

KARDEX

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON
FACULTAD DE ECONOMIA



ESTIMACION DE UN MODELO DE DEMANDA DE
TRABAJO BAJO EXPECTATIVAS RACIONALES
EL CASO DE LA INDUSTRIA CERVECERA

TESIS

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE
LICENCIADO EN ECONOMIA
PRESENTA

MANUEL SILOS MARTINEZ

5701

INTERREY, N. L.

DICIEMBRE DE 1979

F

HD5701

.6

S5

C. 1

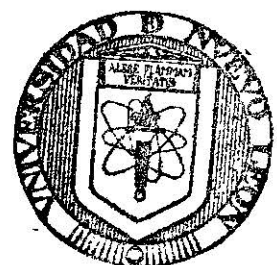


1080064271

213
5585e
e.2

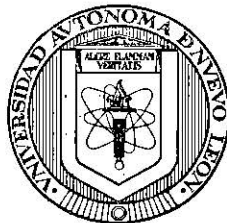
KARDEX

fa.



BIBLIOTECA CONSUELO MEYER L
FACULTAD DE ECONOMIA U. ANT.
MONTAÑES, R. C.

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON
FACULTAD DE ECONOMIA



ESTIMACION DE UN MODELO DE DEMANDA DE
TRABAJO BAJO EXPECTATIVAS RACIONALES
EL CASO DE LA INDUSTRIA CERVECERA

TESIS

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE
LICENCIADO EN ECONOMIA
PRESENTA

MANUEL SILOS MARTINEZ

MONTERREY, N. L.

DICIEMBRE DE 1979

T
HD5701
6
S5



Biblioteca Central
Magna Solidaridad



FONDO
TESIS LICENCIATURA

F: 4515

A MIS PADRES
CON CARINO

Hago patente mi agradecimiento a todas aquellas personas que de una u otra forma me brindaron su ayuda para poder concluir mis estudios, en especial a los señores Aurelio Montemayor, Eric Blankmeyer y Francisco Covarrubias por el apoyo y orientación que recibí de ellos. Asimismo, - mi gratitud por el apoyo que recibí en la elaboración de este trabajo para el Sr. Valentín Ovalle por su dedicada labor en el procesamiento electrónico de datos y para - las Srita. Alicia Reyes Cabral y Francisca Candelaria - de los Reyes por su excelente labor mecanográfica.

I N D I C E

	Pág.
INTRODUCCION	1
I. ANTECEDENTES	9
I.1. <u>La demanda de trabajo de la empresa.</u>	9
I.1.1. <u>La demanda de trabajo manteniendo la cantidad de los otros factores constantes.</u>	9
I.1.2. <u>La demanda marshalliana ordinaria (inversa) de trabajo.</u>	10
I.1.3. <u>La demanda hicksiana de trabajo.</u>	12
I.2. <u>La demanda de trabajo de la industria.</u>	18
II. MARCO TEORICO	21
II.1. <u>Estimación directa de la demanda de trabajo.</u>	22
II.1.1. <u>El Modelo.</u>	22
II.1.2. <u>Formación de Expectativas.</u>	29
II.1.3. <u>Estimación.</u>	31
II.2. <u>Estimación indirecta de la Demanda de Trabajo.</u>	36
II.2.1. <u>Derivación de la demanda de trabajo.</u>	37
II.2.1.1. <u>Teorema de Wold.</u>	37
II.2.1.2. <u>El teorema de Roy.</u>	40
II.2.1.3. <u>El teorema de Hotelling.</u>	42
III. EVIDENCIA EMPIRICA	45
III.1. <u>Información.</u>	46
III.2. <u>Estimación indirecta de la demanda de trabajo.</u>	48
III.3. <u>Estimaciones directas de la demanda de trabajo.</u>	51
III.3.1. <u>Formación de Expectativas.</u>	52
III.3.2. <u>Estimación.</u>	61
RESUMEN Y CONCLUSIONES	73
BIBLIOGRAFIA	77

I N T R O D U C C I O N

"La economía como ciencia positiva, es un cuerpo de generalizaciones tentativamente aceptadas acerca del fenómeno económico, que puede ser usado para predecir la consecuencia de cambios en las circunstancias..... su progreso..... requerirá no sólo la prueba y elaboración de las hipótesis existentes, sino también la construcción de nuevas hipótesis".^{1/}

Dentro de los estudios empíricos realizados en el área de la economía, tienen un lugar importante aquellos que se dirigen a probar las hipótesis que postulan la consistencia en la conducta de los agentes económicos, pues en base a ellos surge la confianza en las predicciones que se realizan sobre la reacción de estas unidades ante los incentivos económicos.

En los últimos años han aparecido diversas declaraciones que revelan preocupación por la capacidad del sector industrial por absorber la creciente fuerza de trabajo, así como la concepción de que existe una unidad económica que actúa perversamente, en el sentido que no utiliza intensivamente el factor abundante en nuestro país, y que por lo tanto debe ser regulado o sujeto a alianzas para que responda a las oportunidades que se le presentan. Este estudio tiene como finalidad básica el probar la hipótesis de que la empresa tiene una conducta consistente, la cual es determinada por una función objetivo, que se manifiesta en sus decisiones sobre la cantidad demandada de trabajo.

^{1/} Milton Friedman, "The Methodology of Positive Economics". Readings in Microeconomics. Selección realizada por William Breit y Harold M. Hochman. Segunda Edición, Dryden Press, Hinsdale, Illinois, 1971. - pp. 45 y 47.

6.

Partiendo de esta hipótesis se plantea que la toma de decisiones se lleva a cabo bajo incertidumbre obteniéndose, bajo el supuesto de que el costo de ajustar las cantidades de los factores es igual a cero, una formulación de la demanda de trabajo en la cual los argumentos son los valores esperados de los precios relativos de los factores y el nivel de -producción. De esta manera el estudio se concentra en la identificación de esos esquemas de formación de expectativas. Adoptando el supuesto de que las expectativas se forman racionalmente, dicha identificación se lleva a cabo mediante la identificación y estimación de los procesos estocásticos que siguen cada una de las series de tiempo consideradas.

El trabajo se encuentra dividido en cuatro capítulos; en el primero de ellos se presenta una breve exposición de las especificaciones que han sido utilizadas para estimaciones de la demanda de trabajo, revisándose en particular los resultados obtenidos por el Dr. Eric Blankmeyer en sus estimaciones realizadas para 8 industrias de transformación; en el segundo se presenta el marco teórico para realizar estimaciones directas e indirectas de la demanda de trabajo; en el tercero, se presentan los resultados obtenidos bajo formulaciones alternativas, encontrándose que los valores de los parámetros difieren significativamente de cero. - Como conclusión del trabajo se establece que existe evidencia que soporta la consistencia en la toma de decisiones de la empresa, que ésta reacciona como si su función objetivo fuera la maximización de beneficios netos o la minimización de costos, al tratar de reducir el empleo relativo del factor cuyo precio relativo se incrementa.

Una vez aportada la evidencia que soporta esta hipótesis básica, se tienen elementos para realizar inferencias sobre el comportamiento del empleo en las industrias, que surja simpatía por la hipótesis hicksiana del cambio tecnológico inducido^{2/}, y que aparezca un velo de pesimismo - en cuanto a la capacidad, de mediano y largo plazo, que tiene el sector manufacturero para absorber la creciente fuerza de trabajo.

^{2/} J.R. Hicks, The Theory of Wages, Macmillan, London, 1932, pp. 124-25.

ANTECEDENTES

Revisando la literatura existente sobre la demanda de trabajo, con frecuencia se observan diversas especificaciones de esta función, las cuales tienen fundamentos microeconómicos y responden a diferentes restricciones y condiciones tecnológicas que enfrenta la empresa en el momento que se realiza la toma de decisiones. En el presente capítulo la atención se concentra en la derivación de aquellas que responden a diferencias en las restricciones mencionadas.

I.1. La demanda de trabajo de la empresa.

Existen tres funciones de demanda de trabajo que pueden ser derivadas para la empresa: la que mantiene constante la cantidad de los otros factores, la demanda ordinaria marshalliana y la demanda hicksiana.

I.1.1. La demanda de trabajo manteniendo la cantidad de los otros factores constantes.

La derivación de esta función se puede llevar a cabo estableciendo que la empresa, cuya conducta se encuentra determinada por el objetivo de maximizar la diferencia entre sus ingresos (IT) y costos (CT) totales, encuentra restringidas sus decisiones en cuanto al uso de factores de producción, ya que ante la presencia de incentivos económicos puede responder únicamente alterando las cantidades del factor trabajo (L).

Analizando matemáticamente el problema, se encuentra que la función objetivo y las condiciones de primer orden para su optimización se

10.

hayan representadas por las expresiones

$$\text{Max } BN - IT - CT = PX - WL - \text{CONSTANTE}$$

$$\frac{\partial X}{\partial L} = \left[P \frac{\partial X}{\partial L} + X \frac{\partial P}{\partial X} \frac{\partial X}{\partial L} \right] - W = 0$$

$$= (I M_g X) \left(\frac{\partial X}{\partial L} \right) - W = 0$$

en donde W y P indican los precios de L y del bien X, en tanto que IMg X y X lo hacen para el ingreso marginal que recibe la empresa y el nivel de producción del bien. Considerando las condiciones de primer orden se encuentra que, en el caso que se satisfagan las de segundo orden, existe una cantidad de L que permite a la empresa satisfacer su función objetivo, y que ésta se obtiene cuando la contribución que hace la unidad marginal a los ingresos totales es igual a la que hace a los costos, es decir, cuando el producto ingreso marginal de L es igual a W. Es en base a esto que se supone que la empresa toma la curva de producto ingreso marginal como referencia en sus decisiones de empleo, constituyéndose entonces en una función de demanda de trabajo. Las condiciones de segundo orden establecen adicionalmente que, al hacerse esta afirmación, la referencia se hace al segmento decreciente de dicha curva.

