la persona (Decif).

A partir de estas variables estimamos la probabilidad de que una persona se encontrara desocupada en $t=1$ (Mayo) y calculamos el error PROBIT generalizado de la ecuación.

Segundo, introducimos el error PROBIT generalizado de esa ecuación como regresor adicional en una regresión probit que busca estimar la probabilidad de que una persona haya permanecido en el desempleo en $t=2$.

Se construyeron modelos para el conjunto de la población así como para subgrupos de edad (jóvenes, 20 a 24 años, adultos, 25 a 49 años, y mayores, 50 a 59 años de edad) y sexo (varones y mujeres). Esto busca poder evaluar la existencia de diferencias entre distintos subgrupos de la población en la incidencia de la persistencia de la desocupación que puedan requerir políticas diferenciadas.

La variable explicada es una variable Estado ($T=2$) que toma dos valores: 1 si la persona se encuentra desocupada en Octubre y 0 si la persona se encuentra ocupada o inactiva en Octubre.

Incorporamos diversas variables explicativas de la probabilidad de encontrarse desocupado.

Primero, incluimos las variables de tipo sistémico: estado de actividad en Mayo (Estado), tiempo de la desocupación en Mayo (tiempo), residuo estimado en la primera etapa (U_{it}).

En segundo lugar, incluimos variables que representan características visibles de las personas: edad promedio entre Mayo y Octubre (Edad) y sexo (Sexo), nivel de educación formal promedio entre Mayo y Octubre (Nivel), cambio en el nivel educativo formal alcanzado entre Mayo y Octubre (Nivel).

Tercero, incorporamos variables que pueden tener efectos importantes sobre el comportamiento de las personas pero que no son directamente observables: decil de ingreso del hogar en Mayo (Decif), jefatura de hogar (Jefe), régimen de tenencia de la vivienda (Alquila), número de menores en el hogar (Menores a cargo).

Por último, incorporamos un conjunto de variables dummy que reflejan el sector de actividad en el cual la persona se ha desempeñado en el pasado (antes de la onda de Mayo) o se desempeñaba en Mayo.

Resultados

Se busca analizar la persistencia de estado desde dos perspectivas diferentes.

Por un lado, estudiaremos que efectos tiene el hecho de que una persona se encuentre desocupada en Mayo ($T=1$) sobre la probabilidad de que la misma se encuentre desocupada en Octubre ($T=2$) del mismo año. Este tipo de dependencia de estado permite captar el efecto que tiene el hecho de encontrarse desempleado (más allá de una serie de factores asociables a las personas, tales como la edad, el sexo, etc. que son controlados de manera independiente) sobre la probabilidad de conseguir una ocupación remunerada o abandonar la búsqueda de empleo.

En segundo lugar, analizaremos los efectos del tiempo de desempleo sobre la probabilidad de que la persona permanezca en la desocupación. Una situación de dependencia del tiempo de desempleo podría estar indicando efectos de tipo estig-

³⁹ matizante que la persistencia de un proceso de desocupación tienen sobre las personas.

Tabla III.3.
Dependencia de Estado ("state dependence")

1995	Noreste	Cuyo	GBA	Noroeste	Pampeana	Patagónica
Total	-11.7%					
Jóvenes				13.0%	19.6%	14.9%
Adultos				9.2%		
Mayores			10.8%		26.2%	
Varones	-27.5%	-8.0%			-10.5%	
Mujeres		5.9%				
1999	Noreste	Cuyo	GBA	Noroeste	Pampeana	Patagónica
Total				-6.5%	-6.3%	
Jóvenes	20.2%	14.3%	24.4%			17.2%
Adultos						
Mayores	-2.0%	-15.0%				
Varones		5.1%	-11.7%		-12.1%	
Mujeres		0.5%	5.9%			

Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC.

Nota: En negrita se muestran los coeficientes sólo significativos al 10% de confianza, el resto son significativos al 5%.

