LA TASA DE DESEMPLEO COMO ARGUMENTO DE LA FUNCION DE OFERTA DE TRABAJO*

OMAR CHISARI **

Una de las preguntas que la literatura reciente no ha contestado satisfactoriamente es si debe incluirse o no la probabilidad de tener empleo como argumento de la función de oferta de trabajo.

El problema –de mucho interés empírico– fue planteado por primera vez por *M. J. Hartley y N. S. Revankar* (3). Sin embargo, la solución por ellos hallada es incorrecta. *Sjoquist* (6) *y Yaniv* (8) cuestionaron aspectos de aquel modelo, aunque sin justificar analíticamente sus dudas sobre los resultados. La naturaleza del error se determina aquí. Radica en el uso incorrecto de las funciones sin sesgo de certidumbre propuestas por *Theil* (7) [1].

Más aún, de los trabajos mencionados, quedó la impresión que la probabilidad de tener empleo no era relevante para explicar la oferta de trabajo, excepto bajo condiciones muy especiales. Por ejemplo *S* supuso que la búsqueda de trabajo produce desutilidad y *Y* consideró la existencia de un seguro de desempleo proporcional al ingreso laboral deseado.

A continuación se establecen las razones por las que las hipótesis de estos autores no son necesarias para justificar la importancia de la incertidunbre. Tanto *H–R*, como *S* y *Y* no interpretan correctamente la naturaleza de las probabilidades involucradas, haciendo que la función de utilidad de *Von Neumann-Morgenstern* presentada implique pérdida nula de utilidad en el estado de la naturaleza desfavorable.

* Agradezco los interesantes comentarios que sobre aspectos parciales del trabajo me realizaron los Profesores Dr. Julio H. G. OLIVERA, Dr. J. E. FERNANDEZ POL, Lic. A. J. CANAVESE, y especialmente la Dra. Luisa MONTUSCHI, sin cuyo estímulo no hubiera redactado estas notas. Los posibles errores son de mi exclusiva responsabilidad.

** Instituto de Investigaciones Económicas, Universidad de Buenos Aires.

1 Una función de utilidad es sin sesgo de certidumbre si el valor de x que maximiza $U(Ex)$ es el mismo que maximiza $E(U(x))$.

Para salvar ese punto se propone aquí un modelo de maximización intertemporal de utilidad, en el que sí es natural deducir la relevancia de la variable *probabilidad de conseguir trabajo*; de este modo se supera la confusión en que incurrían los modelos anteriores al incorporar tal incertidumbre (obviamente referida al futuro) en un análisis no temporal.

En ese contexto, bajo el supuesto de proporción del ingreso ahorrada constante, y utilizando una función de utilidad aditiva, se obtiene los signos de las derivadas parciales de la función de oferta de trabajo respecto de la probabilidad en el primer (negativa) y segundo (positiva) períodos.

Bajo esas mismas hipótesis, pero sin ahorro, se prueba que la existencia de un seguro de desempleo proporcional al ingreso laboral pretérito hace que la relación entre oferta de trabajo en el primer período y tasa de desempleo sea positiva, y nula para la oferta de trabajo en el segundo período.

I

En esta sección utilizaremos la siguiente notación:

π, probabilidad de tener empleo en el período de que se trata, $(0 < \pi < 1)$;

L, tiempo dedicado al trabajo en el período (días por semana, meses por año,...);

T, tiempo total disponible (extensión del período);

w, salario por unidad de tiempo;

Y, ingreso no laboral en el período.

Por lo tanto, el ocio σ será:

$$\sigma = T - L,$$

mientras que el ingreso total y se obtiene como:

$$y = wL + Y.$$

El agente maximizará cierta función de utilidad U, cardinal en el sentido de *Von Neumann-Morgenstern*, que depende del ingreso total y del ocio. Supondremos que $U \in C^2$ y es cóncava.

Basado en la restricción de tiempo $(L \leqslant T)$, el individuo hará máxima:

$$(1)\ E\ \{\ U(y,\sigma)\ \} = \pi\ U^{a}\ (wL + Y, T\text{-}L) + (1\text{-}\pi)\ U^{b}\ (Y,T),$$

expresión en la que *a* y *b* identifican los estados de la naturaleza, habiéndose conseguido o no trabajo respectivamente.