I.1.2. La demanda marshalliana ordinaria (inversa) de trabajo.

En la derivación de esta función se supone que la empresa tiene

como objetivo maximizar la producción (X) que se puede obtener con un presupuesto determinado (C) y se estudia su comportamiento ante cambios en la tasa de salarios (W_1), suponiendo que el precio de los otros factores (W_2) se mantiene constante. Esta función objetivo, si bien es compatible con la maximización de beneficios netos, es más flexible pues abre la posibilidad de estudiar la demanda de factores que se realiza para la provisión de bienes públicos.

Analizándose la formulación matemática de la función objetivo y de las condiciones de primer orden de maximización

$$\text{Max } Z = X + \left(1 - \frac{W'}{C}\right) B, \quad X = f(K, L)$$

$$W' = \begin{bmatrix} W_1 & W_2 \end{bmatrix}'$$

$$B' = \begin{bmatrix} L & K \end{bmatrix}'$$

$$\frac{\partial Z}{\partial B} = \frac{\partial X}{\partial B} - \frac{\partial W}{\partial B} = 0$$

$$1 = \frac{W'}{C} B$$

se encuentra que este sistema de ecuaciones produce la solución

$$\frac{W_1}{C} = \frac{\frac{\partial f}{\partial L}}{B' \frac{\partial f}{\partial B}}$$

la cual establece una relación entre las cantidades demandadas de L y la razón del precio del trabajo al costo total, que representa la función de demanda de este factor; la que se denomina marshalliana por mantener una restricción de presupuesto e inversa por encontrarse despejado el precio.

Este tipo de función, si bien se ajusta a estimaciones por unidades que se ven sometidas a restricciones de presupuesto, presenta dificultades para describir la conducta de una empresa privada, ya que ignora la respuesta de ésta ante las diferencias entre los ingresos y costos marginales que surgen ante los cambios en el precio del factor, es decir, no toma en cuenta el efecto optimización.

Esta especificación de la demanda de trabajo ha sido utilizada en estudios como el del Dr. Llad Phillips^{3/} titulado "Factor Demands in the Provision of Public Safety", en donde se realizan estimaciones de demandas relativas de factores y se hacen pruebas de la eficiencia en el uso de los mismos para varios departamentos de Policía del Edo. de California. En este caso el modelo se ajusta perfectamente dadas las restricciones de presupuesto a que se ven sometidos cada uno de los departamentos.

I.1.3. La demanda hicksiana de trabajo.

Dentro de la teoría de la demanda de factores se establece que al presentarse un cambio en el precio de un factor surgen 3 efectos: sustitución, producción y optimización. Con el primero de ellos se analiza la respuesta de la empresa ante cambios puros en los precios relativos de los factores, es por eso que se mantiene constante el nivel de producción, - postulándose que se presenta una reacción que implica la sustitución del factor cuyo precio relativo se incrementa; cuando se considera únicamente

3/ Llad Phillips, "Factor Demands in the Provision of Public Safety", Working Paper in Economic No. 92. University of California in Santa Barbara. Noviembre de 1979.

este componente en el análisis de la demanda de trabajo, a ésta se le denomina demanda compensada (o en los términos de Minasian^{4/}, la demanda con nivel de producción constante), ésta presenta un fuerte atractivo pues representa el límite inferior de la reacción de la empresa ante el cambio señalado.

El segundo efecto corresponde a la reacción de la unidad económica ante el cambio en las oportunidades reales que se presenta debida a una modificación en la tasa de salarios; para estudiar este efecto se mantiene el presupuesto constante y se observa, al incrementarse la tasa de salarios, cómo reacciona la empresa ante los niveles de producción más reducidos a que tiene acceso ahora; en el caso en que no existan factores inferiores, la reducción del nivel de producción implica una disminución en la cantidad demandada de ambos factores.

El tercer efecto representa la reacción ante la diferencia entre los ingresos y costos marginales, la cual se manifiesta debido a las alteraciones en las tasas de salarios e implica ajustes en la producción y, por lo tanto, de las cantidades demandadas de los factores.

Como se puede observar, tanto el segundo como el tercer efecto representan reacciones ante cambios en los niveles de producción y es por esto que en la formulación de la demanda hicksiana se distinguen únicamente los efectos sustitución y expansión; es precisamente por esta división

^{4/} Minasian, J.R., "Elasticities of substitution and constant output demand curves for labor" en Journal of Political Economy, Vol. LXIX, No. 3, junio de 1961. pp. 261-70.

por lo que resulta atractiva, ya que a la vez que establece el límite inferior que se señaló anteriormente, proporciona elementos para estimar la tasa de absorción de empleo que se puede esperar dado determinado crecimiento de la producción de la empresa. Bajo estimaciones para "empresas representativas", este tipo de modelos son extrapolados para el caso de la industria o de sectores de la economía. Como ejemplo de esto se pueden señalar dos trabajos realizados para la economía mexicana, los de - - John Isbister y Eric Blankmeyer.

En el caso de Isbister^{5/}, éste estimó la demanda de trabajo de la industria mexicana de transformación mediante la utilización de información anual sobre veinticinco industrias, para el período comprendido entre los años de 1963 y 1967. En la ecuación ajustada las variables fueron consideradas en forma de tasas de crecimiento, obteniéndose los siguientes resultados:

$$\hat{L} = 0.004 + 0.842 \hat{Q} - 0.514 \hat{W} \quad R^2 = 0.56$$

$$(0.038 \quad (0.162) \quad (0.164)$$

Observando las desviaciones estándares de los coeficientes (entre paréntesis) se puede observar que la demanda de trabajo tiene elasticidades, con respecto al salario real (W) y la producción (X), que difieren significativamente de cero. Asimismo, que la evidencia no permite rechazar

^{5/} John Isbister, "Urban Employment and Wages in a Developing Economy: The Case of Mexico". Economic Development and Cultural Change, Vol. XX, No. 1, Octubre 1971, pp. 24-46.

zar la hipótesis que plantea la existencia de rendimientos constantes a escala.

Uno de los problemas que presenta esta estimación se encuentra relacionado a la heterogeneidad de las industrias consideradas en su trabajo, la cual puede originar que los coeficientes que se obtienen sean muy sensibles a los cambios en la estructura industrial. Ante ello resulta apropiado considerar a cada una de las industrias separadamente; esto es precisamente lo que hizo el Dr. Eric Blankmeyer, quien estimó los parámetros de la demanda de trabajo para ocho industrias de transformación, utilizando para ello dos ajustes diferentes. En ambos se utilizaron series de tiempo y se tomó como variable dependiente la cantidad ocupada de trabajo medida en horas-hombre.

En el primer ajuste se consideraron como variables explicativas el nivel de producción, el salario real por hora-hombre, el número de establecimientos y la tendencia exponencial, obteniéndose los resultados que aparecen en el Cuadro I. Como se puede observar, sus estimaciones puntuales de la elasticidad trabajo-producto resultan ser relativamente bajas en relación a las de Isbister y, lo que es más importante, se observan grandes diferencias en las estimaciones puntuales correspondientes a la elasticidad de sustitución, lo cual, dado que estas industrias están comprendidas en las consideradas por Isbister, puede implicar la inestabilidad de las estimaciones realizadas por Isbister, quien hizo una mezcla de información de corte transversal y series de tiempo.

CUADRO 1
ESTIMACION DE LA ELASTICIDAD TRABAJO-PRODUCTO Y SUSTITUCION
(Primer Ajuste)

INDUSTRIA	Coefficiente de determinación (R^2)	Coefficiente Durbin - Watson de autocorrelación D. W.	Elasticidad Trab.-Prod.	Elasticidad de Sustitución
Cerveza	.90	1.32	0.296	-0.428
Tejido y Acabados de Fibras artificiales	.98	1.22	0.209	-0.374
Pastas y Celulosas de Papel	.57	.56	-0.089*	-0.249*
Vidrio Plano	.91	1.49	0.122*	-0.817
Envases y Productos de Vidrio	.95	.91	0.517	-0.284*
Cemento	.86	1.07	0.386	0.201*
Fundición y Laminación Primaria de Hierro y Acero	.89	1.37	0.024*	-0.263*
Fundición Secundaria de Hierro y Acero	.57	.52	0.137*	-0.975
Construcción y Ensamblajes de Coches	.89	.44	0.299	-0.646

FUENTE: Elaborado por el Centro de Investigaciones Económicas de la U.A.N.L. con datos de la S.I.C., Revista de Estadística, diversos ejemplares

* El coeficiente no difiere significativamente de 0 con 0.95 de confianza.

CUADRO 2

ESTIMACION DE LA ELASTICIDAD TRABAJO-PRODUCTO Y SUSTITUCION
(Segundo Ajuste)

INDUSTRIA	Coefficiente de determinación (R ²)	Coefficiente Durbin - Watson de autocorrelación D. W.	Elasticidad Trab.-Prod.	Elasticidad de Sustitución
Cerveza	.89	1.00	0.307	-0.383
Tejidos y Acabados de Fibras artificiales	.96	1.30	0.198	-0.413
Pastas y Celulosas de Papel	.70	1.81	0.554	-0.404*
Vidrio Plano	.73	.80	0.005*	0.203*
Envases y otros Productos de Vidrio	.96	.75	0.943	0.276*
Cemento	.54	.98	0.354	0.146
Fundición y Laminación Primaria de Hierro y Acero	.14	1.78	0.096*	0.194*
Laminación Secundaria de Hierro y Acero	.00	1.50	0.137*	-0.260*
Construcción y Ensamblajes de Coches	.74	.58	0.373	0.510*

FUENTE: Elaborado por el Centro de Investigaciones Económicas de la U.A.N.L. con datos de la S.I.C., Revista de Estadística, diversos ejemplares.

* El coeficiente no difiere significativamente de 0 con 0.95 de confianza.

18.

En su segundo ajuste consideró como variable dependiente el número de horas-hombre por establecimiento y como variables explicativas la tendencia exponencial, el salario real por obrero y el producto por establecimiento. Observando los resultados (Cuadro 2) se puede considerar que son parecidos a los del primer ajuste.

