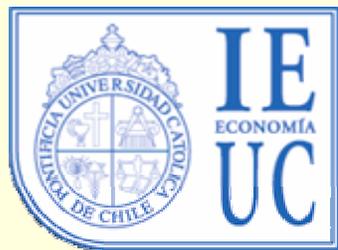


**N° 82**

Julio 1982



## Documento de Trabajo

**ISSN** (edición impresa) **0716-7334**

**ISSN** (edición electrónica) **0717-7593**

### **Migración Ocupacional Agrícola No- Agrícola en Chile: Período 1960 - 1979**

**Juan Eduardo Coeymans**

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE  
INSTITUTO DE ECONOMIA

---

Oficina de Publicaciones  
Casilla 274-V, Correo 21  
Santiago, Chile

MIGRACION OCUPACIONAL AGRICOLA-NO AGRICOLA EN CHILE :  
PERIODO 1960 - 1979.

Juan Eduardo Coeymans

Documento de Trabajo N° 82

Santiago, Julio, 1982.

## I. INTRODUCCION \*

La economía chilena ha enfrentado importantes cambios en la estructura de precios relativos a raíz de las políticas de apertura al exterior y de liberalización de los mercados. Estas políticas, que generan presiones para una modificación de la asignación de recursos entre los distintos sectores, no han sido tomadas en forma simultánea.

Dado que los efectos de cada una de ellas no necesariamente van en la misma dirección, se han estado dando señales para el proceso de asignación, que han variado a través del tiempo. Así, por ejemplo, la apertura al comercio exterior, que tiende a favorecer a los sectores exportables y a perjudicar a los sectores productores de importables, ha sido seguida posteriormente por el proceso de mayor apertura financiera, que ha tendido a perjudicar tanto a exportables como importables, favoreciendo a los no transables.

Estos vaivenes en las señales del mercado implican cambios en los incentivos que perciben los recursos humanos y de capital para asignarse en uno u otro sector.

Si la movilidad de los recursos fuera instantánea y

\* Deseo expresar mis agradecimientos a Rossana Costa, quién se desempeñó eficientemente como Ayudante de investigación y a Raúl Galleguillos por su asesoría computacional. Este trabajo forma parte de un proyecto más amplio sobre el crecimiento de la economía chilena, el que ha recibido aportes financieros de la Oficina de Planificación Agrícola (ODEPA), la Dirección de Investigaciones de la Universidad Católica y el International Food Policy Research Institute.

la economía pudiera lograr su equilibrio con rapidez, las variaciones en las "señales" no tendrían mayores repercusiones. Sin embargo, si la movilidad de los recursos es más lenta, el proceso de asignación de recursos de la economía estaría en desequilibrio por largos períodos, con los consiguientes costos en el potencial de bienestar de la economía.

El propósito general de este trabajo es ayudar al examen de la velocidad de ajuste de los recursos humanos entre el sector agrícola y el resto de la economía. Para hacer un análisis riguroso del tema se requeriría de un modelo de equilibrio (o desequilibrio) general multisectorial de la economía, lo cual, por ahora, está fuera de las pretensiones de este trabajo.

El aporte específico de éste se limita a un análisis econométrico de la función ocupacional agrícola-no agrícola, coherente con la información disponible en las dos últimas décadas. Sus características distintivas son que se refiere a la migración ocupacional de la fuerza de trabajo entre los sectores agrícolas y no agrícolas, y no a la migración rural urbana, y que se usa datos de series de tiempo. Trabajos anteriores sobre determinantes de las migraciones en

Chile se han referido a la emigración rural (Long, J. (1974), Raczynski, D. (1978)); a explicar origen rural y destino urbano de las migraciones (Coeymans, J.E. (1981)), o a explicar emigración agrícola (Monardes, A. (1980)). A diferencia del presente estudio, ninguna de estas investigaciones usa información de series de tiempo.

Por otro lado, salvo el trabajo de Monardes, A., es todos estudios se refieren a movimientos rural-urbano y no a movimientos ocupacionales. El trabajo de Monardes se diferencia del presente en que usa información de corte transversal en vez de serie de tiempo, en que incluye sólo factores de expulsión de la población agrícola y en que se refiere a un número limitado de familias del Valle Central. El estudio que se presenta, en cambio, se refiere a los movimientos agregados de la fuerza de trabajo entre el sector agrícola y no agrícola.

Debe recalcar que los movimientos de la fuerza de trabajo que se pretende explicar no son iguales a las migraciones rural-urbanas. La razón de esto es la existencia de actividades no agrícolas dentro del sector rural (según clasificación INE). Pueden ocurrir movimientos rural-urbanos que no implican cambios de actividad y, por otro lado, cambios ocupacio

nales dentro del sector rural.

La clasificación de los movimientos migratorios se gún el tipo de actividad productiva (agrícola-no agrícola), en vez de la clasificación geográfica (rural-urbana), permite in sertar los resultados de las estimaciones de la función migra ción dentro de modelos de equilibrio (desequilibrio) general multisectorial que, normalmente, desagregan los sectores pro ductivos según el tipo de bienes que generan y no según la ubi cación geográfica (rural o urbana).

Aparte de que la estimación de una función de migra ción ocupacional es un insumo importante en la construcción de un modelo de crecimiento multisectorial con desequilibrio en los mercados del trabajo (diferenciales no igualizantes en los precios de un mismo factor presentes por largos períodos), el conocimiento de las elasticidades de migración, o de su or den de magnitud, puede ayudar a contestar importantes pregun tas, aún sin contar con el modelo de crecimiento referido: ¿se pueden explicar las migraciones ocupacionales ocurridas en Chi le en las últimas dos décadas con el instrumental teórico co mún al análisis económico o es necesario acudir a otro tipo de explicaciones?; ¿qué variables son las que mejor representan

los diferenciales en las condiciones de vida entre ambos sectores y que, por lo tanto, mejor explican los flujos de migrantes ocupacionales?; ¿en qué forma intervienen dichas variables?; dado un diferencial de ingreso esperado entre ambas zonas, ¿son los migrantes indiferentes a la conformación de ese diferencial entre probabilidad de empleo y diferencial de remuneraciones de los empleados en ambas zonas?; ¿son los mercados de trabajo agrícola-no agrícola suficientemente segmentados como para que cambios de corto plazo en las condiciones de los mercados de trabajo agrícola y no agrícola no afecten los flujos migratorios y haya que explicar dichos flujos por factores de más largo plazo?.

## II. ESPECIFICACION DE LA FUNCION MIGRACION

Existen diferentes alternativas teóricas para especificar la función migración. En estas se pueden incluir factores económicos y no económicos. Sin embargo, como señala Todar<sup>1/</sup> respecto a la migración rural-urbana, existe un amplio consenso entre economistas y no economistas de que este fenómeno se puede explicar en gran medida por factores económicos. En este trabajo se sigue este mismo enfoque para la migración ocupacional agrícola-no agrícola. Más específicamente, como hipótesis general de trabajo se acepta la desarrollada inicialmente por Todaro (1969) y Harris y Todaro(1970), de que las migraciones responden positivamente a diferenciales rural-urbanos (agrícola-no agrícola para este trabajo) en los ingresos esperados, más que en los ingresos medios correspondientes a la población empleada. Como es sabido, en esta teoría las tasas de desempleo juegan un rol importante en la determinación de los ingresos esperados.

Cuando este enfoque se aplica a la migración ocupacional agrícola-no agrícola, la cual comprende una parte importante de personas que cambian de actividad sin salir del sector

---

1/ Todaro (1976).

rural, es importante tener presente que el horizonte de tiempo pertinente para definir los ingresos esperados es más corto en este tipo de flujos que en el caso de la migración rural urbana, la cual necesariamente implica un cambio de residencia para todos los migrantes. En otras palabras, dado que el costo de la migración intra sector rural es menor que el de la rural-urbana, es razonable esperar que una parte significativa de los migrantes ocupacionales considere el diferencial de ingreso esperado por un período más corto que el migrante rural urbano.