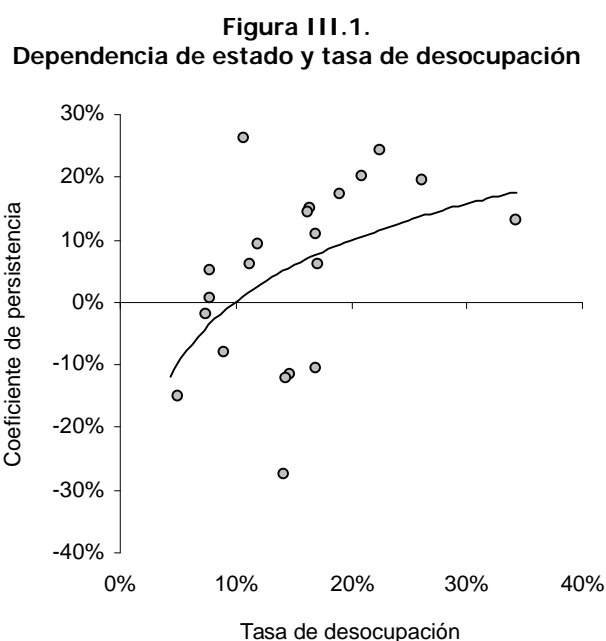
A nivel del conjunto de la población, la dependencia de estado es un fenómeno que sólo era significativo en una región en 1995 (Noreste) y en dos en 1999 (Noroeste y Pampeana) y presenta el signo contrario a lo esperado. Es decir, el hecho de encontrarse desocupado en Mayo actúa reduciendo la probabilidad de encontrarse desocupado en la onda siguiente (Octubre).

Entre los jóvenes, sin embargo, existe un fuerte factor de persistencia en la desocupación. Los coeficientes de dependencia de estado son fuertemente positivos tanto en 1995 como en 1999, aunque varían las regiones para las cuales el fenómeno es significativo.

³⁹ Esto puede ser producto del hecho, entre otras explicaciones, de que el tiempo de desempleo es un indicador de la depreciación del "capital humano", porque los empresarios utilizan la experiencia de desempleo de una persona como una señal de la productividad de la misma, o podría ser un indicador de que la persona a perdido parte de la disciplina laboral lo cual podría incrementar los costos de entrenamiento del nuevo trabajador o aumentar los costos de supervisión.

Además, se observa un efecto de dependencia entre las mujeres, versus un efecto dependencia “negativo” entre los varones. De todas maneras, nuevamente, los efectos son fuertemente diversos entre las regiones.

Por último, encontramos que existe una relación positiva, aunque débil, entre la tasa de desocupación y el coeficiente de dependencia de estado. Cuando una región o sub-grupo de la población presenta una mayor tasa de desocupación, simultáneamente tiende a agravarse el problema de la persistencia individual en esa condición. Además, esa relación no parece ser lineal, sino cuadrática. El coeficiente de persistencia tiende a incrementarse pero a tasas decrecientes.



Fuente: Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a datos del INDEC.

El incremento en la incidencia de la desocupación se traslada en un creciente proceso de estigmatización entre quienes permanecen desocupados. En el contexto de un mercado de trabajo con reducida demanda de fuerza de trabajo, los mecanismos de selección de trabajadores se hacen más estrictos. Como el hecho de encontrarse desocupado es en si mismo un factor negativo para los buscadores de

⁴⁰ empleo, quienes se encuentran desocupados serán más fuertemente discriminados a media que aumenta la tasa de desocupación.

Por su parte, los efectos de la dependencia de la duración también presenta fuertes divergencias interregionales e inter-grupales.

Tabla III.4.
Dependencia de la duración ("duration dependence")

1995	Noreste	Cuyo	GBA	Noroeste	Pampeana	Patagónica
Total	1.1%			0.7%	1.0%	
Jóvenes		6.4%		-30.6%		
Adultos	10.3%			1.5%	1.6%	
Mayores			2.9%			5.5%
Varones	1.8%				1.3%	
Mujeres				1.4%		1.5%
1999	Noreste	Cuyo	GBA	Noroeste	Pampeana	Patagónica
Total	1.7%					
Jóvenes						
Adultos	2.1%					
Mayores						
Varones	2.9%					
Mujeres					-0.8%	

Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC.

Nota: En negrita se muestran los coeficientes sólo significativos al 10% de confianza, el resto son significativos al 5%.

En 1995 se observa un efecto positivo generalizado de la duración del desempleo sobre la persistencia de la desocupación en la mayoría de las regiones en distintos grupos de población. Este efecto positivo de la duración del desempleo sobre la probabilidad de mantenerse en ese estado tiende a desaparecer en 1999 para la mayoría de las regiones y grupos de la población.

