

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Serie Economía



N° 28 OFERTA LABORAL Y SEGURO DE DESEMPLEO: ESTIMACIONES
PARA LA ECONOMIA CHILENA

ALEJANDRA MIZALA - PILAR ROMAGUERA - PAULO HENRÍQUEZ

**OFERTA LABORAL Y SEGURO DE DESEMPLEO: ESTIMACIONES PARA
LA ECONOMIA CHILENA**

Alejandra Mizala
Pilar Romaguera
Paulo Henríquez

SERIE ECONOMIA N° 28
Enero, 1998

Centro de Economía Aplicada
Departamento de Ingeniería Industrial
Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas
Universidad de Chile

OFERTA LABORAL Y SEGURO DE DESEMPLEO: ESTIMACIONES PARA LA ECONOMIA CHILENA*

Alejandra Mizala
Pilar Romaguera
Paulo Henríquez

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es presentar una estimación de oferta laboral para Chile, y luego, utilizar los resultados obtenidos para estimar el impacto de diferentes esquemas institucionales de seguro de desempleo sobre la decisión de trabajar de los individuos.

En la primera parte del estudio se estiman dos modelos de oferta de trabajo, uno para el caso de las mujeres y otro para el de los hombres. En ambas situaciones se utilizó la información de la encuesta de caracterización socioeconómica (CASEN) del año 1992, referida a toda la población en edad de trabajar. En la segunda parte, se analiza el impacto de esquemas alternativos de protección a los trabajadores desempleados sobre su decisión de trabajar. Se analiza el efecto de un seguro de desempleo decreciente en el tiempo, así como de un sistema mixto que incluye seguro de desempleo e indemnizaciones por año de servicio (IAS).

La estimación de la oferta laboral nos permite concluir que la respuesta en la oferta laboral frente a cambios en las variables explicativas en el caso de las mujeres se debe principalmente (78.3%) a cambios en la tasa de participación y en un nivel menor (21.7%) a ajustes en el horario de trabajo. En el caso de los hombres, en contraste, la respuesta se da tanto en términos de cambios en las horas trabajadas, como en la tasa de participación (57.4% y 42.6% respectivamente). Por otra parte, la elasticidad de la oferta laboral masculina es 1.07, menor que la elasticidad de la oferta laboral femenina 1.89, lo que concuerda con los estudios internacionales.

Al estimar el efecto sobre la duración del desempleo de distintos esquemas de seguro de desempleo, se concluye que el desempleo aumenta; sin embargo, el rango en que éste fluctúa frente a los distintos esquemas es pequeño.

La duración del desempleo decrece, tanto en hombres como en mujeres, si se aplica un sistema de beneficios decrecientes en el tiempo en vez de un sistema de beneficios constantes. La duración del desempleo también decrece al disminuir el porcentaje del salario pagado como beneficio de desempleo (fracción de reemplazo) y al disminuir la duración de los beneficios. No obstante, el impacto de la reducción en el monto de los beneficios es mayor que el de la reducción de la duración de éstos, tanto para hombres como para mujeres.

Palabras claves: Oferta laboral, seguro de desempleo

Clasificación JEL: J22, J65

* Agradecemos el apoyo financiero de FONDECYT, proyecto N° 1940401 y de la Fundación A. Mellon.

INTRODUCCION

El objetivo de este trabajo es presentar una estimación de oferta laboral para Chile y luego utilizar los resultados obtenidos para estimar el impacto de diferentes esquemas institucionales de seguro de desempleo sobre la decisión de trabajar de los individuos.

La estimación de una oferta laboral es interesante en sí misma debido a que tanto en Chile como en otros países de Latinoamérica son escasos los estudios empíricos sobre el tema. Adicionalmente, es particularmente interesante estimar la oferta de trabajo femenina, ya que en muchos países en desarrollo las mujeres tienen una muy reducida participación en el mercado laboral.

Por otra parte, en los últimos años ha surgido en varios países latinoamericanos y particularmente en Chile la necesidad de implantar un seguro de desempleo que, protegiendo a los trabajadores desempleados, permita al mismo tiempo acrecentar la flexibilidad del mercado laboral, requerimiento indiscutible en una economía como la chilena, pequeña e integrada al mundo. En Chile no se ha aplicado un sistema de seguro de desempleo, por lo tanto no hay datos efectivos que permitan medir su efecto sobre la oferta de trabajo. Por esta razón uno de los aportes de este estudio es precisamente estimar un modelo de oferta de trabajo, el que proporciona los parámetros que permiten evaluar el posible impacto de un sistema de seguro de desempleo.

En la primera parte del estudio se estimaron dos modelos de oferta de trabajo, uno para el caso de las mujeres y otro para el de los hombres. En ambas situaciones se utilizó la información de la encuesta de caracterización socioeconómica (CASEN) del año 1992, referida a toda la población en edad de trabajar (personas mayores de 14 años).

En la segunda parte, se analiza el impacto de esquemas alternativos de protección a los trabajadores desempleados sobre su decisión de trabajar. Se analiza el efecto de un seguro de desempleo decreciente en el tiempo, así como de un sistema mixto que incluye seguro de desempleo e indemnizaciones por año de servicio (IAS). Este último esquema institucional tiene la particularidad de incorporar la realidad de muchos países latinoamericanos, que como Chile tienen una larga tradición de protección al despido via pago de

indemnizaciones, lo que hace políticamente difícil su completa eliminación al implantar un seguro de desempleo.

I. ESTIMACION DE LA OFERTA LABORAL

Como es sabido, un individuo que ofrece su trabajo en el mercado debe tomar dos decisiones; en primer lugar, debe decidir si participar o no y; en segundo lugar, cuántas horas desea trabajar. Por tanto, su oferta de trabajo se puede expresar de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} H &= h(W, V, Z, \varepsilon) & \text{si } W > W_r \\ H &= 0 & \text{si } W \leq W_r \end{aligned} \tag{1}$$

donde H son las horas trabajadas por período, W el salario, V ingreso no salarial, Z otras variables que determinan la oferta de trabajo, W_r el salario de reserva y ε es una perturbación aleatoria.

Los procedimientos de estimación por MCO son inadecuados en este caso pues se produce un sesgo de selección al incluir en la estimación sólo a aquellos individuos para los cuales existe un valor observable para la variable salario, es decir, para aquellos que trabajan. Este problema es más patente para el caso de la oferta de trabajo femenina en los países en desarrollo, ya que las tasas de participación de las mujeres son por lo general relativamente bajas¹. Pero aunque teóricamente el salario fuera observado para toda la población se enfrentaría la dificultad de identificar las distintas propensiones a participar en la fuerza laboral de las personas que no están ocupadas, información que no se conoce.

Por tanto se deben resolver dos problemas, diferenciar a las personas que no trabajan de acuerdo a su probabilidad de participación en el mercado laboral y estimar un salario potencial para quienes no trabajan.

¹ En el anexo A1 se presenta un cuadro con el porcentaje de personas que no están trabajando

Una alternativa para superar el primer problema es utilizar la técnica propuesta por Tobin (1958) conocida como Tobit. Este método establece un probit que incorpora tanto información de la probabilidad de participación de las personas que no están trabajando, como las horas trabajadas por las personas que lo hacen. Este segundo componente es idéntico a la función de máxima verosimilitud implícita en una regresión por MCO si es que todos los individuos trabajaran.