H-R sostienen que mediante el supuesto de que *U* es una función sin sesgo de certidumbre, el nivel de *L* que optimiza $E\ \{U\}$ es el mismo que maximiza:

(2) $U\ (Ey,\ E\sigma)$,

donde:

$$Ey = \pi\ (wL + Y)\ + (1 - \pi)\ Y\ =\ \pi wL + Y,$$
$$E\sigma = \pi\ (T\text{-}L) + (1\text{-}\pi)\ T = T\text{-}\pi L.$$

Las condiciones para máximos interiores en L° de (1) y en L^{*} de (2) son (3) y (4), respectivamente:

(3) (i) $U_{Y}^{a}\ (wL^{\circ} + Y,\ T\text{-}L^{\circ})w - U_{\sigma}^{a}\ (wL^{\circ} + Y,\ T\text{-}L^{\circ}) = 0,$

(ii) $U_{YY}^{a}\ w^{2} - 2U_{Y\sigma}^{a}\ w + U_{\sigma\sigma}^{a} < 0;$

(4) (i) $U_{Y}\ (w\pi L^{*} + Y, T - \pi\ L^{*})\ w - U_{\sigma}\ (w\pi L^{*} + Y, T - \pi\ L^{*}) = 0,$

(ii) $U_{YY}\ w^{2} - 2U_{Y\sigma}w + U_{\sigma\sigma} < 0.$

Si se produce un pequeño cambio en π, de (3) puede deducirse (para $\pi \epsilon\ (0,1)$:

(5) $\partial L^{O}/\partial\pi \equiv 0,$

mientras que (4) implica:

(6) $\partial L^{*}/\partial\pi = - L^{*}/\pi < 0.$[2]

Estos resultados son en apariencia incompatibles. Obsérvese que (6) es el obtenido por *H-R*, y (5) el deducido por *S*.

2 En el análisis inicial de *H-R* se supone que en el estado *b* de la naturaleza, el individuo recibe un seguro de desempleo s. Es decir que ahora se tendrá, en el máximo:

$$wU_{Y}\ (w\pi L^{*} + (1 - \pi)\ s + Y, T\text{-}\pi L^{*}) - U_{\sigma}\ (w\pi L^{*} + (1\text{-}\pi)\ s + Y, T\text{-}\pi L^{*}) = 0;$$

Esto conduce a:

$$\partial L^{*}/\partial\pi = -L^{*}/\pi + (s/\pi)\ (U_{YY}w\text{-}U_{Y\sigma}/U_{YY}w^{2}\text{-}2wU_{Y\sigma} + U_{\sigma\sigma}).$$

Aquellos autores hacen luego la hipótesis que el segundo término es de magnitud despreciable, con lo que llegan a la ecuación (6). A los fines de la comparación que se realiza en esta presentación, no parece inadecuado suponer desde el principio *s =0*, aunque el razonamiento que sigue en esta sección depende totalmente de esta hipótesis. Sin embargo, cuando *s≠0* la nulidad del término antes dicho no se desprende en forma clara de otros supuestos más débiles. Además, el caso en que no existe el seguro de desempleo, permite ver nítidamente el sesgo introducido por *H - R*.

Este último valor se debe a que, como el segundo término de (1) es una constante, un cambio en las probabilidades es tan sólo una transformación positiva a fin de la función de utilidad. El origen de este resultado puede advertirse rápidamente; la probabilidad es constante para todo L°, por lo que el agente no puede distinguir entre una y otra unidad de tiempo de trabajo en base a ella. Si el estado *a* no acontece, el tiempo L° se asigna inmediatamente al ocio. De ésto se deduce que el individuo elegirá L° independientemente del valor de π.

¿Qué significa entonces (6)?

En primer lugar, debe notarse que para todo L^* existe un L° que satisface las condiciones (3). Basta con tomar $L^\circ = \pi L^*$ que, si $\pi L^* < T$, verificará la restricción de tiempo.