En períodos de más elevada tasa de desocupación (como la recesión de 1995), el tiempo de desempleo actúa como un factor altamente estigmatizante. Es probable que en esas circunstancias los empleadores ajusten sus mecanismos de selección, acentuando la utilización de la duración del desempleo como filtro. Dado

⁴⁰ O, si se quiere ver en sentido inverso, el hecho de que una persona se encuentre ocupada o inactiva incrementa la posibilidad de que en el futuro ella se mantenga ocupada, en el mismo u otro puesto de trabajo, o inactiva.

que en nuestro modelo la alternativa a encontrarse desocupado puede ser tanto conseguir un empleo como pasar a la inactividad, la existencia de un coeficiente positivo indica que las personas insisten en buscar (de manera infructuosa) un puesto de trabajo remunerado.

Una notable excepción al comportamiento general se presenta para el año 1995 en el subgrupo de población joven de la región Noroeste. En ese caso, el coeficiente de dependencia de la duración es fuertemente negativo. El análisis de este resultado demandaría un estudio en particular, lo cual excede los alcances del presente trabajo.

Un elemento que cabe resaltar es que existe un importante grado de heterogeneidad no observada en la población. Es decir, las variables que incorporamos en las estimaciones sólo captan una porción relativamente limitada de los factores que tienen efectos sobre la incidencia de la desocupación. Existe una cantidad de elementos "no observables" que fueron captados en la primer etapa del procedimiento de estimación en dos etapas a través del residuo h_i . Esto se hace evidente por el hecho de que el residuo h_i incorporado como variables explicativa en la segunda etapa de la estimación tiende a ser muy significativo entre todos los subgrupos, con la excepción del grupo de jóvenes.

Estos factores "no observables" incluyen no solo elementos relacionados con características "personales" no registradas por la EPH (tales como el "esfuerzo" de búsqueda, percepciones individuales respecto a las características de un empleo "aceptable", etc.) que pueden afectar la propensión individual a encontrarse desempleado sino que además incorporan diferencias intra-regionales que puedan existir en las propensiones de un subgrupo poblacional. En efecto, la existencia de efectos específicos asociados a los aglomerados que integran cada una de las regiones estarían incorporados como parte de ese residuo h_i de factores "no observados".

Que entre los jóvenes el residuo h_i sea menos significativo que para los otros grupos de la población es un indicador de que las variables incorporadas en la estimación de la incidencia de la desocupación para ese subgrupo de población explican buena parte de la misma. El hecho de que entre los jóvenes la persistencia de estado sea más generalizada que para el resto de la población mientras el residuo de factores "no observables" h_i sea poco importante entre los primeros indica la existencia de discriminación hacia los menores de 25 años. El hecho mismo de ser joven es utilizado como factor discriminador, mientras que para el resto de la

población encontramos que hay otros factores que ayudan a explicar la experiencia de desocupación.

Las variables de control incorporadas en las estimaciones (tales como la edad, el nivel educativo, el sector de actividad, el decil de ingresos del hogar, la jefatura de hogar, el régimen de tenencia de la vivienda y el número de menores en el hogar) no son analizadas aquí pues no son el objetivo principal de este estudio. Sin embargo, cabe señalar que los signos de los coeficientes asociados expresan resultados similares a los de otros estudios recientes (Félicz, Panigo y Pérez, 2000, 2000b).

Estabilidad de los resultados

¿Ha cambiado la situación relativa de las regiones y subgrupos de población entre los dos momentos del tiempo bajo estudio?

Tabla III.5.
Tabla de transición - Dependencia de estado. Todos los subgrupos de la población

Varones		1995		
		Baja	Media	Alta
1999	Baja	1	2	
	Media	1	14	4
	Alta	1	4	1

Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC.

Nota: Baja persistencia indica coeficientes de dependencia de estado menores a -5%, Media persistencia indica coeficientes entre -5% y 5% y Alta persistencia indica coeficientes mayores a 5%.

La tabla anterior muestra las transiciones que se observaron en la posición relativa de los sub-grupos de población en las distintas regiones.

Casi el 50% de los subgrupos poblacionales (14 de un total de 30, 5 por cada una de las 6 regiones) se encuentran en niveles medios de persistencia (en general, esto resulta del hecho de que los coeficientes de dependencia de estado no son significativos).

Tabla III.6.
Tabla de transición - Dependencia de estado

Jóvenes		1995			Adultos		1995			Mayores		1995		
		Baja	Media	Alta			Baja	Media	Alta			Baja	Media	Alta
1999	Baja				1999	Baja			1999	Baja		1		
	Media			2		Media		5		1	Media		3	2
	Alta		3	1		Alta					Alta			

Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC.

Nota: Baja persistencia indica coeficientes de dependencia de estado menores a -5%, Media persistencia indica coeficientes entre -5% y 5% y Alta persistencia indica coeficientes mayores a 5%.