Una característica que presentan los resultados obtenidos por el Dr. Blankmeyer es que sus estimaciones llevan consigo coeficientes de determinación relativamente "altos" y de Durbin-Watson relativamente "bajos", lo cual resulta un indicio de que existen problemas con el tratamiento de las series históricas, por esta razón no se ha hablado en este caso de estimaciones de intervalo pues no tiene sentido realizarlo; es precisamente esto lo que origina la inquietud para realizar estimaciones eficientes de estos parámetros, que surgen de un marco teórico "apropiado".

Como se ha podido observar, los dos estudios que han sido mencionados utilizan como modelo una especificación que corresponde básicamente a la empresa.

I.2. La demanda de trabajo de la industria.

Como se señalaba con anterioridad, el modelo hicksiano de la demanda de trabajo presenta un fuerte atractivo debido a la separación que realiza entre los efectos sustitución y expansión; sin embargo, es necesario tener en consideración que su utilización, cuando no se tiene información a priori correcta que indique que ésta es la estructura funcional adecuada, origina que se puedan presentar sesgos en los estimadores.

Cuando no se cuenta con esa información es conveniente especificar una función de tipo "Trans-Log"^{6/} y probar la independencia entre el efecto de los precios relativos y el de la producción, así como el supuesto de homoteticidad, para ver si de esa manera se obtiene el modelo hicksiano deseado.

Por otra parte, en el procedimiento de estimación se supone con frecuencia la existencia de una empresa representativa o bien que los precios de los factores se encuentran determinados exógenamente, esto puede presentar problemas con el comportamiento de los errores, por lo que se deduce que es necesario realizar los ajustes pertinentes para que se puedan obtener estimadores consistentes y eficientes. En términos generales se está estableciendo que se pueden aplicar los modelos de demanda, vistos para la empresa, en el caso de la industria, pero que es conveniente que se hagan los ajustes necesarios para ello.

En resumen, los modelos que han sido tradicionalmente utilizados para estimar la demanda de trabajo se derivan a partir de dos funciones objetivo: la maximización de beneficios netos y la minimización de costos. Los procedimientos de estimación generalmente llevan implícito que la toma de decisiones de la empresa se llevan a cabo bajo condiciones de perfecta certidumbre; en el próximo capítulo se verá que cuando se relaja este último supuesto se obtienen formulaciones semejantes (sólo en la medida que se suponga que los costos de ajustar las cantidades de los - -

6 / Lauries R. Christensen, Dale W. Jorgenson y Lawrence J. Lau. "Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Function". Review of Economics and Statistics. Vol. 55, pp. 28-45

factores es igual a cero); sin embargo se requiere de la identificación de los esquemas de formación de expectativas.

M A R C O T E O R I C O

La teoría económica sobre la conducta de la empresa establece que ésta toma sus decisiones de producción y en ocasiones sobre precios, basándose en el principio de maximización de beneficios netos, queando implícito con ello la determinación concomitante de la tecnología y de las cantidades de insumos que maximicen, en un momento determinado, los costos promedios correspondientes a ese nivel de producción; en otras palabras, las cantidades demandadas de factores son óptimas, en el sentido de que son compatibles con la satisfacción de la función objeto de la empresa.

A partir de las demandas de factores de estas unidades económicas, se lleva a cabo la derivación de esta función de comportamiento para la industria. En esta derivación gozan de gran popularidad de esquemas basados en el análisis de equilibrio parcial, y es a partir de los supuestos de uniformidad tecnológica^{7/} entre las empresas de la industria y de que los cambios en las cantidades demandadas de los factores no influyen sobre la remuneración de los mismos en el mercado, de donde se establece una igualdad entre los parámetros de la demanda de factores de una empresa con los de la industria.

El problema que se desea resaltar de este tipo de derivaciones surge básicamente de considerar que la toma de decisiones en la empresa se lleva a cabo bajo condiciones de perfecta certidumbre. Inspirado en los

^{7/} Es decir, funciones de producción iguales entre las diferentes empresas.

22.

trabajos de Lucas^{8/} y Sargent^{9/}, el modelo que se presenta a continuación intenta explorar la importancia de romper dichas consideraciones en la derivación de la demanda de trabajo.

La segunda parte del capítulo presenta procedimientos para obtener estimaciones indirectas de la demanda de trabajo a partir de las de la función de producción.

II.1. Estimación directa de la demanda de trabajo

II.1.1. El Modelo

La construcción del modelo se inicia planteando en primer lugar, que la toma de decisiones de la empresa se lleva a cabo bajo condiciones de incertidumbre, lo cual responde a la existencia de elementos estocásticos en la función de producción y en los precios de los factores, y en segundo, que la función objetivo de la empresa consiste en la maximización de sus beneficios netos, los cuales son iguales a la diferencia entre ingresos y costos totales.

Para cumplir con su función objetivo, esta unidad económica debe decidir sobre los niveles de producción, uso de insumos y en ocasiones sobre precios. Debido a que su toma de decisiones se ve influenciada por

8/ Robert E. Lucas, "Adjustment Costs and the Theory of Supply". Journal of Political Economy. Vol. 75, No. 4, parte I, Agosto 1967, pp.321-34.

9. Thomas Sargent, "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules Under Rational Expectation". Journal of Political Economy. Dic. 1978, Vol. 86, No. 6.

variables que siguen determinados procesos estocásticos, se lleva a cabo un proceso concomitante de formación de expectativas respecto a dichas variables, el cual se encuentra basado en la información disponible (Ω_t) al momento de la decisión (t). De esta manera, el estudio de las decisiones de la empresa en cuanto a los procesos estocásticos que siguen las cantidades demandadas de los factores^{10/} incluye no sólo la derivación de esta función de comportamiento, sino también, la determinación de los esquemas de formación de expectativas.

La derivación de la demanda de trabajo se llevará a cabo mediante la consideración de una empresa "representativa" que participa en el mercado del bien " x ", y que encuentra los precios de los bienes y factores como determinados exógenamente. Para esta unidad económica, las condiciones técnicas de producción se encuentran resumidas por medio de una función de producción homohypallágica^{11/}, la cual presenta como característica principal el poseer una elasticidad parcial de sustitución constante entre los insumos. Esta función se encuentra representada por la expresión,

$$(1) \quad X_t = A_0 \left[\theta_1 K_t^{-\rho} + \theta_2 L_t^{-\rho} \right]^{-\frac{v}{\rho}} e^{ut} \quad A_0 > 0, \theta_1 > 0, \theta_2 > 0,$$

en donde las variables X_t , L_t y K_t indican el nivel de producción, las cantidades empleadas de trabajo y de otros factores de producción, en el período " t " respectivamente. Por otra parte, los parámetros v , θ_i , A_0 y ρ nos proporcionan información sobre rendimientos a escala, distribución del ingreso, "eficiencia" y grado de sustitución entre factores, respec

^{10/}Op. Cit., pp. 1017.

^{11/}Fco. Jorge Patiño Leal. La teoría y el cálculo de Funciones Homohypallógicas de Producción. Facultad de Economía, Tesis Profesional, 1969.

tivamente.

En la teoría de la demanda de factores, los parámetros que reflejan los rendimientos a escala y el grado de sustitución entre insumos adquieren un interés especial. En lo que respecta a los rendimientos a escala, éstos pueden ser constante, crecientes o decrecientes dependiendo de si el valor de ν es igual, mayor o menor a la unidad; y la elasticidad producto de la demanda de trabajo toma un valor igual al recíproco a este parámetro. En relación a " ρ ", este parámetro puede tomar valores entre el rango $-1 < \rho < \infty$ e influye directamente sobre el valor de la elasticidad parcial de sustitución entre factores, de hecho.

$$(2) \quad \sigma_{KL} = \frac{1}{1 + \rho}$$

Una vez establecidas las condiciones de precios y tecnología que enfrenta la empresa, podemos formular algebraicamente su función objetivo, la cual toma la forma:

$$(3) \quad \text{Max } E_t (BN_t) = E_t [IT_t - CT_t]$$

$$(3a) \quad = E_t [P_t X_t - W_t L_t - R_t K_t]$$

donde las variables P_t , L_t y K_t , al igual que los precios de los factores y U_t , siguen procesos estocásticos que son dados para la empresa; por otra parte, E_t es definida por $E_t X = E Z / \Omega_t$, donde Z es una variable aleatoria, E_t un operador que indica esperanza matemática y Ω_t la información disponible para la empresa en el período " t ". Se supone que los momentos de primer y segundo orden de las variables aleatorias son finitos.

Un análisis somero de la función objetivo nos permite captar que una revisión en las cantidades demandadas de los factores no implica incurrir en costos de ajuste. Asimismo, se planea que el horizonte relevante para las decisiones de la empresa es igual al período en curso (t).