El diferencial de ingreso esperado ( $\lambda$ ) que ha sugerido (implícitamente) Harris y Todaro (1970)<sup>2/</sup> se puede escribir como :

$$\lambda = r \left( \frac{1 - d^n}{1 - d^A} \right)$$

donde :

r = razón de remuneración al trabajo en el sector no agrícola y el agrícola.

$d^n$  = tasa de desempleo no agrícola.

---

<sup>2/</sup> Harris y Todaro (1970) suponen  $d^A = 0$ .

$d^A$  = tasa de desempleo agrícola.

Los factores  $(1 - d^n)$  y  $(1 - d^A)$  son las tasas de empleo y corresponden a las probabilidades de obtener empleo en ambos sectores<sup>3/</sup>. Cabe señalar que esta definición de probabilidad de empleo difiere de la original de Todaro (1969), la que se expresó como :

$$p^* = \frac{dL}{U} = g \frac{L}{U}$$

donde :

$dL$  = cambio del empleo.

$U$  = número de desempleados.

$g$  = tasa de crecimiento del empleo.

Si  $g$  es constante,  $p^*$  se podrá expresar para un sector cualquiera, en función de la probabilidad de empleo usada en este trabajo :

$$(p^* = \frac{(1-d)g}{d})$$

---

<sup>3/</sup> Serían exactamente iguales a las probabilidades de empleo si todos los puestos fueran licitados continuamente.

Estas diferencias deberán ser tomadas en cuenta cuando se pretenda usar los resultados de este trabajo para el análisis de la "paradoja de Todaro" (de que un aumento en la tasa de creación de empleos urbanos puede implicar un aumento en la tasa de desempleo urbano<sup>4/</sup>). Al respecto cabe señalar que el interés central de este trabajo no es el análisis de dicha paradoja y por eso se adopta una particular definición de probabilidad de empleo.

Aquí se especificarán y estimarán diferentes alternativas de la función migración, que tienen como elemento común el supuesto de que la migración responde a diferencias de ingreso esperado entre ambos sectores y que la definición de probabilidad de empleo sigue a Harris-Todaro (1970).

La primera alternativa sigue de cerca al trabajo de Harris-Todaro respecto a la definición de probabilidad de empleo, recogiendo una sugerencia de Mundlak<sup>5/</sup> sobre la forma en que la migración depende de los stocks de fuerza de trabajo en ambos sectores. Más específicamente se supone que :

---

4/ Sobre una explicación de las diferencias entre el artículo de Todaro (1969) y Harris-Todaro (1970) respecto a esta paradoja ver Blomquist (1978) y Arellano, P. (1981).

5/ Mundlak, 1979.

$$(1) M = A (r \cdot p)^{\beta_2} FNA^{\beta_3} FA^{1-\beta_3}$$

donde :

M = migración ocupacional

r = diferencial de remuneraciones de los trabajadores migrantes.

p = razón de probabilidad de empleo en ambos sectores.

FNA = fuerza de trabajo no agrícola.

FA = fuerza de trabajo agrícola.

La forma de incluir FNA y FA en la ecuación significa que un aumento porcentual igual en ambas variables implica un aumento de la migración en igual porcentaje. Las hipótesis teóricas implican  $\beta_2 > 0$ ,  $\beta_3 > 0$ .

Si la ecuación (1) se divide por FA, se obtiene una expresión para la tasa de migración, la cual sería independiente de la escala de los stocks de fuerza de trabajo. Esto lleva a:

$$(1') \frac{M}{FA} = A (r \cdot p)^{\beta_2} \left(\frac{FNA}{FA}\right)^{\beta_3}$$

Para propósitos de estimar esta ecuación con métodos lineales, se suele sacar logaritmo natural a la ecuación, agregando una constante a la variable  $\left(\frac{M}{FA}\right)$  en el caso de existir flujos negativos. Esto implica especificar la ecuación como:

$$(1'') \quad \ln \left( \frac{M}{FA} + C \right) = \beta_1 + \beta_2 \ln(r.p) + \beta_3 \ln f$$

donde:

$$f = \frac{FNA}{FA}$$

En el trabajo se hizo  $C = 1$

En esta ecuación la elasticidad de la variable  $\left(\frac{M}{FA} + 1\right)$  respecto a  $r$  o respecto a  $p$  son iguales. Esto se puede interpretar como que lo único que importaría a los migrantes sería el diferencial de ingreso esperado, independiente de la varianza de ese diferencial de ingreso esperado.

Esta es una restricción innecesaria y por eso se ha especificado una forma más general que la anterior que suponga elasticidades distintas respecto a  $r$  y  $p$ :

$$(2) \ln \left( \frac{M}{FA} + 1 \right) = \beta_1 + \beta_2 \ln r + \beta_3 \ln p + \beta_4 \ln f$$

Las hipótesis teóricas implican  $\beta_2 > 0$ ;  $\beta_3 > 0$ .

Como tercera alternativa general de especificación, se ha considerado una en que las elasticidades respecto a  $r$  y  $p$  no son constantes:

$$(3) \ln \left( \frac{M}{FA} + 1 \right) = \beta_1 + \beta_2 (\ln r) (\ln p) + \beta_3 \ln f$$

Bajo esta especificación, la elasticidad respecto a  $r$  será  $(\beta_2 \ln p)$  y la elasticidad respecto a  $p$  será  $(\beta_2 \ln r)$ . Las hipótesis teóricas implican que ambas deben ser positivas. Ahora bien, como  $r > 1$  y  $(\ln r) > 0$ , esto implica que para que la elasticidad respecto a  $p$  sea positiva se requiere  $\beta_2 > 0$ . Por otro lado, sin embargo,  $p < 1$ , y, por lo tanto,  $\ln p < 0$ . Dado  $\beta_2 > 0$ , esto implicaría que la elasticidad respecto a  $r$  sería negativa, lo cual contradeciría la hipótesis teórica. Para solucionar este problema, en el trabajo se ha usado  $\ln(p+1)$ , el cual es positivo y, por lo tanto, implica también una elasticidad positiva respecto a  $r$ . En con-

secuencia la ecuación (3) se transforma en:

$$(3') \ln\left(\frac{M}{FA} + 1\right) = \beta_1 + \beta_2 (\ln r)(\ln(p+1)) + \beta_3 \ln f$$

Dado que en las tres ecuaciones seleccionadas para su estimación, (1''), (2) y (3'), las elasticidades referidas son las de  $\left(\frac{M}{FA} + 1\right)$  respecto a cualquiera de las variables independientes, es fácil demostrar que para obtener las elasticidades de  $\left(\frac{M}{FA}\right)$  habrá que multiplicar las elasticidades mencionadas por

$$\frac{FA + M}{M}$$

Respecto a la variable  $r$ , definida hasta ahora como la razón de remuneraciones al trabajo en ambos sectores, se han especificado de hecho tres alternativas generales que se convierten en cinco específicas.

La primera alternativa general conserva la definición de  $r$  como razón de remuneraciones al factor trabajo. La segunda considera que la fuerza de trabajo agrícola suele

recibir, aparte de salarios, otro tipo de beneficios que están asociados a la productividad media del trabajo (la que variaría proporcionalmente con la productividad marginal sólo si la función de producción fuera Cobb-Douglas).