Por otra parte, si L° es solución de (3) entonces $L^\circ/\pi = L^*$ lo es de (4). En este caso, sin embargo, $L^\circ < T$ no implica $L^\circ/\pi = L^* < T$.

De estos últimos argumentos se deduce que existen por lo menos tantas soluciones de (3) como soluciones de (4). Puede escribirse:

(7) $L^* = L^\circ/\pi \Rightarrow \partial L^*/\partial\pi = L^\circ/\pi^2 = -L^*/\pi$.

Por lo tanto, el análisis de *H-R* sobreestima la cantidad de trabajo ofrecida pues $L^* > L^\circ$, y además (6) es una indicación de cómo varía el error $(L^* - L^\circ)$ cuando π cambia, y no, como sostenían aquellos autores, una indicación de la dirección del cambio en la oferta de trabajo ante modificaciones en la probabilidad de empleo.

El procedimiento de H-R es inadecuado en este contexto pues, según *Theil* (7, VIII), son condiciones suficientes que:

i La función *U* sea cuadrática;

ii La incertidumbre no provenga de parámetros sobre los que el agente tiene control, y afecte sólo a la parte aditiva de las restricciones, simultánemente, para que (1) y (2) conduzcan al mismo nivel óptimo de L. Dado que π afecta a L, la condición (ii) no se satisface, y ése es el error esencial del análisis de *H-R*[3]. Como ejemplo, considérese la función:

$$U(y,\sigma) = Ay + B\sigma + \frac{1}{2}\left(Cy^2 + D\sigma^2 + 2Fy\sigma\right),$$

siendo *A, B, C, D, F,* constantes.

3 En palabras de THEIL ((7), pág. 417): "Obviously, however, the validity of the result does not extend beyond that of its assumptions".

En ese caso, fácilmente puede comprobarse que la maximización de *E {U} y de U(Ey, Eσ)* conduce a:

$L^* = (1/\pi)\, L^\circ = (1/\pi)\, (-Aw + B - CwY + DT - w\,F\,T + FY)/(Cw^2 + D\text{-}2wF)$, que confirma los resultados del análisis inicial, a pesar de ser cuadrática. (Cf. *H-R*, pág. 172, nota 6)[4].

En conclusión, del análisis surge que cuando el agente elige el número de horas que desea trabajar en un único período, la probabilidad de conseguir empleo en ese período no es relevante. Los resultados de *H-R*: $\partial L^*/\partial\pi < 0$, se derivan del uso inapropiado de las funciones sin sesgo de certidumbre, pues violan la condición de que la incertidumbre no afecte a la parte multiplicativa de las restricciones; tal derivada es una indicación de la dirección en que se mueve el error cometido cuando cambia la probabilidad:

$L^* \to L^\circ$ si $\pi \to 1$.

II

En la sección precedente, siguiendo las presentaciones de *H-R, S, y Y*, el estudio se realizó bajo el supuesto de que existe un único período sobre el que el agente decide.

En ese marco, no parece interesante la solución de *Yaniv* (op. cit.), quien obtuvo $\partial L^\circ/\partial\pi < 0$, cuando existe un seguro de desempleo μwL, con $0 < \mu \leqslant 1$, en el estado *b* de la naturaleza en la ecuación(1). Es razonable suponer que el monto del seguro - siendo proporcional- se fijará en base al ingreso pretérito del agente, y no como propoción, del que desearía recibir. Esto introduce el tiempo como elemento fundamental de este análisis.

Por lo tanto, y dado que π es la probabilidad de conseguir trabajo, se estudiará ahora la conducta de maximización de utilidad de un agente sobre dos períodos, ambos de extensión *T*.

En este caso, π $(\epsilon\ (0,1))$, se interpretará como la probabilidad de obtener un empleo en el segundo período, suponiendo que esa posibilidad es cierta en el primero [5].

4 BLOCK y HEINEKE (1) hacen uso apropiado de las funciones sin sesgo de certidumbre de THEIL, adecuadas cuando *U* es cuadrática, y la incertidumbre afecta a *Y* o a *T* por ejemplo.