Analizando al interior de los distintos sub-grupos de la población se aprecia que entre los jóvenes la dependencia de estado se ha mantenido en niveles altos, mientras para el resto de los grupos de edad se reduce un poco.

Tabla III.7.
Tabla de transición - Dependencia de estado

Varones		1995			Mujeres		1995		
		Baja	Media	Alta			Baja	Media	Alta
1999	Baja	1	1		1999	Baja			
	Media	1	2			Media		4	1
	Alta	1				Alta		1	

Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC.

Nota: Baja persistencia indica coeficientes de dependencia de estado menores a -5%, Media persistencia indica coeficientes entre -5% y 5% y Alta persistencia indica coeficientes mayores a 5%.

En el corte por sexo, no se observan grandes modificaciones sino tan sólo un leve desplazamiento de los varones a posiciones de mayor dependencia de estado.

Comentarios finales

La identificación de la extensión de la dependencia de estado en la desocupación en las distintas regiones y a través de los distintos grupos de la población tiene implicancias muy relevantes para la política pública.

Si no existe dependencia de estado en el desempleo, las políticas públicas de corto plazo que apuntan a reducir el desempleo tendrán reducidos efectos en la disminución de las tasas agregadas de desempleo en el mediano plazo.

Por el contrario, si existe una fuerte dependencia de estado, entonces las políticas tendientes a reducir el desempleo de corta duración tendrán efectos permanentes sobre el desempleo. Si factores de tipo sistémico afectan la probabilidad de que una persona se mantenga en situación de desempleo, entonces las políticas públicas generales y de corto plazo son el camino a seguir.

Por ello es fundamental detectar si nos encontramos en presencia de una situación real de dependencia de estado en la desocupación o si en realidad se trata de factores relativos a la heterogeneidad individual (factores asociados a las características "personales") lo que causa que las personas permanezcan en situaciones de desocupación (y que por lo tanto se requieran políticas focalizadas hacia los grupos con características que los tornan más vulnerables).

Por otro lado, la presencia de dependencia de duración de la desocupación estaría señalando el hecho de que en un contexto de elevado desempleo la duración del desempleo actúa como una fuerte señal hacia los empleadores quienes tienden a discriminar contra estas personas.

Para el conjunto de la población podemos decir que el efecto de dependencia de estado es significativo en sólo una región para 1995 y para dos regiones en 1999.

Sin embargo tiene efectos significativos cuando diferenciamos por subgrupos y regiones. Por ejemplo, tiene un efecto muy diferente para los varones que para los jóvenes y mujeres; mientras que para los adultos no hay efectos muy significativos y para el grupo de los mayores los resultados son muy volátiles.

Para los varones existe un efecto dependencia negativo sobre la desocupación, lo cual probablemente se asocie a que la búsqueda infructuosa se traduce en el pasaje a la inactividad o a la obtención de un empleo de menor calidad, producto de la reducción del salario de reserva del varón desocupado, usualmente jefe de familia.

Por otra parte, existe evidencia de fuerte dependencia de estado en la desocupación para los jóvenes y algo menor para las mujeres. Este es un hallazgo importante que plantea que más allá de las características personales o familiares de jóvenes y mujeres, el mercado de trabajo argentino tiene un sesgo discriminatorio hacia estos subgrupos de la población que ven dificultada su inserción en caso de ya haber padecido situaciones de desempleo.

La evidencia pone en claro que el desempleo de estos subgrupos no es producto de las fallas de los desempleados que no se encuentran calificados o que no poseen las características adecuadas. La dependencia de estado no puede ser simplemente explicada como producto de las características de los individuos, sino que la evidencia es consistente con una situación en la que las personas que ingresan al desempleo por causa de un shock exógeno "negativo", enfrentan dificultades que están más allá de su control y dificultan su reingreso a un puesto de trabajo.

Respecto a la dependencia de la duración, se observa para 1995 un efecto positivo generalizado de la duración del desempleo sobre la probabilidad de mantenerse en ese estado en la mayoría de las regiones en distintos grupos de población. Este efecto positivo tiende a desaparecer para 1999.

Se puede concluir que en períodos de más elevada tasa de desocupación (como la recesión de 1995), el tiempo de desempleo actúa como un factor altamente estigmatizante y es probable que en esas circunstancias los empleadores ajusten sus mecanismos de selección, acentuando la utilización de la duración del desempleo como filtro.