Las condiciones de primer orden para la maximización de esta función objetivo se encuentran representadas por las ecuaciones

$$(4) \quad E_t \left(P_t \frac{\partial X_t}{\partial L_t} \right) - E_t W_t = 0$$

$$(5) \quad E_t \left(P_t \frac{\partial X_t}{\partial K_t} \right) - E_t R_t = 0$$

en tanto que las de segundo orden se satisfacen cuando el hessiano

$$(6) \quad \begin{vmatrix} \frac{\partial^2 \pi}{\partial L^2} & \frac{\partial^2 \pi}{\partial L \partial K} \\ \frac{\partial^2 \pi}{\partial K \partial L} & \frac{\partial^2 \pi}{\partial K^2} \end{vmatrix}$$

muestra que sus menores principales alternan el signo, i.e., que

$$(7) \quad \frac{\partial^2 \pi}{\partial L^2} = P_t f''_{LL} < 0, \quad \frac{\partial^2 \pi}{\partial K^2} = P_t f''_{KK} < 0$$

$$(8) \quad \begin{vmatrix} \frac{\partial^2 \pi}{\partial L^2} & \frac{\partial^2 \pi}{\partial L \partial K} \\ \frac{\partial^2 \pi}{\partial K \partial L} & \frac{\partial^2 \pi}{\partial K^2} \end{vmatrix} = P_t^2 \begin{vmatrix} f''_{LL} & f''_{LK} \\ f''_{KL} & f''_{KK} \end{vmatrix} > 0$$

Las condiciones (7) implican que el beneficio neto decrece a medida que aumenta separadamente las cantidades de L_t o K_t , en tanto que la (8) garantiza que el beneficio neto decrece a medida que se incrementan simultáneamente las cantidades de ambos factores. En otras palabras, las condiciones (7) y (8) "exigen que la función de producción sea estrictamente cóncava en un entorno del punto en el cual se cumplen las condiciones de primer orden y $L_t, K_t \geq 0$, en caso de que tal punto exista".^{12/}

En lo que respecta a las condiciones de primer orden, éstas nos indican la igualdad entre los precios esperados de los factores y el valor esperado del producto marginal de los mismos. Incorporando a estas condiciones el supuesto de que las posibilidades de sustitución en la producción y, en general, la tecnología disponible para la empresa se encuentran descritas por una función de producción con elasticidad de sustitución - constante (ESC), se derivan las ecuaciones:

$$(4a) \quad E_t \left[P_t X_t \left[\theta_1 K_t^{-\rho} + \theta_2 L_t^{-\rho} \right]^{-1} (\theta_1 K_t^{-(1+\rho)}) \right] - E_t R_t = 0$$

$$(5a) \quad E_t \left[P_t X_t \left[\theta_1 K_t^{-\rho} + \theta_2 L_t^{-\rho} \right]^{-1} (\theta_2 L_t^{-(1+\rho)}) \right] - E_t W_t = 0$$

Las cuales resultan ser las condiciones de primer orden correspondientes a este caso.

Suponiendo exogeneidad, en el sentido de Sims^{13/}, entre el proceso -

^{12/}James H. Perkinson y Richard E. Quandt, Teoría Microeconómica: Una aproximación matemática. Ariel, Barcelona, 1975, pp.77.

^{13/}Christopher A. Sims. "Money, Income and Causality". American Economic Review, Vol. 62, No. 4, Sept. 1972, pp. 540-52.

estocástico de la variable P_t con respecto al de las otras que aparecen - en la expresión (4a) y (5a), se pueden transformar este sistema de ecuaciones en

$$(9) \quad \left(\frac{K_t^*}{L_t^*} \right) = \left(\frac{\theta_1}{\theta_2} \right)^\sigma \left(\frac{W_t^*}{R_t^*} \right)^\sigma$$

donde W_t^*, R_t^*, L_t^* y K_t^* representan los valores esperados de las variables W_t, R_t, L_t y K_t respectivamente. Esta expresión nos muestra cómo cambian las cantidades relativas empleadas de factores ante el cambio en el precio relativo esperado de los mismos. Ante la ausencia de costos de ajuste, - cantidades planeadas de factores son iguales a cantidades demandadas de los mismos; estas cantidades son óptimas en el sentido que satisfacen la función objetivo de la empresa.

Despejando la variable K_t^* , que aparece en (9) y substituyendo el resultado en la función de producción (1) se obtiene:

$$(10) \quad X_t^* = A_0 \left[\left[\theta_1 \left[\frac{\theta_1}{\theta_2} \right] \right]^{-\rho} \left[\frac{W_t^*}{R_t^*} \right]^{-\rho} + \theta_2 \right] L_t^{*\rho} \frac{-v}{\rho}$$

$$(10a) \quad = A_0 \left[\theta_1 \left[\frac{\theta_1}{\theta_2} \right]^{-\rho\sigma} \left[\frac{W_t^*}{R_t^*} \right]^{-\rho\sigma} + \theta_2 \right]^{-\frac{v}{\rho}} L_t^*$$

de donde se deriva la expresión

$$(11) \quad \ln L_t^* = A_0^{-\frac{1}{v}} \left[\theta_1 \left[\frac{\theta_1}{\theta_2} \right]^{-\rho\sigma} \left[\frac{W_t^*}{R_t^*} \right]^{-\rho\sigma} + \theta_2 \right]^{-\rho} X_t^{*\frac{1}{v}}$$

en la cual se presenta la cantidad que se espera demandar del factor L en el período t como una función de las expectativas existentes, al inicio del período, sobre los niveles de producción y de los precios relativos de los factores. Uno de los problemas que presenta este tipo de demanda de trabajo es que los parámetros que son de interés, por permitir estimar los efectos sustitución y producción, no pueden ser obtenidos por métodos lineales de regresión; sin embargo, éste es superado cuando se lineariza la ecuación (11) mediante una aproximación de primer orden por medio de las series de expansión de Taylor, obteniéndose en este caso.

$$(12) = \ln L_t^* = \text{Const} - \alpha_K \sigma \ln \frac{W_t^*}{R_t^*} + \frac{1}{v} \ln X_t^*$$

$$\alpha_K = \frac{R_t K_t}{C T_t}, \text{CONST} = -\frac{1}{v} \ln A_0 - \frac{v}{\rho} \alpha_L \ln \theta_2 - \alpha_K \sigma \ln \theta_1 \left(\frac{\theta_1}{\theta_2} \right)$$

Como se puede observar en (12), el valor de la elasticidad producto de la demanda de trabajo ($\frac{1}{v}$) se encuentra inversamente relacionada al tipo de rendimiento a escala que refleja la función de producción (v). Esta elasticidad tendrá un valor igual a la unidad para el caso de rendimientos constantes a escala (v = 1), y en la medida que el valor de v se incrementa, el valor de dicha elasticidad disminuye. Por otra parte, nos damos cuenta que la respuesta en la cantidad demandada de trabajo ante el cambio en el precio relativo esperado de los factores, se encuentra directamente relacionado al grado de sustitución existente entre ellos, es decir, depende del valor de σ_{KL} .

De esta manera, se ha derivado un modelo de la demanda de trabajo de

una empresa que realiza sus decisiones bajo incertidumbre y es neutral hacia el riesgo. Este tiene la ventaja de poder ser estimado por métodos lineales y, al presentar como argumentos los valores esperados de las variables estocásticas W_t , R_t y X_t , exige la determinación de los esquemas de formación de expectativas.

II.1.2. Formación de Expectativas.

En el estudio de la formación de expectativas se adoptará la hipótesis de "expectativas racionales", la cual establece que: "las expectativas de las empresas (o, en términos más generales, la distribución subjetiva de producción de probabilidad sobre los eventos futuros) tienden a estar distribuidas, para el mismo conjunto de información, de igual manera que las predicciones de la teoría (o la distribución objetiva de probabilidad).....(y que:)

- (1) la información es escasa y el sistema económico generalmente no la desperdicia
- (2) la manera en que las expectativas se forman depende específicamente de la estructura del sistema relevante que describe a la economía
- (3) una predicción pública en el sentido de Grunberg Modigliani no tendrá efecto substancial sobre la operación del sistema económico (a menos que se encuentre basada en información interna)".^{14/}

^{14/}John F. Muth. "Rational expectations and the theory of price movements". Econometrica. Vol. 29, No. 3, Julio 1961.

En otras palabras, se supone que la empresa utiliza al máximo la información a que tiene acceso, detectando los elementos sistemáticos y las reglas implicadas en la variación de la misma para elaborar sus expectativas sobre el valor futuro de las variables que intervienen en su toma de decisiones y que las expectativas promedio en la industria tienden a ser tan seguras como las predicciones óptimas basadas en elaborados sistemas de ecuaciones.

Siguiendo estos lineamientos, se supondrá que en la formación de expectativas de la empresa en relación a una de las variables estocásticas, se toma en consideración la información pasada sobre el valor de dicha variable, así como la regla o proceso que haya sido identificada en los cambios de la misma. Por ejemplo, considérese el caso de la variable "X": supóngase que ésta sigue un proceso de Markov de orden "n",

$$(13) \quad X_t = V_0 + V_1 X_{t-1} + V_2 X_{t-2} + \dots + V_n X_{t-n} + U_t$$

en donde U_t sigue un proceso "white noise", y que la información relevante sobre el pasado de "X" se encuentra resumida en la variable Z_{t-1}

$$Z_{t-1} = \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ X_{t-2} \\ \vdots \\ X_{t-n} \\ 1 \end{bmatrix}$$

en este caso, es conveniente representar (13) como $Z_t = AZ_{t-1} + \varepsilon_t$,

$$A = \begin{bmatrix} V_1 & V_2 & V_3 & \dots & V_n & V_0 \\ 1 & 0 & 0 & & 0 & 0 \\ 0 & 1 & & & & \cdot \\ \vdots & \vdots & & & & \vdots \\ 0 & 0 & & & 1 & 0 \\ 0 & 0 & & & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad y \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} U_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

para indicar de esta manera que tanto Z_{t-1} como el conocimiento del proceso estocástico que sigue la variable X integran la información con que cuenta la empresa en la parte final del período ($t-1$); puesto que $E U_t = 0$ y $E \varepsilon_t = 0$, las expectativas que se tienen sobre el valor de la variable Y son $E Z_t / \Omega_t = A Z_{t-1}$, lo cual implica que

$$(14) \quad X_t^* = E X / \Omega_t = V_1 X_{t-1} + V_2 X_{t-2} + \dots + V_n X_{t-n}$$

En resumen, el problema de la formación de expectativas sobre las diferentes variables estocásticas se reduce a la identificación del proceso autorregresivo que sigue la variable en cuestión, y a la obtención de predicciones óptimas en base a la información disponible.

II.1.3. Estimación.

Una vez establecido el modelo lineal sobre la demanda de trabajo y el esquema general de formación de expectativas, parece una tarea sencilla

la estimación de los parámetros de (10) cuando se establece a priori la independencia entre X_t^* , W_t^* y R_t^* con el error que ha sido incorporado a dicha ecuación, pues de ser este el caso, como lo señala Kmenta^{15/}, no se ven alteradas las propiedades deseables y la factibilidad de las estimaciones mínimocuadráticas.