5 Dado que nuestro interés está en la curva de oferta total, si existen desempleados, excepto por el "desaliento", continuarán formando parte de los individuos que desean trabajar, y el análisis se reduce al que realizó SJOQUIST. El cambio en la oferta de mercado viene dado por los efectivamente empleados en el primer período.

Puede pensarse que el valor subjetivo de π para el agente coincide con *1*- la tasa de desempleo del período precedente.
Llamaremos:

y_i , al ingreso total en el período i, i = 1,2;
σ_i , al ocio en el período i;
a , a la proporción del ingreso transferido por el trabajador del primer al segundo período ($0 \leqslant a \leqslant 1$);
L_i , al tiempo dedicado al trabajo en el i -ésimo período;
w_i , al salario por unidad de tiempo en el i -ésimo período;
r , al tipo de interés al que se ahorra el ingreso ($r \geqslant 0$).

Definimos:

$$n = 1 + r.$$

Supondremos, en principio, que $Y = 0$ en ambos períodos y que $\mu = 0$. Haremos la hipótesis que $U \in C^2$ y es estrictamente cóncava[6].

Bajo estas condiciones, el agente maximizará cierta función de utilidad que depende del ingreso y del ocio en cada período, teniendo en cuenta la incertidumbre sobre el empleo en el segundo, y respetando:

$$L_i \leqslant T, \; i = 1,2.$$

Debe determinarse:

$$\underset{L_1, L_2, a}{\text{Máx}} \; \{E\,[U(y_1, y_2, \sigma_1, \sigma_2)] = \pi\, U^a\,(w_1 L_1 (1-a), w_2 L_2 + anw_1 L_1, T-L_1, T-L_2) + (1-\pi)\, U^b\,(w_1 L_1 (1-a), anw_1 L_1, T-L_1, T)\},$$

donde *a* indica el estado de la naturaleza en el que se consigue trabajo en el segundo período, y *b* aquél en el que se está desempleado. Las condiciones necesarias para un máximo en $(L^\circ_1, L^\circ_2, a^\circ)$ son:

$$\frac{\partial E\{U\}}{\partial L_1} = \pi\,(U^a_{y_1} w_1 (1-a^\circ) + U^a_{y_2} na^\circ w_1 - U^a_{\sigma_1}) + (1-\pi)(U^b_{y_1} w_1 (1-a^\circ) + U^b_{y_2} na^\circ w_1 - U^b_{\sigma_1}) = 0,$$

$$\frac{\partial E\{U\}}{\partial L_2} = U^a_{y_2} w_2 - U^a_{\sigma_2} = 0,$$

$$\frac{\partial E\{U\}}{\partial a} = \pi\,(-U^a_{y_1} + nU^a_{y_2}) + (1-\pi)(U^b_{y_2}\, n - U^b_{y_1}) = 0, \text{ si } L^\circ_1 \neq 0.$$

6 Esto equivale a suponer aversión al riesgo (Cf. (4), Cap. XI).

Como U es estrictamente cóncava se satisfacen las condiciones de segundo orden en $(L_1^\circ, L_2^\circ, a^\circ)$. Producido un pequeño cambio en el valor de π su repercusión sobre el valor de las variables endógenas vendrá dado por:

$$(8) \qquad \begin{bmatrix} \partial L_1 / \partial \pi \\ \partial L_2 / \partial \pi \\ \partial a / \partial \pi \end{bmatrix} = \{H\}^{1} \begin{bmatrix} P \\ O \\ Q \end{bmatrix}, \text{ en } (L^\circ{}_1, L^\circ{}_1, a^\circ)^7,$$

donde:

$$P = w_1(1-a^\circ)(U^b_{y_1} - U^a_{y_1}) + na^\circ w_1 (U^b_{y_2} - U^a_{y_2}) + U^a_{\sigma_1} - U^b_{\sigma_1},$$

$$Q = n(U^b_{y_2} - U^a_{y_2}) + U^a_{y_1} - U^b_{y_1}.$$

La estructura de la matriz $\{H\}^{-1}$ no permite establecer los signos de las derivadas parciales.

