

**ANÁLISIS SOBRE LA DURACIÓN DEL
DESEMPLEO
URUGUAY (1986-1999)**

Azar, P., Rodríguez, S., Sanguinetti, C.

Mayo, 2001

INSTITUTO DE ECONOMIA
Serie Documentos de Trabajo

DT 9/01

RESUMEN

Durante los últimos años, el agudo aumento de las tasas de desocupación ha sido crecientemente acompañado por la percepción que el riesgo de desempleo está desigualmente distribuido y que ciertos grupos soportan una carga excesiva del mismo. El período de análisis escogido (1986-1999) muestra que Uruguay no ha escapado a esta situación.

Esta investigación propone complementar la información proveniente de la tasa de desempleo con la referida a su duración. En una primera aproximación se analiza la denominada *duración incompleta* del desempleo, relevada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Este indicador establece el tiempo de búsqueda de empleo transcurrido hasta el momento en que se recaba la información. Sin embargo, se plantea la necesidad de disponer de un indicador que refleje efectivamente la extensión del *intervalo completo de desempleo* para quienes adquieren esta condición.

La construcción de un estimador que permita conocer cuánto tiempo, en promedio, deben esperar los desempleados para retornar al empleo se elabora en base al cálculo de la *probabilidad condicional de permanecer desempleado* propuesto por Sider (1985), Baker (1992), Corak y Heisz (1996).

Se encontró que entre 1986 y 1999 la *duración promedio completa* del desempleo se ubicó en cuatro meses para el conjunto de la población, intervalo considerable si se tiene en cuenta el crecimiento de la actividad económica en el mismo período.

Se estableció que entre 1986 y 1997 los cambios en la tasa de desempleo se explicaron en mayor medida por la acción de la *incidencia*. En cambio, la duración adquirió mayor preeminencia para explicar la evolución de las tasas de desempleo en los últimos años del período. Adicionalmente, el hallazgo de diferencias entre los grupos sociodemográficos en la entrada al desempleo (o pertenencia al *flujo* de entrantes) y la duración de su intervalo (aproximación a la pertenencia al *stock* de desempleados) permitió confirmar la presencia de *heterogeneidad* en las duraciones.

Finalmente, se constató que el crecimiento de la duración agregada a lo largo del período, no respondió a un aumento en la *incidencia* de los grupos que típicamente presentan mayores duraciones ("*efecto composicional*"), sino a un crecimiento de la duración para todos los grupos. En definitiva, la mayor parte de la variación en la duración del desempleo fue causada por variaciones en la tasa de desempleo agregada más que por cambios en la composición de aquellos que "quedaron desempleados".

Paola Azar: mazar@netgate.com.uy

Sandra Rodríguez: srodrig@adinet.com.uy

Claudia Sanguinetti: claudiasanguinetti@yahoo.com

1. INTRODUCCIÓN.....	4
2. EL DESEMPLEO COMO UN FENÓMENO PERMANENTE.....	5
3. LAS MEDIDAS DE DURACIÓN DEL DESEMPLEO.....	8
<i>La duración promedio incompleta.....</i>	<i>9</i>
<i>La duración promedio completa.....</i>	<i>10</i>
<i>Medida para estado estacionario.....</i>	<i>13</i>
<i>Medida alternativa para estado no estacionario.....</i>	<i>14</i>
4. ANÁLISIS DE LA DURACIÓN INCOMPLETA.....	15
<i>Desempleados de corta y larga duración.....</i>	<i>16</i>
5. DURACIÓN COMPLETA: MODELO DE ESPECIFICACIÓN.....	19
6. ANÁLISIS DE LA DURACIÓN PROMEDIO COMPLETA DEL DESEMPLEO.....	22
<i>Desempleo: duración e incidencia.....</i>	<i>26</i>
7. ESTRUCTURA Y DISTRIBUCIÓN DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO: FLUJO Y STOCK.....	29
8. CONCLUSIONES.....	33
ANEXO	35
BIBLIOGRAFÍA.....	41

ANÁLISIS SOBRE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO URUGUAY (1986-1999)¹

1. Introducción

En condiciones ideales, el desempleo debería entenderse como un proceso normal, reflejo de la dinámica de creación y destrucción de empleos en una economía. Sin embargo, lejos de responder a esta lógica, se ha transformado en un grave problema para la sociedad contemporánea. La historia reciente de las economías capitalistas mundiales ha demostrado que se trata de un fenómeno extremadamente complejo, con innumerables facetas, que se puede examinar desde ángulos muy diversos y que la mayoría de las veces, parece alejarse de la noción natural asociada a rotaciones laborales voluntarias.

En el marco de la profundización de los problemas que atañen al mercado de trabajo, una alternativa para su estudio consiste en analizar la trayectoria del desempleo a través del efecto simultáneo y desigual de sus dos componentes: el *flujo de entrantes* a la condición de desocupados y la *duración completa* de su experiencia de desempleo. Desde esta perspectiva, se pretende visualizar el grado en que las fluctuaciones del desempleo reflejan cambios en la duración de los intervalos o cambios en la incidencia de nuevos desempleados.

La existencia de un contingente de desempleados de larga duración es preocupante por diferentes razones. La primera atañe a la equidad: las consecuencias sociales del desempleo se agravan a medida que se prolonga su duración. Si bien la pérdida de ingreso asociada con cortos períodos de desempleo puede no tener grandes efectos sobre el bienestar del trabajador (considerando el ingreso de su ciclo de vida), las consecuencias de largos intervalos de desempleo pueden ser muy severas. La segunda alude a la trayectoria de la economía en el largo plazo. La prolongada duración del desempleo, por sus efectos adversos sobre las calificaciones del trabajador, compromete su desempeño futuro cuestionando las posibilidades de crecimiento de la economía en su conjunto. No debe olvidarse, además, que períodos prolongados de desempleo significan pérdida de posición social y de autoestima para quien lo padece.

El presente artículo analiza distintos aspectos vinculados a la duración del desempleo para Uruguay entre 1986 y 1999 y tiene como objetivo brindar una primera aproximación a la consideración del tema en nuestro país.

¹ Este artículo se elaboró en base al trabajo monográfico del mismo nombre presentado para la obtención del título de Licenciado en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República, en abril de 2001, tutorado por la Ec. Alma Espino.

2. El desempleo como un fenómeno permanente

En los últimos años, el desempleo se ha transformado en un problema tanto para los países subdesarrollados como para los desarrollados. En ambos casos, se ha experimentado una creciente dificultad para resolverlo, aun en un marco de crecimiento general de la economía. La permanencia del desempleo en altos niveles da lugar a una generación de trabajos cuya atención no se concentra en la fuente original de su aumento sino en su permanencia.

Las nuevas visiones, surgidas de la necesidad de encontrar argumentos que expliquen por qué el desempleo tiende a permanecer alto aun en un contexto de crecimiento, describen el fenómeno en términos diferentes a los tradicionales. Hoy la “corriente principal” sostiene que la mayor parte del desempleo se caracteriza por un conjunto relativamente pequeño de personas que están desocupadas por un período prolongado. En este sentido, la “rotación normal” podría explicar solamente una parte muy pequeña del desempleo, que en su mayoría parecería deberse a un grupo de desempleados que mantienen esa condición por períodos prolongados. A este modelo alternativo de desempleo se le llama “*persistente*”.

Los nuevos trabajos enfatizan la importancia de la descomposición del *stock* de desempleados de una economía en un momento dado, relacionando el *flujo* de los nuevos desocupados con el tiempo de duración del desempleo. Estudiar este fenómeno atendiendo a la *incidencia* (grupo de personas recientemente desempleadas) y en particular a su *duración*, permite indagar qué grupos de la población contribuyen en mayor grado a incrementar la tasa de desempleo y por qué: tanto si es por una mayor frecuencia de episodios, como por una mayor duración de los mismos. En este sentido, el análisis de la evolución de la duración del desempleo puede contribuir al entendimiento de su persistencia.

Desde el punto de vista teórico es posible identificar tres grandes líneas argumentales para explicar el desempleo de larga duración y su contribución a la elevación de la tasa de desempleo promedio, con independencia del ciclo: mecanismos vinculados al poder de los *insiders*, a las características de los *outsiders* y a los *costos de contratación*.

Modelo Insiders – Outsiders. Blanchard y Summers (1986) describen la dinámica del mercado de trabajo indicando la coexistencia de estos dos tipos de trabajadores. Con ello inicialmente aluden a la pertenencia o no a un ámbito laboral definido, en términos generales, por un conjunto de reglas para la fijación de salarios y la asignación de trabajo. Esta distinción ha sido retomada en desarrollos posteriores dando lugar a modelos que identifican la dicotomía inicial con la oposición entre empleados y desempleados (Lindbeck y Snower, 1988); trabajadores sindicalizados y no sindicalizados; trabajadores del sector formal e informal (planteo estrechamente vinculado a enfoques de mercados segmentados y economías duales).

La hipótesis central de este modelo descansa en la premisa que los *insiders* no toman en cuenta las preferencias y la probabilidad de empleo de los *outsiders*. Por esto, una contracción de la demanda de empleo puede tener efectos persistentes.

En un mercado de trabajo que cumple las premisas del modelo, un *shock* negativo que determine un nivel de demanda inesperadamente bajo, hace que la empresa contrate relativamente pocos trabajadores, y por lo tanto caiga el número de *insiders*. Cuando los *insiders*, que no son despedidos, deciden el salario del período siguiente pueden solicitar una mayor remuneración, debido a que hay menos empleados. De este modo, un *shock* de demanda de un período tiene un efecto de larga duración sobre el empleo, o lo que es igual: cambios inesperados en la demanda tienen consecuencias permanentes sobre el mercado de trabajo.

A partir de este razonamiento puede esperarse que el modelo explique por qué al menos una parte del desempleo puede transformarse en permanente. En la práctica, lo más probable es que haya poder de los *insiders* en parte del mercado de trabajo, siendo el resto relativamente competitivo, e incluso en ese caso el poder de los *insiders* puede elevar el desempleo promedio.

Jensen (1987) y Pedersen y Nielsen (1987) señalan que el modelo no logra justificar la conexión entre los largos períodos de desempleo y la persistencia, ya que no puede explicar la relación inversa que hay entre la duración del desempleo y la probabilidad de abandonarlo (*dependencia negativa de la duración del desempleo*). Sostienen que, en esencia, la teoría se ocupa de los motivos que impiden la contratación de los desempleados, señalando los obstáculos para una mayor demanda de trabajo, pero no dice nada acerca de los *outsiders* y su oferta de trabajo. De hecho, toma a los trabajadores despedidos siempre como *outsiders* y considera que todos tienen la misma probabilidad de reemplearse.

La dinámica del mercado laboral, caracterizada por los flujos empleo-desempleo y viceversa, también se encuentra explicada por el *comportamiento de los trabajadores outsiders*. Las teorías que hacen hincapié en la actitud de y hacia estos trabajadores desempleados para indagar en las causas de la persistencia del alto desempleo y su duración recogen diferentes enfoques.

De acuerdo a la teoría del *Capital humano* (Becker, 1964), que el desempleo reduzca las calificaciones y debilite los hábitos de trabajo, no parece tener efectos claros sobre el nivel o persistencia del desempleo si el descenso de la productividad se corresponde con menores salarios. Sin embargo, el deterioro de las calificaciones podría volverse tan serio que el salario ofrecido a los potenciales trabajadores cayera por debajo del de reserva. Como resultado se prolongaría la duración del desempleo.

En el *modelo de Ranking* se consideran las actitudes de los empleadores hacia los desempleados de larga duración. Blanchard y Diamond (1990) plantean que las firmas contratan a aquel individuo con menor duración del desempleo. El empleador percibe la duración del desempleo como un indicador de la “habilidad” o características generales del trabajador, siendo las duraciones prolongadas una mala señal al respecto. Así, cuando el trabajador pasa desempleado una semana adicional, crece la probabilidad que otro postulante para determinada vacante tenga una menor duración, perpetuando su condición de desocupado.

Estas reglas de ranking significan que una alta tasa de desempleo puede importar poco a quienes negocian salarios porque éstos comprenden que sus posibilidades de ser reempleados, si son despedidos, son mejores que las del desempleado promedio. Según

esto, los desempleados de larga duración podrían no estar actuando como depresores de salario.

Borjas y Heckmann (1980) exploran otros efectos de la duración sobre el desempleo. Señalan que si una experiencia de desempleo cambia el futuro dentro de la carrera laboral de una persona, entonces tiene efectos persistentes sobre el mercado de trabajo. Basados en esta premisa, establecen que el desempleo corriente depende de la historia pasada del trabajador en tres aspectos. El primero atañe a la *dependencia de la duración* que se presenta cuando la probabilidad de abandonar el desempleo cambia debido a la extensión del actual intervalo de desempleo. El segundo tipo es la *dependencia de la ocurrencia*, en que el número de intervalos previos de desempleo aumenta la probabilidad de retornar al mismo o reduce la probabilidad de abandonar futuros intervalos de desempleo. El tercer tipo tiene que ver con la duración de los intervalos de desempleo previos. Existe *dependencia de la duración rezagada* si la duración de los intervalos anteriores afecta la probabilidad de entrar al desempleo o la de abandonarla.

Ma y Weiss (1993) relativizan el efecto negativo de la larga duración sobre las posibilidades de reempleo. Sostienen que para los trabajadores calificados podría ser mejor señal permanecer desempleados que aceptar un trabajo que requiera poca calificación, porque ello podría revelar que la suya era insuficiente para trabajos más calificados.

El *Modelo de la Búsqueda* (Mortensen, 1986) se basa en un análisis microeconómico de costo-beneficio. Durante el proceso de búsqueda el trabajador incurre en diferentes costos que aumentan con el transcurso del tiempo. El beneficio que se espera obtener al aceptar una oferta nueva es menor cuanto más se prolonga la duración del desempleo. Cuando los costos se igualan a los beneficios la búsqueda cesa ya que, de continuarla, los primeros superarían a los segundos.

De acuerdo a esta visión, la duración del desempleo depende de las expectativas sobre el beneficio del nuevo contacto y del costo del esfuerzo adicional de conseguirlo. Esto proporciona una intuición acerca de los efectos de ciertas instituciones y sus características. Con frecuencia se cita la *generosidad de los programas de Seguridad Social*, advirtiendo que quienes están desempleados por largos períodos podrían simplemente ajustar sus niveles de vida a la retribución percibida por ese concepto.