Así, por ejemplo, parte de la fuerza de trabajo agrícola (o considerada en las estadísticas como tal) tiene contratos de mediería; otra parte trabaja en pequeños predios familiares, donde los miembros de la familia de los dueños reciben una participación en los resultados; otros pertenecen (o pertenecían) a asentamientos de la Reforma Agraria; otros, los inquilinos, son pagados en parte por el usufructo de un pedazo de tierra; sin embargo tienen como alternativa de ingreso en el sector no agrícola (de conseguir un empleo) una remuneración sólo como trabajadores. Estas razones llevan a especificar la segunda alternativa de medición de  $r$  como la razón entre remuneración al trabajo en el sector no agrícola y la productividad media agrícola.

La tercera alternativa general es definir  $r$  como razón de productividades medias en ambos sectores. Esta alternativa está muy relacionada al enfoque de Mundlak<sup>6/</sup>. Este autor sustituye el diferencial de ingreso esperado en am

---

6/ Mundlak, op. cit.

bos sectores ( $\lambda = r \cdot p$ ) por la razón de producto per-cápita en ambos sectores ( $\delta$ ).

Se tiene que:

$$\delta = \frac{X^n/F^n}{X^A/F^A}$$

donde  $X^n$  y  $X^A$  son los productos no agrícola y agrícolas y  $F^n$  y  $F^A$  son las fuerzas de trabajo respectivas.

Pero

$$\delta = \frac{\left(\frac{X^n}{L^n}\right) \left(\frac{L^A}{F^A}\right)}{\left(\frac{X^A}{L^A}\right) \left(\frac{L^n}{F^n}\right)}$$

donde  $L^n$  y  $L^A$  son los niveles de empleo no agrícola y agrícola respectivamente.

Como  $\left(\frac{L^n}{F^n}\right)$  y  $\left(\frac{L^A}{F^A}\right)$  son las aproximaciones a las probabilidades de empleo en ambos sectores que se usan en este trabajo, el coeficiente de Mundlak equivale a  $(r.p)$ , donde  $r$  se define como razón de productividades.

Considerando la restricción innecesaria de las elasticidades al incorporar  $(r \cdot p)$  en la ecuación (1"), se ha incluido  $r$  definido como razón de productividad en la ecuación (2).

Por último, estas tres alternativas generales de definición de  $r$  se han convertido en cinco al medir la remuneración al trabajo no agrícola, tanto según el costo medio del trabajo que arroja las Cuentas Nacionales como a través del Índice Oficial de Sueldos y Salarios deflactados por un índice de precios al consumidor <sup>7/</sup>. La remuneración media al trabajo del sector agrícola fue medida de acuerdo a Cuentas Nacionales.

---

<sup>7/</sup> Se usó el de la Universidad de Chile. El de Marshall y Cortázar fue usado en estimaciones preliminares y no implicó diferencias significativas.

### III. ESTIMACIONES Y RESULTADOS.

Los resultados de las estimaciones aparecen en los Cuadros 1 y 2. Antes de comentar estos resultados es necesario hacer algunas aclaraciones.

En este trabajo se han usado dos series anuales de migración. Una supone que los desempleados que en las estadísticas declaran que su último empleo fue en el sector agrícola siguen buscando trabajo en este sector. La otra serie de migración supone que en el sector agrícola hay flexibilidad de salarios y libre entrada al mercado del trabajo y, por lo tanto, no habría desempleo en el sector agrícola. Bajo este supuesto, los desempleados que declaran que su último trabajo fue en el sector agrícola, por definición se supone que están buscando un empleo en el sector no agrícola. A la variable dependiente construída con la primera serie (logaritmo de la tasa de migración más uno) se le denomina M y la construída con la segunda se le denomina ME. Se han incluido dos variables dependientes adicionales, que se construyen de igual forma que las anteriores pero sustituyendo las migraciones anuales por su promedio móvil de tres años. A estas se les denomina M3 y ME3, la pri-

mera con el supuesto de desempleo en el sector agrícola y la segunda con el supuesto de pleno empleo en el sector. Los datos ya procesados y utilizados en este estudio sobre migración, fuerza de trabajo, empleo y desempleo, aparecen en el apéndice. Los detalles de la construcción de las series de migración se explican en el Apéndice.

Respecto a la serie de empleo, sus datos están empalmados con los Censos de Población de 1960 y 1970. Las variaciones que esta serie experimente entre 1960 y 1966 se obtuvieron mediante la combinación de datos de encuestas sobre productividades de diferentes cultivos, por región, y las cifras correspondientes a producción de cada rubro. Para mayor información sobre los datos de este período, ver Oficina de Planificación Nacional "Población Ocupada por Sectores Económicos 1960-1970" (diciembre 1971). Para las variaciones de la serie de empleo durante el período 1966-1972 estaban disponibles los datos de las Encuestas Continuas de Mano de Obra del Instituto Nacional de Estadísticas. Para las variaciones del período 72-73 se aplicó el método de las encuestas de productividad y datos de cultivos, por región. Finalmente, para las variaciones de la serie du-

rante el período 74-79 se usaron las cifras de la Encuesta Nacional de Empleo, del Instituto Nacional de Estadísticas. Cabe destacar que el estudio de ODEPLAN utilizó varios métodos de chequeo de la serie de empleo agrícola y además la corrigió por variaciones estacionales, haciéndola compatible con los meses de junio de cada año.

Hay que señalar que al medir la serie de migración con uno u otro supuesto hubo que definir consecuentemente la razón de fuerzas de trabajo y las probabilidades de empleo.

Como se explicó al final de la última sección se utilizaron cinco definiciones de la variable  $r$ . A continuación se define la simbología de las variables que componen estas cinco definiciones de  $r$ :

- $w^n$  = costo medio de la mano de obra en el sector no agrícola según Cuentas Nacionales.
- $w^A$  = costo medio de la mano de obra en el sector agrícola según Cuentas Nacionales.
- PROA = producto medio del trabajo en el sector agrícola según Cuentas Nacionales.

- PRON = producto medio del trabajo en el sector no agrícola según Cuentas Nacionales.
- SALN = índice de sueldos y salarios deflactados por I.P.C. de la Universidad de Chile.

Las variables  $W^n$  y  $W^A$  fueron deflactados por el deflactor implícito del consumo de Cuentas Nacionales. Las variables PRON y PROA fueron deflactadas por el deflactor implícito del producto de Cuentas Nacionales, corrigiendo para que la suma de los productos reales sectoriales fuera igual al producto real total de Cuentas Nacionales. La variable SALN se deflactó por el I.P.C. de la Universidad de Chile.

### III.1. Estimaciones por Mí́nimos Cuadrados Ordinarios.

En el Cuadro 1 aparecen las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MICO) de la ecuación (2) usando datos anuales de migración. Las primeras cinco ecuaciones de finen migración con desempleo agrícola destinto de cero y las otras cinco con el supuesto de pleno empleo. Las ecuaciones dentro de cada conjunto de cinco ecuaciones sólo difieren en la forma de definir la variable  $r$ .

Al analizar el  $\bar{R}^2$  se puede observar que los mejores resultados, desde este punto de vista, corresponden a las ecuaciones 2, 5, 7 y 10. En estas cuatro ecuaciones la variable  $r$  se define como razón entre remuneración media al trabajo no agrícola (media como SALN o  $W^n$ ) y producto medio del sector agrícola.

El poder explicativo de las restantes ecuaciones es prácticamente nulo y por eso se descartan las correspondientes mediciones de  $r$  para la realización de nuevas estimaciones.

Respecto a los signos de los coeficientes de las mejores ecuaciones (2, 5, 7 y 10), ninguna de estas ecuaciones tiene todos los esperados. Sin embargo, sólo en la

ecuación 7 se tiene un coeficiente (el de  $\ln P$ ) con el signo distinto a lo esperado y al mismo tiempo estadísticamente significativo. En todo caso, los coeficientes asociados a  $(\ln r)$  en estas cuatro ecuaciones tienen el signo correcto y son estadísticamente significativos.

Las cuatro mejores ecuaciones no tienen problemas de autocorrelación de primer orden por cuanto sus test de Durbin-Watson caen en la zona de ausencia de autocorrelación.