Una solución al segundo problema consiste en establecer una ecuación de salario, cuyas variables explicativas puedan ser observadas para toda la población en edad de trabajar, para ello se utilizan extensiones del modelo de capital humano de Mincer (1974) corregido por sesgo de selección, introduciendo una variable ficticia de acuerdo a la técnica propuesta por Heckman (1979). Esta variable ficticia que permite corregir el sesgo se obtiene a partir de los coeficientes estimados del modelo de oferta laboral, utilizando el método de Tobit, en que el salario se ha reemplazado por variables de capital humano que están disponibles para toda la muestra. Este método permite obtener estimadores consistentes del coeficiente que acompaña al salario en la ecuación de oferta laboral.

1.1. Resultados del modelo de oferta laboral

El modelo de oferta laboral expuesto en la sección anterior se estimó separadamente para hombres y mujeres. La forma funcional de las ecuaciones estimadas está dada por:

$$\ln W = \alpha X \tag{2}$$

$$\hat{H} = \gamma [\alpha X] + \beta Z \tag{3}$$

donde, X representa las variables que explican el salario, Z el resto de las variables que explica la oferta laboral, γ representa al coeficiente asociado al $\ln W$ en la ecuación de oferta laboral H , y α y β son vectores de coeficientes a estimar.

La información utilizada proviene de la encuesta de caracterización socioeconómica (CASEN) del año 1992. De esta encuesta se tomaron todas las personas mayores de 14 años, 36.536 mujeres y 29.181 hombres. No

obstante lo anterior, ambas muestras tienen un factor de expansión, lo cual debe considerarse al momento de obtener estadísticas descriptivas y modelos econométricos².

El cuadro 2 presenta los resultados del modelo salarial, y el cuadro 3 los de la ecuación de oferta laboral para hombres y mujeres por el método de máxima verosimilitud del tipo Tobit³.

Cuadro 2: Resultados del modelo salarial
(variable dependiente ln W)

Variables Independientes	Coeficientes (hombres)		Coeficientes (mujeres)
Constante	4.181	(124.96)	3.884 (45.18)
Educ	0.116	(87.40)	0.125 (45.62)
Exper	0.049	(22.23)	0.030 (13.58)
Exper ²	-0.0006	(-14.83)	-0.0003 (-6.90)
Capac	0.356	(24.56)	0.329 (11.43)
λ	0.302	(7.67)	0.229 (5.24)
R ²	0.36		0.34

Nota: Estadísticas t entre paréntesis⁴

² El factor de expansión representa el peso relativo de cada encuestado en la configuración real de la población; por ejemplo, si se entrevistan a muchas personas de un determinado nivel socioeconómico y esta cantidad no representa el peso real dentro de la realidad poblacional, entonces el factor de expansión para estas personas será pequeño.

³ En el anexo se presenta la estimación del modelo de oferta laboral por MCO.

⁴ Las variables utilizadas son las siguientes:

EDUC= años de educación formal., EXPER= experiencia potencial, EXPER2= cuadrado de la experiencia, CAPAC= capacitación, V = ingreso no salarial, JEFE = variable dummy que toma valor 1 si la persona es jefe de hogar, INTEG = Número de integrantes que conforman el hogar, NPREES=Número de hijos en etapa preescolar. λ = variable ficticia de Heckman. Las variables anteriores se construyeron a partir de la información de la encuesta Casen 1992.

Cuadro 3: Estimación de Oferta laboral por el método Tobit
(variable dependiente horas de trabajo semanales)

Variables independientes	Coefficientes (hombres)	Coefficientes (mujeres)
Constante	-2.600 (-2.87)	-80.480 (-40.08)
Educ	0.286 (5.28)	3.452 (25.88)
Exper	2.942 (66.72)	2.348 (26.09)
Exper2	-0.058 (-79.36)	-0.059 (-33.34)
Capac	8.370 (13.53)	46.712 (29.36)
V	-0.00001 (-27.55)	-0.000006 (-4.54)
Jefe Hogar	14.835 (28.41)	35.443 (25.36)
Integ	0.373 (3.888)	-
Nprees	-	-7.117 (-12.28)
σ (Desviación estándar)	29.136 (179.54)	59.694 (107.11)

Nota: Estadísticas t entre paréntesis

La estimación del modelo de oferta laboral entrega signos esperados de los coeficientes. Los ingresos no salariales (variable V^5) tienen un efecto negativo y significativo sobre la cantidad de horas semanales ofertadas (variable dependiente H), lo que confirma el efecto ingreso que postula la teoría. El hecho de ser jefe de hogar hace aumentar las horas ofertadas, debido a la responsabilidad de mantener una familia. La diferencia entre hombres y mujeres se produce en las variables relacionadas con el tamaño del grupo familiar. En el caso de las mujeres se consideró el número de hijos en la etapa preescolar (nprees); de acuerdo al signo obtenido se concluye que esta variable inhibe la cantidad de horas ofertadas, conforme a la responsabilidad "cultural" en la cual las mujeres típicamente son las encargadas de cuidar a los niños menores. En el caso de los hombres se incluyó como variable de control el tamaño

de la familia (integ), este efecto es positivo, los hombres ofertan más horas en razón de que deben ganar más dinero para solventar los gastos que involucra tener más integrantes en la familia.

Las variables que determinan el salario tienen el mismo signo tanto en el modelo de oferta laboral como en el modelo salarial. De esto se concluye directamente que, de acuerdo a lo esperado, la dependencia de la oferta laboral con respecto al salario es positiva.

Por último, en la determinación del salario los coeficientes tienen los signos esperados. A mayor educación y experiencia aumenta el salario, la capacitación también juega un rol esencial en la determinación del salario. El coeficiente del sesgo de selección es significativo y positivo como era de esperarse.

Es interesante observar que el retorno de la educación formal en los hombres es de 11.6 %, en tanto en las mujeres dicho retorno es de 12.5 %. Esto significa que la educación influye más en la determinación del salario en la mujer que en el hombre. El retorno a la experiencia; sin embargo, es mayor en el hombre que en la mujer, 4.9% y 3% respectivamente.

1.2. Interpretación de los coeficientes.

Los coeficientes estimados en el modelo de oferta laboral deben ponderarse por la probabilidad de participación para reflejar la respuesta de la oferta laboral, cuando una de las variables explicativas cambia:

$$\frac{\partial H}{\partial X_i} = F(z) a_i \quad (4)$$

Dadas las ecuaciones (2) y (3) se tiene la siguiente definición:

⁵ Los ingresos no salariales se midieron restando el salario mensual del individuo a los ingresos totales de la familia.

$$\hat{\theta} = \hat{\gamma} \hat{\alpha}$$

Al estimar la oferta laboral las variables que determinan el salario tienen el coeficiente θ . Lo que se necesita es obtener γ que es el coeficiente del Ln W en la oferta laboral. Expandiendo la última ecuación se tiene:

$$(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n) = (\gamma \alpha_1, \gamma \alpha_2, \dots, \gamma \alpha_n)$$

Por lo tanto:

$$\gamma = \frac{\theta_1}{\alpha_1} = \frac{\theta_2}{\alpha_2} = \dots = \frac{\theta_n}{\alpha_n}$$

Donde γ se obtiene como el promedio de los cuocientes estimados. Los resultados son los siguientes:

$$\gamma_{hombres} = 44,475 \quad \gamma_{mujeres} = 107,8135$$

Estos coeficientes ponderados por la probabilidad de participación nos entregan la tasa de cambio de la oferta laboral frente a un cambio unitario en el logaritmo natural del salario. El cuadro 4 muestra la variación de la oferta laboral H dado un cambio en alguna de las variables explicativas.