Aunque esta interpretación brinda en apariencia una justificación coherente a los flujos hacia y desde el desempleo, no es consistente con la reiteración de largos períodos de desempleo que se han constatado empíricamente. Con seguridad, el desempleo de larga duración, no está relacionado con una elección individual, sino con el hecho de que alguien que ha perdido su empleo no pueda encontrar otro.

La teoría de *Mercados segmentados* (o *Mismatch*) destaca la coexistencia de desempleados y vacantes, que se explica por la presencia de múltiples mercados de trabajo con una dinámica propia. Lillian y Hall (1982) han sostenido que una importante fuente de fluctuaciones del empleo a nivel agregado radica en el lento ajuste de la demanda de trabajo a cambios intersectoriales. En su opinión, la tasa natural de desempleo no es constante sino que varía con el grado de reubicación requerido para los trabajadores de la economía. Aún si toda la economía estuviera creciendo a tasa constante, la tasa de crecimiento de sus distintos sectores siempre mostrará variaciones. Aquellos que se están expandiendo absorberán más trabajo, mientras que los que experimentan contracción

reducirán su fuerza laboral. Sin embargo, no es posible hacer corresponder las disponibilidades y las necesidades, porque los trabajadores no puede desplazarse instantáneamente y sin costo de un sector a otro. Por consiguiente, cuanto mayores sean las diferencias de crecimiento entre sectores, mayor será la tasa global de desempleo.

Otra línea de argumentos sobre la duración del desempleo alude a los *Costos de contratación* (Bértola y Bentolina, 1990), teoría que concentra la atención en el nivel de los costos laborales y sus efectos sobre el mercado de trabajo. Los elevados costos de contratación, asociados a la presencia de instituciones y a la excesiva regulación de los mercados de trabajo, influyen negativamente en la velocidad de ajuste del empleo y son responsables del alto desempleo.

La principal crítica a esta explicación radica en que, mientras los mayores costos de contratación aseguran, *ceteris paribus*, que el empleo demora más en recuperarse de la recesión, también implican que el empleo no caiga tanto, o tan rápido en su inicio. De este modo, parecería que el único rol de los costos sería dar cuenta de la reducida variabilidad del empleo.

En la misma línea, también se argumenta que el impacto de los costos sobre el empleo es pequeño o incluso de signo contrario, y que además su contrapartida es una mayor protección a los trabajadores y un ingreso más elevado.

Disponiendo de un marco teórico como el reseñado y una vez construida una estimación adecuada de la duración completa del intervalo de desempleo, es posible reunir puntos de interés para la investigación empírica y la interpretación de sus resultados.

3. Las medidas de duración del desempleo

El análisis aislado de la tasa de desempleo brinda un cuadro de situación incompleto. Si la tasa de desocupación se ubica en torno al 10% puede dar cuenta por lo menos de dos modalidades de funcionamiento del mercado laboral. Por un lado, puede describir un mercado de trabajo dinámico, en que la condición de desempleado-empleado es adquirida con relativa fluidez y donde, por lo tanto, las duraciones del intervalo de desempleo son relativamente cortas. Sin embargo, el nivel del indicador también puede referir a un mercado laboral en que la duración promedio del intervalo de desempleo es más prolongada, por ejemplo cercana a un año.

En ambos casos, las posibles lecturas del indicador aluden a situaciones y problemas diferentes. En el primero, las implicancias económicas de una gran rotación de las posiciones en el mercado de trabajo no parecerían demasiado graves. En el segundo, en cambio, se estaría frente a un mercado laboral estático, en que las posibilidades de reinsertarse en la vida activa serían escasas e implicarían, además de un estigma para quien padece el desempleo, la existencia de un problema subyacente en la dinámica económica.

La información derivada tanto del nivel de desempleo como de su duración deben complementarse para obtener indicios confiables y precisos acerca de las condiciones del mercado de trabajo. Por tanto, es preciso analizar la solidez del estadístico oficial que brinda información sobre la duración promedio del desempleo y, eventualmente

reconsiderar su interpretación a la luz de la existencia de nuevos indicadores más robustos para la misma.²

La duración promedio incompleta

La mayoría de las encuestas de población elaboradas por entidades oficiales se limitan a agrupar datos sobre la duración de los intervalos de desempleo *en progreso* o *duración incompleta* del desempleo. Tal denominación responde a que el dato brinda información sobre la duración del intervalo de desempleo de los individuos hasta el momento de realizar la encuesta.

La *duración promedio incompleta* del desempleo resulta del cociente entre la suma del total de duraciones en progreso que declaran los individuos encuestados y el número total de desempleados. De esta manera, se ponderan de la misma forma experiencias de duración muy disímiles: lapsos de desempleo prolongados, intermitentes o breves.

El indicador permite conocer cuánto tiempo ha permanecido desempleado el individuo hasta el momento de realizada la pregunta, pero no inferir la duración total del episodio; es decir, el intervalo de desocupación puede continuar por algún tiempo o puede terminar al día siguiente. En consecuencia, la *duración promedio incompleta* parece insuficiente para examinar la duración efectiva de la experiencia de desempleo.

La literatura sobre duración del desempleo coincide en señalar que la medida incompleta adolece de dos tipos de sesgo: de duración y muestral.

El *sesgo de duración* se origina porque la longitud de los intervalos de desempleo se registra sólo hasta el momento en que se realiza la encuesta. De este modo, como la duración de los intervalos en progreso es menor a la del intervalo completo, la medida en cuestión estaría *subestimando* la verdadera duración del episodio.

El otro sesgo actúa en dirección contraria. En cualquier muestra de población, un intervalo en progreso tiene una probabilidad de ser seleccionado que es proporcional a su longitud: cuanto más prolongada sea la duración mayor la probabilidad que el individuo sea captado por la encuesta en situación de desempleo. En consecuencia, el muestreo de la duración promedio de los intervalos en progreso *sobreestima* la duración, ya que son los intervalos más largos los que tienden a aparecer en la muestra, lo que se denomina *sesgo muestral*.

En los hechos, ambos sesgos están en juego y no es fácil deducir si en realidad la duración incompleta subestima o sobreestima a la verdadera.

Salant (1977) plantea que la *duración promedio incompleta* es mayor que la duración efectiva si se cumple que las probabilidades de salida del desempleo disminuyen a medida que aumenta su duración (*dependencia negativa de la duración*). En este caso, el *sesgo muestral* sobrepasaría al *de duración* y la medida de *duración promedio incompleta* sobreestimaría a la efectiva.

² En este sentido, el presente artículo considera los desarrollos teóricos previos sobre el tema presentados en Kaitz (1970); Sider (1985); Baker (1992a); Corak y Heisz⁽¹⁹⁹⁶⁾.

Desde una perspectiva diferente, otra limitación que atañe a la medida de *duración promedio incompleta* tiene que ver con sus propiedades cíclicas.

De acuerdo a estudios realizados para Canadá y Estados Unidos, *la duración promedio incompleta es un indicador rezagado* del ciclo. Esta característica se explica por el efecto que tienen sobre la medida los cambios en la composición del desempleo, que tiende a alterarse a través de los ciclos. Cuando comienza una recesión, el conjunto de desempleados que tiene más ponderación en el promedio es el de aquellos que están empezando a experimentar el desempleo. Aunque las condiciones macroeconómicas desfavorables determinen que estos individuos en adelante sufran grandes períodos de desempleo, esta situación no se refleja en la medida debido a su forma de cálculo. La *duración promedio incompleta* tenderá a caer durante las recesiones porque los intervalos breves de desempleo tienen un peso relativo mayor debido a la creciente presencia de quienes adquieren esta condición. El patrón es el opuesto durante los períodos de recuperación y expansión de la economía.

Corak y Heisz (1996) señalan que no reconocer esta propiedad del estadístico puede implicar un grave riesgo: si no se advierte que la *duración promedio incompleta* es un indicador rezagado del ciclo podría interpretarse que la situación del mercado laboral se está deteriorando (porque aumentan las duraciones) justo cuando está mejorando y viceversa.

Las limitaciones de la medida convencional de duración y la necesidad de contar con un indicador que complemente la información brindada por la tasa de desocupación, justifican la propuesta de elaborar un nuevo estadístico que dé cuenta de la duración efectiva o *completa del desempleo*.

La duración promedio completa

La alternativa para construir una estimación de la duración promedio completa a partir de encuestas de población que contienen datos *cross-section*, como los que provee la Encuesta Continua de Hogares (ECH), reside en examinar la experiencia de desempleo de una “cohorte sintética de individuos”. Esta opción habilita la posibilidad de estudiar a los desempleados a través del tiempo, pero visualizándolos como individuos que conforman un grupo representativo de una sola cohorte.

Definir una “cohorte sintética” implica que pese a que cada mes la ECH captura a un grupo diferente de individuos, se supone que aquellos que declaran estar desempleados por más de un mes y menos de dos durante, por ejemplo, febrero, son representativos de aquellos que comenzaron su intervalo de desempleo en enero y aun están desempleados en el mes siguiente. De igual manera, quienes presentan un desempleo de más de dos meses y menos de tres en marzo, representan a los individuos de la cohorte entrante en enero que continúan desempleados al menos hasta ese momento.

La propuesta radica, entonces, en construir una medida que describe la *duración promedio esperada de los intervalos completos* para un conjunto de individuos que tienen en común haber “entrado” al desempleo en el mismo momento. La estimación se basa en suponer que las condiciones prevalecientes en el mercado al momento de quedar desempleado no varían durante el período de desempleo.

Partiendo de lo anterior, la *duración promedio completa* del desempleo (D) se determina a partir del cociente entre la suma de los individuos desempleados ponderados por la extensión completa de sus intervalos y el número de individuos que constituyen la cohorte entrante. El flujo de entrada al desempleo o cohorte entrante ($f(0)$) se deriva del subconjunto de individuos que informa menos de cinco semanas de desocupación; esto es, de aquellos individuos que no han estado desempleados el mes anterior. Este grupo constituye lo que se denomina *incidencia*.

Definiendo el vector $f(x)$ como el número de individuos que permanecen desempleados después de cada período x (número de períodos de desocupación) con x en un rango que varía entre 0 y n , la medida en términos discretos se expresa de la siguiente forma:

$$(1) \quad D = \sum_{x=1}^n \frac{x[f(x-1) - f(x)]}{f(0)} = \sum_{x=0}^n \frac{f(x)}{f(0)}$$

Desarrollando (1) se obtiene

$$(2) \quad \begin{aligned} D &= 1 \frac{[f(0) - f(1)]}{f(0)} + 2 \frac{[f(1) - f(2)]}{f(0)} + 3 \frac{[f(2) - f(3)]}{f(0)} + \dots = \\ &= 1 - \frac{f(1)}{f(0)} + 2 \frac{f(1)}{f(0)} - 2 \frac{f(2)}{f(0)} + 3 \frac{f(2)}{f(0)} - 3 \frac{f(3)}{f(0)} + \dots = \\ &= 1 - \frac{f(1)}{f(0)} + 2 \frac{f(1)}{f(0)} - 2 \frac{f(1)}{f(0)} \cdot \frac{f(2)}{f(1)} + 3 \frac{f(1)}{f(0)} \cdot \frac{f(2)}{f(1)} - 3 \frac{f(1)}{f(0)} \cdot \frac{f(2)}{f(1)} \cdot \frac{f(3)}{f(2)} + \dots \end{aligned}$$

El proceso descrito en (1) y (2) expresa qué probabilidad tiene un individuo, que ha estado desempleado durante $x-1$ meses, de permanecer en esa situación al menos hasta el mes x . En otras palabras, la probabilidad de llegar al mes x de desempleo, dado que se estuvo desempleado $x-1$ meses se deriva del cociente entre el número de individuos desempleados x meses durante el período t y el número de individuos que estuvieron desempleados $x-1$ meses en el mes anterior ($t-1$).

El desarrollo en (2) puede reconstruirse tomando lo que se denomina *tasas de continuidad corrientes* o *probabilidades condicionales*:

$$(3) \quad p_{x,t} = \frac{f(x,t)}{f(x-1,t-1)}$$

De este modo se reescribe (2) de la siguiente manera:

$$(4) \quad D_t = (1 - p_1) + 2p_1(1 - p_2) + 3p_1p_2(1 - p_3) + \dots = 1 + p_1 + p_1p_2 + p_1p_2p_3 + \dots$$

En general,

$$(5) \quad D_t = \sum_{x=1}^n g(x) \left[\prod_{j=0}^{x-1} p_j \right] (1 - p_x)$$

donde p_0 es la probabilidad de pertenecer a la cohorte inicial y se iguala a la unidad; $p_j(1 - p_x)$ es la parte de la cohorte original que abandona el desempleo después de

x períodos y $g(x)$ es una función que pondera a los individuos por la duración completa apropiada. En (2) $g(x) = x$, por tanto la ponderación se realiza en función de la longitud del intervalo completo, suponiendo que los individuos permanecen desempleados hasta el final del mismo.

Tomando $g(x) = x$, es posible visualizar la ecuación (5) simplemente como:

$$(6) \quad D_t = \sum_{x=1}^n \prod_{i=1}^x p(i, t)$$

donde n representa el número de meses para los que se calcula cada duración. El máximo de semanas de duración codificados por la encuesta utilizada es 99 semanas, lo que corresponde en meses a un total de 25, siendo el primer elemento de la sumatoria equivalente a 1, puesto que la probabilidad de pertenecer a la cohorte inicial para los entrantes es 1.

Las *tasas de continuidad* calculadas en su versión mensual, trimestral, semestral, etc., se convierten a una unidad mensual. Para ello se supone que las tasas son constantes dentro del intervalo. Por consiguiente, aquellas *tasas de continuidad* trimestral, semestral y anual se llevan a su equivalente mensual elevándolas a 1/3, 1/6 y 1/12 respectivamente.

La evaluación de (6) conduce a estimar la *duración promedio completa* para una cohorte sintética de individuos que entran al desempleo. Es decir, se compara el número de desempleados con distintas duraciones entre intervalos adyacentes. Los cambios en el número de los desocupados entre el mes corriente y el previo se utilizan como aproximación a la experiencia de la cohorte que quedó desempleada en ese momento.