Puede notarse sin embargo, que una condición suficiente para que el primer vector en (8) sea nulo es que:

$$P = Q = 0.$$

Pero esto implica:

$$\text{sgn}(U^b_{y_1} - U^a_{y_1}) = \text{sgn}(U^b_{\sigma_1} - U^a_{\sigma_1});$$

esta condición significa que la utilidad marginal del ocio en el primer período no debe ser menor estando desocupado que teniendo trabajo en el segundo período, o bien, la utilidad marginal del ingreso en el primer período no teniendo trabajo en el segundo no debe ser mayor que teniendo trabajo en ese período.

Ambas pueden calificarse como poco plausibles.

Obviamente, la nulidad o compensación de los menores complementarios de $|H|$ puede hacer que las derivadas parciales se anulen, pero no es posible descartar que sean distintas de cero.

Otra condición suficiente para que las derivadas parciales de L_1 y de L_2 respecto de π sean (idénticamente) nulas es que $a \equiv 0$, y además U sea aditiva:

$$(9) \qquad U(y_1, y_2, \sigma_1, \sigma_2) = \bar{U}(y_1, \sigma_1) + \hat{U}(y_2, \sigma_2).$$

En efecto, en ese caso:

7 $\{H\}$ es la matriz hessiana de $E(U(L_1, L_2, a))$.

$$E\ \{U\} = \bar{U}(w_1 L_1, T\text{-}L_1) + \pi\, \hat{U}^a (w_2 L_2, T\text{-}L_2) + (1\text{-}\pi)\, \hat{U}^b (0,T)^8.$$

En cambio, considérese el caso en que $a = \bar{a} > 0$, U es aditiva, tal como (9), $\bar{U}, \hat{U} \in C^2$ y son estrictamente cóncavas.

Una posible interpretación de esta presentación es suponer la existencia de un fondo de desempleo obligatorio, autofinanciado por el trabajador a una tasa a establecida por el Estado. Esto permitirá una interesante comparación con el seguro que estudia *Yaniv,* el que es independiente de los aportes del trabajador, y es otorgado libremente[9].

La utilidad esperada es ahora:

$$(10)\ E\ \{U\} = \bar{U}(w_1 L_1 (1\text{-}\bar{a}), T\text{-}L_1) + \pi \hat{U}^a (w_2 L_2 + \bar{a}\, w_1 L_1 n, T\text{-}L_2) + $$
$$+ (1\text{-}\pi)\, \hat{U}^b (\bar{a} w_1 L_1 n, T).$$

En el máximo (L_1^o, L_2^o) se cumplen:

$$\frac{\partial E\{U\}}{\partial L_1} = \bar{U}_y w_1 (1\text{-}\bar{a}) - \bar{U}_\sigma + \bar{a} w_1 n(\pi \hat{U}_y^a + (1\text{-}\pi)\, \hat{U}_y^b) = 0,$$

$$\frac{\partial E\{U\}}{\partial L_2} = \hat{U}_y^a w_2 - \hat{U}_\sigma^a = 0.$$

Dado que $\bar{U}$ y $\hat{U}$ son estrictamente cóncavas, en ese punto:

$$(11)\ \left| H \right| = \begin{vmatrix} h_1 & h_2 \\ h_3 & h_4 \end{vmatrix} > 0,$$

donde:

$$h_1 = (1\text{-}\bar{a})^2 w_1^2\, \bar{U}_{yy} - 2\bar{U}_{y\sigma} w_1 (1\text{-}\bar{a}) + \bar{U}_{\sigma\sigma} + (\bar{a} w_1 n)^2\, \hat{U}_{yy}^a\, \pi + (1\text{-}\pi)(\bar{a}\, w_1 n)^2\, \hat{U}_{yy}^b < 0,$$

$$h_2 = h_3 = \pi \bar{a}\, w_1 n(\hat{U}_{yy}^a w_2 - \hat{U}_{y\sigma}^a) < 0,$$