Cuadro 4: Cambio en la oferta laboral ante variación de variables independientes

Variables explicativas	Tasa de cambio de H en hombres	Tasa de cambio de H en mujeres
ln W	35.202	21.282
V (ingreso no salarial)	-0.00008	-0.000001
jefe de hogar	11.742	6.997
Nº hijos preescolares	-----	-1.405
Nº de integrantes	0.295	-----

La principal conclusión de estos resultados es que el hombre altera más la cantidad de horas que trabaja frente a variables monetarias que la mujer ⁶. Es así, como el aumento de su oferta laboral frente a un incremento del salario por hora y la disminución de su oferta laboral frente a un aumento del ingreso no laboral son mayores que en el caso de la mujer. Además, se puede constatar que el impacto de ser jefe de hogar es más fuerte en el hombre que en la mujer.

Por su parte, la descomposición de McDonald y Moffitt (1980) permite calcular el grado en que la respuesta de la oferta de trabajo ante un cambio en las variables explicativas se puede asociar con un cambio en la tasa de participación, o con un cambio en la cantidad ofrecida de trabajo por parte de las personas que ya están trabajando (ver cuadro 5).

Cuadro 5: Descomposición de McDonald y Moffitt

Género	Cambio en H debido a entradas y salidas al mercado laboral	Cambios en H debido a ajustes en el horario de trabajo
Hombres	42.58 %	57.42 %
Mujeres	78.26 %	21.74 %

Se concluye que el principal responsable del aumento y reducción de la oferta laboral femenina es la entrada y salida al mercado laboral; es decir, cambios en la tasa de participación. En contraste, en el caso de la oferta de trabajo masculina la respuesta se debe tanto a cambios en las horas trabajadas como en la tasa de participación, siendo el efecto de esta última un poco menor. Este es un aspecto que se debe tomar en cuenta al momento de diseñar políticas orientadas al mercado laboral.

⁶ Nótese que esta medida no corresponde a la elasticidad de la oferta con respecto a las variables monetarias, ya que ésta se mide en términos porcentuales y no absolutos.

Asimismo, en el cuadro 6 se presentan los resultados de las elasticidades de la oferta laboral con respecto al salario compensado, no compensado, e ingreso total:

Cuadro 6: Elasticidades de Oferta Laboral.

Género	Elasticidad de W compensado (E*)	Elasticidad de W no compensado (E)	Elasticidad de ingreso total (mpe)
Hombres	1.106	1.073	-0.033
Mujeres	1.889	1.888	-0.0004

Los signos de los efectos sustitución e ingreso (elasticidad de salario compensado e ingreso total respectivamente) son los predichos por la teoría, predominando el efecto sustitución por sobre el efecto ingreso⁷.

Si bien en valor absoluto los hombres presentaban una mayor sensibilidad de las horas trabajadas con respecto al salario, en términos porcentuales esto no es así, tal como lo muestran los resultados de la elasticidad de salario no compensado; esto se debe a que el hombre en promedio tiene una mayor tasa de participación que la mujer y por lo tanto, en términos absolutos el cambio es mayor. Este resultado concuerda con la mayoría de los estudios empíricos internacionales (Killingsworth, 1983; Pencavel, 1986; Heckman y Killingsworth, 1986). En efecto, aún cuando los diversos estudios que estiman ofertas laborales presentan una variabilidad significativa de las elasticidades, se observa que en aquellos en los que la muestra utilizada corresponde a mujeres, existe una mayor sensibilidad en la respuesta de la oferta laboral al salario. Si bien, estudios más recientes para países desarrollados sobre oferta de trabajo femenina han encontrado elasticidades más cercanas a las de los hombres (Mroz, 1987), tal como argumenta Heckman (1993), no se sabe en este momento hasta qué punto al aumentar las tasas de participación femenina las elasticidades de hombres y mujeres convergirán.

⁷ La diferencia de la elasticidad de ingreso total con respecto a los reportados en estudios internacionales, se debe al período de tiempo utilizado para medir la oferta laboral. En este trabajo la oferta laboral fue medida en términos semanales y no anualmente como en otros estudios.

Dado que en países en desarrollo las mujeres tienen un comportamiento laboral diferente al de los hombres y dada la hipótesis de que en las grandes ciudades las mujeres tienden a adoptar funciones más similares a la de los hombres, se reestimó el modelo de oferta laboral femenina sólo para Santiago. El cuadro 7 presenta la descomposición de McDonald y Moffitt y el cuadro 8 las elasticidades obtenidas para este caso.

Cuadro 7: Descomposición de McDonald y Moffitt
Oferta Laboral femenina para Santiago

Cambio de H debido a entradas y salidas al mercado laboral	Cambios de H debido a ajustes en el horario de trabajo
76.27	23.73

Los resultados confirman que el comportamiento de la oferta laboral femenina en Santiago se acerca más al de los hombres a nivel nacional. Esto se debe probablemente a una participación más activa de la mujer en el mundo del trabajo en las grandes ciudades; de hecho, la descomposición de McDonald y Moffitt muestra un menor cambio en la oferta laboral por entradas y salidas al mercado y un mayor cambio por ajustes en el horario de trabajo⁸.

Cuadro 8: Elasticidades de Oferta laboral femenina para Santiago.

Elasticidad de W compensado (E*)	Elasticidad de W no compensado (E)	Elasticidad de ingreso total (mpe)
1.434	1.433	-0.0009

⁸ Esto puede explicar las diferencias entre este estudio y el de Muchnick *et. at.* (1991) en relación a las elasticidades de salario compensado y no compensado.

II. ESTIMACION DEL IMPACTO DE UN SEGURO DE DESEMPLEO

2.1. El modelo

En esta sección se estima, utilizando los resultados obtenidos del modelo de oferta laboral, el impacto de diferentes esquemas de seguro de desempleo sobre la decisión de trabajar de un individuo. Para ello se utiliza una extensión del modelo de trabajo-ocio de Moffit y Nicholson (1982).

En este modelo se supone que un individuo recientemente desempleado considera su restricción presupuestaria en un extenso horizonte de planeamiento y elige, mediante la maximización de su función de utilidad, el número de semanas que trabajará y el número en que estará desempleado.

La función de utilidad, depende del ingreso total neto del período y de las semanas de desempleo. Este último factor se introduce de manera análoga al concepto de ocio desarrollado en la teoría de oferta laboral, el cual le reporta al individuo una utilidad adicional al simple consumo de ocio, esto es, tiempo disponible para buscar trabajo.

En lo que sigue se supondrá que el individuo planea su decisión en un horizonte de tiempo extenso a partir del momento en que ha sido despedido.