Para que el indicador calculado tenga sentido es preciso suponer que las condiciones económicas prevalecientes en el momento en que la cohorte queda desempleada (“entra” al desempleo) permanecen incambiadas a través de toda la duración del desempleo experimentada por la misma. Esto es, para el grupo de individuos que queda desempleado en enero de 1987, la estimación de la *duración promedio completa* supone que las condiciones económicas vigentes en dicho momento continúan hasta que finaliza su experiencia de desempleo. En consecuencia, al comparar medidas mensuales sucesivas construidas bajo condiciones económicas diferentes es posible detectar cambios en la situación macroeconómica.

El proceso culmina cuando se logra construir una nueva serie con datos de *duraciones promedio completas esperadas* para una cohorte entrante de individuos en cada mes del año. En cada caso, esa medida permite conocer el tiempo que un individuo que queda desempleado en determinado momento puede demorar en encontrar un nuevo empleo.³

³ Desde el punto de vista estadístico, el diseño del estimador responde a la versión en tiempo discreto del resultado que expresa que en tiempo continuo la duración promedio equivale a la integral de la función de supervivencia.

Sea \mathbf{t} la duración del intervalo completo y $f(\mathbf{t})$ la función de densidad asociada. $F(\mathbf{t}) = \int_0^{\mathbf{t}} f(u)du$ es la función de distribución acumulada y $S(\mathbf{t}) = 1 - F(\mathbf{t})$ es la función de supervivencia. La media de duración completa del

La nueva estimación suele denominarse medida de *duración promedio completa esperada hacia atrás*, porque para el cálculo de las *tasas de continuidad* que la componen se toma en cuenta la experiencia de los desempleados en el pasado reciente y se supone que las condiciones económicas que determinaron su condición de desempleados se mantienen a lo largo de toda su duración.

Aparte de la medida presentada es posible derivar dos estimadores alternativos. El primero imponiendo la restricción de *estado estacionario* y el segundo, levantando el supuesto subyacente en la medida *hacia atrás* relativo a la permanencia de las condiciones económicas corrientes para todo el tramo de duración.

Medida para estado estacionario

El supuesto de *estado estacionario* implica que los flujos de entrada y salida del desempleo y la distribución de la duración de los intervalos de desempleo en progreso son constantes a través del tiempo. Por lo tanto, la tasa de desocupación total permanece incambiada.

El desempleo en t (U_t) puede explicarse por la cantidad de desempleados que entraron en t , más la cantidad que entraron en $t-1$ y permanecen desempleados en t , más los que entraron en $t-2$ y aun permanecen desempleados en t y así sucesivamente.

Utilizando *tasas de continuidad*:

$$(7) U_t = f(0, t) + f(0, t-1)p_{1,t} + f(0, t-2)p_{1,t}p_{2,t} + \dots$$

En un contexto de *estado estacionario*, una cantidad $f(0)$ de individuos entran al desempleo en cada período (y constituye el factor común a todos los sumandos) y las *tasas de continuidad* son constantes a través del tiempo. En consecuencia, el desempleo total en cualquier momento podría calcularse como:

$$(8) U = f(0) + p_1 f(0) + p_1 p_2 f(0) + \dots$$

y entonces recordando (6):

$$(9) U = D \cdot f(0)$$

siendo posible obtener la medida *duración promedio completa* como cociente entre el desempleo y la *incidencia*.

Contrariamente a lo que sucede si la economía no está en *estado estacionario*, en un equilibrio con esas características las diferencias en el número de desempleados de

desempleo es $\int_0^{+\infty} t f(t) dt = \int_0^{+\infty} S(t) dt$. Demostración: $\int_0^{+\infty} S(t) dt = \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} 1 - F(t) dt$ aplicando partes es igual a

$$t(1 - F(t)) \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} t f(t) dt = \int_0^{+\infty} t f(t) dt \cdot$$

sucesivos intervalos de duración en progreso revela la probabilidad de que un miembro de la cohorte permanezca desempleado un período adicional.

En este caso, el número de individuos desempleados por $x-1$ períodos en t , $f(x-1, t)$, equivale a $f(x-1, t-1)$, o sea a los individuos desempleados por $x-1$ períodos en el mes anterior y la duración completa en t ($D(x, t)$) se simplifica. En consecuencia, la probabilidad de sobrevivir al x -ésimo mes de desempleo es el cociente de aquellos que se reportan desempleados por x meses durante el período t respecto a los que se reportan desempleados $x-1$ meses en el mismo período.

En *estado estacionario* el número de individuos desempleados por x períodos es constante; por lo tanto $f(x, t) = f(x) \quad \forall x, t$ y $D = D'$:

$$(10) \quad D' = \sum_{x=0}^n \frac{f(x, t)}{f(0, t)}.$$

Por consiguiente, de acuerdo al planteo previo, si puede suponerse que el desempleo reproduce condiciones de *estado estacionario*, los datos *cross-section* de las encuestas disponibles para un solo período alcanzan para estimar la *duración promedio completa*.

Pese a que la opción a favor de aplicar el supuesto de *estado estacionario* para la obtención de la medida presenta claras ventajas en cuanto al cálculo y el fácil acceso a los datos, resulta inapropiado para el análisis de las fluctuaciones cíclicas y de las tendencias de largo plazo del desempleo.

Sider (1985); Baker (1992a); Corak y Heisz (1996) compararon las estimaciones de *duración promedio completa* para *estado estacionario* y *no estacionario* concluyendo que en el primer caso, los cálculos subestiman sistemáticamente la duración en las recesiones y la sobreestiman en los picos del ciclo. Por lo tanto, la aplicación de este supuesto podría llevar a obtener un estadístico que no refleje el verdadero patrón que sigue la duración a lo largo del ciclo.

Cuando empeoran las condiciones macroeconómicas y la desocupación empieza a crecer, aumenta la afluencia de personas al desempleo (o la *incidencia*). En estas condiciones, Sider encuentra que si $f(0, t) > f(0)$ entonces $D' < D$, resultado que se visualiza a partir de las ecuaciones (9) y (10). En definitiva, el peso excesivo de los intervalos más nuevos, y por lo tanto menores, determina subestimaciones de la *duración promedio completa*. Por el contrario, cuando mejoran las condiciones del ciclo, en la distribución *cross-section* tienen mayor peso los intervalos más prolongados, resultando en sobreestimaciones de la *duración promedio completa*.

El resultado final es que las estimaciones basadas en el supuesto de *estado estacionario* amortiguan las fluctuaciones reales de la duración a través del ciclo.

Medida alternativa para estado no estacionario.

El estimador descrito en (6) está basado en el supuesto de que las condiciones económicas actuales van a permanecer en el futuro. En particular, se supone que las *tasas de continuidad*, calculadas sobre la base de la experiencia en el mercado de trabajo de los desempleados en el pasado reciente, van a permanecer mientras estén

desempleados. Si bien este supuesto no es tan restrictivo como el de *estado estacionario*, puede conducir a imprecisiones.

Corak y Heisz (1996) presentan una propuesta que consiste en calcular la *duración promedio completa* del desempleo basada en la experiencia efectiva de una cohorte sintética de desempleados incrementando el período de referencia de las *tasas de continuidad* de la siguiente manera:

$$(11) \quad p_{x,t}'' = \frac{f(x, t+x)}{f(x-1, t+i)}, \text{ donde } i \text{ es el mes en que se inicia el intervalo de desempleo.}$$

A diferencia de las *tasas de continuidad* definidas anteriormente, que realizan una estimación considerando las condiciones económicas del pasado reciente (*hacia atrás*), éstas presentan una estimación tomando en cuenta las futuras o *hacia delante*.

La principal desventaja de este cálculo consiste en que no es posible obtenerlo para períodos recientes, ya que exige un rezago de dos años (99 semanas). Aun así, como está basado en supuestos menos restrictivos, es probablemente el que más se aproxima a la realidad y en consecuencia constituye un posible parámetro para evaluar la validez de los demás estimadores.

En síntesis, la principal diferencia entre las medidas de *duración incompleta* y la *completa* radica en que la primera mide el tiempo de desempleo hasta el momento de la encuesta, en tanto, la segunda estima el tiempo total de búsqueda de los trabajadores entrantes al desempleo.

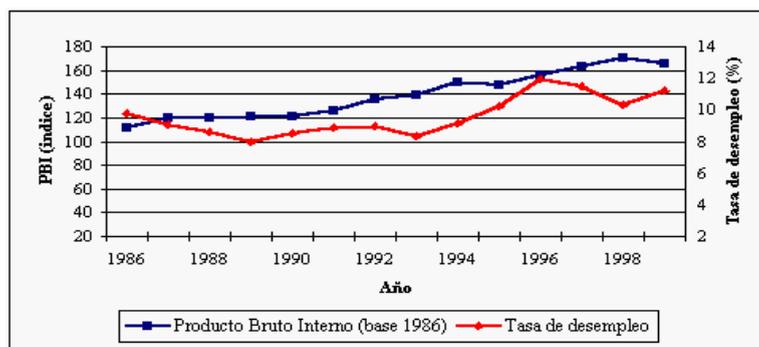
4. Análisis de la duración incompleta

Entre 1986 y 1999 el producto aumenta 49% en términos reales, lo que significa una tasa de crecimiento promedio anual de 3%. Las tasas de desempleo, considerando el mismo período, crecen un 14%. En este marco, la tasa media de desempleo para el total del país entre 1986 y 1999 se ubica en 9,6%; sin embargo, si se calcula la media del nivel hasta 1993 y a partir de este año, los promedios son los siguientes: 8,8% entre 1986 y 1993 y 10,7% entre 1994 y 1999.

Los elevados promedios alcanzados para el total del país a partir de 1994 habilitan pensar en un cambio positivo de tendencia así como en una orientación al crecimiento sin empleo, ya que las fluctuaciones en la tasa de desempleo se producen en un marco general de crecimiento.

G. 1.

*Producto bruto interno y tasa de desempleo
Total país. (1986-1999)*

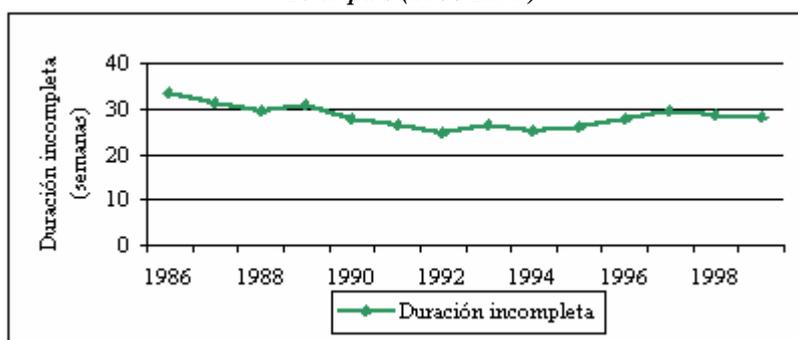


Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE y BCU.

La *duración incompleta del desempleo* presenta una media de 28 semanas para el conjunto de los años analizados. Entre 1986 y 1992 el tiempo de búsqueda de empleo hasta el momento de la encuesta se reduce casi un 25%, en tanto desde ese nivel mínimo hasta 1999 la duración incompleta del intervalo registra un crecimiento de 14%.

La trayectoria de la duración ha sido creciente durante la última década, si bien no se vuelven a registrar valores tan elevados como a comienzos del período de análisis.

G. 2.
Duración promedio incompleta
Total país (1986-1999)



Fuente: Elaboración propia en base microdatos de la ECH del INE.

La *duración promedio incompleta* aumenta junto a la duración de los desempleados que no demandan condiciones para reinsertarse en el mercado laboral. En consecuencia, el crecimiento de las duraciones prolongadas no sería producto de cambios en los mecanismos de elección individual que atañen a mayores exigencias en remuneraciones, tipo de empleo u horario (A-G. 1.)

Desempleados de corta y larga duración

Una de las maneras de analizar la dinámica de la tasa de desempleo y su *duración incompleta* consiste en descomponer el total de desempleados de acuerdo a la duración de su experiencia de desempleo.

En el presente estudio, la distinción entre desempleados de corta y larga duración se realiza en función del criterio que se adapta a la realidad del sistema de Seguridad Social uruguayo, marcando la distinción entre ambos tramos antes y después de los seis meses. Esta clasificación difiere de la que suelen plantear los trabajos revisados para países europeos, donde los trabajadores cuentan con una cobertura social por lo menos

hasta un año después de haberse acogido al sistema y, por lo tanto, la línea divisoria entre corta y larga duración es el año.⁴

Así, considerando como largo plazo al período de desempleo superior a los seis meses la proporción de desempleados en esta condición para Uruguay es similar a la de los países europeos. En particular, entre 1986 y 1993, en promedio el desempleo de larga duración asciende a 3,01%, lo que equivale al 41% de los desempleados, y al 76% de los episodios de desempleo. En tanto en el segundo período representa el 3,8% del desempleo (40% de los desempleados y 75% de los episodios). En términos de variaciones, al igual que el desempleo de largo plazo, el desempleo de corta duración se incrementa un 26% entre los dos subperíodos (1986-1993 y 1994-1999). La comparación con los datos provenientes de los países europeos se considera pertinente porque tiene en cuenta el período de cobertura de ambos sistemas de Seguridad Social.

Comparando la evolución de las tasas de desempleo de corto y largo plazo podría afirmarse que, para el intervalo 1986-1993, la trayectoria de la tasa de desempleo se debe en mayor medida a un aumento de las tasas de salida (evidenciado a través de un descenso muy pronunciado del desempleo de larga duración) que a una disminución de las tasas de entrada, puesto que la contracción del desempleo de corta duración es relativamente pequeña.

Por el contrario, desde 1994 los datos parecen confirmar el menor peso de las salidas, que se visualiza a través de la dinámica de los desempleados de larga duración. Sucede que al crecer el desempleo de largo plazo en mayor proporción que el resto de las series de desempleo, podría pensarse que la creciente desocupación se debe a la mayor ponderación de los desempleados por períodos de duración relativamente prolongada.