8 El mismo resultado se obtendría si se incluyera en $\hat{U}^b$ un seguro de desempleo de monto fijo.

9 Las interpretaciones pueden extenderse e incluir los casos de aquellas personas que se jubilan y reciben por tanto un ingreso proporcional a sus aportes en el último período, pero pueden simultáneamente trabajar en un sector informal, o bien el de los adolescentes que trabajan, y a los que debe formárseles un ahorro en proporción dada -establecida por el gobierno- de sus ingresos. Agradezco al *Profesor Lic. Alfredo J. CANAVESE* haberme sugerido estas interpretaciones y la que aparece en el texto del caso en que a es constante.

$$h_4 \quad = \quad w_2^2 \hat{U}^a_{yy} - 2w_2 \hat{U}^a_{\sigma y} + \hat{U}^a_{\sigma\sigma} < 0.$$

Se ha supuesto que $\bar{U}_{yy}, \hat{U}_{yy}, \bar{U}_{\sigma\sigma}, \hat{U}_{\sigma\sigma}$ son negativas, mientras que $\bar{U}_{y\sigma}$, $\hat{U}_{\sigma y}$ son no negativas.

El ejercicio de estática comparada respecto de π arroja el resultado:

$$(12) \quad \partial L_1/\partial\pi \; = \; h_4 \; \bar{a} w_1 n(\hat{U}^b_y - \hat{U}^a_y)/ [\, H \,] < 0,$$

$$(13) \quad \partial L_2/\partial\pi \; = \; -h_3 \; \bar{a} w_1 n(\hat{U}^b_y - \hat{U}^a_y) \; / \; H \; > 0,$$

cuando es de esperar, $\hat{U}^b_y > \hat{U}^a_y$.

La interpretación de los signos de estas derivadas parciales está de acuerdo con el sentido común. Si la proporción del ingreso que se ahorra es constante, cuando la probabilidad de conseguir empleo en el segundo período disminuye, entonces el agente aumenta el número de horas de trabajo en el período corriente, en el que el puesto es seguro; luego, si efectivamente se emplea en el segundo período, lo hará por un número menor de horas, ya que trabajó en exceso en el primero.

Bajo las mismas hipótesis, podemos estudiar el efecto de un seguro proporcional de desempleo, tal como el descripto en el comienzo de esta sección. A diferencia del caso recién tratado, aquí el trabajador no contribuye a la formación del fondo de desempleo.

Supóngase que el individuo no ahorra.

La utilidad esperada será:

$$E[U] \; = \; \bar{U}(w_1 L_1, T\text{-}L_1) + \pi \hat{U}^a (w_2 L_2, T\text{-}L_2) + (1\text{-}\pi)\, \hat{U}^b (\mu w_1 L_1, T).$$

Las condiciones para un máximo en (L_1°, L_2°) son:

$$\frac{\partial E[U]}{\partial L_1} = (\bar{U}_y \, w_1 - \bar{U}_\sigma) + (1\text{-}\pi)\, \hat{U}^b_y \, w_1 \mu = 0,$$

$$\frac{\partial E[U]}{\partial L_2} = \hat{U}^a_y \, w_2 - \hat{U}^a_\sigma = 0,$$

De ellas se deducen:

$$(14) \quad \partial L_1/\partial\pi = \mu \hat{U}^b_y w_1 / \bar{U}_{yy} w_1^2 - 2w_1 \bar{U}_{y\sigma} + \bar{U}_{\sigma\sigma} + (1\text{-}\pi) \hat{U}^b_{yy} (\mu w_1)^2 < 0,$$

$$(15) \quad \partial L_2/\partial\pi \equiv 0.$$

Este resultado contradice al de *Yaniv*; a diferencia del caso en el que el agente autofinancia su seguro de desempleo -ecuación (13)- aquí la oferta de trabajo en el segundo período es independiente de la probabilidad.

En conclusión, en un análisis intertemporal (dos períodos) no puede descartarse el hecho de que la oferta de trabajo en cada período dependa de la tasa de desempleo. Cuando existe un seguro de desempleo y la función de utilidad es aditiva, pueden presentarse dos casos. Si el trabajador debe autofinanciarlo, a una tasa dada por el gobierno, la relación entre oferta de trabajo en el primer período y tasa de desempleo es positiva, mientras que es negativa respecto de la oferta en el segundo. Si el seguro es otorgado sin aportes compulsivos, la primera relación se mantiene, pero la oferta de trabajo en el segundo período es independiente de la tasa de desempleo.