Anexo de Tablas

Tabla III.9. Efecto sobre la probabilidad marginal de encontrarse desocupado en t=2 - Total población

Variable Dependiente: Estado (t=2)		Esta- do (t=1)	Tiem- po (t=1)	Resi- duo (t=1)	Edad	Se- xo	Ni- vel	Niv el	Decif (t=1)	Jefe? (t=1)	Alqui- la? (t=1)	Menores a cargo (t=1)	Comer (t=1)	Constr (t=1)	SDom (t=1)	Fi- nanc (t=1)	Manu f (t=1)	OtR (t=1)	OtS (t=1)	C
Noreste	1995	-11.7%	1.1%	8.8%		2.2%	0.9%		-0.6%	-2.8%		-0.4%	3.8%	10.8%	6.1%	3.2%	5.7%	5.0%	2.6%	-7.5%
	1999		1.7%	1.3%		1.0%	0.5%	1.2%	-0.3%		-1.6%		2.1%	3.6%	2.0%			2.2%		-8.3%
Cuyo	1995			3.1%		1.4%	0.6%	1.4%	-0.3%	-1.8%			3.0%	4.6%	4.6%		3.7%	4.9%	2.1%	-10.6%
	1999			2.5%		0.7%	0.5%		0.4%	-0.9%		-0.2%	1.8%	3.7%	3.5%	3.1%	1.3%	2.7%		-7.7%
GBA	1995			6.7%	0.0%		1.4%	1.7%	-1.0%	-3.3%		-0.8%	7.2%	14.8%	6.1%		6.3%	7.6%		-14.8%
	1999			6.4%			1.1%		-0.8%	-3.6%		-0.9%	3.7%	13.4%	7.5%	3.5%	5.1%	6.5%	1.8%	-15.3%
Noroeste	1995		0.7%	3.1%		1.1%	0.9%	1.5%	-0.4%	-2.8%			3.8%	6.3%	3.5%	2.7%	5.4%	2.9%	1.5%	-10.3%
	1999	-6.5%		8.5%		1.9%	1.3%		-0.7%	-3.8%			3.8%	7.8%	3.8%	3.3%	2.9%	5.1%		-11.3%
Pampeana	1995		1.0%	4.5%	-0.1%		1.1%	1.4%	-0.7%	-2.2%			4.8%	11.8%	4.0%	3.8%	6.8%	6.4%		-13.9%
	1999	-6.3%		7.6%	0.0%	1.1%	0.9%	1.6%	-0.8%	-2.7%		-0.2%	5.9%	9.1%	7.0%	4.5%	6.3%	6.8%	2.1%	-9.4%
Patagónica	1995			3.6%	0.0%	1.9%	0.3%		-0.4%	-2.9%	1.0%		4.3%	6.3%	5.3%	3.1%	3.9%	3.3%	1.4%	-7.8%
	1999			3.3%			0.7%		-0.5%	-0.9%		-0.4%	3.1%	5.0%			3.1%	3.4%		-9.3%

Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC
Nota: En negrita se muestran los coeficientes sólo significativos al 10% de confianza, el resto son significativos al 5%.

Tabla III.10. Efecto sobre la probabilidad marginal de encontrarse desocupado en t=2 - Valores promedios entre regiones