C. 1.
Variaciones anuales del desempleo total, de corta y larga duración
Total país. (1986-1999)

Año	Desempleo de corto plazo	Desempleo de largo plazo	Desempleo Total
1987	-4,6%	-11,1%	-7,3%
1988	-0,3%	-13,8%	-5,4%
1989	-7,6%	-4,8%	-6,6%
1990	12,4%	-3,9%	6,7%
1991	4,6%	2,7%	4,1%
1992	3,8%	-3,0%	1,3%
1993	-11,3%	0,5%	-7,5%
1994	10,6%	8,9%	10,1%
1995	13,8%	7,9%	12,0%
1996	9,3%	31,1%	16,1%
1997	-8,5%	5,1%	-3,7%
1998	-8,6%	-17,4%	-11,8%
1999	8,3%	19,3%	12,2%

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de la ECH del INE.

En suma, el aumento del desempleo de la última década es acompañado por una dinámica particular en la trayectoria de la duración incompleta. La misma reconoce dos tramos en el período de análisis: disminuye hasta mitad de los noventa y crece en adelante. Si bien el peso de los desocupados de corta duración es el de mayor importancia a lo largo de los años de estudio, la ponderación de los de larga duración

⁴ Éste es el criterio sugerido por la OIT.

presenta una tendencia creciente hacia el final del período que explicaría el incremento de la duración incompleta.

Con el objetivo de conocer si existe algún comportamiento diferencial entre los diversos grupos sociodemográficos y de éstos respecto a la dinámica agregada, se presenta brevemente información sobre el desempleo y su duración por categoría.

Cuando se observa la duración del desempleo según **localización geográfica**, se encuentran diferencias entre Montevideo y el Interior. La *duración promedio incompleta* de la capital es inferior a la del resto del país hasta 1997 y de ahí en adelante superior, contrariamente a lo que sucede con las tasas de desempleo. Del mismo modo, también se aprecia una reducción de la brecha Montevideo-Interior en los noventa que vuelve a aumentar en los últimos años, con la particularidad de que entonces la *duración promedio incompleta* de Montevideo supera a la del Interior del país (A-G. 2.)

Así, mientras el desempleo aparece como un problema más grave en Montevideo, las mayores duraciones afectan más a los desocupados del Interior. De todas formas, no se observa un patrón de comportamiento muy diferenciado entre ambos.

La distinción según **género** muestra que la tasa específica de desempleo de las mujeres es muy superior a la de los hombres a lo largo de todo el período de análisis, comportamiento que se acentúa en los últimos años. En 1999, las mujeres representan el 57% del desempleo, en tanto constituyen el 44% de la población activa. La *duración promedio incompleta* del desempleo también muestra que las mujeres se encuentran en peor condición puesto que presentan una mayor duración media respecto a los hombres. No obstante, a diferencia del desempleo, la brecha entre ambos sexos se ha ido reduciendo en la última década.

En suma, las mujeres están más afectadas por el desempleo y en particular por el de largo plazo, lo que estaría indicando una diferencia con los hombres tanto en la probabilidad de entrada al desempleo, como en la probabilidad de salida hacia el empleo (A-G. 3).

El análisis de los desocupados por **rama de actividad** se centra en las que concentran a la mayor proporción de la población activa. En términos de contribución efectiva al desempleo total, se vislumbra una mayor y permanente primacía de los Servicios, seguido por la Industria y el Comercio para todo el período. Las tendencias para las tres actividades son claramente crecientes, pero los aumentos más significativos son en Servicios y Comercio (que a partir de 1994 muestra una evolución superior a la del resto de las actividades).

El sector Servicios es el que presenta mayor contribución al desempleo, pero una *duración promedio incompleta* menor que el resto de las actividades analizadas. Sin embargo, cabe destacar la tendencia al aumento de la duración para este sector de actividad. La Industria a su vez, presenta tasa crecientes de desempleo a partir de 1994 coincidiendo con mayores niveles de duración incompleta (A-C.1.)

Otra característica relevante es la **posición que ocupa en el hogar** cada individuo que está desempleado. La serie de *duración promedio incompleta* para los Jefes de Hogar presenta una tendencia decreciente hasta el año 1994 y una creciente de ahí en adelante.

En grandes líneas, esta trayectoria parece coincidir con la evolución de la *duración promedio incompleta* para el total de los desempleados.

Los Jefes de Hogar muestran a lo largo del período un aumento de la tasa de desempleo y de su *duración promedio incompleta*. De esta forma se verifica una mayor importancia relativa dentro de los desempleados, puesto que mantienen un comportamiento estable de oferta (A- G. 4.)

De acuerdo a la **distribución del ingreso**, el quintil más bajo es el que parece presentar las mayores tasas de desempleo y a la vez mayor rotación, pues su *duración promedio incompleta* es menor. En términos relativos, su desempleo de largo plazo no representa una proporción importante para ningún año. Por lo tanto, el problema de este estrato es la tasa de entrada al desempleo; es decir, la pérdida de empleo, pero no la duración del desempleo. Alternativamente, para los quintiles superiores el comportamiento es el inverso: menor tasa de desempleo y mayores duraciones (A- G. 5 y A-C. 2)

En cuanto a la **edad** de los desempleados, los más jóvenes presentan una evolución en su duración incompleta similar a la media total. El tramo correspondiente a los mayores de 55 años, si bien mantiene la misma tendencia que el resto, desde 1992 registra un ascenso mucho más acentuado. Asimismo, es notorio el aumento de su tasa específica de desempleo, que en especial desde 1994 crece a tasas elevadas. Los desempleados de entre 46 y 54 años, tras presentar la mínima duración en 1994 dentro de su categoría y con referencia al resto (23 semanas), alcanzan en 1999 una duración de 33 semanas, ampliamente superior al promedio general (A-G. 6 y A-C.3).

La *duración promedio incompleta* crece con el **nivel educativo**. Esto revelaría que cuanto mayor es la calificación de los trabajadores, mayores son sus exigencias en cuanto al tipo de empleo que están dispuestos a aceptar, ya que un empleo por debajo de su nivel podría tener un efecto negativo sobre sus oportunidades futuras de trabajo. Además, en general mayores niveles educativos se relacionan a mayores niveles de ingreso, lo que permitiría soportar por un lapso mayor la condición de desempleado (A-C. 4). Duraciones del desempleo más prolongadas se vinculan a mayores niveles de educación de los trabajadores, en tanto que la mayor proporción de las pérdidas de empleo se concentra entre aquellos trabajadores con menos años de estudio.

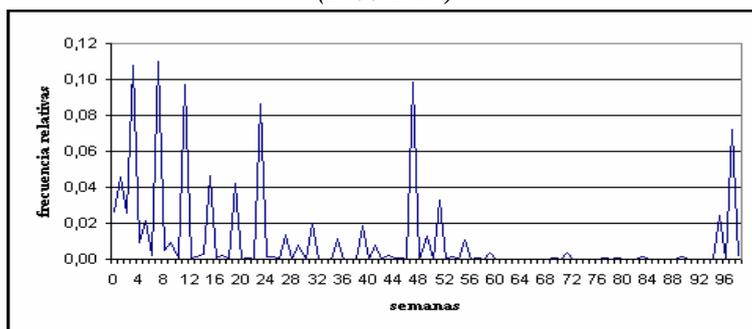
5. Duración completa: modelo de especificación.

La elaboración de la medida de *duración completa esperada* se realiza a partir del procesamiento de los microdatos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH). Los mismos contienen información acerca del número de personas cuya *duración promedio incompleta* del desempleo está entre 1 y 99 semanas ordenadas para *cada mes de cada año del período de análisis*. Como se advirtió previamente, la unidad de análisis no es estrictamente el mes, sino el valor correspondiente al trimestre móvil debido a su mayor validez dentro del marco muestral.

El estudio de la frecuencia de las duraciones del desempleo reportadas reveló la existencia de picos en la distribución que incorporan distorsiones a la hora de realizar los cálculos para obtener la medida de *duración completa esperada*. Conforme a esto se definen las redistribuciones de datos (“suavizaciones”) y los intervalos más convenientes para que la medida resultante refleje más certeramente la realidad.

Concretamente, el histograma de frecuencias relativas de la duración revela la propensión de los encuestados a reportar números de semanas pares en vez de impares y meses completos a parte de meses. Además, es notoria la preeminencia de un patrón de picos que reflejan la existencia de *respuestas sesgadas*. En particular, se verifica que los modos locales ocurren en duraciones que corresponden aproximadamente a puntos mensuales, trimestrales, semestrales, y anuales del esquema.

G. 3
Histograma de frecuencias relativas de la duración
(1986-1999)



Fuente: Elaboración propia en base a micro datos de la ECH.

El histograma muestra que el patrón de las frecuencias de duración no responde a lo esperado, es decir a picos decrecientes que indiquen que a medida que pasa el tiempo de desempleo de una cohorte entrante, son cada vez menos los miembros de la misma que permanecen desempleados, y *no más* como parecería indicar la gráfica.

Uno de los picos más importantes se observa entre los entrantes al desempleo, o sea los desempleados cuya duración alcanza tan sólo al mes. Le sigue inmediatamente una gran acumulación de observaciones en el segundo mes de desempleo (incluso mayor al primero) y otra en el tercero. El esquema en este primer tramo parece sugerir una suavización justamente en el segundo y tercer pico, de modo de reflejar más aproximadamente la dinámica de una verdadera cohorte entrante.

Nuevamente, la figura muestra un vértice elevado en la duración correspondiente a los seis meses (24 semanas, considerando que el año presenta 48). Se trata de un punto particularmente importante porque es probable que esa gran acumulación refleje la realidad de quienes, por ejemplo, están quedando sin cobertura de Seguro de Paro en ese momento, y pasan a declararse desempleados por seis meses.

El siguiente dato sobresaliente dentro del gráfico corresponde al año, o sea a las 48 semanas. Las características de este punto son similares a las reseñadas para el caso de seis meses. Sin embargo, aquí el pico es especialmente pronunciado implicando que los posibles errores de respuesta tienden a profundizarse. Debe tenerse en cuenta que a esta altura del desempleo es mucho más probable admitir equivocaciones en el registro de la búsqueda, tanto para menores como para mayores duraciones, máxime si se advierte que, de acuerdo a las frecuencias, quienes reportan duraciones cercanas al año son realmente pocos. El ajuste requerido procurará reubicar los casos acumulados en este punto hacia intervalos adyacentes.

Por último, la muestra acumula gran cantidad de datos para la semana 98. La interpretación de este pico no resulta inmediata. Concretamente, podría alegarse que la probabilidad de que quienes admiten un desempleo de alrededor dos años estén

realmente buscando empleo, es mínima; sin embargo, dejar de considerar estos datos parece demasiado apresurado, sobre todo sin otro respaldo que la intuición.

Los problemas de la distribución de frecuencias suelen asociarse a dos factores. El primero, está ligado con la marcada preferencia de los encuestados a utilizar números pares y/o meses enteros para definir su situación (*digit preference*). El registro de los “picos” del gráfico confirma esta tendencia.

El segundo factor es quizá el que aporta más distorsiones: se trata del *sesgo de respuesta* relativo a errores frecuentes en las respuestas de los entrevistados acerca de su condición dentro del mercado laboral, la duración del desempleo y las razones del mismo.

La elección de los ponderadores para la “suavización” se realiza arbitrariamente en base al análisis de los sesgos que presentan los datos. En general, una fracción de los individuos que informan un período de duración coincidente con semanas que son “frontera” de intervalos se reasigna al siguiente.

En función de los problemas del histograma y del análisis de diferentes posibilidades de reasignación, finalmente la suavización se guió de acuerdo al siguiente patrón:

50% de la octava semana hacia el intervalo posterior
 30% del la semana 12 a la 13 (intervalo siguiente)
 40% de la semana 24 a la 25 (intervalo siguiente)
 50% de la semana 48 al intervalo siguiente

En cuanto a la elección de los intervalos en que se agrupan los datos, los trabajos realizados comparten el criterio de comenzar con intervalos mensuales (lo que habilita medir la probabilidad de pasar de un mes a otro de desempleo) y progresivamente ir ampliando el rango de referencia, con lo que no se obtienen períodos de igual amplitud. La justificación de este procedimiento está vinculada con la disponibilidad de datos: a medida que avanzan los meses de desempleo es menor la cantidad de casos y por lo tanto menos fiable el cálculo. La prueba es sencilla: la probabilidad de permanecer desocupado un mes adicional dado que se está en el segundo o tercer mes de desempleo cuenta con un respaldo, en términos de casos relevados por la muestra, infinitamente más amplio que la probabilidad de pasar del vigésimo al vigésimo primer mes de desempleo.

Acerca de la definición óptima de los intervalos, Baker y Trivedi (1985) afirman que “aunque puede ser preferible usar intervalos lo más angostos posible en la derivación de la *duración completa esperada*, efectivamente puede haber un *trade-off*: cuanto más angosto el intervalo, más notorias son las preferencias por las respuestas *digit* y por lo tanto, más sensibles los resultados a los supuestos suavizadores adoptados.”

La determinación de los intervalos finales distribuyó los datos en función del siguiente esquema:

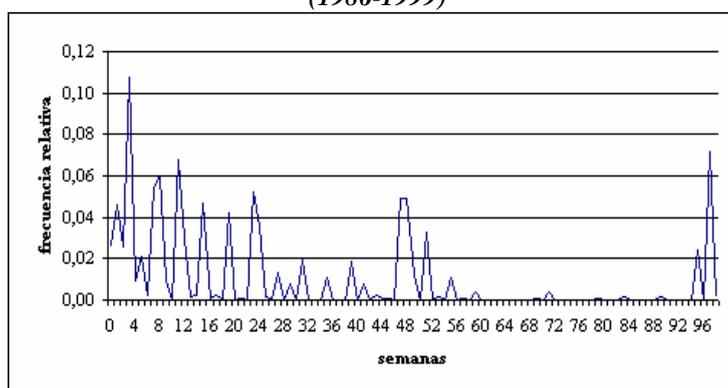
1. entre 0 y 4 semanas de desempleo
2. entre 5 y 12 semanas de desempleo
3. entre 13 y 24 semanas de desempleo
4. entre 25 y 48 semanas de desempleo

5. entre 49 y 97 semanas de desempleo.

Esta elección se basó en las siguientes observaciones: sólo resultaba factible suavizar el pico de la semana 8 introduciéndolo en un intervalo de mayor amplitud, aún sabiendo que esto restaba eficiencia al estimador. A su vez, se buscó que las semanas 24 y 48 quedaran frontera de intervalos puesto que las mismas corresponden a los picos de 6 meses y un año.