El individuo resuelve el siguiente problema de optimización:

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad & u(U, Y) \\ \text{s.a.} \quad & (U, Y) \in K \end{aligned} \tag{5}$$

donde, $u(,)$ es la utilidad que le reporta al individuo dos pares de bienes (en este caso ingreso y desempleo), U el periodo de desempleo, Y el ingreso que dispone durante el horizonte de planeación y K el polítopo que resulta de la restricción presupuestaria, o en otras palabras los pares ocio-ingreso que resultan al definir el ingreso como función del desempleo elegido.

Para modelar esta función se supondrá:

- El individuo recibe beneficios por el hecho de estar desempleado, lo que se denotan por $b(t)$. Este beneficio durará por un período determinado.
- El individuo recibe un ingreso mínimo aún si los beneficios del desempleo son nulos. Este se denotará por S_0 .

Ahora bien, para el individuo el consumo de desempleo lleva consigo un costo de oportunidad igual al salario que obtendría si estuviera trabajando.

Se denotará por U^* la duración de los beneficios de desempleo y por L la duración del horizonte de planeación⁹, con lo cual la función de ingreso individual se puede resumir de la siguiente manera:

$$\begin{cases} Y_t = WL - Wt + b(t)t + S_0 & \text{si } t \leq U^* \\ Y_t = WL - Wt + b(U^*)U^* + S_0 & \text{si } t > U^* \end{cases} \quad (6)$$

Esta función de ingreso refleja el monto que obtendrá la persona a lo largo del horizonte de planeación al elegir un período de desempleo dado, en que el individuo elige el consumo de dos bienes desempleo e ingreso.

Se analizarán tres esquemas de seguro de desempleo: el más simple es una estructura de beneficios constante en el tiempo. El segundo tipo corresponde a una estructura decreciente en el tiempo. Finalmente, se analizará un sistema mixto de seguro de desempleo e indemnizaciones por años de servicios (IAS).

⁹ L debe ser lo suficientemente grande, pues se supuso que el individuo elige un horizonte extenso para su planificación.

Caso 1: beneficios constantes

En este caso $b(t) = B$ es independiente del tiempo. Para ilustrar en un gráfico la restricción presupuestaria se definirá la fracción de reemplazo r :

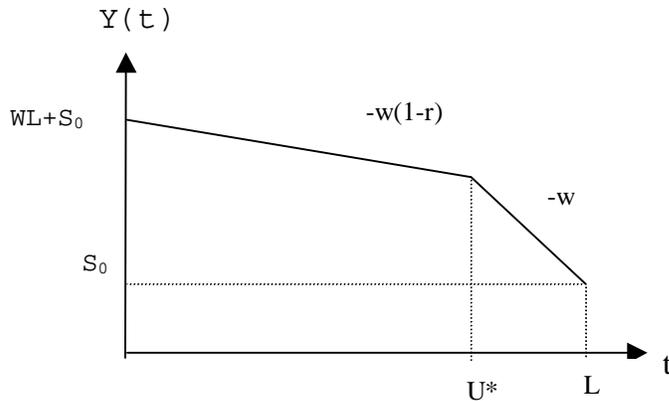
$$r \equiv \frac{B}{W} \tag{7}$$

Esto permite expresar B como una función de W , es decir, $B = rW$; luego, la función de ingreso será la siguiente:

$$\begin{cases} Y_t = WL - W(1 - r)t + S_0 & \text{si } t \leq U^* \\ Y_t = WL - Wt + rWU^* + S_0 & \text{si } t > U^* \end{cases} \tag{8}$$

En consideración a lo anterior, la restricción presupuestaria (el polígono denotado por K) se puede graficar de la siguiente manera (t e Y representan los bienes desempleo e ingreso respectivamente) (gráfico 1):

Gráfico 1: Beneficios constantes

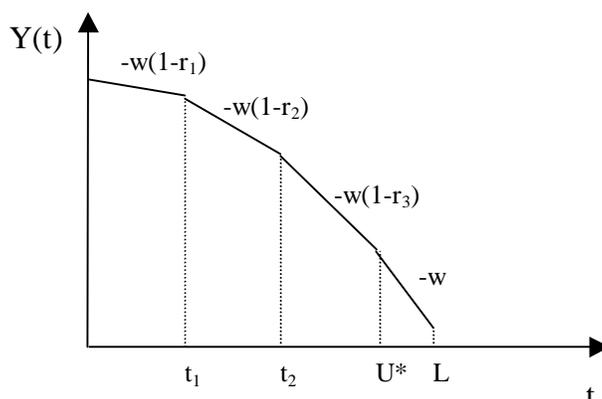


Tal como se puede observar en la figura anterior, una vez que el seguro de desempleo deja de actuar (cuando se cumplen U^* semanas) el ingreso decrece en forma más pronunciada. Los valores de las pendientes ilustradas en la figura anterior muestran que el seguro de desempleo actúa como un amortiguador de la caída del ingreso a lo largo del horizonte de planeación.

Caso 2: beneficios decrecientes en el tiempo

En este segundo caso se suponen beneficios decrecientes en el tiempo, para incentivar al individuo a mantenerse menos tiempo desempleado. La formulación matemática es similar al primer caso, pero con una fracción de reemplazo que es una función decreciente en el tiempo. En la práctica, este mecanismo se traduce en un conjunto de subperíodos en que el monto del beneficio va decreciendo. En el gráfico 2 se ilustra la restricción presupuestaria en este caso.

Gráfico 2: Beneficios decrecientes



Como las fracciones de reemplazo son decrecientes, las pendientes de los subperíodos se inclinan cada vez más, hasta que los beneficios cesan.

Caso 3: Sistema mixto de IAS y seguro de desempleo

Este esquema institucional intenta incorporar la realidad de muchos países latinoamericanos, que como Chile tienen una larga tradición de protección al despido via pago de indemnizaciones, lo cual hace políticamente difícil eliminar completamente las IAS al momento de implantar un sistema de seguros de desempleo.

Adicionalmente, este esquema busca evitar los subsidios cruzados que se producen entre sectores o empresas con diferente grado de siniestralidad, el que la empresa deba pagar IAS al despedir a un trabajador minimizará los efectos que el seguro de desempleo tiene sobre la demanda de trabajo¹⁰.

Para modelar las IAS se puede pensar en un esquema en que el individuo al ser despedido tiene derecho a un mes de salario por año trabajado en la empresa, con un tope relativamente bajo de años (3 o 4). Luego de transcurridos los meses cubiertos por las IAS, el trabajador que aún está cesante puede recurrir al seguro de desempleo, por lo tanto el monto de la IAS que recibe el trabajador al ser despedido puede ser expresado de la siguiente manera:

$$IAS = \begin{cases} Wt & \text{si } t \leq U_0 \\ WU_0 + \alpha W(t - U_0) & \text{si } U_0 < t \leq U_1 \end{cases} \quad (9)$$

donde U_0 es el período cubierto por la indemnización (3 o 4 meses, por ejemplo), α es la proporción del salario y $U_1 - U_0$ es el número máximo de años en que se acumula en la cuenta a todo evento. Luego, el ingreso que presupuesta el individuo en el horizonte de planeación será el mismo que en los dos casos anteriores, más el monto que cubre la IAS dado por la ecuación anterior, este monto lo recibe de una sola vez al momento del despido.