1995	Estado (t=1)	Tiempo (t=1)	Residuo (t=1)	Edad	Sexo	Nivel	Nivel	Decif (t=1)	Jefe? (t=1)	Alquila? (t=1)	Menores a cargo (t=1)	Comer (t=1)	Constr (t=1)	SDom (t=1)	Financ (t=1)	Manuf (t=1)	OtR (t=1)	OtS (t=1)	C
jóvenes	7.9%	-4.0%	3.2%	0.0%	-1.1%	0.4%	1.5%	-0.8%	-5.7%	0.0%	-0.4%	2.8%	4.0%	-1.7%	-2.5%	2.6%	2.9%	-2.0%	-13.9%
adultos	1.5%	2.2%	6.5%	0.0%	-2.2%	0.0%	0.5%	-0.8%	-2.1%	0.4%	-0.3%	1.8%	10.8%	0.5%	1.0%	3.7%	1.9%	-1.3%	-15.9%
mayores	6.2%	1.4%	1.1%	0.0%	-0.6%	0.0%	0.6%	1.1%	0.7%	0.0%	0.5%	0.5%	2.0%	1.1%	0.0%	1.4%	0.9%	0.0%	-13.6%
varones	-7.7%	0.5%	8.3%	0.0%	0.0%	0.8%	0.8%	-0.8%	-5.1%	0.0%	-0.4%	6.8%	12.4%	8.3%	4.2%	7.8%	6.9%	3.7%	-11.9%
mujeres	1.0%	0.5%	2.9%	0.0%	0.0%	0.9%	0.6%	-0.3%	0.0%	0.0%	-0.1%	2.5%	2.0%	3.8%	1.4%	2.6%	4.1%	-0.4%	-12.2%
1999	Estado (t=1)	Tiempo (t=1)	Residuo (t=1)	Edad	Sexo	Nivel	Nivel	Decif (t=1)	Jefe? (t=1)	Alquila? (t=1)	Menores a cargo (t=1)	Comer (t=1)	Constr (t=1)	SDom (t=1)	Financ (t=1)	Manuf (t=1)	OtR (t=1)	OtS (t=1)	C
jóvenes	12.7%	0.0%	3.2%	0.0%	-2.0%	-1.2%	1.6%	-0.4%	-3.4%	-1.2%	-0.5%	-0.5%	3.3%	0.0%	0.0%	-1.2%	0.2%	0.0%	-13.2%
adultos	0.0%	0.4%	5.0%	0.0%	-1.7%	0.1%	0.3%	-0.8%	-3.0%	0.0%	-0.4%	2.0%	4.8%	1.5%	0.6%	0.6%	1.6%	-0.8%	-7.0%
mayores	-2.8%	0.0%	4.8%	0.0%	-1.0%	-0.1%	0.4%	-0.4%	-0.6%	0.0%	0.1%	1.6%	3.7%	1.5%	1.0%	1.0%	1.3%	0.8%	-6.6%
varones	-3.1%	0.5%	5.7%	0.0%	0.0%	0.6%	0.6%	-0.7%	-4.2%	0.0%	-0.2%	5.0%	9.0%	3.5%	4.1%	4.2%	6.2%	2.8%	-12.9%
mujeres	1.1%	-0.1%	3.2%	0.0%	0.0%	0.8%	0.4%	-0.5%	-0.6%	0.0%	0.0%	1.8%	3.0%	3.0%	0.9%	1.7%	2.6%	0.0%	-10.8%

Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC.

Nota: En negrita se muestran los coeficientes sólo significativos al 10% de confianza, el resto son significativos al 5%

Tabla III.11. Efecto sobre la probabilidad marginal de encontrarse desocupado en t=2 - Jóvenes

Variable Dependiente: Estado (t=2)		Estado (t=1)	Tiempo (t=1)	Residuo (t=1)	Edad	Sexo	Nivel	Nivel	Decif (t=1)	Jefe? (t=1)	Alquila? (t=1)	Menores a cargo (t=1)	Comer (t=1)	Const r (t=1)	SDom (t=1)	Fi-nanc (t=1)	Manu f (t=1)	OtR (t=1)	OtS (t=1)	C
Noreste	1995			8.4%		-6.7%			-1.1%	-15.5%		-2.6%								-1.8%
	1999	20.2%					-1.5%				-6.9%			10.7%						-16.0%
Cuyo	1995		6.4%																	-23.3%
	1999	14.3%					-2.0%						4.5%				-7.4%	-9.2%		-12.1%
GBA	1995			11.0%					-1.5%	-10.0%			10.9%	23.8%				17.4%		-18.0%
	1999	24.4%					-3.6%					-3.1%	-7.3%							-11.2%
Noroeste	1995	13.0%	-30.6%				2.5%	9.2%	-1.1%				12.7%				15.3%			
	1999			10.1%		-7.0%			-1.5%	-12.7%										-3.7%
Pampeana	1995	19.6%							-1.0%	-8.7%			-6.7%		-10.3%	-14.9%				-12.2%
	1999			9.1%		-5.3%		9.4%	-0.8%	-7.8%				9.1%						-11.4%
Patagónica	1995	14.9%																		-23.7%
	1999	17.2%																10.3%		-24.5%

Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC.
Nota: En negrita se muestran los coeficientes sólo significativos al 10% de confianza, el resto son significativos al 5%.