En cada caso, tras mensualizar las probabilidades de continuidad y efectuar la sumatoria según la ecuación (6) el resultado fue multiplicado por 4 de modo de expresar la medida en términos semanales⁵.

G. 4
Histograma de frecuencia relativa de los datos suavizados
(1986-1999)



Fuente: Elaboración propia en base a micro datos de la ECH.

6. Análisis de la duración promedio completa del desempleo

El nivel de la tasa de desempleo combina información sobre la *incidencia* y la *duración completa*. Por lo tanto, su aumento a través del tiempo podría verse a través de un aumento en la *tasa de incidencia*, en las *tasas de continuidad*, o en ambos factores.

A continuación se exponen los promedios anuales de las *tasas de incidencia*, las *duraciones completas esperadas* y la *duración promedio incompleta*. En cada caso, bs

⁵ Con los intervalos adoptados, se definieron las siguientes tasas de continuidad:

p_1 = número de desempleados entre 5 y 8 semanas en t respecto al número de desempleados de menos de 5 semanas en $t-1$.

p_2 = número de desempleados entre 9 y 12 semanas en t respecto número de desempleados entre 5 y 8 semanas en $t-1$. p_2 sería la segunda probabilidad mensual: de pasar al tercer mes de desocupación dado que se estuvo en los dos meses previos.

p_3 = número de desempleados entre 13 y 16 semanas en t respecto número de desempleados entre 9 y 12 semanas en $t-1$. p_3 sería la tercera probabilidad mensual: de pasar al cuarto mes de desocupación dado que se estuvo en los tres meses anteriores.

p_4 = número de desempleados entre 27 y 39 semanas en t respecto número de desempleados entre 13 y 26 semanas en $t-3$. p_4 aludiría a la probabilidad de permanecer desempleado en el lapso de seis a nueve meses dado que se estuvo en tal condición tres meses atrás: o sea, en el intervalo que va del tercer y al sexto mes de desempleo. Se trata de una probabilidad trimestral.

Finalmente, p_5 y p_6 serían probabilidades semestrales y anuales respectivamente. Como se explicitó previamente, cada una de estas probabilidades debía llevarse a sus equivalentes mensuales elevándolas a la $1/3$, $1/6$, $1/12$ para probabilidades trimestrales, semestrales y anuales.

estimadores presentados se basan en una especificación idéntica de intervalos y un tratamiento similar de los puntos de transición de los datos.

C. 2
Tasa de incidencia, duración incompleta y completa (semanas)
Total país. (1986-1999)

Año	Tasa de Incidencia	Duración Compl. hacia atrás	Duración Compl. hacia delante	Duración Completa ee	Duración Incompleta
1986	1,6%	sin dato	16	15	33
1987	1,7%	18	16	14	31
1988	1,6%	15	14	14	29
1989	1,4%	16	17	13	31
1990	1,6%	15	15	12	28
1991	1,9%	16	15	13	26
1992	2,2%	12	12	11	25
1993	1,7%	16	16	13	26
1994	2,0%	17	16	14	25
1995	2,2%	16	15	13	26
1996	2,4%	17	15	13	28
1997	2,1%	15	14	13	29
1998	2,1%	15	Sin dato	13	28
1999	2,0%	18	Sin dato	16	28
Media	1,9%	16	15	13	28
d.e	0,003	1,469	1,204	1,118	2,458

Fuente: Elaboración propia

La *tasa de incidencia* en el período abarca, en promedio, al 1,9% de la fuerza de trabajo. Sin embargo, este cálculo general oculta cambios sensibles en el nivel de la variable. Durante el subperíodo que se extiende hasta 1993 la media de la tasa de incidencia se ubica en 1,7%, en tanto a partir de 1994 lo hace en 2,1% de la población activa. Si se compara los dos extremos del período se verifica que el flujo de individuos entrantes al desempleo se incrementa más de 20%.

La observación de las trayectorias de la tasa de desempleo y de *incidencia* permite constatar que **hasta 1997 el aumento del desempleo es acompañado por aumentos en los flujos de entrada al mismo.**

La *duración promedio completa esperada hacia atrás* en el período de referencia presenta una media de 16 semanas. Entre 1987 y 1992 el tiempo de búsqueda de empleo cae un 30%, para aumentar un 45% hacia 1999. Asimismo, es notorio el incremento experimentado en las semanas de duración en este último año respecto a 1998: aproximadamente 24,5%, coincidente con la profunda recesión económica que se produce en ese año y el aumento de la tasa de desempleo que tuvo como corolario.

La serie de *duración promedio completa esperada hacia delante* presenta una media de 15 semanas para el período 1986-1997⁶. Su desviación estándar es notoriamente menor a la correspondiente a la *duración promedio incompleta* e incluso más pequeña que la correspondiente a la estimación *hacia atrás*.

La medida hacia delante no presenta sustanciales diferencias respecto a la construida *hacia atrás*. En términos de supuestos, ello implicaría que limitar la construcción del

⁶ Recordar que debido a la metodología de cálculo la estimación “pierde” los datos respectivos a los dos últimos años.

estimador al mantenimiento de las condiciones económicas a través de todo el intervalo a lo largo del período de análisis, no resulta demasiado restrictivo.

La medida *hacia delante* presenta virtualmente la misma trayectoria que su par, con máximos y mínimos ubicados en los mismos años y la misma reacción frente a puntos de inflexión del ciclo económico. Teniendo en cuenta además, que la medida *hacia atrás* brinda datos más recientes, ésta será la que se utilizará en el análisis de aquí en adelante.

La *duración promedio completa esperada para estado estacionario*, entre 1986 y 1999, se ubica en promedio en 13 semanas, nivel inferior al de los restantes estimadores, aunque verifica una trayectoria similar a la que presenta la medida *hacia atrás*.

Consistente con los resultados obtenidos en los estudios internacionales, la trayectoria de la serie de *estado estacionario* es más “suave” que la de la medida *hacia atrás*. De hecho, de todas las estimaciones realizadas, es la que presenta menor desviación estándar.

En términos generales, comparados con la *duración promedio incompleta*, los nuevos estimadores (para *estado estacionario* y *estado no estacionario*) registran una menor volatilidad, medida en términos de desviación respecto a la media.

La duración promedio incompleta sobreestima la duración completa esperada hacia atrás. De todas formas, la estimación de la *duración completa esperada* para una cohorte entrante ronda, a lo largo de todo el período, las 16 semanas, **lo que estaría indicando que cada trabajador que queda desempleado permanecerá aproximadamente 4 meses en esa condición.**

Las estimaciones de *estado no estacionario* son un poco mayores que las de *estado estacionario* y la magnitud de la diferencia depende de las condiciones del ciclo económico. Concretamente, se encuentra que de acuerdo a lo señalado a nivel teórico **la mayor diferencia entre medidas de estado estacionario y no estacionario corresponden a momentos de recesión o de expansión.**

C. 3
Variaciones interanuales de la duración promedio incompleta y completa hacia atrás y estado estacionario (ee)
Total país. (1988-1999)

Año	D. Incompleta	D. Compl. hacia atrás	D. compl. ee
1988	-5,0%	-17,4%	-5,0%
1989	4,3%	7,8%	-3,2%
1990	-9,6%	-6,4%	-4,8%
1991	-4,9%	5,2%	0,4%
1992	-6,3%	-20,1%	-12,0%
1993	6,8%	26,5%	21,4%
1994	-4,9%	6,5%	2,6%
1995	2,4%	-7,5%	-8,9%
1996	7,4%	6,1%	6,0%
1997	6,2%	-7,2%	-3,9%
1998	-3,1%	-4,8%	-1,2%
1999	-0,8%	24,4%	23,0%

Fuente: Elaboración propia

La duración esperada del desempleo *hacia atrás* y la de *estado estacionario*, reaccionan con un rezago de un año frente a los cambios en la actividad económica. Esta pauta de comportamiento respondería a cuestiones metodológicas, ya que la amplitud más pronunciada de los intervalos requeridos para la construcción del nuevo indicador introduce rezagos que afectan la evolución de las nuevas estimaciones.

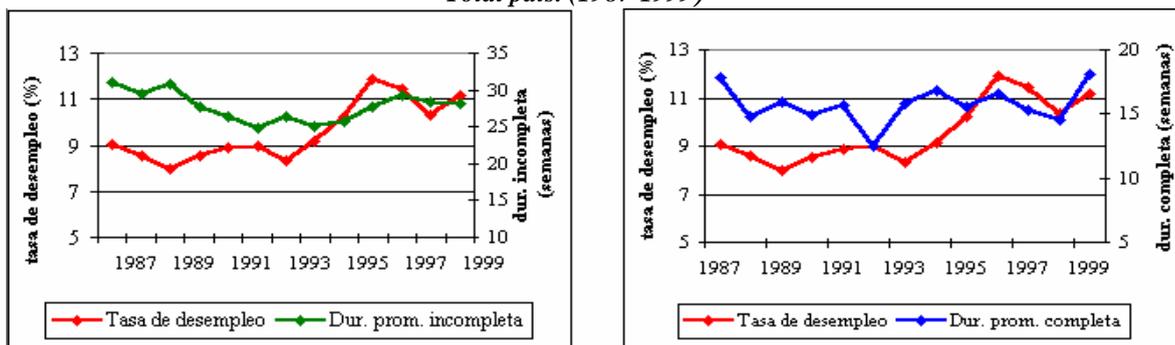
En 1990 se produce una recesión y la *duración promedio completa* aumenta en 1991, 0,4% la de *estado estacionario* y 5,2% la de *estado no estacionario*. En cambio, en el año 1999 se presenta una respuesta inmediata en el incremento de ambos estimadores, explicada porque en este caso se produjo un período recesivo con mayor impacto que los desaceleramientos anteriores. También en esta coyuntura, la duración de *estado no estacionario* fue más sensible que su par al cambio en la situación económica.

Los períodos de auge reproducen el mismo patrón. El crecimiento de 1987 se refleja en una caída de la duración completa en 1988 que alcanza al 17% para *estado no estacionario* y apenas al 5% en *estado estacionario*. En 1997 se verifica el mismo comportamiento, en tanto que en 1992 cuando el aumento del producto se dio a mayor ritmo que en años anteriores el efecto se evidencia en ese año y determina una caída de 12% de la duración de *estado estacionario* y de 20% en la otra.

En cambio, la *duración promedio incompleta* no presenta un patrón sistemático en su relación con el ciclo. Los datos muestran que no reacciona al alza en la recesión de 1990 y que incluso disminuye en 1999. Algo similar sucede en los auges: en 1987 tiene una respuesta menor a la duración completa de *estado no estacionario* y en 1997 continúa su aumento, pese al crecimiento económico.

Los siguientes gráficos presentan la evolución de la tasa de desempleo para el total del país, la *duración promedio incompleta* y el estimador de la *duración completa esperada hacia atrás*:

G. 5
Tasa de desempleo y duración promedio completa e incompleta
Total país. (1987-1999)



Fuente: Elaboración propia.

A través del período el nuevo indicador acompaña mejor los movimientos de la tasa de desempleo que el que aparece en las encuestas oficiales. Una excepción es el año 1992, en que la tasa de desempleo apenas se altera, cayendo en 1993 y la *duración completa esperada* responde inmediatamente.

En particular, se aprecia que entre 1987 y 1994 la tasa de desempleo permanece en niveles elevados (alrededor de 8,8%) con una leve tendencia ascendente a lo largo del

subperíodo; la *duración completa esperada* presenta también una propensión al alza, mientras que la *duración promedio incompleta* muestra una tendencia decreciente.

Entre 1994 y 1999, la tasa de desempleo presenta promedios mayores al subperíodo anterior, evidenciando un cambio de pendiente en esta variable. No obstante, entre 1996 y 1998 presenta variaciones negativas aunque se mantiene en niveles superiores a los primeros años del período. Sin embargo, la *duración promedio incompleta* crece en este período, mientras que la *duración completa esperada* acompaña mejor la trayectoria de la tasa de desempleo.

En 1999, el marco recesivo determina un crecimiento importante en las tasas de desempleo y un aumento de la *duración completa* mientras que la *duración incompleta* tiende a caer.

Las tendencias opuestas que registran la tasa de desempleo y la *duración promedio incompleta* se explican por el peso de los entrantes en el promedio de las duraciones. El mayor (menor) peso de las tasas de entrada al desempleo respecto a las de salida determina una menor (mayor) *duración promedio incompleta*. Que la *tasa de incidencia* presente una trayectoria virtualmente idéntica a la del desempleo, respaldaría esta afirmación.

En síntesis:

Como se esperaba, la *duración completa de estado estacionario*, utilizada en investigaciones anteriores, subestima y sobrestima a la *duración completa* en las recesiones y en los auges de ciclo respectivamente. Por otro lado, contrariamente a lo encontrado por los autores de referencia, no se verifica que la medida de *duración hacia delante* ajuste mejor que la *hacia atrás* a las condiciones del mercado de trabajo.

La *duración completa* construida a partir de la medida *hacia atrás* es el mejor indicador del tiempo de búsqueda de empleo a lo largo de todo el período, ya que acompaña mejor los movimientos de la tasa de desempleo.

El estudio también confirma que la *duración promedio incompleta* no es un indicador adecuado sobre la *duración esperada* del desempleo para los que adquieren esa condición fundamentalmente por dos razones: presenta sesgos importantes que determinan una sobreestimación de sus valores y no acompaña la trayectoria del desempleo, conduciendo a errores en la interpretación de la situación del mercado de trabajo.

Desempleo: duración e incidencia.

A lo largo del trabajo se ha argumentado que la noción “desempleo” puede abordarse a través de dos lecturas simétricas. Desde la perspectiva tradicional, los cambios en el nivel de desocupación se reflejan en un sólo indicador: la tasa de desempleo. No obstante, desde la perspectiva del presente estudio, variaciones en el desempleo pueden visualizarse a través de la suma de las variaciones en sus dos componentes: la *incidencia* y la *duración completa*. Es decir, en cualquier momento del tiempo el nivel de desempleo se deriva del *flujo* de entrantes al mismo (primer componente) y del *stock* de desempleados que permanecen en esa condición un período adicional (segundo componente). Es sencillo comprobar que la coexistencia de un flujo constante de

entradas al desempleo y un incremento de la duración determina un aumento en la tasa de desempleo porque al contingente de “entrantes” se le suma una disminución del conjunto de “salientes”.