Los datos anuales de migración son muy sensibles a errores de medición en las series de empleo o fuerza de trabajo utilizadas, ya que la migración se construye como diferencia entre stock potencial (considerando el crecimiento vegetativo del stock del período anterior) y stock efectivo de fuerza de trabajo. Esto explica en parte que el poder explicativo de las cuatro mejores ecuaciones con datos anuales, sin ser despreciables, tampoco es muy alto.

El uso de promedio móviles para la variable migración debiera hacer disminuir la varianza por errores de medición en la varianza dependiente.

Esta estrategia ha sido usada también en otros trabajos empíricos sobre la función migración<sup>9/</sup>.

---

<sup>9/</sup> Ver Mundlak, op. cit.

CUADRO I  
RESULTADO CON DATOS ANUALES

Ec.	Serie Migración	r	Cte.	Inr	Inp	Inf	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	d	n
1	M	$\frac{W^n}{W^A}$	0,170854 ( 0,73)	-0,049028 (-0,39)	0,508778 ( 1,2)	-0,023536 (-0,55)	0,224	0,069	1,93	19
2	M	$\frac{W^n}{PROA}$	-1,356783 (-2,98)	0,246977 ( 3,17)	-0,573942 (-1,3)	0,100805 ( 2,31)	0,5303	0,4364	2,39	19
3	M	$\frac{PRON}{PROA}$	0,093282 ( 0,81)	-0,008113 (-0,12)	0,541743 ( 1,7)	-0,015183 (-0,39)	0,2173	0,0608	1,95	19
4	M	$\frac{SALN}{W^A}$	0,261720 ( 0,79)	0,036044 ( 0,55)	0,546258 ( 1,6)	-0,015697 (-0,35)	0,2417	0,0522	2,06	16
5	M	$\frac{SALN}{PROA}$	0,238920 ( 3,30)	0,139638 ( 2,81)	-0,098246 (-0,2)	0,001396 ( 0,04)	0,5304	0,4130	2,22	16
6	ME	$\frac{W^n}{W^A}$	0,229113 ( 1,06)	-0,104915 (-0,92)	0,244592 ( 1,4)	-0,001622 (-0,04)	0,1828	0,0296	1,00	20
7	ME	$\frac{W^n}{PROA}$	-1,416201 (-4,09)	0,250173 ( 4,20)	-0,356147 (-1,8)	0,133274 ( 4,0)	0,5907	0,5140	1,88	20
8	ME	$\frac{PRON}{PROA}$	0,059076 ( 0,55)	-0,015696 (-0,26)	0,289388 ( 1,6)	0,017346 ( 0,49)	0,1433	-0,0173	1,06	20
9	ME	$\frac{SALN}{W^A}$	0,259258 ( 0,88)	0,043938 ( 0,78)	0,295343 ( 1,4)	0,015477 ( 0,38)	0,1637	-0,0293	1,18	17
10	ME	$\frac{SALN}{PROA}$	0,212843 ( 3,73)	0,143068 ( 3,97)	-0,080402 (-0,5)	0,025892 ( 0,92)	0,6041	0,5127	1,70	17

Las primeras cuatro columnas del Cuadro II contienen estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación (2), usando promedios móviles de tres períodos. Estas cuatro ecuaciones difieren según la definición de la migración y según la definición de la variable  $r$ . Esta última se define en las dos formas que mejor se comportaron dentro de las ecuaciones de Cuadro I.

Se puede ver en el Cuadro II que el  $R^2$  sube considerablemente en relación a los de las ecuaciones del Cuadro I y, lo que es mejor, todos los coeficientes de las variables son estadísticamente significativos y con los signos acordes a lo esperado. Por otro lado, sólo en la tercera ecuación no se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación, ya que el test de Durbin-Watson cae en la zona inconclusa<sup>10/</sup>.

Desde el punto de vista predictivo, las ecuaciones con el supuesto de pleno empleo en el sector agrícola (3 y 4) se comportan mejor que las otras dos. Esto fue hasta cierto punto sorpresivo, ya que la serie de migración con aquel supuesto es, en su construcción, absolutamente independiente de la serie de desempleo no agrícola.

---

<sup>10/</sup> Hay que tener cautela sobre el uso de este test, ya que la construcción de la variable promedio móvil puede introducir autocorrelación, aunque no expresable como un patrón serial de primer orden. Esperamos que los daños de esta no sean serios.

CUADRO II  
RESULTADOS PARA PROMEDIOS MOVILES

	1	2	3	4	5	6	7	8
Método Est.	MICO	MICO	MICO	MICO	MICO	MICO	V. Inst.	V. Inst. Corr.
Serie Migr.	M3	M3	ME3	ME3	ME3	ME3	ME3	ME3
Medición r	SALN	W <sup>n</sup>	SALN	W <sup>n</sup>	W <sup>n</sup>	W <sup>n</sup>	W <sup>n</sup>	W <sup>n</sup>
	PROA	PROA	PROA	PROA	PROA	PROA	PROA	PROA
Cte.	0,071067 (2,30)	-0,572817 (-3,03)	0,040664 (1,41)	-0,609202 (-4,16)	-0,800799 (-10,22)	-0,549704 (-10,78)	-0,568209 (-10,76)	-0,592018 (-9,51)
lnr	0,043426 (2,04)	0,104243 (3,21)	0,0379018 (2,08)	0,106062 (4,20)				
lnP	0,661484 (4,60)	0,351925 (2,02)	0,467630 (5,73)	0,264447 (3,18)				
ln(x p)					0,139331 (10,58)			
(ln(p+1))						0,140453 (11,43)	0,145051 (11,37)	0,148303 (10,14)
ln(FNA/FA)	0,051460 (3,38)	0,085273 (4,43)	0,072001 (5,08)	0,108076 (7,26)	0,118893 (8,71)	0,100942 (8,72)	0,103823 (8,79)	0,112856 (7,62)
R <sup>2</sup>	0,8458	0,8673	0,8476	0,9001	0,8835	0,8986		
R <sup>2</sup>	0,8072	0,8367	0,8125	0,8787	0,8680	0,8851		
E.S.	0,012326	0,010985	0,011831	0,009272	0,009671	0,009025	0,009067	0,008649
d	1,89	2,05	1,29	1,66	1,86	1,48	1,47	1,74
n	16	17	18	18	18	18	18	18

Esta última virtud no está totalmente presente en la construcción de la serie de migración con el supuesto de desempleo agrícola distinto de cero, ya que este último es pronosticado para 8 de los 20 años de la muestra en función del desempleo total. La virtud señalada hace más meritorio el  $R^2$  obtenido en las dos últimas ecuaciones. (3 y 4).

Si se comparan los  $R^2$  de las ecuaciones 3 y 4 del Cuadro 2, el de la última ecuación es significativamente mayor que el de la ecuación 3. Por otro lado, el test Durbin Watson de la ecuación 4 es mejor que el de la ecuación 3, ya que el primero cae en la zona de ausencia de autocorrelación mientras que el segundo cae en la zona inconclusa. Esto significa que la variable remuneraciones del sector agrícola medida por Cuentas Nacionales explica en mejor forma el fenómeno migratorio que el Índice de Sueldos y Salarios.

El poder predictivo de esta ecuación (4) se comparó también con el uso de la mejor ecuación estimada con datos anuales, que también usaba la misma definición de la variable  $r$ . (Ecuación 7 del Cuadro 1). Para hacer la comparación se construyó la variable dependiente respectiva con

promedio móvil usando los pronósticos anuales de la ecuación 7 del Cuadro 1 y se estimó una regresión entre esta variable y la variable dependiente con promedio móvil de los datos observados.