Tabla III.12. Efecto sobre la probabilidad marginal de encontrarse desocupado en t=2 - Adultos

Variable Dependiente: Estado (t=2)		Estado (t=1)	Tiempo (t=1)	Residuo (t=1)	Edad	Sexo	Nivel	Nivel	Decif (t=1)	Jefe? (t=1)	Al-quila? (t=1)	Menores a cargo (t=1)	Comer (t=1)	Const (t=1)	SDo m (t=1)	Fi-nanc (t=1)	Manu f (t=1)	OtR (t=1)	OtS (t=1)	C
Noreste	1995		10.3%	15.6%		-7.7%			-1.2%					30.2%			12.1%			-45.2%
	1999		2.1%	1.6%				1.6%	-0.5%				2.4%	3.1%						-10.2%
Cuyo	1995			5.1%		-3.7%			-0.5%	-2.8%				4.0%	3.0%			3.2%		-6.2%
	1999			3.3%		-3.1%			-0.7%	-2.3%				3.0%		3.6%				-2.5%
GBA	1995			8.8%		3.2%		3.1%	-1.2%			-1.6%		8.4%	-5.2%				-5.5%	-15.4%
	1999			8.1%			0.7%		-1.3%	-5.1%		-1.4%	2.9%	12.2%	4.8%			3.5%		-11.4%
Noroeste	1995	9.2%	1.5%			-2.7%			-0.3%	-3.4%			2.0%	4.6%						-9.0%
	1999			6.9%		-2.8%			-0.7%	-5.2%			3.9%						-2.0%	-6.2%
Pampeana	1995		1.6%	4.9%					-1.3%	-3.8%			3.8%	11.5%		5.7%	6.0%	4.6%	-2.3%	-11.6%
	1999			6.1%		-2.9%			-0.9%	-3.7%			2.7%	6.4%	4.3%		3.4%	4.0%		-8.5%
Patagónica	1995			4.8%		-2.5%			-0.5%	-2.4%	2.6%		5.3%	6.1%	5.3%		4.1%	3.8%		-7.7%
	1999			4.1%		-1.6%			-0.9%	-1.9%		-0.7%		3.9%				2.2%	-2.9%	-3.3%

Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC.

Nota: En negrita se muestran los coeficientes sólo significativos al 10% de confianza, el resto son significativos al 5%.

Tabla III.13. Efecto sobre la probabilidad marginal de encontrarse desocupado en t=2 - Mayores

Variable Dependiente: Estado (t=2)		Estado (t=1)	Tiempo (t=1)	Residuo (t=1)	Edad	Sexo	Nivel	Nive I	Decif (t=1)	Jefe? (t=1)	Alqui-la? (t=1)	Menores a cargo (t=1)	Comer (t=1)	Constr (t=1)	SDom (t=1)	Financ (t=1)	Manuf (t=1)	OtR (t=1)	OtS (t=1)	C
Noreste	1995			6.7%					-0.5%									5.7%		-9.9%
	1999	-2.0%		1.2%				0.1%			0.1%	0.5%	0.4%	0.6%						-0.8%
Cuyo	1995			2.7%				3.3%				1.6%			7.6%		5.2%			-13.9%
	1999	-15.0%		7.9%			0.6%		-0.4%						3.6%		2.4%	3.3%		-5.6%
GBA	1995	10.8%	2.9%											11.7%						-22.6%
	1999			7.3%					-1.0%					9.6%	5.3%					-13.7%
Noroeste	1995			3.4%		3.4%											3.3%			5.0%
	1999			5.6%										5.2%						12.7%
Pampeana	1995	26.2%		-6.3%						4.3%		1.1%	2.8%							-19.5%
	1999			3.7%			-1.3%	2.4%	-0.6%				5.1%	6.7%		5.8%	3.5%	4.7%		-9.1%
Patagónica	1995		5.5%						7.1%						-0.8%					-10.9%
	1999			2.7%		-6.1%			-0.6%	-3.5%			4.2%						4.8%	2.1%

Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC.
Nota: En negrita se muestran los coeficientes sólo significativos al 10% de confianza, el resto son significativos al 5%.

Tabla III.14. Efecto sobre la probabilidad marginal de encontrarse desocupado en t=2 - Varones