El problema reside, es mi hipótesis, en que no existe tal independencia y que, por lo tanto, el problema se vuelve ligeramente más complicado pues la estimación directa de los parámetros, planteada en el párrafo anterior, puede ser ineficiente y las pruebas de hipótesis pierde su significado al generarse autocorrelación de errores.^{16/} Esta hipótesis surge como resultado del análisis de las ecuaciones diferenciales implicadas por los procesos de Markov que siguen las variables estocásticas en consideración. Esto puede ser ilustrado considerando las estimaciones mínimocuadráticas que se realizan del modelo

$$(14) \quad Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_t^* + U_t \quad ,$$

cuando las variables Y_t y X_t siguen procesos autorregresivos de primer orden:

$$(15) \quad Y_t = \rho Y_{t-1} + \epsilon_{1t}$$

$$(16) \quad X_t = \rho^* X_{t-1} + \epsilon_{2t}$$

15/ J. Kmenta, Elements of Econometrics. Londres, McCollier. 1974.

16/ C.W.J. Granger y P. Newbold; "Spurious Regressions in Econometrics". Journal of Econometrics. Vol. 2, No. 2, 1974.

y, por lo tanto, los valores esperados de las variables Y_t y X_t están dadas por las expresiones

$$(17) \quad Y_t^* = \rho Y_{t-1}$$

$$(18) \quad X_t^* = \rho^* X_{t-1}$$

considerando la ecuación (14), se puede establecer que:

$$(19) \quad U_t = Y_t^* - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_t^*) = Y_t^* - \hat{Y}_t^*,$$

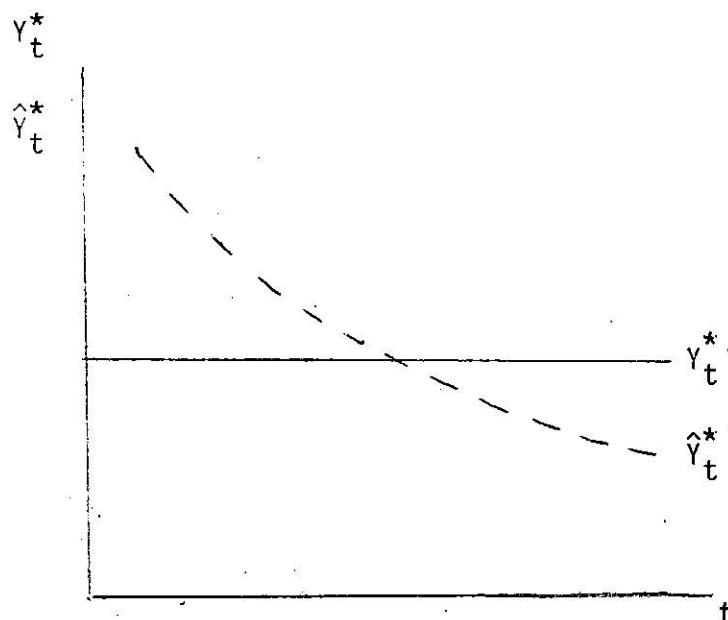
donde β_0 y β_1 representan las estimaciones mínimo-cuadráticas de β_0 y β_1 , y \hat{Y}_t^* la predicción del valor esperado de Y en el período "t".
 Substituyendo en esta expresión las ecuaciones (17) y (18) se obtiene

$$(20) \quad U_t = (\rho Y_{t-1}) - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \rho^* X_{t-1}).$$

Analizando (15), (16) y (20), se puede observar que la variable U_t sigue un proceso estocástico que se encuentra estrechamente relacionado al de las variables Y y X .

Ignorando momentáneamente el elemento aleatorio de (15) y (16), se pueden considerar a éstos como dos ecuaciones de diferencia de primer orden. Realizando esto y mediante la utilización de un diagrama de fase,

se pueden representar las ecuaciones diferenciales correspondientes a las variables Y_t^* y \hat{Y}_t^* , y por lo tanto observar el comportamiento de la variable U_t ; en dicha representación gráfica supongamos que $\rho = 1$, y que $\rho^* < 1$.^{17/}



Como se puede observar en dicho diagrama, suponiendo continuidad en las variables X y Y , existe un $t = t_0$ en el cual $\hat{Y}_t^* = Y_t^*$, este punto resulta crítico pues a $t < t_0$ el error es negativo ($U_t < 0$) y viceversa, concluyendo con esto, que se genera una "fuerte" autocorrelación de errores; al incorporar los elementos estocásticos en el análisis no se altera la panorámica general, simplemente a la existencia de $t = t_0$ no resulta tan tajante.

Si alternativamente se plantease que la variable X sigue un proceso de Markov de segundo orden y si la raíz dominante de la ecuación diferencial implicada tiene un valor absoluto menor a la unidad, entonces el diagrama mostraría que \hat{Y}_t^* sigue un proceso fluctuante y convergente alrededor de Y_t^* , implicando también la existencia de autocorrelación de errores.

^{17/} El supuesto $\rho^* < 1$ es redundante dada la definición de proceso estocástico.

De esta manera se han mostrado las razones para considerar que la estimación directa de los parámetros de (12) producirá la violación de los supuestos de regresión. Alternativamente, considerando el supuesto sobre la ausencia de costos de ajuste, el hecho de que la empresa forma sus expectativas -con respecto a las variables que afectan la cantidad demandada de trabajo- a principios de período y la posibilidad de que durante el transcurso del tiempo se puedan encontrar diferencias entre los valores observados y esperados de las variables señaladas, se puede aceptar la factibilidad de estimar dichos parámetros mediante el estudio de la respuesta de la empresa ante las diferencias mencionadas; de acuerdo con estas ideas surge la expresión:

$$(21) \quad (\ln L_t - \ln L_t^*) = \text{CONST} + \alpha_K \sigma \left[\ln \left(\frac{W_t}{R_t} \right) - \ln \left(\frac{W_t^*}{R_t^*} \right) \right] - \frac{1}{v} (\ln X_t - \ln X_t^*) + U_t$$

La cual presenta la ventaja de que las variables $(\ln L_t - \ln L_t^*)$, $(\ln X_t - \ln X_t^*)$ y $\left[\ln \left(\frac{W_t}{R_t} \right) - \ln \left(\frac{W_t^*}{R_t^*} \right) \right]$ siguen procesos de tipo "white noise", indicando con esto, que se tiene un esquema de formación de expectativas "adecuado".

Esta expresión, sobre la cual se concentrará la atención en la sección de evidencia empírica, corresponde a un proceso estocástico lineal multivariado, y las características de los argumentos permiten la estimación de los parámetros de la demanda de trabajo sin riesgo a incurrir en correlación espúrea.^{18/} El método de estimación no se puede determinar a priori, a menos que se conozca el comportamiento de la variable U_t ,

18/ Gwilym M. Jenkins y Donald G. Watts. Spectral Analysis and Its Applications; Holden Day Series in Time Series Analysis, Holden Day, San Francisco, 1968, pp. 321.

en el caso que éste sea del tipo White Noise se puede utilizar mínimos cuadrados ordinarios, pero en caso contrario se requiere de la identificación y estimación del proceso estocástico que sigue, para transformar las variables que aparecen en la función de demanda y obtener los mejores estimadores lineales insesgados.

II.2. Estimación indirecta de la Demanda de Trabajo.

La disponibilidad de tiempo e información puede representar en un momento determinado un obstáculo para la estimación directa de la demanda de factores; ante ello, pueden formularse estimaciones indirectas en la medida que se tenga información publicada sobre el grado de sustitución entre factores, sobre la naturaleza de la producción o de los costos para la industria. El paso de este tipo de información a la estructura funcional de los modelos se obtiene mediante la utilización de diferentes lemas de la teoría de la dualidad.

Existen dos puntos importantes en relación a la teoría de la dualidad, el primero de ellos en donde se establece la relación entre la funciones directa de producción, indirecta de producción, indirecta de costos y de transformación; y el segundo, donde se establece la derivación de la demanda de factores a partir de estas funciones. En esta sección se concentrará la atención en las estimaciones que se obtienen cuando se tiene información de que la función de producción de las diversas empresas de la industria es de tipo ESC, ello obedece a que en la industria de la cerveza existe evidencia en este respecto.

II.2.1. Derivación de la demanda de trabajo.

Existen cuatro teoremas para la derivación de la demanda de factores a partir de las funciones y costos, los teoremas de: Wold, Roy, Hotelling y Shephard; en esta sección se concentrará la atención sobre los primeros tres, derivándose para cada caso las estructuras funcionales correspondientes.

II.2.1.1. Teorema de Wold.

Para la derivación de este teorema se considera el problema de optimización de la producción a la que se enfrenta una empresa cuyas condiciones de producción y costo se encuentran resumidas en las expresiones (22) y (23),

$$(22) \quad q = f(X)$$

$$(23) \quad C_0 = W' X,$$

en donde W y X representan los vectores correspondientes a los precios y cantidades de los factores de producción respectivamente, en tanto que " q " y " C_0 " indican los niveles de producción y costos totales.