El  $R^2$  de esta regresión fue ligeramente inferior al  $R^2$  obtenido en la ecuación 4 del Cuadro 2. Por otro lado, aunque el poder predictivo de la ecuación 7 del Cuadro 1 es satisfactorio, tiene el problema de contradecir las hipótesis teóricas sobre el efecto de la variable probabilidad de empleo.

Por las razones anotadas, en las ecuaciones que siguen a continuación se usó la variable migración con promedio móvil y medida bajo el supuesto de pleno empleo agrícola; la variable  $r$  se definió como razón entre remuneración al trabajo (medida por Cuentas Nacionales) y producto medio de los dos sectores en cuestión.

Antes de pasar a comentar las otras ecuaciones es interesante anotar que al hacer el test de diferencia de coeficientes, los resultados de la ecuación 4 rechazan la hipótesis teórica de que la elasticidad de la tasa de migración respecto a  $r$  es igual a la elasticidad respecto a  $p$ .

Las elasticidades de la tasa de migración son

3,21 y 8,01 para  $r$  y  $p$  respectivamente. Al parecer, los migrantes ponderarían más en su decisión de migrar el efecto de la probabilidad de empleo que el diferencial mismo de ingreso. Este resultado sugiere que los migrantes no serían indiferentes a la varianza del ingreso esperado.

Los resultados que aparecen en la quinta columna se refieren a la ecuación correspondiente al modelo de Harris-Todaro, en que por construcción las dos elasticidades son iguales (ecuación (1'') de la sección anterior). Esta se estimó por mínimos cuadrados ordinarios. Todos los coeficientes son muy significativos y con los signos esperados, sin embargo, a la luz del  $\bar{R}^2$ , el poder explicativo de esta ecuación es menor que el de la ecuación anterior. Las elasticidades de la tasa de migración respecto a  $r$  y  $p$  son ambas iguales a 4,22. La caída en la elasticidad respecto a  $p$  y el alza de la elasticidad respecto a  $r$  se deben a la restricción impuesta para que ambos sean iguales.

Los resultados de la sexta columna se refieren a la ecuación (3') de la sección II. Aquí las elasticidades no son ni iguales ni constantes. El  $\bar{R}^2$  de esta ecuación es el mayor de todos los obtenidos hasta ahora. Por otro lado, todos los coeficientes son muy significativos y con los signos esperados. Las elasticidades respecto a  $r$  y  $p$  computadas con los valores

res medios de las variables son 2,73 y 9,95 respectivamente. Esta ecuación, sin embargo, tiene un test de Durbin y Watson que cae en la zona inconclusa.

### III.2. Estimaciones por Variables Instrumentales.

Las ecuaciones que se han estimado hasta ahora están sujetas a un posible sesgo por ecuaciones simultáneas. La razón de esta es que parte de la migración no responde al diferencial de  $r$  o  $p$ , sino que se produce por otras razones cuyos efectos determinan el término aleatorio; estos componentes estocásticos de la migración pueden causar cambios en la variable  $r$  y  $p$ , implicando la existencia de una asociación entre el término aleatorio de la ecuación y las variables explicativas. Como es sabido, esto viola uno de los supuestos requeridos para que los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios sean insesgados y consistentes.

El ideal sería tener el modelo completo en el cual se inserta la función de migración y así poder aplicar métodos de estimación con información completa. Como esto está

fuera del alcance de este trabajo, el problema se ha abordado usando el método de estimación por variables instrumentales<sup>11/</sup>.

Por el mayor poder predictivo se ha elegido la especificación de la última ecuación comentada (la ecuación (3') de la sección II). Esta tenía problemas de posible autocorrelación, así que también se procedió a corregir dicho problema.

En general las variables instrumentales tienen que tener la propiedad de estar correlacionadas a las variables explicativas respectivas y no estarlo con el término aleatorio de la ecuación, es decir, en este caso en particular, no pueden estar "causadas" por la migración.

Para la estimación de la ecuación (3') basta con una variable instrumental, para  $[(1nr) (1n(p+1))]$ ; ya que se supone que la otra variable del modelo,  $(1nf)$ , es suficientemente exógena.

Para construir una variable que estuviera asociada a  $[(1nr) (1n(p+1))]$ , y no fuera causada por migración se

---

<sup>11/</sup> Otro trabajo que también considera el sesgo por ecuaciones simultáneas en la estimación de una función de migración es el de Falaris (1979).

siguió la siguiente estrategia. Se procedió a obtener valores pronosticados de cada uno de los componentes de  $r$  y  $p$  a través de regresiones auxiliares con variables explicativas que no fueran causadas por migración. Posteriormente, con estos valores pronosticados se construyó una variable con la misma forma de  $[(\ln r) (\ln(p+1))]$ , que fue la variable instrumental usada. Para pronosticar la remuneración del trabajo del sector no agrícola se usó como variable explicativa de la regresión auxiliar al índice de remuneraciones del Sector Público. El  $R^2$  de esta regresión fue de 0,73<sup>12/</sup>. Para la predicción de productividad media agrícola se usaron los stocks de capital agrícola del período presente y rezagado en un período<sup>13/</sup>. En  $R^2$  obtenido fue de 0,92.

En la definición de  $\ln(p+1)$  entra solamente el desempleo no agrícola, por el supuesto de pleno empleo agrícola. Para pronosticar  $\ln(p+1)$ , y así poder construir la variable instrumental completa, se estimó una regresión de  $\ln(p+1)$  como variable dependiente usando como variables explicativas a los logaritmos de los niveles de producto total de la econo

---

12/ Cortázar (1980) encuentra también que las remuneraciones del Sector Público explican bastante bien a las del sector manufacturero.

13/ Los datos de la serie de capital del sector agrícola se obtuvieron de una investigación en proceso que el autor ha estado dirigiendo y que forma parte del proyecto sobre un modelo de crecimiento multisectorial para la economía chilena

nomfa del período presente, del rezago de la variable anterior, del producto industrial y de este último rezagado en uno y dos períodos. Se supone que estas variables no responden a la parte aleatoria de la migración. El  $R^2$  obtenido en esta regresión fue de 0,9174.

En la columna 7 aparecen los resultados de la estimación por variables instrumentales de la ecuación (3') sin corregir por autocorrelación de primer orden y, en la columna 8, los resultados de la estimación de la misma ecuación estimada por variables instrumentales y corregida por autocorrelación de primer orden.

Si se comparan los resultados de ambas estimaciones con los correspondientes a mínimos cuadrados ordinarios se verá que son muy similares. Todos los coeficientes tienen los signos esperados y son muy significativos. Las elasticidades respecto a  $r$  y  $p$  de las dos últimas ecuaciones sólo suben marginalmente en relación a la estimada por MICO. En la ecuación 7 son iguales a 2,84 y 10,34, respectivamente y en la ecuación 8 son iguales a 2,90 y 10,57, respectivamente. Las estimaciones por MICO eran iguales a 2,73 y 9,95 respectivamente. Esto indicaría que los problemas de simultaneidad y autocorre-

lación de primer orden de los estimadores MICO no eran importantes. Una explicación para que el problema de simultaneidad no haya sido grave debe buscarse en que la magnitud de los flujos de migración no es muy grande y, por lo tanto, la parte aleatoria de ellos no alcanza a afectar a las variables explicativas de la ecuación.

Es interesante anotar que la última ecuación (8) tiene mayor poder predictivo de entre todas las ecuaciones presentadas en este trabajo. Su error estándar es el menor de todos (0,008649) y si se computa el equivalente a  $\bar{R}^2$ , usando este error estándar y la varianza de la variable dependiente, se llega a 0,8944. La estimación con corrección por autocorrelación de primer orden de la ecuación 8 logra hacer subir el test de Durbin y Watson a la zona de ausencia de este problema; sin embargo, los coeficientes sólo cambiaron marginalmente entre la ecuación 7 y 8.