Variable Dependiente: Estado (t=2)		Estado (t=1)	Tiempo (t=1)	Residuo (t=1)	Edad	Sexo	Nivel	Nive I	Decif (t=1)	Jefe? (t=1)	Alqui-la? (t=1)	Menores a cargo (t=1)	Comer (t=1)	Constr (t=1)	SDom (t=1)	Financ (t=1)	Manuf (t=1)	OtR (t=1)	OtS (t=1)	C	
Noreste	1995	-27.5%	1.8%	17.5%			1.0%		-1.0%	-5.8%		-0.7%	6.4%	17.2%	12.9%	7.8%	9.2%	8.7%	5.5%	-8.7%	
	1999		2.9%	1.5%			0.5%	1.6%	-0.4%	-1.2%			3.2%	5.4%	6.9%			4.0%		-12.0%	
Cuyo	1995	-8.0%		7.4%			0.9%	2.6%	-0.6%	-3.5%			4.6%	7.6%	10.8%		5.6%	7.0%	4.6%	-13.0%	
	1999	5.1%					0.5%		-0.4%	-1.2%			2.8%	4.2%		3.8%	1.7%	3.3%	2.1%	-10.5%	
GBA	1995			7.1%			0.7%		-1.1%	-6.2%			-0.8%	11.0%	17.2%	8.9%	4.4%	9.1%	9.0%	3.5% -14.2%	
	1999	-11.7%		11.7%	0.1%				-1.0%	-8.1%			-1.2%	7.2%	17.7%	14.2%	9.0%	8.0%	10.3%	7.4%-12.2%	
Noroeste	1995			4.1%			1.1%	2.3%	-0.5%	-3.8%			4.4%	7.6%	9.4%	4.1%	7.1%	3.7%	1.9%	-13.1%	
	1999			6.6%	0.1%		1.1%		-0.5%	-6.2%			3.9%	8.6%		4.7%	3.0%	5.5%		-18.0%	
Pampeana	1995	-10.5%	1.3%	9.6%			0.8%		-1.0%	-5.9%			-0.5%	8.7%	16.7%	7.7%	5.4%	10.6%	9.1%	4.6%	12.4%
	1999	-12.1%		11.0%			0.9%	2.1%	-1.1%	-4.9%			9.1%	12.1%		7.3%	9.0%	10.1%	4.9%	12.3%	
Patagónica	1995			4.4%	0.1%		0.5%		-0.6%	-5.0%			-0.6%	5.5%	8.0%		3.7%	5.5%	3.9%	2.2% -10.1%	
	1999			3.6%	0.1%		0.9%		-0.5%	-3.3%			3.9%	5.8%			3.8%	4.0%	2.4%	-12.1%	

Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC.

Nota: En negrita se muestran los coeficientes sólo significativos al 10% de confianza, el resto son significativos al 5%.

Tabla III.15. Efecto sobre la probabilidad marginal de encontrarse desocupado en t=2 - Mujeres

Variable Dependiente: Estado (t=2)		Estado (t=1)	Tiempo (t=1)	Residuo (t=1)	Edad	Sexo	Nivel	Nivel	Decif (t=1)	Jefe? (t=1)	Alquila? (t=1)	Menores a cargo (t=1)	Comer (t=1)	Constr (t=1)	SDom (t=1)	Financ (t=1)	Manuf (t=1)	OtR (t=1)	OtS (t=1)	C
Noreste	1995			2.7%	0.0%		1.0%		-0.3%				2.1%		3.1%		3.6%			-10.5%
	1999			1.9%			0.5%	1.1%	-0.2%				1.6%	4.7%	1.5%					-8.2%
Cuyo	1995	5.9%					0.5%						1.8%		3.4%		2.8%	3.9%		-13.3%
	1999	0.5%		2.4%	0.0%				-0.3%						2.6%	2.6%		2.7%		-7.8%
GBA	1995			6.1%	-0.1%		1.7%	2.4%	-0.8%			-0.8%	4.5%		6.0%		4.3%	9.1%		-15.8%
	1999	5.9%		3.5%	-0.1%		1.5%		-0.7%			-0.6%		13.5%	4.9%		3.3%	3.4%		-14.6%
Noroeste	1995		1.4%	2.0%	0.0%		0.9%		-0.3%				3.2%		2.4%					-10.1%
	1999			4.2%			1.3%		-0.7%	-1.9%		0.3%	2.8%		2.0%			3.0%		-13.4%
Pampeana	1995			4.9%	-0.1%		1.5%	1.3%	-0.7%					11.9%	3.4%	4.4%	5.0%	7.4%	-2.1%	-11.9%
	1999		-0.8%	4.7%	0.0%		1.0%	1.3%	-0.6%	-1.7%			3.1%		5.1%	2.7%	3.9%	2.7%		-11.0%
Patagónica	1995		1.5%	1.9%									3.1%		4.2%	4.0%		4.5%		-11.4%
	1999			2.2%			0.7%		-0.5%				3.1%		1.8%		2.7%	3.7%		-9.7%

Elaboración del CEIL-PIETTE del CONICET en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC.

Nota: En negrita se muestran los coeficientes sólo significativos al 10% de confianza, el resto son significativos al