2.2. El problema de maximización

Corresponde ahora derivar la condición de maximización para una función de utilidad específica. La elección de la función de utilidad viene dada por la forma funcional de la oferta laboral elegida en la primera parte de este trabajo. Por simplicidad de cálculo y estimaciones computacionales, se eligió una forma lineal para la oferta laboral. Esta forma lineal se debe entender como una aproximación de primer orden de la verdadera

función de oferta laboral. Ahora bien, al resolver el problema de maximización de la oferta laboral se logró estimar los parámetros que gobiernan dicha función. La analogía entre la oferta de trabajo y la elección de las semanas de desempleo permiten resolver el problema de maximización, por ello, nuevamente se aproxima la solución en una forma lineal, partiendo del supuesto de que es una aproximación de primer orden de la función verdadera¹¹:

$$U = f(Y), \text{ donde } f \text{ es una función lineal.}$$

Al considerar la restricción presupuestaria definida por el polígono K, se obtiene la solución, a partir de un sistema de dos ecuaciones con dos incógnitas.

La oferta de trabajo semanal es una función del ingreso del trabajo, ingresos no salariales, y otras variables no monetarias. Luego es posible transformar esta oferta de trabajo en un contexto de más largo plazo, y asimilarla como las semanas de empleo elegida por la persona, con lo cual se obtiene en forma directa las semanas de desempleo. Para realizar la transformación, el ingreso del trabajo se debe entender como el ingreso total $Y(t)$ disponible durante el horizonte de planeación L menos el ingreso no salarial S_0 y los beneficios de desempleo. Para incorporar este ingreso del trabajo, se debe dividir por el número de semanas planeadas, para así capturar un ingreso del trabajo semanal (recordar que en la oferta de trabajo el salario es medido por hora). Este ingreso del trabajo se calculará tomando en consideración al individuo promedio de la población de acuerdo a su capital humano acumulado. Por otro lado los beneficios no salariales serán S_0 más el monto de los beneficios de desempleo. Para entender mejor esta analogía, considérese la ecuación de oferta laboral:

$$H = f(W, V, Z) \tag{10}$$

¹⁰ Los trabajos de Meyer (1990), Katz y Meyer (1988) y Topel (1985) entre otros, encuentran que la tasa a la que las personas dejan el desempleo se eleva sustancialmente justo antes de que los beneficios cesen, parte de la explicación a este hecho reside en que los seguros de desempleo tienen un efecto significativo en la probabilidad de despidos temporales.

Los coeficientes que acompañan a las variables dependientes indican la incidencia que tienen ellas en la oferta laboral¹², las cuales se supondrán inalteradas si existe un horizonte más largo; es decir, si la

oferta laboral fuera en semanas y no en horas semanales, cabría esperar que el impacto que tienen las variables del término derecho no se vean modificadas. Sin embargo, hay que tener cuidado al momento de reinterpretar las variables del lado derecho, pues ahora en vez del salario hora, se debe introducir el ingreso del trabajo semanal. Además, hay que recordar que los ingresos no salariales en la oferta laboral se midieron en términos mensuales, el cual supera el período de planeación (la oferta es de horas semanales), por lo tanto el impacto de $S_0 + b(t)$ en el empleo debe ser numéricamente cuatro veces menor que en la oferta laboral, pues este valor se mide en un horizonte igual al del empleo.

2.3. Resolución del modelo

En esta sección se resolverá el modelo general de duración de desempleo en función de las características del individuo (tanto monetarias como no monetarias) y del esquema de seguros de desempleo.

Realizando la comparación con el modelo de oferta laboral, la ecuación que caracteriza al desempleo será de la siguiente forma:

$$T-U_i = a + b \ln W_i + c\{V_i + b(U_i)\} + dZ_i \quad (11)$$

donde U_i es la duración del desempleo del individuo i , T el período de planeación, W_i el salario semanal al cual optaría el desempleado si volviese a trabajar, V_i el ingreso no salarial que percibe la persona durante todo el período de planeación, $b(U_i)$ el monto de beneficios que recibe el individuo si elige estar desempleado por U_i semanas y \vec{Z}_i un vector que representa las características no monetarias del desempleado (tamaño del grupo familiar, condición de jefe de hogar, etc). Los coeficientes a, b, c y \vec{d} tienen valores que fueron obtenidos

¹¹ Como el empleo se puede aproximar como una función lineal del ingreso, el desempleo también.

¹² Para observar el verdadero impacto los coeficientes de la oferta laboral se deben ponderar por la probabilidad de participación en el mercado laboral.

para el caso del modelo de oferta laboral (con las transformaciones necesarias discutidas en la sección anterior).

Dados los signos de estos coeficientes tenemos que mientras mayor sea el sueldo de mercado que se ofrece, menor incentivo hay para que la persona permanezca un mayor tiempo desempleado. Por el contrario, si los beneficios de desempleo aumentan, existirá un incentivo a estar más tiempo desempleado.

Como se ha mencionado, la oferta laboral estimada tiene un horizonte de planeación de una semana lo que equivale a 5 días laborales y en consecuencia a un tiempo de 120 horas, las cuales se reparten en ocio y trabajo. Por lo tanto, junto con la transformaciones explicadas en la sección anterior, se debe ponderar la ecuación anterior si es que el horizonte T no es de 120 semanas.

La ecuación que caracteriza las semanas de desempleo toma la siguiente forma, donde la variable W_i se expresa en términos de variables de capital humano. Por lo tanto, tenemos:

$$U_i = \frac{T}{120} \{120 - a - (b_1 Educ_i + b_2 Exper_i + b_3 Exper_i^2 + b_4 Capac_i) - c(V_i + b(U_i)) - \vec{d} \vec{Z}_i\} \quad (12)$$

Para completar la resolución de la ecuación anterior se deben incorporar los coeficientes estimados de la oferta laboral. Para el caso de los hombres los coeficientes son: $a = -2.600$; $c = (-0.00001)/4$; $\vec{d} = (14.835, 0.373)$, los cuales corresponden a las variables jefe de hogar y tamaño familiar. Finalmente, $(b_1, b_2, b_3, b_4) = (0.286, 2.942, -0.058, 8.370)$.

Para el caso de las mujeres los coeficientes son $a = -80.480$; $c = (-0.000006)/4$; $\vec{d} = (35.443, -7.117)$, los cuales están asociados a las variables jefe de hogar y cantidad de hijos preescolares; $(b_1, b_2, b_3, b_4) = (3.452, 2.348, -0.059, 46.712)$.

Estimación de la duración de desempleo para un individuo promedio (hombres y mujeres).

La duración del desempleo de un hombre promedio de la población se puede obtener utilizando la siguiente ecuación, suponiendo un horizonte de planeación de 50 semanas:

$$U = 28.86 + (0.10463E - 4)b(U)$$

Si no hay seguro de desempleo (situación actual en Chile), el desempleo promedio de la población de hombres es de 28.86 semanas, cifra comparable con estadísticas nacionales que estiman una duración de desempleo promedio de 24 semanas (sin diferenciación entre hombres y mujeres).