En este caso, el planteamiento matemático del problema es:

$$\text{Maximizar} \quad q = f(X)$$

$$\text{sujeto a} \quad C_0 = W' X \quad \text{o bien}$$

$$1 = (W'/C_0) X$$

y este puede ser resumido por la expresión,

$$(24) \quad \text{Max } L(X, \lambda) = f(X) + \lambda \left(1 - \frac{W}{C} X \right)$$

Las condiciones de primer orden de maximización están representadas por (25) y (25a),

$$(25) \quad \frac{\partial f(X)}{\partial X} - \lambda \frac{W}{C} = 0$$

$$(25a) \quad \frac{\partial f(X)}{\partial X} = \lambda \frac{W}{C}$$

en las cuales se establece implícitamente la igualdad entre las razones de las productividades marginales y los precios de los factores. Un problema que presenta la solución (25a) consiste tener como argumento el factor cuyo valor no ha sido establecido; sin embargo, el problema se soluciona al someter esta expresión bajo algunas transformaciones y encontrar,

$$\lambda = \lambda \cdot X' \frac{W}{C} = X' \frac{\partial f}{\partial X}$$

$$(26) \quad \lambda = X' \frac{\partial f}{\partial X}$$

dato que el valor de λ es igual a la suma de las multiplicaciones de los productos marginales y las cantidades de los factores, lo cual indica que en el caso de las funciones homogéneas tendrá un valor igual al producto del

nivel de producción y el grado de homogeneidad de $f(x)$. De esta manera, se encuentra que la ecuación

$$(27) \left(\frac{W}{C_0} \right) = \frac{\frac{\partial f}{\partial X}}{\lambda} = \frac{\frac{\partial f}{\partial X}}{X' \frac{\partial f}{\partial X}}$$

indica la relación entre $\left(\frac{W}{C_0} \right)$ y, en el caso en que se satisfagan las condiciones de segundo orden, las cantidades óptimas de factores; es por lo tanto una función inversa de demanda.

Para ilustrar la aplicación de (27), la cual resume el teorema de Wold, se puede considerar el caso de una función de producción del tipo ESC, en donde

$$(28) \quad q = f(X) = \left[\sum \theta_i X_i^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}}$$

$$(29) \quad X' \frac{\partial f}{\partial X} = v q$$

y,

$$(30) \quad \frac{\partial f}{\partial X_j} = v f(X) \left[\sum \theta_i X_i^{-\rho} \right]^{\frac{1}{\rho}} \left[-\theta_j X_j^{-(1+\rho)} \right]$$

siendo V el grado de homogeneidad de la función de producción.

Aplicando el teorema que hemos derivado se encuentra que la función

40.

inversa de la demanda del factor "i" está dada por:

$$(31) \quad \frac{W_i}{C_0} = \frac{\theta_i X_i^{-(1+\rho)}}{\sum \theta_i X_i^{-\rho}}$$

En el caso especial en que $\rho = 0$, es decir cuando la función de producción y de tipo Cobb Douglas, la expresión correspondiente es

$$(32) \quad \frac{W_i}{C_0} = \frac{\alpha_i}{\alpha} X_i^{-1}$$

donde α_i es la elasticidad producto del factor i, y α el grado de homogeneidad de $f(X)$.

II.2.1.2. El teorema de Roy.

Este teorema, el cual permite encontrar la estructura funcional de la demanda marshalliana ordinaria, se deriva de una manera semejante al que consideramos anteriormente, excepto porque se utiliza como base la función indirecta de producción (33)

$$(33) \quad q = g\left(\frac{W}{C}\right)$$

en la cual se establece al nivel de producción como una función del precio de los factores y los costos totales.

En este caso, el problema de optimización a que se ve sometida la empresa se encuentra resumido por la expresión

$$\text{Max } L \left(\frac{W}{C}, \lambda \right) = g \left(\frac{W}{C} \right) + \lambda \left(1 - \frac{W'}{C} X \right)$$

y las condiciones de primer orden están dadas por:

$$(34) \quad \frac{\partial q}{\partial \left(\frac{W}{C} \right)} - \lambda X = 0$$

$$(34) \quad \frac{\partial q}{\partial \left(\frac{W}{C} \right)} = \lambda X ;$$

De (34a) se encuentra que $\lambda = \left(\frac{W}{C} \right)' \frac{\partial q}{\partial \left(\frac{W}{C} \right)}$, lo cual permite obtener la expresión (35)

$$(35) \quad X = \frac{\frac{\partial q}{\partial \left(\frac{W}{C} \right)}}{\left(\frac{W}{C} \right)' \frac{\partial q}{\partial \left(\frac{W}{C} \right)}}$$

la cual, al indicar que las cantidades óptimas de factores se encuentran en función de los precios de los mismos y del nivel de costos, representa una función de demanda marshalliana ordinaria.

Ilustrando la aplicación del teorema de Roy para el caso de la función indirecta de producción del tipo Cobb Douglas, y -en general- para la familia de funciones ESC, las cuales tienen una representación funcional indicada por (36) y (37)

42.

$$(36) \quad q_{CD} = \prod_{i=1}^n \left[\frac{\alpha_i}{\alpha} \left[\frac{W_i}{C} \right]^{-1} \right]^{\alpha_i}$$

$$(37) \quad q_{ESC} = \left[\sum_{i=1}^n \theta_i \frac{1}{1+\rho} \left[\frac{W_i}{C} \right]^{\frac{\rho}{1+\rho}} \right]^{-\frac{v(1+\rho)}{\rho}}$$

se obtienen las ecuaciones (38) y (39),

$$(38) \quad X_i = \frac{\alpha_i}{\alpha} \left[\frac{W_i}{C} \right]^{-1}$$

$$(39) \quad X_i = \frac{\theta_i \frac{1}{1+\rho} (W_i/C)^{\frac{\rho}{1+\rho}}}{\sum \theta_i \frac{1}{1+\rho} (W_i/C)^{\frac{\rho}{1+\rho}}}$$

las cuales resultan ser las funciones de demanda correspondientes.

II. 2.1.3. El teorema de Hotelling.

A diferencia de los teoremas de Wold y Roy, éste se desarrolla a partir de la llamada función indirecta de costo

$$C = h(W, q)$$

la cual refleja en su estructura funcional las condiciones tecnológicas - que enfrenta la empresa, y no presenta como argumentos las cantidades de los factores.

Considerando la función directa $C = W' X$ resulta sencillo encontrar la igualdad $\frac{\partial C}{\partial W} = X$, la cual resulta la base del teorema de Hotelling

cuando la derivación de primer orden se realiza sobre la función indirecta de costos. De esta manera, la expresión

$$(40) \quad X = \frac{\partial h(W, q)}{\partial W}$$

resume el teorema en cuestión, y como resultado de su aplicación se obtiene la función de demanda hickisana compensada.

En el caso en que la función de producción de la empresa es del tipo ESC, la función indirecta de costos está representada por la expresión -

(41)

$$(41) \quad C = \left[\sum \theta_i \frac{1}{1+\rho} W_i \frac{\rho}{1+\rho} \right]^{\frac{1+\rho}{\rho}} q^{\frac{1}{\nu}}$$

reflejando una estructura funcional

$$C = C(W) C(q)$$

en donde la función de costos se descompone en dos elementos, el primero de los cuales presenta homogeneidad de primer grado con respecto al precio de los factores. A esta propiedad de las funciones de costo se le conoce como "separabilidad"; y en el caso en que ésta se presenta las funciones de demanda relativa de factores no presentan como argumento el nivel de producción.

Aplicando el teorema en cuestión, se obtiene la función de demanda

$$(42) \quad X_1 = \left[\sum \theta_i \frac{1}{1+\rho} W_i \frac{\rho}{1+\rho} \right]^{\frac{1}{\rho}} W_1^{-\frac{1}{1+\rho}} \theta_1 \frac{1}{1+\rho} q^{\frac{1}{\nu}}$$

la cual presenta la propiedad de separabilidad señalada para las funciones de costo y coincide con la expresión (11) la cual había sido derivada por medios diferentes.

En resumen, la estimación de los parámetros de un modelo de demanda de trabajo de la industria puede realizarse directa e indirectamente de las restricciones de tiempo e información a que se enfrente el investigador. Las estimaciones directas resultan más atractivas debido a las ventajas que presentan cuando se realizan inferencias; sin embargo, pensando en dificultades que puedan existir para obtener éstas, se presentan los teoremas de Wold, Roy y Hotelling, los cuales pueden ser utilizados como herramientas para la derivación de estructuras funcionales de la demanda de factores a partir de información sobre las funciones de producción y costo.

Los resultados que se obtienen por medios indirectos son complementarios a los del primer método; pues pueden constituir un prior cuando se utiliza análisis Bayesiano, o en general una fuente de hipótesis en el análisis ortodoxo.

CAPITULO III
EVIDENCIA EMPIRICA

En el capítulo anterior se señalaron dos procedimientos para la estimación de los parámetros de la demanda de trabajo: El primero de ellos, - consiste en la estimación de un modelo mediante la utilización de series de tiempo sobre cada uno de los argumentos de la función, derivado bajo los supuestos de que la empresa tiene una función de producción que pertenece a la familia ESC, que su función objetivo consiste en maximizar el valor esperado de sus beneficios netos y que sus expectativas son racionales; y el segundo, en donde se adoptan estructuras funcionales derivadas a partir de estimaciones existentes sobre la función de producción de la industria y de la aplicación de teoremas de dualidad. En este capítulo, se presentarán inicialmente las estimaciones provenientes del segundo procedimiento, de donde surgirán las siguientes hipótesis sobre la demanda hicksiana compensada de trabajo:

- a) la elasticidad de sustitución entre factores es igual a la unidad
$$\sigma_{KL} = 1,$$
- b) la elasticidad producto de la demanda de trabajo es igual a la unidad.

La aplicación del primer procedimiento se avocará a probar dichas hipótesis, además de las siguientes.

- c) los argumentos de la función de demanda de trabajo siguen un proceso estocástico autorregresivo de orden n , $AR(n)$, $n > 1$.

- d) la estimación directa de los parámetros del modelo derivado, sin el filtrado adecuado de las series, resulta ineficiente, además de que origina que las pruebas de "t" y "F" pierdan significado.
- e) No existe problema de simultaneidad en el proceso de estimación.

Para la realización de este trabajo se cuenta con las estimaciones proporcionadas por el trabajo de Francisco Patiño^{19/}, y la información sobre personas empleadas, sueldos y salarios, producción, valor de la producción y número de empresas en la industria cervecera mexicana que es publicada por la Secretaría de Industria y Comercio^{20/} para el período 1963-1976.

III.1. Información.