Entonces, $\Delta U = \Delta I + \Delta D$

Por consiguiente, una vez lograda una estimación satisfactoria de la duración, se procura investigar en qué medida los cambios observados en el desempleo constituyen el reflejo de variaciones de uno, otro o sus dos componentes.

Utilizando datos trimestrales se regresó la medida de *duración promedio completa esperada* contra la primera diferencia de la tasa de desempleo (ambas en logaritmo), y variables dummies específicas correspondientes a cada trimestre para recoger la estacionalidad, en el entendido que la estacionalidad de la tasa de desempleo (conjunción de la estacionalidad de la incidencia y la duración) no es estrictamente la de la serie de duración⁷. No se incluyó un término de tendencia porque la serie de duración no parece tenerla. De todos modos, cuando se la incorporó en la regresión no resultó significativa.

$$\log D_t = \beta_0 \partial \log U_t + \beta_i \sum \text{dummies estacional es} + e_t,$$

siendo β_0 la elasticidad de la duración respecto a cambios en la variación (aceleración) de la tasa de desempleo o cambios de pendiente de la misma.

C. 4 Resultados de la regresión

Variable	Coefficiente β_0	Desv. Est.	Estadístico t
Log (duración completa)	1,821	0,362	5,034

El signo y la significación estadística del coeficiente estimado permiten realizar dos apreciaciones. La ***duración promedio completa y la aceleración de la tasa de desempleo operan en el mismo sentido***. En segundo lugar, los ***cambios en la variación de la tasa de desempleo repercuten en una respuesta altamente elástica de la duración promedio completa***: ante un cambio de 1% en la variación de la tasa de desempleo la *duración promedio completa esperada* varía 1,8%. En otras palabras, el cambio de pendiente de la tasa de desempleo (notorio en el período en estudio) puede verse en términos de un fuerte cambio en la *duración completa esperada* para los entrantes.

Si conjugamos este resultado con el proveniente del análisis gráfico, se podría afirmar que ***aunque el cambio de tendencia que registra la tasa de desempleo en 1994 parecería estar fundamentalmente explicado por variaciones en la incidencia, a***

⁷ Para los datos de Uruguay no es posible utilizar directamente la serie de tasa de desempleo porque ésta presenta una raíz unitaria (si bien Spremolla (2000) encuentra que la tasa de desempleo para Montevideo no presenta una raíz unitaria sino una raíz fraccional, la metodología utilizada en la presente investigación no permite la detección de tales raíces, por lo cual se trabaja como si la serie efectivamente presentara una raíz unitaria) y la *duración completa* es una variable estacionaria. Esta diferencia en el orden de integración de ambas variables requiere trabajar con la primera diferencia de la tasa de desempleo. Por este motivo, el coeficiente de dicha tasa (variable independiente) no revela la elasticidad de la duración respecto a cambios en la tasa de desempleo, sino respecto a cambios en la variación (aceleración) de la tasa de desempleo o cambios de pendiente de la misma. En consecuencia, no es posible extraer directamente a partir de la regresión la ponderación de la *duración* y la *incidencia* en la variación del desempleo.

partir de 1997 la aceleración del crecimiento de la tasa de desempleo se debería principalmente a movimientos en su *duración*.

Con el objetivo de identificar si ha sido la *incidencia* o la *duración* el factor de mayor relevancia para explicar la trayectoria de la tasa de desempleo a nivel agregado, se realiza un análisis a partir de los valores promedio anuales de la *duración completa esperada*, *tasa de incidencia* y de desempleo.

C. 5
Resumen de indicadores de desempleo
(1986-1987)

Año	Tasa de Incidencia	Tasa de Desempleo	Duración Prom. compl.
1986	1,6%	9,8	sin dato
1987	1,7%	9,1	18
1988	1,6%	8,6	15
1989	1,4%	8,0	16
1990	1,6%	8,5	15
1991	1,9%	8,9	16
1992	2,2%	9,0	12
1993	1,7%	8,3	16
1994	2,0%	9,1	17
1995	2,2%	10,2	16
1996	2,4%	11,9	17
1997	2,1%	11,5	15
1998	2,1%	10,3	15
1999	2,0%	11,2	18

En términos generales, los resultados son acordes a lo esperado e indican que el aumento de la tasa de desempleo que se produce entre 1987 y 1995 (13%) se encuentra más vinculado con el comportamiento de la *tasa de incidencia* (aumenta 34%) que con el de la *duración* (-11%). El movimiento en el desempleo coincide con una mayor incidencia.

En cambio, entre la recesión de 1995 y la de 1999, el aumento de la tasa de desempleo fue de 10%, asociado a un incremento del 13% de la *duración completa*, mientras que la *tasa de incidencia* se redujo 9%.

En particular, para los últimos años del período la duración parece ser el componente de mayor peso para entender la variación del desempleo. Entre 1998 y 1999 la tasa de desempleo aumentó un 8%, la *duración completa* lo hizo en 24% y la *tasa de incidencia* cayó en 7%.

En suma, en cuanto a la relación entre los cambios de la tasa de desempleo, su duración y su incidencia, se encuentra que:

La *tasa de incidencia* se mueve en el mismo sentido que la tasa de desempleo hasta 1997. Concretamente, podría afirmarse que pese a que la *duración promedio completa esperada* presenta aumentos importantes, el cambio en la tendencia de la tasa de desempleo de 1994 se explicaría a través de aumentos fuertes en los flujos de entrada.

La reacción de la *duración promedio completa esperada* respecto a cambios de pendiente en la tasa de desempleo (significativos en el período) es del mismo signo y asciende a casi el doble de la aceleración del desempleo, considerando el período en su conjunto. Esto último se vuelve más notorio a partir de 1997, cuando la *tasa de incidencia* cambia su vinculación con la del desempleo. Es de esperar que la elasticidad de la *duración promedio completa* respecto a aceleración de la tasa de desempleo en este último tramo sea aún mayor.

La evolución de la tasa de desempleo, de *incidencia y duración completa* revela que el peso de los incrementos de la incidencia y la duración no es uniforme a lo largo del período analizado. En el incremento del desempleo hasta 1997 tuvo mayor peso el *flujo* de entrantes, en tanto que en adelante los más perjudicados son los desempleados de *stock*, ya que el aumento más significativo residió en el componente duración.

7. Estructura y distribución de la duración del desempleo: flujo y stock

El análisis de la *duración promedio incompleta del desempleo* a nivel agregado y por grupos permitió establecer diferencias en el comportamiento de las categorías de población, asociadas a la distribución de sus intervalos de desempleo. En función de ambos resultados, la propuesta de esta sección consiste en aplicar la nueva estimación para determinar qué grupos de la población tienen mayor propensión a presentar intervalos de desempleo prolongados (y pertenecer al *stock*) y en cuáles se percibe una tendencia a intervalos más breves o mayor rotación (y se vinculan con un *flujo*). En suma, se busca reproducir la estimación a nivel de grupos y determinar en qué medida los hallazgos se corresponden con los obtenidos a partir de la *duración promedio incompleta*.

La discrepancia entre la *participación de un grupo en el stock y en el flujo* de desempleados se debe a la diferencia entre la duración promedio total de la economía y la del grupo en cuestión. Aquellos grupos con una duración del desempleo relativamente más prolongada participan más del *stock* que del *flujo*. Contrariamente, quienes experimentan episodios de desempleo más breves constituyen una mayor proporción del *flujo* hacia el desempleo que del *stock*.

El *flujo* hacia el desempleo de un determinado grupo se estimó a partir de su *participación en la entrada al desempleo*. La misma se define como la relación entre el conjunto de entrantes que pertenecen a un determinado grupo y el total general. Si la cantidad de individuos pertenecientes a un grupo que entra al desempleo en el momento t se denota como $f_i(0,t)$ y el total de individuos entrantes se denota como $f(0,t)$, la *participación en la entrada* del grupo i en el momento t se define como:

$$(12) \quad s_i(t) = \frac{f_i(0,t)}{f(0,t)}$$

La *participación en el stock* del grupo i se estima en función de su participación en el desempleo en el momento t . Sea $U_i(t)$ el número de individuos pertenecientes al grupo i desempleados en el momento t y $U(t)$ el total de desempleados en el mismo momento. La *participación en el stock* de dicho grupo está dada por:

$$(13) \quad \mathbf{s}_i = \frac{U_i(t)}{U(t)} = \frac{f_i(t,0).D_i(t)}{f(0,t).D(t)}$$

La segunda igualdad de la ecuación (13) se basa en la identidad presentada de *estado estacionario*. Según ésta, el número de desempleados de una economía en cualquier momento surge del producto de la *incidencia* y la *duración promedio completa* del desempleo. Esta aproximación al problema no sugiere que el mercado de trabajo esté en *estado estacionario* a lo largo del proceso de análisis; más bien apela a un experimento que involucra la comparación de distintos estados estacionarios, uno por cada año caracterizado con sus propias tasas de entrada y de continuidad.

La relación entre la *participación en el stock* y la *participación en la entrada* se deriva combinando las ecuaciones (12) y (13):

$$(14) \mathbf{s}_i = s_i \frac{D_i(t)}{D(t)}$$

De la ecuación (14) se obtiene que la *participación en el stock* puede leerse como la *participación en la entrada* ponderada por la relación entre la duración del desempleo de un grupo y la del conjunto de la economía. Esta ecuación establece que si los miembros del grupo *i* experimentan períodos de desempleo de la misma extensión que los del total de la economía, su *participación en el stock* y en el *flujo* son iguales. Si difieren, la primera será mayor para aquellos grupos con mayores duraciones al promedio total, y viceversa.

La hipótesis de *heterogeneidad* en las duraciones se estudió a través de cuatro grupos que se dividieron, a su vez, en dos subgrupos.⁸ Los grupos seleccionados respondieron a las siguientes categorías:

Género: Hombres - mujeres

Localización : Montevideo – Interior

Nivel educativo: No Calificados (hasta Secundaria Incompleta) – Calificados (Secundaria Completa y nivel terciario).

Razón de desempleo: Desempleados propiamente dichos – Otros⁹ (Seguro de Paro y quienes buscan por primera vez) (A-C.5.)

Tanto en el *flujo* como en el *stock* de desempleados predominan las mujeres, los trabajadores de menor calificación relativa y los desempleados propiamente dichos. Asimismo, la dinámica del mercado laboral para Montevideo e Interior es la que presenta menos diferencias.

Al interior de cada categoría, se encuentra que los hombres tienen una participación menor en el *stock* que en el *flujo*. Considerando que en su mayoría se trata de Jefes de Hogar, este hallazgo reflejaría su necesidad de adaptarse rápidamente a las condiciones cambiantes del mercado laboral.

⁸ La elección de los grupos estuvo guiada tanto por consideraciones relativas al tamaño de la muestra como a los resultados obtenidos del análisis de *duración promedio incompleta*. En ningún caso fue posible una apertura mayor a dos subgrupos al interior de cada categoría, debido a la limitada disponibilidad de datos. Cabe destacar que no se consideran categorías tales como *tramo de edad*, *posición en el hogar*, *rama de actividad* y *nivel de ingreso* porque en todos los casos se enfrenta la misma dificultad para dividir una totalidad tan disímil, en cuanto a comportamientos en el mercado de trabajo, en dos grupos relativamente homogéneos.

⁹ La categoría "Otros" es residual. Comprende a los BTPV y SP de quienes no se espera un comportamiento homogéneo.

Los trabajadores con menor calificación relativa, si bien participan fuertemente en ambas divisiones, tienen una presencia mayor en el *flujo* que en el *stock*. De acuerdo a la clasificación adoptada, estos desempleados, aunque se distribuyen en un rango de formación amplio, comparten la característica esperada de una movilidad superior a la de quienes presentan más calificación. De todas maneras, su *participación en la entrada* y en el *stock* de desempleados revela que son quienes sufren en mayor medida los desajustes del mercado de trabajo.

Los desempleados propiamente dichos tienen una participación ampliamente mayoritaria tanto en el *flujo* como en el *stock*. A priori se esperaría encontrar una mayor participación en el flujo de aquellos desempleados que buscan trabajo por primera vez estimulados y desestimulados por los cambios en la actividad económica. Sin embargo, esto no se constató debido a que en el presente análisis se los agrupó con los desempleados en Seguro de Paro.

Como se señaló al inicio, la distinta *participación en el stock y flujo* para cada categoría puede explicarse por la diferencia entre la *duración promedio completa* del desempleo de cada grupo y la del conjunto de la economía. Siguiendo la noción antes discutida, la existencia de diferencias a este nivel estaría constatando la presencia de *heterogeneidad en la duración*.

Los datos muestran que la duración del desempleo de los hombres es menor al promedio (en cinco semanas) y, por lo tanto, su participación en el *stock* es inferior a su participación en la *entrada*. Complementariamente, la duración del desempleo de las mujeres es significativamente mayor a la de los hombres y similar al promedio de la economía, lo que se corresponde con participaciones parecidas en *stock y flujo*.

Por su parte, los trabajadores de mayor calificación presentan episodios de desempleo más prolongados que el promedio (en dos semanas). Ello se corresponde con su participación levemente superior en el *stock* que en el *flujo*. Este comportamiento es el esperado, pues este grupo, típicamente asociado a mayores niveles de ingreso y a mayores salarios de reserva, tiende a mantener períodos relativamente extensos de búsqueda hasta encontrar un empleo acorde a sus aspiraciones.

Los datos parecen sugerir que es posible adherir a la hipótesis de existencia de *heterogeneidad en las duraciones*, ya constatada en el análisis de duración incompleta.

Para visualizar la existencia de un posible *efecto composicional* en las variaciones de la duración esperada para el total de la economía. Se utilizó la estimación de *duración promedio completa* que, de acuerdo a lo encontrado, acompaña los movimientos de la tasa de desempleo. La aplicación de la *duración promedio incompleta* a este estudio no resulta conveniente porque, como presenta un patrón de comportamiento que no coincide con la dinámica de la tasa de desempleo, su aplicación distorsionaría los resultados.

(15) $D(t) = \sum_i s_i(t) \cdot D_i(t)$ expresa que la *duración completa* es un promedio ponderado

de las duraciones específicas de cada grupo y se obtiene de la combinación de dos factores: la participación en el *flujo* de cada grupo (ponderador) y su *duración completa específica*.