La duración del desempleo de una mujer promedio se obtiene a partir de la siguiente ecuación:

$$U = 30.92 + (6.478E - 6)b(U)$$

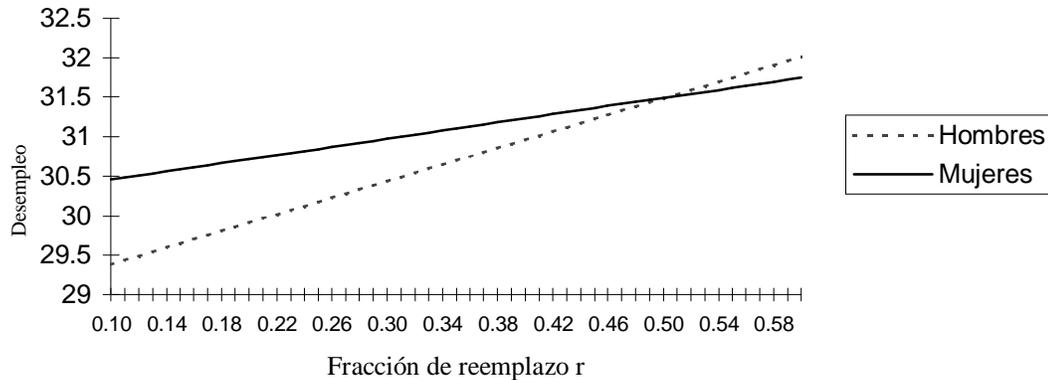
La duración promedio del desempleo es mayor en la mujer que en el hombre en la situación sin seguro de desempleo (30,92 semanas). Sin embargo, la respuesta de la duración del desempleo ante la presencia de un seguro es menor en el caso de la mujer que en el de los hombres (6,478 E-6 versus 0,105 E-4). En lo que sigue, se analizarán con mayor detalle las consecuencias en la duración del desempleo de los tres esquemas de seguros de desempleo descritos antes.

Caso 1: beneficios constantes en el tiempo

Dejando constante el número de semanas de duración de los beneficios, es posible graficar el período de desempleo en función de la proporción del salario semanal cubierto por el sistema. Por otro lado, si se deja

constante la proporción del salario semanal cubierto, es posible graficar la duración del desempleo en función del período de duración del seguro. Estos gráficos se muestran a continuación tanto para los hombres como para las mujeres¹³ (gráficos 3 y 4).

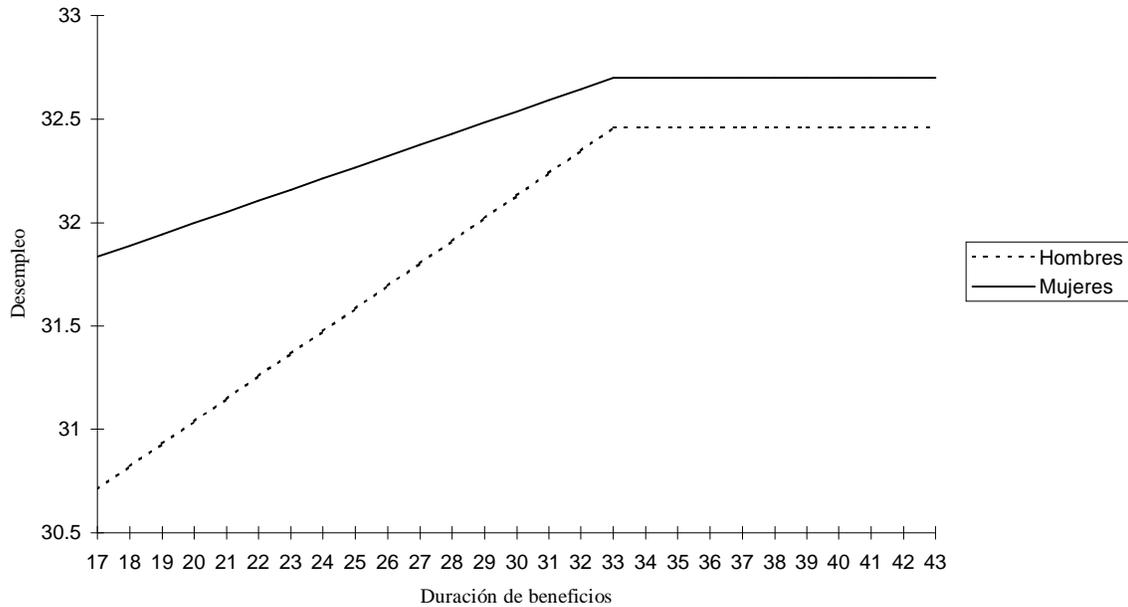
Gráfico 3: Desempleo en función de la fracción de reemplazo



Al analizar los gráficos correspondientes al desempleo en función de la fracción de reemplazo r (gráfico 3) se verifica que la duración del desempleo en el caso de las mujeres comienza siendo mayor que en los hombres, pero debido a la menor respuesta del desempleo ante la presencia del seguro en las mujeres, se obtiene un menor desempleo en las mujeres que en los hombres para valores elevados de la fracción de reemplazo.

¹³ Cuando se grafica la duración del desempleo en función de la fracción de reemplazo, se deja la duración de los beneficios constante e igual a 24 semanas. Al graficar las semanas de desempleo en función de la duración de los

Gráfico 4: Desempleo en función de la duración de beneficios



En el caso de los gráficos que resumen el desempleo en función de la duración de los beneficios (gráfico 4) se concluye que si bien las mujeres parten con un desempleo mayor, a medida que la duración de los beneficios aumenta la diferencia con los hombres en la duración del desempleo se hace mínima. De hecho, en ambos grupos se produce un quiebre en un mismo punto, a partir del cual un aumento en la duración del beneficio no tiene efecto sobre la duración del desempleo.

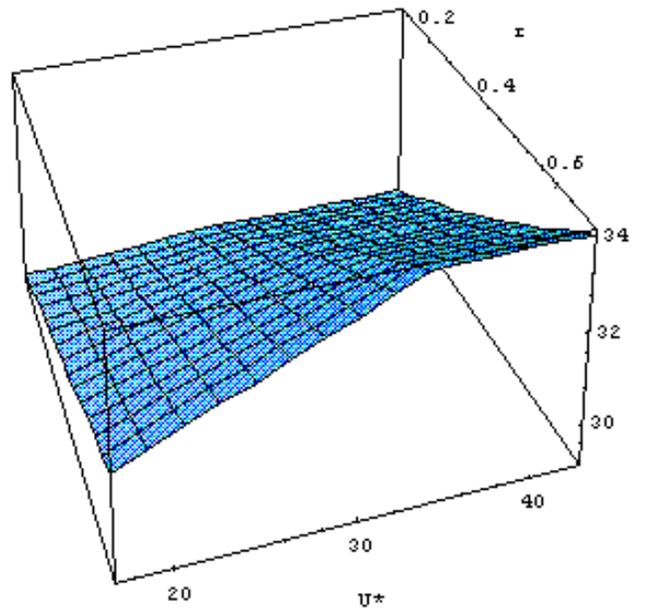
Si se supone una duración de los beneficios de 24 semanas¹⁴ y un valor de 0.5 para la fracción de reemplazo, se concluye que el número de semanas de desempleo elegidas es de 31.48 para los hombres y de 32.21 para las mujeres.

beneficios, se deja r constante con un valor de 0.5.

¹⁴ Se está suponiendo una duración de los beneficios equivalente a la duración promedio del desempleo en la economía chilena.