Existen dos fuentes de información para la aplicación de los procedimientos indirectos y directos a que nos referíamos anteriormente. Una de ellas consiste en la tesis profesional de Francisco Patiño^{21/}, en donde se presenta evidencia empírica de que la función de producción de la industria cervecera mexicana es de tipo Cobb Douglas y de que los rendimientos a escala no difieren significativamente de la unidad. En este estudio se presenta también una estimación de la función indirecta de costo, la cual fue obtenida realizando transformaciones en la función de producción.^{22/}

^{19/} Francisco Patiño Leal, Op. Cit.

^{20/} Secretaría de Industria y Comercio. Revista de Estadística. Dirección General de Estadística, México.

^{21/} Op. Cit. pp.65 y 70.

^{22/} Op. Cit. pp. 78.

Para la realización de este trabajo, el Lic. Patiño utilizó datos - proporcionados por la Asociación Nacional de Fabricantes de Cerveza.

La segunda fuente de información está representada por la Revista Estadística^{23/}, de donde se obtuvo la siguiente información mensual sobre la industria de la cerveza para el período comprendido entre los años 1963 y 1976:

- i) Número de horas-hombre trabajadas -en millares-,
- ii) Personal ocupado -en millares-,
- iii) Sueldos y salarios -en millares de pesos-,
- iv) Valor de la producción -en millares de pesos-,
- v) Producción de cerveza -en millares de litros-.

Analizando las primeras dos series se encuentra que el número de horas trabajadas por persona durante el mes es constante, lo cual puede implicar que el tiempo extra no se reporta a la Dirección General de Estadística y, lo que es más importante, que existe proporcionalidad entre dichas series. En base a esta proporcionalidad, no existe diferencia si se toma una u otra variable para la estimación de las elasticidades de la demanda de trabajo, en este estudio se decidió por la utilización de la variable personal ocupado.

Por otra parte, considerando las variables sueldos y salarios y personal ocupado, se obtuvieron estimaciones sobre la remuneración mensual por persona ocupada (W_t), las cuales fueron consideradas como la serie

^{23/} Secretaría de Industria y Comercio, Op. Cit.

de tiempo correspondiente al precio de los servicios del trabajo. En lo que respecta al precio de los servicios de otros factores de producción - (R_t), éste no pudo ser obtenido a partir de la información publicada; ante este problema, dada la relación existente entre los costos marginales y los precios de los factores, se decidió considerar, alternativamente, el precio del bien final, teniendo presente que esto tendría consecuencias sobre la interpretación de los parámetros del modelo, pues el coeficiente de la variable $\ln \left(\frac{W_t}{P_t} \right)$ sería igual a σ , en tanto que el de $\ln \left(\frac{W}{R} \right)$ sería igual a $\alpha_K \sigma$; en donde, como se señalaba en el capítulo anterior, σ es el valor de la elasticidad de sustitución entre el trabajo y otros factores y α_K es la participación de los servicios de otros factores en el costo total.

Estas son, entonces, las consideraciones que fueron hechas en cuanto a los datos obtenidos de las diferentes fuentes de información.

III.2. Estimación indirecta de la demanda de trabajo.

Como se señaló con anterioridad, para poder utilizar el procedimiento indirecto que permite derivar la estructura funcional de la demanda de trabajo mediante la aplicación de los teoremas de dualidad, es necesario tener estimaciones sobre las funciones directa de producción, indirecta de costos o indirecta de producción; en el caso de la industria cervecera mexicana, el estudio del Lic. Francisco Patiño^{24/} presenta los resultados (Cuadro I) correspondientes a la estimación irrestricta de una función de producción de tipo Cobb Douglas.

^{24/} Op. Cit. pp.69

CUADRO I

PARAMETROS ESTIMADOS DE UNA FUNCION DE PRODUCCION COBB DOUGLAS
PARA LA INDUSTRIA CERVECERA MEXICANA

Variable	Coefficientes estimados
Constante	-0.3240 (0.075)*
Ln L	0.6484 (0.0339)
Ln K	0.5127 (0.0146)
R ²	0.9955

FUENTE: Francisco Jorge Patiño Leal. La teoría y el Cálculo de Funciones Homohypallágicas de Producción: Análisis Aplicado a la Industria Cervecera Mexicana. Facultad de Economía, UANL, Tesis profesional 1969.

* Entre paréntesis, los errores estándar de los coeficientes.

Estos resultados pueden ser representados matemáticamente por medio de la función

$$(43) \quad q_t = 1.385 \quad K_t^{0.5127} \quad L_t^{0.6484} \quad e^{u_t}$$

lo cual, de acuerdo a las estimaciones puntuales de las elasticidad producción de K y L, tienen un grado de homogeneidad mayor a la unidad. Tomando esta expresión como base para la aplicación del teorema de Wold se deriva la función inversa de la demanda de trabajo para la industria mexicana, la cual toma una estructura funcional semejante a (32) y refleja

$$\left(\frac{W_t}{C_t}\right) = 0.558 \quad L_t^{-1}$$

50.

una elasticidad precio directa (η_{LW}) igual a la unidad. Un problema - que presenta esta estimación consiste en su abstracción de las condiciones de mercado del bien final -que surge como consecuencia de aplicar a la industria una estructura funcional que corresponde a la empresa-, lo cual origina que aparezcan posibilidades de subestimación, dado que la cerveza es un bien comerciable internacionalmente, de la elasticidad de la demanda de trabajo de la industria. Los resultados y comentarios son semejantes cuando se aplica el teorema de Roy y se obtiene

$$L_t = 0.558 \left(\frac{W_t}{C_t} \right)^{-1}$$

una estimación de la demanda Marshalliana ordinaria de trabajo.

Los resultados más interesantes en la estimación indirecta de la demanda de trabajo para la industria se obtienen cuando se toma como referencia la función indirecta de costo correspondiente a (48),

$$C = 1.324 \left(\frac{W_t}{0.558} \right)^{0.558} \left(\frac{R_t}{0.442} \right)^{0.442} q^{0.861}$$

y se aplica el teorema de Hottelling, ya que en este caso aparece como resultado de la expresión

$$L_t = 1.324 \left(\frac{W_t}{0.558} \right)^{-0.442} \left(\frac{R_t}{0.442} \right)^{0.442} q^{0.861}$$

la cual resulta ser la función de demanda hicksiana, quien presenta la característica de separabilidad entre el efecto sustitución y el nivel de producción, y elasticidades precio directa compensada y producción con valores de -0.442 y 0.861 , respectivamente. Estos resultados sirven de base para el planteamiento de hipótesis para la estimación directa de la demanda de trabajo y, en el caso particular de la elasticidad precio directa compensada, proporciona el límite inferior para estimaciones indirectas de la demanda de L en la industria cervecera.

III.3. Estimaciones directas de la demanda de trabajo.

Este procedimiento directo de estimación resulta importante cuando existen estudios previos que muestran que la elasticidad de sustitución entre factores difiere de cero, pues, de encontrarse a los precios relativos de los factores como una variable significativa en la explicación de las variaciones en la cantidad demandada de trabajo, se proporciona evidencia sobre la respuesta de la empresa ante incentivos económicos y por lo tanto sobre su consistencia con una función objetivo.

Existen dos problemas importantes que se presentan con este procedimiento de estimación, el primero de ellos se relaciona a la determinación del esquema de formación de expectativas sobre los argumentos de la función y el segundo con el cumplimiento de los supuestos de regresión; en esta sección se solucionan ambos y se procede a probar las hipótesis - planteadas anteriormente.^{25/}

25 / Véase pág. 24.

Formación de Expectativas

En la Sección II.1 del presente trabajo se señaló que los modelos representados por las expresiones (12) y (21) iban a ser utilizados en el proceso de estimación directa de la demanda de trabajo; asimismo se expresó que ello implicaba la identificación de los esquemas de formación de expectativas que las empresas seguían con respecto a las variables L_t , W_t , R_t y X_t , y que los valores esperados de las variables se distinguían de las actuales por medio de un asterisco en las primeras.

Considerando que las elasticidades que se deseaban estimar se referían a las respuestas de la cantidad demandada de trabajo por empresa (L_t) ante los cambios en el nivel de producción por empresa (X_t) y los precios relativos de los factores ($\frac{W_t}{R_t}$), así como la ausencia de información publicada sobre R_t se determinó la identificación de los esquemas mencionados para las variables $\ln L_t$, $\ln \frac{W_t}{P_t}$ y $\ln X_t$, no sin antes reconocer que la substitución de la variable $\ln \frac{W_t}{P_t}$ por $\ln \frac{W_t}{R_t}$ originaría cambios en el significado del coeficiente estimado para el logaritmo de la variable.

En esta etapa de identificación se adopta la hipótesis de expectativas racionales, la cual establece que las expectativas del mercado sobre el valor de las variables son iguales a las predicciones del modelo teórico que yace detrás de los cambios en éstas, por lo que suponiendo que los cambios en las variables $\ln (W_t/P_t)$ y $\ln X_t$ tienen un origen estocástico, la identificación de dicho proceso permite obtener las predicciones del modelo teórico. Al respecto se formuló la hipótesis de que este

proceso era autorregresivo de orden n , $A R(n)$, y se procedió a la comprobación de ella procesando los datos por medio de la subrutina UNIVARIATE ESPECTRAL, correspondiente al paquete estadístico SPSS, la cual proporciona información sobre los coeficientes de autocorrelación y la función de densidad espectral de cada una de las series.

Analizando esta información (Cuadro II) se pudo identificar el proceso estocástico de la variable $\ln(L_t)$ como autorregresivo de primer orden, con la representación funcional $\ln L_t = \beta \ln L_{t-1} + U_{1t}$, donde U_t es una variable aleatoria que sigue un proceso "White Noise". En lo que respecta a la estimación de β , ésta se realizó por medio de iteraciones que partieron de un valor inicial $\beta = 0.917$, que correspondía al coeficiente de autocorrelación de primer orden de la variable $\ln L_t$, y continuaron hasta lograr que U_t siguiese un proceso estocástico del tipo señalado con anterioridad, obteniéndose en este caso un valor de $\beta = 1$.