En general, se puede decir que las elasticidades estimadas por MICO eran bastante aceptables. En todo caso, considerando que se satisfacen las hipótesis teóricas, la leve ventaja en el poder predictivo de la ecuación 8 y el que no le sean impugnables problemas econométricos obvios, hacen que lle

gado el momento de elegir alguna ecuación se tenga que preferir a esta última.

#### IV. ALGUNAS CONCLUSIONES

La utilidad más interesante de este trabajo se puede apreciar si se le inserta dentro de un modelo de equilibrio general multisectorial, lo que escapa al propósito presente.

Sin embargo, los resultados sugieren algunas hipótesis que no son rechazadas por la información disponible.

Entre estas hipótesis se pueden destacar :

- a) El fenómeno de migración ocupacional entre el sector agrícola- no agrícola en Chile se explica satisfactoriamente por variables económicas.
- b) Las hipótesis teóricas sobre el efecto de estas variables son aceptadas por la evidencia empírica.
- c) El mayor ajuste de la ecuación al usar promedios móviles de migración en vez de datos anuales indican que la ecuación predice mejor la tasa de migración para el promedio de tres años que el año exacto en el cual se produce. Parte de la explicación a esto hay que buscarla en posibles errores de medición de los stocks anuales de fuerza de trabajo y empleo.

- d) La serie de migración se explica en mejor forma al usar el diferencial entre la remuneración al trabajo en el sector no agrícola y el producto medio agrícola. Esto se explicaría en parte por el tipo de pagos que recibe una proporción importante de los trabajadores agrícolas.
- e) Los resultados de la "mejor" ecuación muestran que los trabajadores consideran la composición del ingreso esperado entre diferencial de ingreso y diferencial de probabilidades de empleo. De acuerdo a los coeficientes estimados, al parecer los trabajadores reaccionarían con mayor elasticidad a las condiciones de empleo-desempleo que a los diferenciales de ingreso de la población ocupada en ambos sectores.
- f) También los datos sugieren que la elasticidad de la tasa de migración respecto al diferencial de ingreso no es constante y depende de las condiciones de empleo. En períodos de mucha desocupación urbana, cambios en los diferenciales de ingreso afectarían menos a la tasa de migración que si la desocupación urbana fuera baja. Similar característica presenta la elasticidad respecto al diferencial de probabilidad de empleo.
- g) Es más fácil explicar la migración cuando ésta se define ba

jo el supuesto de pleno empleo en el sector agrícola, que cuando se acepta que los desocupados cuya última ocupación fue en el sector agrícola siguen buscando empleo en este sector.

- h) Las magnitudes de las elasticidades, si bien son altas y significativas, revelan que los ajustes de la fuerza de trabajo ante situaciones cambiantes en los mercados del trabajo agrícola y no agrícola pueden tomar bastantes tiempo. En otras palabras, la movilidad de la fuerza de trabajo no es en absoluto instantánea. Este punto se debe considerar en la evaluación de políticas que afecten significativamente la estructura de precios relativos.
- i) La estimación de la función migración por métodos de ecuaciones simultáneas no afectó significativamente los resultados obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios. El poder predictivo de la ecuación estimada aumenta sólo ligeramente cuando se corrige por autocorrelación de primer orden.

A P E N D I C E

1. METODOLOGIA GENERAL PARA EL CALCULO DE LA MIGRACION OCUPACIONAL AGRICOLA - NO AGRICOLA

Se definirá como flujo positivo de migrantes ocupacionales entre los sectores agrícola y no agrícola a aquellos que se mueven del primero al segundo sector. Este flujo se medirá como la diferencia entre la fuerza de trabajo agrícola existente en junio del período  $t$  y la que debía haber habido en esa fecha si el stock de fuerza de trabajo agrícola de junio de  $(t-1)$  hubiera crecido solo por crecimiento vegetativo. Se adoptará la convención de medir variables flujos entre  $(t-1)$  y  $t$  como correspondientes a  $t-1$ . De esta forma se tiene :

$$(1) \quad FA_t = FA_{t-1} (1 + g_{t-1}^{FA}) - M_{t-1}$$

donde :

$FA$  = fuerza laboral agrícola observada en junio del año  $t$ .

$g_{t-1}^{FA}$  = tasa de crecimiento vegetativo de la fuerza laboral agrícola, pertinente al período comprendido entre junio de  $t-1$  y junio de  $t$ .

$M_{t-1}$  = migrantes de la fuerza laboral agrícola entre junio de t-1 y de t.

Si se tiene presente que los desocupados de la fuerza laboral agrícola son definidos por el INE (y en otras encuestas de ocupación) como todos aquellos desocupados cuyo último empleo fue precisamente en el sector agrícola, entonces se estará subestimando la migración en el equivalente a los migrantes que aún no han encontrado un empleo estable en el sector no agrícola.

Parece, pues, razonable considerar también la alternativa de no existencia de desempleo agrícola, haciendo a la fuerza laboral agrícola igual al empleo en el sector. Esta alternativa requiere del supuesto de flexibilidad de remuneraciones al trabajo en el sector agrícola y de libre entrada al mercado del trabajo correspondiente. Bajo estas condiciones se puede definir otra serie de migración construída sobre la base de los datos de empleo agrícola y con una tasa de crecimiento vegetativo correspondiente a lo que las estadísticas denominan fuerza de trabajo agrícola.

Esta nueva serie se definirá a partir de la ecuación:

$$(2) EA_t = EA_{t-1} (1 - g_{t-1}^{FA}) - ME_{t-1}$$

donde:

$EA_t$  = empleo agrícola observado en junio de t.

$ME_{t-1}$  = migrantes del empleo agrícola entre t-1 y t. (de junio a junio)

## 2. SERIE DE EMPLEO AGRICOLA

Se usó una serie construida por ODEPLAN, aún no publicada oficialmente, para el empleo sectorial medido en junio de cada año. La serie cubre el período 1960-1980.

El trabajo de ODEPLAN contiene, además, una serie para la fuerza laboral total y la tasa de desempleo total, a nivel nacional.

## 3. SERIE DE FUERZA LABORAL AGRICOLA

Respecto a la fuerza de trabajo agrícola, se construyó una serie, ante la falta de antecedentes para la totalidad del período que aquí interesa. Por definición:

$$(3) \quad FA_t = \frac{EA_t}{1-d_A}$$

donde:  $d_A$  = es la tasa de desempleo agrícola.

Se tiene una serie de empleo para el sector, pero no ocurre lo mismo para el desempleo, el cual fue estimado en función de la tasa de desempleo total obtenido de ODEPLAN.

Para la construcción de la serie de desempleo agrícola se consideraron dos encuestas del INE :

- a) La Encuesta Nacional de Hogares, la cual empieza en 1966 y se deja de realizar en 1972.
- b) La Encuesta Nacional del Empleo, que se comienza en 1975, y se continua realizando hasta hoy.

Existen diferencias metodológicas entre ambas encuestas, pero su efecto más serio no cae precisamente sobre el sector agrícola, de modo que se usaron sus antecedentes para los 12 años que es posible acumular con ambas.

Cabe destacar que la Encuesta de Hogares es heterogénea respecto a los períodos que comprende cada encuesta. Ante ello se optó por considerar aquellas encuestas que comprendan el segundo trimestre de cada año lo más ajustadamente posible, con la excepción del año de inicio (1966), en el cual se tiene una primera encuesta trimestral para julio-septiembre. Este criterio resultó aceptable, pues al comparar las tasas de desempleo total provenientes de las encuestas INE, con las tasas de ODEPLAN,

resulta que las tasas de desempleo total de las encuestas elegidas son las que más se asemejan a las tasas de desempleo total de ODEPLAN.

La Encuesta Nacional del Empleo es una encuesta anual presentada a octubre-diciembre de cada año.