Como lo que se pretende es obtener información acerca de cuál de los dos componentes de la duración agregada reviste un mayor peso en el período, se proponen dos estimaciones:

$$(16) D_{dc}(t) = \sum_i s_i(t) \cdot \bar{D}_i, \text{ donde } \bar{D}_i \text{ es la duración media del grupo para todo el período.}$$

$$(17) D_{pc}(t) = \sum_i \bar{s}_i \cdot D_i(t), \text{ donde } \bar{s}_i \text{ es la participación media muestral para todo el período para cada grupo.}$$

D_{dc} es una estimación de la duración global donde **la duración esperada de cada grupo permanece constante e igual a su promedio muestral**, pero las *participaciones en la incidencia* por grupo varían. Así se aproxima una perspectiva en que la duración media del total de la economía refleja cambios en las *participaciones en la entrada* de los diferentes grupos.

Con D_{pc} se estima la duración global esperada manteniendo **las participaciones en la incidencia por grupo igual a su promedio muestral**, pero permitiendo que su duración cambie. En este caso, se visualiza cuánto de la variación de la duración media de la economía se debe a cambios en las duraciones de los diferentes grupos.

En el primer caso, cualquier variación en la duración agregada se debe solamente a cambios en la participación de los diferentes grupos, por lo que se estaría frente a un *efecto composicional*.

Para observar los roles relativos a la *duración* y la *participación en la entrada de los grupos* en la determinación de las propiedades de la serie de duración del desempleo se comparan los resultados surgidos de regresar los logaritmos de la tasa de desempleo, la variable dependiente rezagada y dummies estacionales. También se incluye la regresión de la duración sin ajustar respecto a las mismas variables¹⁰ (A- C.6.)

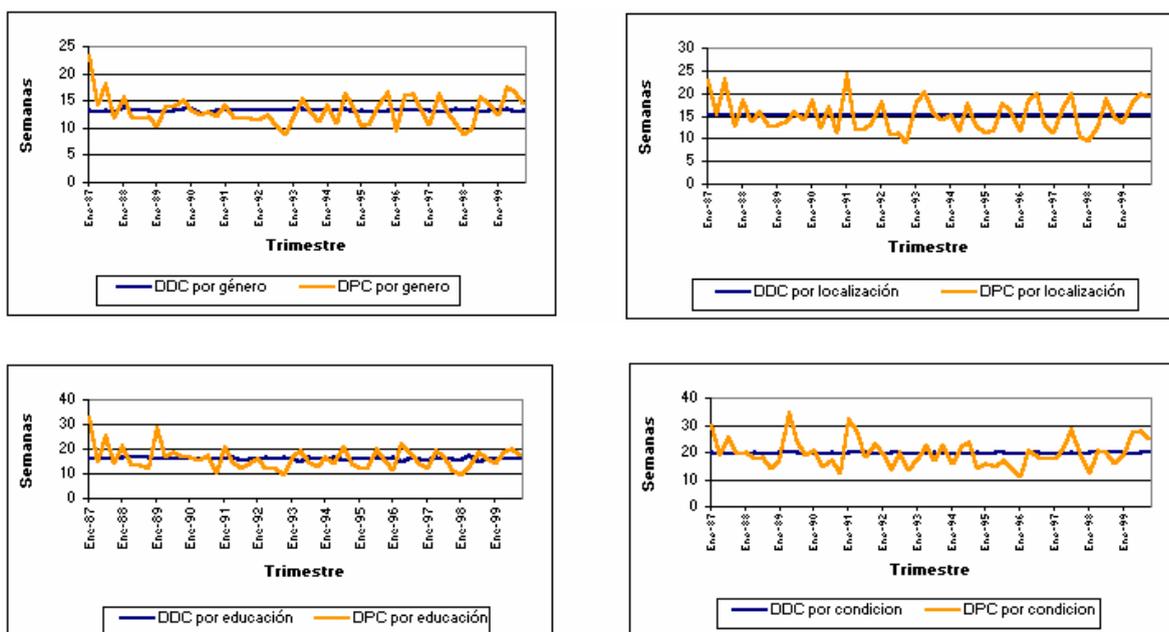
La comparación entre D_{dc} y D_{pc} , para las categorías analizadas, en función de los modelos especificados y los datos disponibles, establece que prácticamente todo el cambio en la variación de la duración del desempleo se debe más a la variabilidad cíclica en la duración esperada por grupo que a la variabilidad en la incidencia por grupo: el coeficiente de la variación de la tasa de desempleo es muy pequeño para D_{dc} , que mantiene la duración esperada por grupo constante, y mayor para D_{pc} , que mantiene la incidencia por grupo constante.

De acuerdo a lo anterior, la reacción de la *participación en la entrada* a cambios en las variaciones del desempleo para los diferentes grupos no resultó significativa, pudiendo inferirse que las propensiones de cada grupo a entrar al desempleo no tienen ninguna propiedad cíclica. El análisis gráfico de las series de D_{dc} y D_{pc} brinda más evidencia sobre este resultado.

G. 6.

D_{dc} y D_{pc} por categoría (1987:1-1999:4)

¹⁰ La construcción de las regresiones se realizó siguiendo el mismo procedimiento ya reseñado. A diferencia de la anterior regresión en ésta se incluye la variable dependiente rezagada de modo de mantener el mismo marco de referencia para el análisis de las elasticidades.



Fuente: Elaboración propia

El resultado es que **la mayor parte de las variaciones en la duración del desempleo está causada por variaciones en las duraciones generales de los grupos, más que por cambios en la composición de aquellos que se vuelven desempleados.** En particular, cuando la duración crece, esta evolución no se explica por un aumento de la *incidencia* de los grupos cuyas duraciones son más prolongadas, sino por un aumento general de la duración.

8. Conclusiones

Desde el punto de vista metodológico, el indicador construido para dar cuenta de la *duración promedio completa esperada* del intervalo de desempleo, efectivamente mostró las propiedades cíclicas esperadas y permitió superar las limitaciones de la utilización de la medida de *duración incompleta*, caracterizada sobre todo por presentar importantes sesgos muestrales.

En promedio, entre 1986 y 1999 la *duración promedio completa* del desempleo se ubicó en cuatro meses para el conjunto de la población, intervalo considerable si se tiene en cuenta el crecimiento de la actividad económica en el mismo período. Aún más, en el último año la medida presentó un incremento mayor al 20% alcanzando más de 18 semanas, y evidenciando el deterioro en el mercado de trabajo, también manifiesto en la elevación de las tasas de desempleo.

En este sentido, al acompañar la trayectoria de la tasa de desempleo, la nueva estimación constituye un indicador alternativo para analizar este aspecto de la dinámica del mercado de trabajo y brindar una descripción más acabada de la rotación laboral en el mismo.

La tasa de desempleo para el total del país experimentó una clara tendencia al alza a partir del año 1994, en un contexto de crecimiento del producto. Esta persistencia de la

tasa en niveles elevados y su escasa reacción a las condiciones macroeconómicas generales, característica de la serie de desempleo, condujo a investigar si la “fuente de persistencia” a lo largo del período provenía de la duración.

Los resultados sugieren, entonces, que hasta 1997 los flujos del empleo hacia el desempleo en respuesta a cambios en el ciclo presentaron mayores variaciones que los flujos del desempleo hacia el empleo (que se aproximan a través de la duración).

El análisis de la *duración completa esperada* permitió concluir que, al igual que sucede con el riesgo de desempleo, el de su duración también está concentrado. El hallazgo de diferencias entre los grupos sociodemográficos en la entrada al desempleo y en su probabilidad de salida (aproximada por la duración de su intervalo) permitió confirmar la hipótesis de la presencia de *heterogeneidad* en las duraciones.

En particular, la evaluación de las participaciones en el *flujo* y en el *stock* por grupo para todo el período reveló que la presencia de las mujeres, los relativamente menos calificados y los desempleados propiamente dichos (que pertenecen, en general a los tramos etarios mayores) es la de mayor ponderación en ambos segmentos.

Se constató que el crecimiento de la duración agregada no se debió a un crecimiento en la *incidencia* de los grupos que típicamente presentan mayores duraciones, sino a un crecimiento de la duración para todos los grupos. Con ello es posible afirmar que, para el período analizado, la razón del crecimiento de la duración del desempleo no provino de las características personales de los entrantes.

En este marco, el aumento del *flujo* hacia el desempleo y el crecimiento de la duración del tiempo de búsqueda de empleo podrían constituir el punto de partida de nuevas investigaciones acerca de los factores vinculados al “crecimiento sin empleo” que caracterizó el período.

La pérdida de puestos de trabajo en el sector Manufacturero, el aumento del desempleo de los Jefes de hogar, de los adultos mayores de 55 años, de los cesantes en detrimento de los aspirantes, unido a duraciones más prolongadas de sus episodios de desempleo, abren vías alternativas para profundizar en el entendimiento del aumento de la duración agregada como factor de peso en el crecimiento del desempleo.

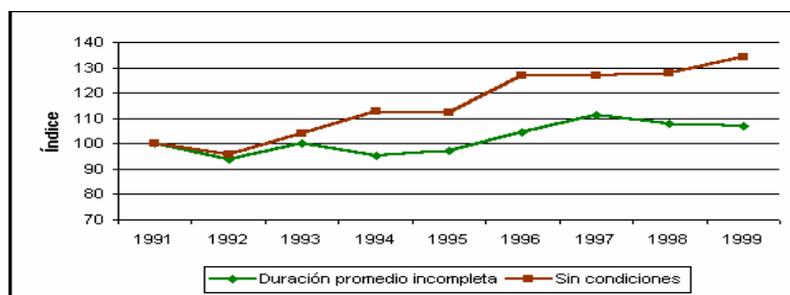
El trabajo que resume este artículo constituye una primera aproximación al problema de la duración del desempleo y resume las posibles herramientas para encarar el estudio con mayor profundidad.

El desafío en este plano parecería residir en la puesta en marcha de mecanismos que abran la discusión y permitan reflexionar acerca de medidas que contemplen la problemática de un mercado laboral nuevo, caracterizado por un escenario macroeconómico que genera desempleo extendido y de larga duración, circunstancia que comprende al conjunto de los trabajadores, pero que a la vez determina que los mayores perjuicios de esta situación global tiendan a concentrarse sobre ciertos grupos de la fuerza de trabajo.

ANEXO

A-G.1

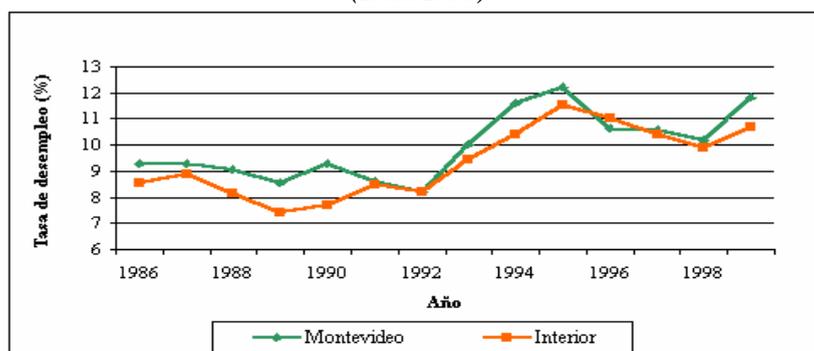
Evolución de los desempleados que no exigen condiciones y la duración promedio incompleta. Total del país. (1991-1999)



Fuente: Elaboración propia en base a microdatos ECH del INE.

A-G 2.a

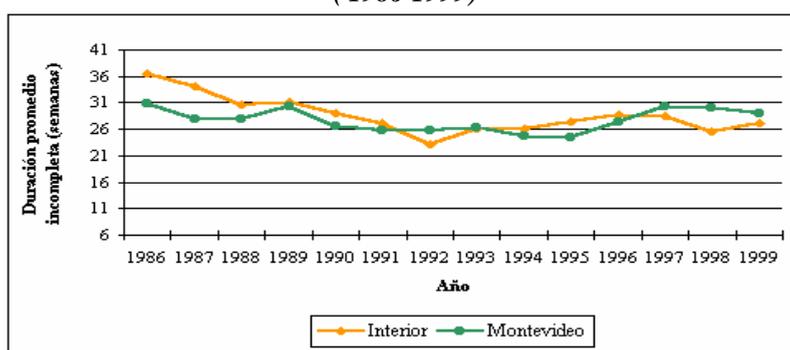
Tasa específica de desempleo por localización geográfica (1986-1999)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE

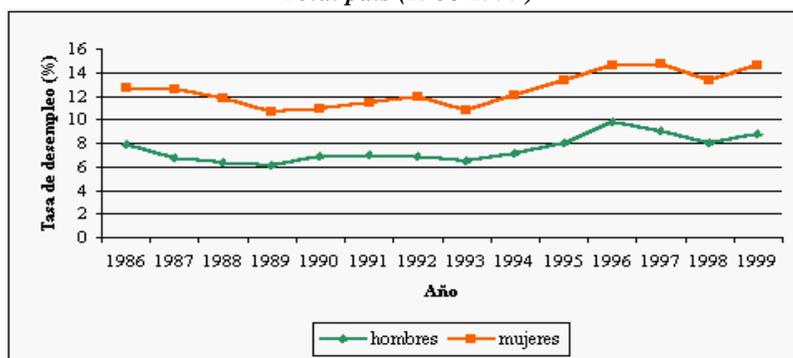
A- G. 2.b

Duración promedio incompleta Montevideo - Interior (1986-1999)



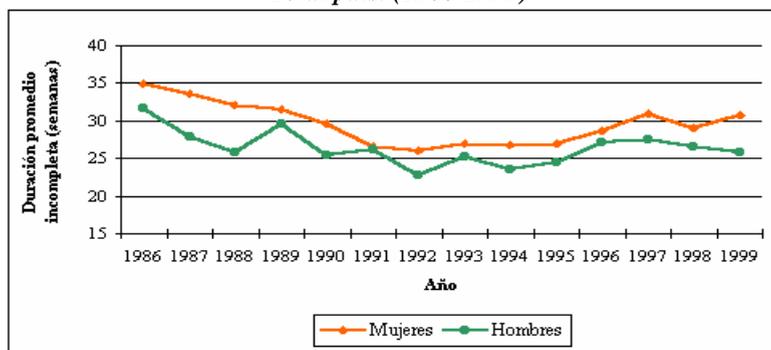
Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de la ECH del INE.