III

El análisis que se desarrolló en la sección anterior tuvo por objetivo mostrar la posibilidad que en un contexto intertemporal la probabilidad de no conseguir empleo influya la decisión de oferta de trabajo en cada período, en contraposición a las anteriores presentaciones, que reducían el planteo a un único período.

En su estudio, *H-R* proponían utilizar los resultados en modelos tales como los de *Harris-Todaro,* pues las probabilidades juegan un rol importante en el análisis de asignación del trabajo *entre sectores*, en modelos intertemporales. En este sentido puede consultarse *S. Piñera y M. Selowsky* (5), y en *J. L. Bour y O. O. Chisari* (2). Pero además, según se ha probado aquí, variaciones en la tasa de desempleo pueden producir cambios en el *total* de fuerza de trabajo ofrecida a cada salario, *aún con un único sector de empleo.* Esto es, en el plano (L_1, w) no habrá una única curva de oferta de trabajo, sino una familia de ellas, cada una trazada para diferentes niveles de la tasa de desempleo.

REFERENCIAS

(1) BLOCK, M. K. y HEINEKE, J. M. : The Allocation of Effort Under Uncertainty: The Case of Risk-Averse Behaviour, *Journal of Political Economy*, marzo-abril 1973.

(2) BOUR, J. L. y CHISARI, O. O.: *Informalidad en el mercado urbano de trabajo en Argentina*, FIEL, 1979.

(3) HARTLEY, M. J. y REVANKAR, N. S.: Labor Supply Under Uncertainty and the Rate of Unemployment, *American Economic Review*, Vol. 64, Nro. 1, marzo 1974.

(4) MALINVAUD, E.: *Lecciones de Teoría Microeconómica*, Trad. A. Ortí Lahoz, Ed. Ariel, Barcelona, 1974.

(5) PIÑERA, S. y SELOWSKY, M.: The Opportunity Cost of Labor and the Return of Education under Unemployment and Labor Market Segmentation, *Quarterly Journal of Economics*, agosto, 1978.

(6) SJOQUIST, D.L.: Labor Supply Under Uncertainty: Note, *American Economic Review*, diciembre 1976.

(7) THEIL, H.: *Economic Forecasts and Policy*, North-Holland Pub. Co., Amsterdam, 1961.

(8) YANIV, G.: Labor Supply Under Uncertainty: Note, *American Economic Review*, Vol. 69, No. 1, Marzo 1979.

LA TASA DE DESEMPLEO COMO ARGUMENTO DE LA FUNCION DE OFERTA DE TRABAJO

RESUMEN

Se presenta aquí un modelo de maximización intertemporal (dos períodos) de utilidad, del que se deduce la importancia de la variable probabilidad de conseguir empleo sobre la oferta de trabajo en cada período. De este modo puede superarse la confusión en que incurrían los modelos anteriores, que, de un análisis no temporal deducían la irrelevancia de tal incertidumbre. Se describen otras razones por las que los estudios precedentes eran incorrectos; en particular, el trabajo inicial de *M. J. Hartley y N. S. Revankar* hacía uso inadecuado de las funciones sin sesgo de certidumbre de *Theil*. Además, utilizando una función de utilidad aditiva, son comparados los efectos de cambios en la tasa de desempleo sobre la oferta de trabajo en cada período, bajo diferentes regímenes de seguro de desempleo.

THE UNEMPLOYMENT RATE AS A VARIABLE OF THE LABOUR SUPPLY FUNCTION

SUMMARY

We consider here a two periods utility maximization model which shows that the variable "probability of getting a job" influences the labor supply decision in each period. Previous models discarded that variable because they were restricted to a one period analysis. They were wrong for other reasons too; for example, *Hartley* and *Revankar's* paper misuses *Theil's* "functions without certainty bias". The effects of changes in the unemployment rate on labor supply under different unemployment compensation systems are also studied.