Con las tasas de desempleo agrícola de estas encuestas se estimó una regresión por mínimos cuadrados ordinarios para el desempleo agrícola, usando como regresor a la tasa de desempleo total (de ODEPLAN) en el período 1966-1972, 1975-1979, obteniéndose :

$$(4) d_A = - 0,17486218 + 0,4158359 d_T$$
$$(- 0,269875) \quad (6,7920)$$

$$R^2 = 0,7920$$

Los valores dentro de paréntesis corresponden a los estadígrafos para el test t de student.

El análisis del valor absoluto de los errores respecto a la variable independiente acusa la presencia de heterocedasticidad. Para solucionar este problema se aplicó mínimos cuadrados generalizados, estimándose las varianzas de los errores a través del método de Glejser (1969). El patrón heterocedástico

se pudo describir por la ecuación :

$$(5) \quad \sigma_u^2 = \sigma_v^2 (a + b d_T^{2,5})^2$$

donde a y b se estimaron como los coeficientes de una regresión de los residuos absolutos y  $d_T^{2,5}$  como variable explicativa. La ecuación estimada de los residuos absolutos fue :

$$(6) \quad |e| = 0,086463 + 0,00182 (d_T^{2,5})$$

$$R^2 = 0,70$$

La ecuación de desempleo agrícola estimada por mínimos cuadrados generalizados fue :

$$(7) \quad \hat{d}_A = -0,18 + 0,41 d_T$$

(7,53)

Con los valores de  $d_A$  estimados con esta ecuación y los datos de empleo de ODEPLAN se construyó una serie completa de fuerza de trabajo agrícola ( $\hat{F}A$ ).

Definiendo fuerza laboral agrícola observada (FA) como el empleo agrícola según ODEPLAN, dividido por uno menos la

tasa de desempleo agrícola observada, se verificó la calidad de la serie de la fuerza laboral agrícola estimada ( $\hat{FA}$ ) estimando una regresión entre FA y  $\hat{FA}$  con los años en que se pudo construir FA. Esto dio como resultado :

$$(8) \quad FA = 5,540385 + 0,9913177346 \hat{FA}$$

(31,5)

$$R^2 = 0,9891$$

donde :

$$\hat{FA} = \frac{EA^{ODEPLAN}}{(1 - (-0,18 + 0,41 d_T^{ODEPLAN}))}$$

Dado el  $R^2$  y considerando que los valores de las variables están expresados en miles de personas, el valor predictivo de la ecuación puede considerarse muy satisfactorio.

La serie de fuerza laboral agrícola definitiva ( con supuesto  $d_A \neq 0$ ) incluye los datos de la serie observada (FA) para todos los años en que se pudo construir (1965-1972 y 1975 - 1979) y el resto de la serie (1960-1965 y 1973-1974) se completó con los datos de la serie de fuerza laboral agrícola estimada, debidamente empalmados.

CUADRO A 1  
SERIES DEL MERCADO DE TRABAJO AGRICOLA

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EA	$d_T$	$d_A$	$\hat{d}_A$	$\hat{FA}$	FA
	Empleo Agrícola (ODEPLAN) (miles)	Tasa Desocupación Total	Tasa Desocupación Agrícola Observada	Tasa Desocupación Agrícola Estimada	Fuerza Laboral Agrícola Estimada con $d_A \neq 0$ (miles)	Fuerza Laboral Agrícola Definitiva con $d_A \neq 0$ (miles)
		(ODEPLAN) INE: 2 Encuestas				
1960	695,5	0,071	-	0,0271	714,7996	733,6
1961	674,9	0,080	-	0,0308	696,4912	700,7
1962	671,5	0,079	-	0,0304	692,2680	689,4
1963	675,0	0,075	-	0,0287	695,1596	697,5
1964	674,2	0,070	-	0,0267	692,9085	693,7
1965	675,5	0,064	-	0,0243	692,1107	715,1
1966	654,6	0,061	0,022	0,0230	670,0102	669,3
1967	638,8	0,047	0,019	0,017	649,8474	651,2
1968	623,9	0,049	0,017	0,018	635,3360	634,7
1969	625,1	0,055	0,020	0,021	638,2479	637,9
1970	608,0	0,057	0,018	0,021	621,2957	619,1
1971	557,5	0,038	0,016	0,014	565,2438	566,6
1972	511,5	0,031	0,010	0,011	517,0845	516,7
1973	480,3	0,048	-	0,0178	489,0043	512,3
1974	488,5	0,092	-	0,0357	506,5851	515,2
1975	497,5	0,145	0,040	0,057	527,6835	518,2
1976	505,1	0,148	0,048	0,058	536,4274	544,3
1977	507,5	0,127	0,055	0,050	534,1548	537,0
1978	516,6	0,134	0,067	0,053	543,3970	556,7
1979	510,5	0,130	0,072	0,051	537,9914	550,1

Para el período 1965-1960 se extrapoló la serie observada usando los cambios porcentuales de la serie estimada. Para 1973-1974 se usaron los cambios porcentuales de la serie estimada dividida por una constante que asegurara que el cambio porcentual total del período 1973-1974 de la serie estimada correspondiera al cambio total de la serie observada.

Las series descritas se presentan en el cuadro A1.

#### 4. SERIE PARA LA TASA DE CRECIMIENTO VEGETATIVO DE LA FUERZA LABORAL TOTAL Y AGRICOLA

La tasa vegetativa agrícola se supuso igual a la tasa de la fuerza de trabajo total de la economía. Es muy probable que la tasa vegetativa del sector agrícola sea mayor a la total, sin embargo, se prefirió suponerlas iguales porque cualquier hipótesis alternativa respecto a la diferencia entre ellas era arbitraria. Si la diferencia real es positiva el supuesto conducirá a una subestimación de la serie de migración. Este error de medición de la variable dependiente, sin embargo, no implica un sesgo en la estimación de las elasticidades de las variables de la ecuación de migración si, como es altamente

probable, no está correlacionado con las variables.

El supuesto no tendrá ninguna consecuencia cuando la ecuación de migración estimada se use para predecir los stocks de fuerza de trabajo en los sectores agrícolas y no agrícolas : bastará suponer que también la tasa vegetativa del sector no agrícola es igual a la tasa vegetativa total.

Respecto a la estimación de las tasas vegetativas de la fuerza de trabajo total, se hizo una interpolación usando las tasas vegetativas anuales de la población económicamente activa estimadas por el Banco Mundial para diferentes décadas.

CUADRO A 2

TASAS MEDIAS ANUALES DE CRECIMIENTO VEGETATIVO  
DE LA POBLACION ECONOMICAMENTE ACTIVA

1960 - 1970	1,4 %
1970 - 1980	1,9 %
1980 - 2000	2,1 % (2,3%) <sup>1/</sup>

<sup>1/</sup> Dado que la tasa de 2,1% es sólo una proyección del Banco Mundial, en vez de ella se usó 2,3% para que los pronósticos de la función ajustada se ajustarán más exactamente a las tasas medias anuales observadas correspondientes a las décadas 1960 - 1970 y 1970 - 1980.

Para la interpolación se supuso que estas tres tasas correspondían también a las tasas anuales de los años medios de

los períodos considerados, esto es 1965, 1975 y 1990. A estos valores se ajustó la función :

$$g = - 2,4647 - \frac{115,7478}{t + 10}$$

donde :

g = tasa vegetativa

t = tiempo

Con esta función se pronosticó las tasas anuales re queridas. Obviamente, desde un punto de vista estadístico, usar tres datos para estimar una ecuación de dos parámetros no es el ideal. La aplicación de este procedimiento, sin em bargo, permite suavizar los cambios entre una tasa anual y la siguiente de una manera coherente con la información dispo nible. En el Cuadro A3 aparecen los pronósticos mencio- nados.