A- G. 3.a
Tasa específica de desempleo por género
Total país (1986-1999)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE

A- G. 3.b
Duración promedio incompleta por género
Total país. (1986-1999)



Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de la ECH del INE.

A -C. 1.a
Tasa específica de desempleo según actividad(%)
Total país (1986-1999)

Año	Industria	Comercio	Servicios
1986	8,6	8,1	5,9
1987	7,5	7,8	5,4
1988	7,6	7,3	5,3
1989	7,8	6,9	4,5
1990	8,2	7,4	4,8
1991	7,4	7,6	5,5
1992	7,5	8,0	6,0
1993	7,9	6,5	5,5
1994	8,6	8,0	5,7
1995	10,8	9,3	6,8
1996	12,6	11,0	8,0
1997	11,7	10,8	7,7
1998	11,0	9,5	7,3
1999	11,9	10,8	8,1

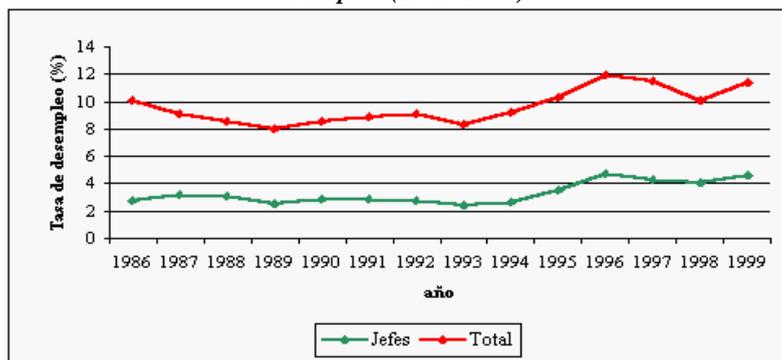
Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de la ECH del INE.

A- C. 1.b
Duración promedio incompleta por actividad (semanas)

Total país						
Sector	1988	1990	1992	1994	1997	1999
Industria Manufacturera	29	27	27	26	32	32
Comercio, Rest. y Hoteles	30	26	24	24	28	28
Serv. Comunales, Soc. y Pers.	28	25	21	23	28	27
Total	29	28	25	25	29	28

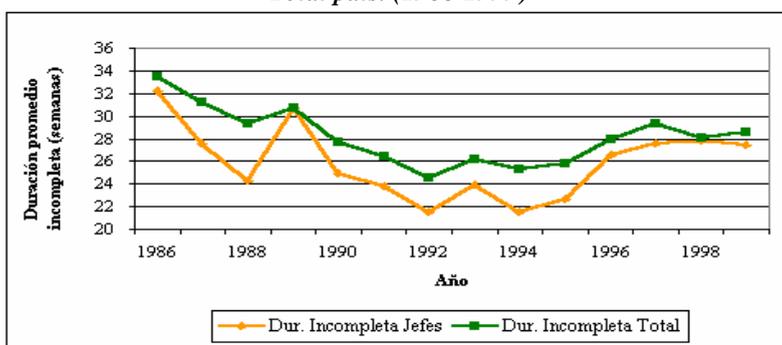
Fuente: Elaboración propia en base a los microdatos de la ECH del INE.

A- G. 4.a
Tasa específica de desempleo de los Jefes de Hogar
Total país (1986-1999)



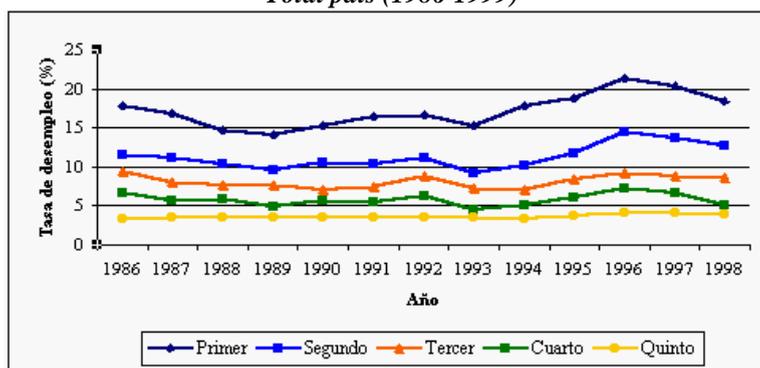
Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE

A- G. 4.b
Duración promedio incompleta total y de los Jefes de hogar.
Total país. (1986-1999)



Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de la ECH del INE.

A- G. 5
Tasa específica de desempleo según Nivel de Ingreso
Por quintil
Total país (1986-1999)



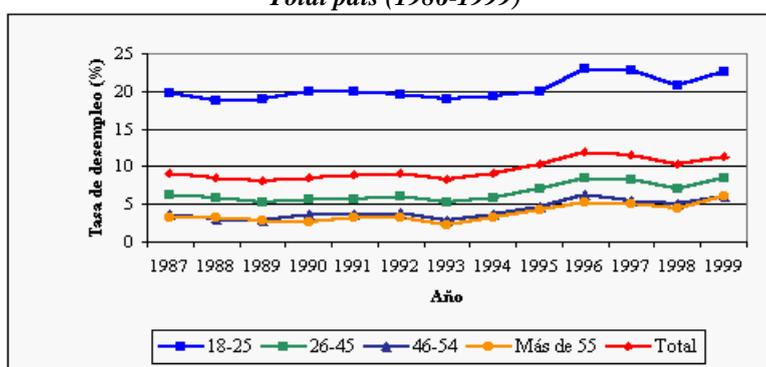
Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de la ECH del INE

A-C. 2
Duración promedio incompleta por quintil (semanas)
Total país

Año	Quintil					Total
	1	2	3	4	5	
1986	31	33	35	38	35	33
1988	25	32	32	31	32	29
1990	26	28	31	27	29	28
1994	24	27	27	24	26	25
1998	31	33	35	38	35	28

Fuente: Elaboración propia en base microdatos de la ECH

A-G. 6
Tasa específica de desempleo según tramo de edad
Total país (1986-1999)



Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de la ECH del INE

A-C. 3
Duración promedio incompleta por tramo de edad (semanas)
Total país

Años	Tramo de edad				Total
	18 a 25	26 a 45	46 a 54	55 y más	
1986	34	35	33	30	33
1988	29	33	31	28	29
1992	26	25	29	25	25
1994	25	28	23	30	25
1996	28	29	32	31	28
1999	27	31	33	32	28

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de la ECH del INE.

A-C. 4
Duración promedio incompleta por nivel educativo (semanas)
Total país

Año	Primaria incompleta	Primaria completa	Ciclo básico incompleto	Ciclo básico completo	Bachillerato	Terciario o universitario	Total
1986	31	30	31	35	37	44	33
1988	22	25	27	28	36	39	29
1990	22	23	27	28	31	34	28
1992	18	22	23	22	29	31	25
1994	19	25	24	24	28	31	25
1996	24	24	28	28	30	30	28
1998	28	26	26	25	29	34	28

1999	28	26	27	31	31	29	28
------	----	----	----	----	----	----	----

Fuente: Elaboración propia en base a los microdatos de la ECH del INE.

A-C. 5
Participación en el flujo y stock y duración promedio completa por grupo.
1987-1999.

Categoría	σ_i^{11}	S_i	D_i (semanas)
Total eco	N/c	N/c	15,71
Hombres	0,32	0,48	10,28
Mujeres	0,53	0,52	15,92
Montevideo	0,50	0,52	15,02
Interior	0,47	0,48	15,44
No calif.	0,70	0,73	15,26
Calif.	0,30	0,27	17,27
Dpd	0,85	0,80	16,63
Otros	0,26	0,20	20,45

A- C. 6
Resultados de regresión para testear efecto composicional
1987-1999.

Categoría	Vble. Dep.	dlog (desemp)	Log Vble. Dep. rezagada
Total eco.	Log (Dur comp.)	1,818	0,096
	d.e.	0,365	0,120
	Estadístico t	4,982	0,802**
Género	Log (Ddc)	0,010	-0,029
	d.e.	0,034	0,151
	Estadístico t	0,286**	-0,193**
	Log (Dpc)	1,137	0,215
	d.e.	0,323	0,116
	Estadístico t	3,514	1,851
Localización	Log (Ddc)	0,001	0,412
	d.e.	0,004	0,140
	Estadístico t	0,407**	2,958
	Log (Dpc)	1,761	0,251
	d.e.	0,412	0,129
	Estadístico t	4,275	1,942
Calificación	Log (Ddc)	-0,113	-0,361
	d.e.	0,070	0,135
	Estadístico t	-1,625**	-2,675
	Log (Dpc)	1,385	0,073
	d.e.	0,444	0,126
	Estadístico t	3,124	0,575**
Componente	Log (Ddc)	-0,005	0,096
	d.e.	0,018	0,155
	Estadístico t	-0,253**	0,621**
	Log (Dpc)	1,188	0,242
	d.e.	0,509	0,142
	Estadístico t	2,334	1,701

¹¹ La estimación del *stock* es el resultado del producto de la estimación de la *duración promedio completa* y del *flujo* para cada grupo. Como se trata de estimaciones realizadas a partir de un conjunto de datos que no constituyen un panel, sino que reflejan "remuestreos" temporales de la dinámica de la población, las participaciones totales no siempre se igualan a la unidad.

** No significativos al 10%.

En todos los casos no presentan problemas de especificación salvo la regresión con Log(Dpc) por componente.

Fuente: Elaboración propia.

BIBLIOGRAFÍA

Abbring, J.H., Van Den Berg, G. y Van Ours, J.C. (1994) *The anatomy of unemployment dynamics*. En CEPR, Discussion Paper Nro. 1202, 1995.

Abbring, J.H., Van Den Berg, G. y Van Ours, J.C. (1997) *Business cycles and compositional variation in U.S. unemployment*. Timbergen Institute. Discussion Paper Nro. 50.

Akerlof, G.A. y. Main, B.G.M (1980) *Unemployment spells and unemployment experience*. The American Economic Review, volúmen 70, Nro. 5, pp. 885-893.

Azam, J. P (1994) *Recent Developments in the developed country literature on labor markets and the implications for developing countries*. En Labor Markets in an Era of Adjustment, pp. 61-103. Ed. Horton, Kanbur, Mazumdar. Economic Development Institute of The World Bank, Washington.

Baker, M. y Trivedi, P. (1985) *Estimation of unemployment duration from grouped data: a comparative study*. Journal of Labor Economics, 3, pp. 153-174.

Baker, M. (1992a) *Unemployment duration: compositional effects and cyclical variability*. American Economic Review, 82. pp. 313-321.

Baker, M. (1992b) *Digit preference in CPS unemployment data*. Economics Letters, 39, pp. 117-121.

Baker, M., Corak, M y Heisz, A. (1996) *Unemployment in the stock and flow*. Statistics Canada, Analytical Studies Branch, Research paper Nro. 97, setiembre.

Bean, C. R. (1994) *European Unemployment: a survey*. Journal of Economic literature. Vol. XXXII, pp.573-619, junio.

Bjorn, N.H. (1995) *Causes and consequences of persistent unemployment*. Working paper 95-05. Centre for Labour Market and Social Research. University of Aarhus and Aarhus School of Business, Copenague, febrero.

Boyer, O., Arellano, M. y Bentolina, S. (1996) *Duración del desempleo, duración de las prestaciones y el ciclo económico*. Servicio de Estudios del Banco de España, Estudios Económicos, Nro. 57.

Clark, K. y Summers L. (1979) *Labor Market dynamics and unemployment: a reconsideration*. En Understanding Unemployment de L. Summers, Cap. 1. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1990.

Corak, M. y Heisz, A.(1995) *The duration of unemployment: a user guide*. Statistics Canada, Analytical Studies Branch, Research paper Nro. 84, diciembre.

Corak, M. y Heisz, A. (1996) *Alternative measures of the average duration of unemployment*. Review of Income and Wealth. Series 42, Nro. 1, marzo.

Espasa, A. y Cancelo, J. (1993) *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*. Alianza Economía.

Heckman, J. y Borjas, G. (1980) *Does unemployment cause future unemployment? Definitions, questions and answers from a continuous time model of heterogeneity and state dependence*. Económica, Vol. 47.

Hunt, J. (1999) *Determinants of non-employment and unemployment durations in East Germany*. Working Paper Nro. 7128. National Bureau of Economic Research.

INE (1998) *Encuesta Continua de Hogares. Diseño de la muestra*. Instituto Nacional de Estadística, Montevideo.

INE (1998) *Metodología y diseño muestral de la Encuesta Continua de Hogares*. Instituto Nacional de Estadística, Montevideo.

Kaitz H. (1970) *Analyzing the length of spells of unemployment*. Monthly Labor Review, 93, pp. 11-20, noviembre.

Layard, R., Nickell, S. y Jackman R. (1991) *Unemployment. Macroeconomic performance and the labour market*. Edición 1997. Oxford University Press. Gran Bretaña.

Layard, R., Nickell, S. y Jackman R. (1994). *The unemployment crisis*. Edición 1995. Oxford University Press. Gran Bretaña.

Lilien, D. A y Hall, R.E.(1986) *Cyclical fluctuations in the labor market*. Handbook of Labor Economics Editados por Ashenfelter, Vol. II, Cap. 17. Elsevier Science Publishers, Holanda.

Portugal, P y Addison, J. (2000) *Short and long term unemployment*. Economic Letters, 66, pp. 107-112. Elsevier Science Publishers..

Poterba J. y Summers L. (1986) *Reporting errors and labor Market dynamics*. En Understanding Unemployment de L. Summers, Cap. 3. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1990.

Rosholm, M. (1996) *Unemployment duration over the business cycle*. Working Paper 96-08. Centre for Labour Market and social Research. University of Aarhus and Aarhus School of Business, Copenague, octubre.

Salant S. (1977) *Search theory and duration data*. Quarterly Journal of Economics, 91, pp. 39-57, febrero.

Sider, H. (1985) *Unemployment duration and incidence: 1968-1982*. The American Economic Review, pp. 461-472, junio.

Summers, L.(1986) *Why is the unemployment rate so very high near full unemployment?* En Understanding Unemployment de L. Summers, Cap. 9. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1990.

Valletta, R.G. (1998) *Changes in the Structure and Duration of U.S. Unemployment, 1967-1998*. Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review 1998,3, pp.29-39