Los gráficos anteriores se pueden resumir en el gráfico 5 que tiene tres dimensiones (correspondiente al caso de los hombres) en que la altura representa las semanas de desempleo (U) y los lados representan la fracción de reemplazo (r) y la duración de beneficios (U^*):

Gráfico 5. Desempleo en función de la fracción de reemplazo y duración de beneficios (hombres)



Del gráfico 5 se puede apreciar de manera general (independiente del valor de r) que a medida que la duración de los beneficios aumenta, el desempleo también aumenta hasta un punto en que la duración de los beneficios no influye en la decisión de la semanas de desempleo. Además, se puede observar que a medida que la fracción de reemplazo aumenta, la duración del desempleo también aumenta. Llama la atención que el rango en que fluctúa la duración del desempleo es pequeño.

Por último, se concluye que un monto de seguro entregado en poco tiempo induce a un mayor desempleo que un mismo monto entregado en un período de tiempo más extenso (ver vértices izquierdo inferior y

derecho superior de la base del paralelepípedo que contiene el gráfico 5). Esta conclusión es razonable por cuanto un monto dado repartido en un periodo largo puede no cubrir las necesidades mensuales básicas del individuo, y de acuerdo a esta situación éste decidirá entrar lo antes posible al mercado laboral.

Caso 2: beneficios decrecientes en el tiempo

Por simplicidad se ilustrará el caso en que la disminución de los beneficios en el tiempo involucra dos pares de condiciones: (r_1, d_1) y (r_2, d_2) donde r_1 es la fracción de reemplazo vigente por d_1 semanas y r_2 es una segunda fracción de reemplazo vigente desde d_1 y por un período de d_2 semanas. El cuadro 9 resume los resultados para hombres y mujeres a partir de distintos valores de r y d .

Cuadro 9. Duración del Desempleo con Beneficios Decrecientes en el Tiempo (semanas)

Condiciones iniciales	Duración del desempleo (hombre)	Duración del desempleo (mujer)
$r_1=0.6$ $r_2=0.4$ $d_1=13$ semanas $d_2= 11$ semanas	U = 31.52	U=32.24
$r_1=0.5$ $r_2=0.3$ $d_1=13$ semanas $d_2= 11$ semanas	U = 31.00	U=31.98
$r_1=0.6$ $r_2=0.4$ $d_1=11$ semanas $d_2= 13$ semanas	U = 31.44	U=32.19
$r_1=0.6$ $r_2=0.4$ $d_1=12$ semanas $d_2= 10$ semanas	U = 31.30	U=32.13

Comparando el caso 1 de beneficios constantes, en que $r=0.5$ y la duración de 24 semanas, con la situación en que r comienza siendo 0.5 pero luego decrece a 0.3, se concluye que el desempleo decrece de 31.48 semanas a 31.00 semanas en el caso de los hombres y de 32.21 a 31.98 en las mujeres.

El cuadro 9 muestra que si disminuyen las fracciones de reemplazo, manteniendo constante la duración de los beneficios, la duración del desempleo es menor. Lo mismo, si se mantienen las fracciones de reemplazo, pero

disminuye la duración de los beneficios el desempleo también decrece. Los resultados muestran que el efecto de una disminución de la fracción de reemplazo es mayor que la disminución de la duración de los beneficios, tanto para hombres como para mujeres.

En el caso de los beneficios decrecientes en el tiempo al igual que en el caso de los beneficios constantes ocurre que si la duración de los beneficios aumenta lo suficiente, dada una fracción de reemplazo, el período de desempleo "toca techo"¹⁵.

Al comparar el comportamiento de hombres y mujeres se concluye lo mismo que en el caso de los beneficios constantes, las mujeres presentan un mayor desempleo, pero con una menor respuesta del desempleo ante cambios en r o d .

Caso 3: Sistema mixto de IAS y seguro de desempleo

Para este caso se supondrá que la antigüedad del individuo supera los tres años¹⁶, es decir, supera el tope de años de las IAS. Para el caso del hombre promedio el monto total que recibe corresponde a \$250,716 y en el caso de la mujer promedio es de \$199,824 (en pesos de 1992). Este monto se puede interpretar como un ingreso no salarial adicional (S_0)¹⁷. Finalmente, se supondrá que el individuo puede postular al seguro de desempleo luego de transcurrido los tres meses en que está cubierto por las IAS. Puede suceder que el período de desempleo de la persona sea menor que las 12 semanas que cubren las IAS; en este caso el saldo de la IAS no gastado será una renta para el individuo, lo que constituye un incentivo para encontrar lo antes posible un empleo. Luego, el modelo sugiere que el monto que recibe el individuo le alcanza para cubrir el total del salario semanal por un período de 12 semanas, y si es que continúa desempleado, recibe los beneficios del seguro.

¹⁵ El límite para el cual un aumento en las semanas cubiertas por el seguro no influyen en el desempleo elegido, depende de las características individuales. Así, por ejemplo, si el individuo tiene propensión al ocio, este límite será superior. (ej: un hombre que es soltero y no tiene familia que mantener: $\text{integ}=0$).

¹⁶ Esta hipótesis concuerda con la información de la Encuesta de Empleo del Programa de Economía del Trabajo, 1991, única que tiene datos sobre antigüedad en el empleo.

En el cuadro 10 se presentan los resultados tanto para beneficios constantes como para beneficios decrecientes en el tiempo para hombres y mujeres.

Cuadro 10: Duración del Desempleo con un Sistema Mixto
(semanas)

Condiciones iniciales	Duración del desempleo (hombre)	Duración del desempleo (mujer)
$r=0.5$ $d = 24$ semanas	$U = 33.87$	$U = 32.60$
$r_1=0.6$ $r_2=0.4$ $d_1=13$ semanas $d_2= 11$ semanas	$U = 35.22$	$U = 33.25$
$r_1=0.5$ $r_2=0.3$ $d_1=13$ semanas $d_2= 11$ semanas	$U = 34.37$	$U = 32.87$
$r_1=0.6$ $r_2=0.4$ $d_1=11$ semanas $d_2= 13$ semanas	$U = 34.93$	$U = 33.11$
$r_1=0.6$ $r_2=0.4$ $d_1=12$ semanas $d_2= 10$ semanas	$U = 35.07$	$U = 33.18$

Dos conclusiones se pueden extraer del cuadro 10: En primer lugar, el período de desempleo aumenta, sin duda debido a que la IAS actúa como un ingreso no laboral, el cual permite un mayor consumo de ocio, en este caso de desempleo. Disminuciones en la fracción de reemplazo, así como en la duración de los beneficios, disminuyen el período de desempleo al igual que en el caso anterior, siendo el efecto de una disminución de la fracción de reemplazo mayor que la disminución de la duración de los beneficios, tanto para hombres como para mujeres.

En segundo lugar, el hombre ante la presencia de IAS tiene un período de desempleo mayor que la mujer, cosa que no ocurría en los casos de beneficios constantes y decrecientes. Esto se puede explicar por la poca respuesta del desempleo femenino frente a la presencia de ingresos no salariales, lo que es ilustrado por el coeficiente que acompaña a la estructura del seguro $[b(U)]$ en la ecuación del desempleo. Por lo tanto, si bien la mujer tiene un desempleo mayor que el hombre en ausencia de un seguro, la presencia de las IAS repercute

¹⁷ Estas cifras se obtienen utilizando el salario promedio semanal que se deduce de la encuesta CASEN 1992,

mucho más en el hombre que en la mujer, resultando en un desempleo mayor. Esto se observa también en los casos anteriores, cuando el seguro considera valores elevados de la fracción de reemplazo.

III. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha estimado una oferta laboral para Chile, diferenciando entre hombres y mujeres, y luego se han utilizado estos resultados para evaluar el impacto sobre la decisión de trabajar de distintos esquemas de protección a los trabajadores desempleados.

La estimación de la oferta laboral nos permite concluir que la respuesta en la oferta laboral frente a cambios en las variables explicativas en el caso de las mujeres se debe principalmente (78.3%) a cambios en la tasa de participación y en un nivel menor (21.7%) a ajustes en el horario de trabajo. En el caso de los hombres, en contraste, la respuesta se da tanto en términos de cambios en las horas trabajadas, como en la tasa de participación (57.4% y 42.6% respectivamente). El comportamiento de las mujeres en las grandes ciudades se acerca un poco más al de los hombres, lo que se explica por su participación más activa en el mercado del trabajo. Estos resultados son consistentes con los de estudios realizados para países desarrollados.

Por otra parte, la elasticidad de la oferta laboral masculina es 1.07, menor que la elasticidad de la oferta laboral femenina 1.89, lo que concuerda con los estudios internacionales. Esta mayor elasticidad se explica en mayor medida por la elasticidad salario compensada (1.89 para las mujeres y 1.11 para los hombres), si bien la elasticidad ingreso es también mayor para los hombres (-0.033) que para las mujeres (-0.0004).

Al estimar el efecto sobre la duración del desempleo de distintos esquemas de seguro de desempleo, se concluye que el desempleo aumenta; sin embargo, el rango en que éste fluctúa frente a los distintos esquemas es pequeño.

La duración del desempleo decrece, tanto en hombres como en mujeres, si se aplica un sistema de beneficios decrecientes en el tiempo en vez de un sistema de beneficios constantes. La duración del desempleo también decrece al disminuir el porcentaje del salario pagado como beneficio de desempleo (fracción de reemplazo) y al disminuir la duración de los beneficios. No obstante, el impacto de la reducción en el monto de los beneficios es mayor que el de la reducción de la duración de éstos, tanto para hombres como para mujeres.

En el caso de un sistema mixto de seguro de desempleo con IAS, tanto el desempleo femenino como el masculino aumentan.

El desempleo femenino es mayor tanto para el caso de beneficios constantes como para beneficios decrecientes en el tiempo; no obstante, si se aplica un sistema mixto, el desempleo masculino es mayor, esto se explica por la menor respuesta de la oferta laboral femenina ante ingresos no salariales.

Por último, se concluye que es importante la forma en que se reparte un cierto monto total de beneficios en el tiempo, un mismo monto de beneficios entregado en poco tiempo induce a un mayor desempleo que si se entrega en un lapso mayor de tiempo.

REFERENCIAS

- Cogan , J.F., "Married women´s labor supply: a comparison of alternative estimation procedure" in Smith (ed) *Female Labor Supply: Theory and Estimation*, Princeton University Press, 1980.
- Cogan, J.F., "Fixed costs and labor supply", *Econometrica*, 1981.
- Franz , W. y S. Kawasaki, "Labor supply of married women in the Federal Republic of Germany: Theory and empirical results from a new estimation procedure" *Empirical Economics* 6, 129-143, 1981.
- Ham, J., "Estimation of a Labour Supply Model With Censoring Due To Unemployment and Underemployment". *Review of Economics Studies* XLIX, 335 - 354, 1982.
- Heckman, J.J., "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47, 153-162, 1979.
- Heckman, J.J., "What has been learned about labor supply in the past twenty years?", *American Economic Review*, 83, 116-121, 1993.
- Katz, L. F. y B. D. Meyer, "Unemployment insurance, recall expectations and unemployment outcomes" NBER Working Papers N°2594, 1988.
- Killingsworth, M., *Labor Supply*. Cambridge Surveys of Economic Literature, Cambridge University Press, 1983.
- Killingsworth, M. y J. Heckman, "Female labor supply: a survey", en Ashenfelter and Layard, (eds) *Handbook of Labor Economics*, Vol I, Amsterdam: NorthHolland, 1986.
- McDonald, J. y R. Moffitt, "The uses of Tobit analysis". *Review of Economics and Statistics*, 62, 318-321, 1980.
- Meyer, B.D., "Unemployment insurance and unemployment spells", *Econometrica*, 58, 757-782, 1990.
- Mincer, J., *Schooling, Experience and Earning*, Columbia University Press, 1974.
- Moffit, R. y W. Nicholson, "The effect of unemployment insurance on unemployment: The case of Federal Supplemental benefits", *Review of Economics and Statistics*, 64, 1-11, 1982.
- Mroz, T., "The sensitivity of an empirical model of married women´s hours of work to economic and statistical assumptions", *Econometrica*, 55, 765-800, 1987.
- Muchnik , E., Vial, Y., Strover, A. y B. Harbart, "Oferta de trabajo femenino en Santiago", *Cuadernos de Economía* 28 (85), 463-489, 1991.

- Pencavel, J., "Labor supply of men: a survey", en Ashenfelter and Layard, eds., *op. cit.*, 1986.
- Tobin, J., "Estimation of relationships for limited dependent variables". *Econométrica*, 26, 24-36, 1958.
- Topel, R., "Unemployment and unemployment insurance", en Ehrenberg, R. (ed), *Research in Labor Economics*, vol. 7. Greenwich, C.T., JAI Press, 91-135, 1985.
- Wales, T.J. y A. D. Woodland, "Labor supply and progressive taxes", *Review of Economics Studies*, 46, 83-95, 1979.
- Wales, A. D., "Labour supply and commuting time: an empirical study", *Journal of Econometrics*, 8, 215-226, 1978.

Anexo A1

El cuadro A1 muestra el porcentaje de personas que no están trabajando en la muestra utilizada en este estudio y la proporción de personas que se encuentra trabajando en determinados rangos de horas semanales.

Cuadro A1: Distribución de las Horas Semanales de Trabajo por Género

Horas Semanales	Mujeres (%)	Hombres (%)
0.	75.86	35.40
1-10	0.14	0.09
11-20	0.78	0.77
21-34	2.10	1.60
35-48	14.76	39.70
49 y más	6.37	22.37

Fuente: Elaboración propia en base a la encuesta Casen 92

Anexo A2

Cuadro A2 : Estimación de Oferta laboral por M.C.O.
(variable dependiente horas de trabajo semanales)

Variables independientes	Coeficientes (hombres)	Coeficientes (mujeres)
Constante	16.479 (27.22)	4.823 (11.41)
Educ	0.017 (0.45)	0.676 (21.69)
Exper	1.365 (53.72)	0.222 (13.41)
Exper ²	-0.026 (-74.13)	-0.006 (-23.86)
Capac	7.340 (16.49)	19.057 (40.048)
V	-0.00006 (-30.302)	-0.000002 (-6.89)
Jefe	12.879 (35.84)	7.276 (22.11)
Integ	0.486 (7.47)	-
Nprees	-	-1.202 (-8.82)
R ²	0.32	0.13

Nota: Estadísticas t entre paréntesis