Es importante señalar que el orden de magnitud de los posibles errores cometidos en la interpolación de las ta sas vegetativas anuales implica que sus consecuencias para la

estimación de la serie de migración son despreciables.

## 5. SERIES DE MIGRACION

En el Cuadro A3 aparecen las tasas vegetativas interpoladas y las series de migración.

La Columna (2) corresponde a los miles de migrantes de la fuerza laboral agrícola, (con  $d_A \neq 0$ ) desde el sector agrícola hacia el no agrícola. La columna (3) contiene a la serie de miles de migrantes del empleo agrícola, bajo el supuesto de no existir desocupados agrícolas. Estas se construyeron con las ecuaciones (1) y (2) respectivamente.

En las Columnas (4) y (5) se tienen los miles de miles de migrantes que resultan de los promedios móviles de las anteriores, respectivamente, para tres años.

En el Cuadro A4 se incluyen las respectivas tasas de migración, utilizadas en la construcción de las variables dependientes en este trabajo.

La primera columna del Cuadro A4 es la tasa de migración anual construída bajo el supuesto que los desempleados cuyo último trabajo fue en el sector agrícola continúan buscando

trabajo en el mismo sector. La segunda columna es la tasa de migración del promedio móvil de tres años de los migrantes de finidos según el mismo criterio anterior; el divisor de la ta sa es la fuerza laboral agrícola del año definida según el mis mo criterio.

La tercera columna del Cuadro A4 es la tasa de migración anual construida bajo el supuesto que en el sector agrí cola hay libre entrada al mercado de trabajo y flexibilidad de remuneraciones y que, por lo tanto, los desempleados cuyo últi mo trabajo fue en el sector agrícola están buscando trabajo en el sector no agrícola. La cuarta columna es la tasa de migra ción del promedio móvil de tres años de los migrantes defini - dos según el criterio anterior; el divisor de la tasa es el em pleo agrícola del año que, de acuerdo al último criterio adopt ado, sería igual a la fuerza laboral agrícola.

CUADRO A3  
TASAS VEGETATIVAS Y SERIES DE MIGRACION

(1)	(2)	(3)	(4)/(0)	(5)/(1)
9T=9A	M	ME	M3	ME3
Tasa Crec. Ve- getativo de EA y FA (es- timadas)	Migración Ocu- pacional de FA con d <sub>A</sub> ≠ 0 (miles)	Migración Ocu- pacional con supuesto d <sub>A</sub> =0 (miles)	Promedio Móvil para 3 años de M (miles)	Promedio Móvil de 3 años para ME (miles)
0,01235	41,92524	30,77452	-	-
0,01275	20,21520	12,43743	-	-
0,01315	0,99963	5,48073	21,04669	16,23089
0,01354	13,21065	10,28115	11,47516	9,39977
0,01394	-11,69578	8,35215	0,83817	8,03801
0,01433	56,01378	32,34397	19,17622	16,99242
0,01472	26,78539	25,98223	23,70113	22,22612
0,01511	26,31499	25,01259	36,37139	27,77960
0,01550	6,66435	8,63192	19,92158	19,87558
0,01589	28,95428	27,61469	20,64454	20,41973
0,01627	62,57244	61,51997	32,73036	32,58886
0,01666	59,35702	56,18406	50,29458	48,63957
0,01704	13,19652	40,32327	45,04199	52,87577
0,01742	6,00416	0,16394	26,18590	32,42376
0,01779	6,17725	-0,31427	8,45931	13,39098
0,01817	-16,70159	1,48723	-1,50673	0,44563
0,01854	17,38494	7,47868	2,28687	2,88388
0,01891	-9,55323	0,54237	-2,95663	3,16943
0,01928	17,35791	17,30224	8,39654	8,44110
0,01965	-	43,15535	-	20,33332

CUADRO A4

	(1)	(2)	(3)	(4)
	TASAS DE MIGRACION			
Supuesto	$d_A > 0$		$d_A = 0$	
AÑO	$\frac{M_t}{FA_t}$	$\frac{(M3)_t}{FA_t}$	$\frac{ME_t}{EA_t}$	$\frac{(ME3)_t}{EA_t}$
1960	0,05715	-	0,04195	-
1961	0,02885	-	0,01775	-
1962	0,00145	0,03053	0,00795	0,02417
1963	0,01894	0,01645	0,01474	0,01393
1964	-0,01686	0,00121	0,01204	0,01192
1965	0,07833	0,02682	0,04523	0,02516
1966	0,04002	0,03541	0,03882	0,03395
1967	0,04041	0,05585	0,03841	0,04349
1968	0,01050	0,03139	0,01360	0,03186
1969	0,04539	0,03236	0,04329	0,03267
1970	0,10107	0,05287	0,09937	0,05360
1971	0,10476	0,08877	0,09916	0,08689
1972	0,02554	0,08717	0,07804	0,10298
1973	0,01172	0,05111	0,00032	0,06709
1974	0,01199	0,01642	-0,00061	0,02741
1975	-0,03223	-0,00291	0,00287	0,00090
1976	0,03194	0,00420	0,01374	0,00571
1977	-0,01779	-0,00551	0,00101	0,00625
1978	0,03118	0,01508	0,03108	0,01634
1979	-	-	0,07845	0,03983

REFERENCIAS

- Arellano, J.P. : "Se agrava el Desempleo Urbano al Aumentar los Puestos de Trabajo en el Sector Moderno", CIEPLAN, Notas Técnicas, N°45 (diciembre 1981).
- Banco Mundial : "Informe sobre Desarrollo Mundial, (agosto, 1981).
- Blomquist, A.G. : "Urban Job Creation and Unemployment in LDC'S. Todaro vs. Harris and Todaro" Journal of development Economics, Vol. 5, N°1, 1978, pp. 3-19.
- Coeymans, J.E. : "Determinantes de la Migración Rural-Urbana en Chile según origen y destino". Documento de Trabajo N°81, Instituto de Economía, Universidad Católica de Chile, (mayo, 1982).
- Coeymans, J.E. : "Migración Ocupacional Agrícola-no Agrícola en Chile : Período 1960-1979". Instituto de Economía de la Universidad Católica de Chile. Documento de Trabajo N° (1982).
- Cortázar, R. : "Salarios Industriales en el Corto Plazo: Chile", (1980).
- INE. : "Encuesta Nacional de Hogares". (Varios números).
- INE. : "Encuesta Nacional del Empleo". (Varios números).
- Falaris, E. : "The Determinants of Internal Migration in Perú, and Economic Analysis", Economic Development and Cultural Change, Vol. 27, N° 2 (enero, 1979).
- Harris, J.R. y Todaro, M.P. : "Migration, Unemployment and Development : A Two sectors Analysis". A.E.R. LX (1970).
- Long, J.F. : "Rural Out-Migration in Chile from 1952 to 1960 and 1960 to 1970 : Quantity and Causes" (Ph.D. Thesis, University of North Carolina, 1974).

- Monardes, A.: "Un Análisis Económico de la Migración : Aplicación de Análisis Discriminante y Probabilístico". Estudios de Economía N° 15, (primer semestre, 1980).
- Mundlak, Y. : "Intersectoral Mobility and Agricultural Growth". International Food Policy Research Institute. (febrero, 1979).
- ODEPLAN : "Población ocupada por Sectores Económicos 1960-1970". (diciembre, 1971).
- Raczynski, D. : "Empleo, Pobreza y Migraciones en Chile". Estudios CIEPLAN, N° 29 (1978).
- Todaro, M.P. : "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries". American Economic Review, 59, N° 1, (March, 1969).
- Todaro, M.P. : (1976). "Rural-Urban Migration Unemployment and Job Probabilities : Recent Theoretical and Empirical Research", in Ansley J. Coale, ed. Economic Factors in Population Growth (MacMillan, London) p.p. 367-85.