Fueron dos las pruebas que se llevaron a cabo para demostrar que, cuando $\beta = 1$, U_{1t} seguía un proceso aleatorio de tipo "White Noise". La primera de ellas fue de "correlación local", y como resultado se encontró que los coeficientes de autocorrelación, $r_{xx}(k)$, diferían significativamente de cero; para esta prueba se tomó en consideración que cuando la serie de tiempo es puramente aleatoria y suficientemente larga, la distribución de $r_{xx}(k)$ puede ser tomada como Normal, con media cero y varianza $(1/N)$.^{26/}

^{26/} Gwilym M. Jenkins y Donald G. Watts. Op. Cit. pág. 284.

CUADRO II

COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION Y DENSIDAD ESPECTRAL DEL LOGARITMO NATURAL DEL NUMERO DE EMPLEADOS POR EMPRESA (L_t) EN LA INDUSTRIA CERVECERA MEXICANA.

Rezago	Coefficiente de Autocorrelación	Densidad Espectral
1	.917	3.286
2	.909	1.158
3	.900	.202
4	.897	.049
5	.891	.032
6	.876	.027
7	.866	.023
8	.860	.022
9	.846	.020
10	.836	.019
11	.823	.016
12	.810	.013
13	.794	.014
14	.777	.014
15	.761	.014
16	.745	.017
17	.730	.016
18	.714	.015
19	.698	.016
20	.681	.015
21	.666	.016
22	.648	.016
23	.633	.015
24	.618	.016
25	.593	.015
26	.574	.012
27	.557	.012
28	.537	.012
29	.515	.010
30	.490	.010
31	.474	.011
32	.453	.011
33	.395	.012
34	.418	.012
35	.395	.012
36	.374	.014
37	.340	.014
38	.319	.013
39	.310	.014
40	.295	.014
41	.281	.012
42	.244	.012
43	.231	.011
44	.215	.011
45	.197	.013
46	.186	.012
47	.173	.013
48	.157	.014

CUADRO III

COEFICIENTE DE AUTOCORRELACION, DENSIDAD ESPECTRAL, Y ESPECTRO INTEGRADO
 DEL MODELO: $U_{it} = \ln L_t - \ln L_{t-1}$

Rezago	Coeficiente de Autocorrelación	Densidad Espectral	Espectro Integrado	
			No Std.	Std.
1	-.034	.146	.290	.037
2	.002	.149	.438	.056
3	-.001	.151	.590	.076
4	.001	.153	.743	.095
5	-.007	.154	.896	.115
6	-.005	.153	1.049	.135
7	-.001	.152	1.201	.154
8	.001	.151	1.352	.173
9	-.004	.149	1.501	.193
10	-.005	.149	1.651	.212
11	-.004	.150	1.800	.231
12	-.001	.150	1.950	.250
13	-.002	.153	2.103	.270
14	.000	.152	2.256	.289
15	.005	.152	2.407	.309
16	-.002	.149	2.557	.328
17	-.006	.147	2.704	.345
18	.000	.151	2.855	.366
19	.002	.154	3.009	.386
20	-.001	.155	3.164	.406
21	.000	.157	3.321	.426
22	-.001	.160	3.481	.446
23	.002	.160	3.640	.467
24	-.008	.163	3.803	.488
25	.005	.168	3.971	.509
26	.002	.167	4.138	.531
27	.002	.165	4.303	.552
28	-.003	.162	4.466	.573
29	-.007	.160	4.626	.593
30	.003	.163	4.789	.614
31	.002	.164	4.953	.635
32	.013	.162	5.115	.656
33	-.041	.162	5.277	.677
34	.017	.163	5.440	.698
35	.001	.160	5.600	.718
36	-.005	.163	5.762	.739
37	.022	.164	5.926	.760
38	.017	.165	6.091	.781
39	.007	.167	6.258	.802
40	.001	.164	6.422	.823
41	-.133	.167	6.589	.845
42	.118	.171	6.760	.867
43	-.003	.170	6.930	.889
44	-.004	.170	7.099	.910
45	-.005	.175	7.274	.933
46	-.003	.175	7.449	.955
47	-.002	.174	7.623	.977
48	-.007	.176	7.799	1.000

Concomitantemente se llevó a cabo una prueba de blancura para detectar si existían elementos periódicos en la serie U_t que la alejaran de un proceso "White Noise". Esta prueba, llamada Kolmogoroff y Smirnov, se encuentra basada en el periodograma integrado y consiste en construir bandas de confianza $\pm \lambda / ((\frac{N}{2})-1)^2 \approx 0.15$ sobre una línea teórica que implica la existencia de ruido blanco, donde $\lambda = 1.36$ representa el valor de tablas de la distribución de Kolmogoroff y Smirnov correspondiente a un nivel de significancia del 95% y al número de observaciones (N) igual a 168. Como resultado de esta prueba se encontró que el espectro integrado se encontraba dentro de esa banda de confianza y por lo tanto, se aprobó la hipótesis de que U_t seguía el proceso que se deseaba; esto implica que

$$\ln L_t = \ln L_{t-1} + U_{1t}$$

representa el proceso estocástico que sigue la variable L_t .

Un análisis semejante se realizó para los correlograma y densidades espectrales de las variables $\ln (\frac{W}{P})$ y $\ln X_t$, Cuadros IV y VII, identificándose y estimándose los siguientes procesos estocásticos para dichas variables

$$\ln \left(\frac{W}{P}\right)_t = 0.19 \ln \left(\frac{W}{P}\right)_{t-1} + U_{2t}$$

$$\ln X_t = 0.90 \ln X_{t-1} + U_{3t}$$

donde U_{2t} y U_{3t} son variables aleatorias que siguen procesos estocásticos de tipo White Noise. De esto se deduce que las variables consideradas en la estimación de la demanda de trabajo siguen procesos AR(1), por lo que se rechaza la hipótesis de trabajo que establece procesos autorregresivos

COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION Y DENSIDAD ESPECTRAL
 DEL LOGARITMO NATURAL DE LA PRODUCCION POR EMPRESA
 EN LA INDUSTRIA CERVECERA MEXICANA

Rezago	Coefficiente de Autocorrelación	Densidad Espectral
1	.915	2.968
2	.859	1.143
3	.827	.280
4	.796	.103
5	.791	.064
6	.764	.065
7	.757	.107
8	.740	.137
9	.735	.965
10	.731	.428
11	.754	.025
12	.779	.021
13	.713	.013
14	.661	.014
15	.628	.045
16	.611	.073
17	.611	.055
18	.574	.021
19	.561	.006
20	.539	.005
21	.528	.008
22	.541	.015
23	.567	.027
24	.585	.035
25	.526	.025
26	.474	.010
27	.439	.004
28	.414	.005
29	.403	.007
30	.379	.008
31	.373	.013
32	.339	.018
33	.330	.018
34	.333	.014
35	.347	.009
36	.375	.005
37	.319	.005
38	.261	.009
39	.242	.018
40	.232	.024
41	.210	.017
42	.188	.008
43	.180	.004
44	.154	.004
45	.155	.003
46	.163	.003
47	.179	.002
48	.205	.002

CUADRO V
 COEFICIENTE DE AUTOCORRELACION, DENSIDAD ESPECTRAL Y ESPECTRO INTEGRADO
 DEL MODELO: $U_{2t} = \ln X_t - \ln X_{t-1}$

Rezago	Coeficiente de Autocorrelación	Densidad Espectral	Espectro Integrado	
			No Std.	Std.
1	-.026	.157	.313	.040
2	.016	.156	.469	.060
3	-.008	.153	.622	.080
4	.019	.153	.775	.099
5	-.005	.156	.931	.119
6	-.007	.161	1.092	.140
7	.002	.165	1.257	.161
8	-.010	.159	1.416	.182
9	.006	.149	1.565	.201
10	-.013	.145	1.711	.219
11	.004	.146	1.857	.238
12	.014	.147	2.004	.257
13	-.007	.151	2.155	.276
14	-.001	.155	2.309	.279
15	.029	.151	2.460	.315
16	.005	.145	2.605	.334
17	-.011	.148	2.753	.353
18	-.026	.155	2.908	.373
19	.021	.162	3.069	.393
20	.001	.162	3.231	.414
21	-.004	.152	3.383	.434
22	-.020	.144	3.527	.452
23	.008	.152	3.679	.472
24	.015	.174	3.853	.494
25	-.030	.181	4.034	.517
26	.022	.164	4.198	.538
27	.005	.149	4.347	.557
28	.004	.147	4.494	.576
29	.006	.154	4.648	.596
30	-.027	.160	4.808	.616
31	-.000	.160	4.968	.637
32	-.002	.164	5.131	.658
33	-.008	.165	5.296	.679
34	-.005	.154	5.450	.699
35	.013	.148	5.598	.718
36	.004	.151	5.748	.737
37	-.046	.153	5.901	.756
38	.046	.151	6.052	.776
39	.006	.160	6.212	.796
40	-.005	.178	6.390	.819
41	-.006	.179	6.569	.842
42	-.019	.173	6.739	.864
43	.011	.174	6.913	.886
44	-.009	.183	7.096	.910
45	-.012	.137	7.283	.934
46	-.005	.184	7.463	.957
47	.005	.171	7.634	.979
48	-.008	.168	7.802	1.000

CUADRO VI

COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION Y DENSIDAD ESPECTRAL
DEL LOGARITMO NATURAL DE LA VARIABLE $\ln(w/p)_t$ EN LA
INDUSTRIA CERVECERA MEXICANA

Rezago	Coefficiente de Autocorrelación	Densidad Espectral
1	.197	.933
2	-.019	.146
3	-.037	.211
4	-.038	.238
5	-.023	.259
6	-.077	.301
7	-.091	.314
8	-.042	.262
9	-.044	.192
10	-.072	.173
11	-.059	.212
12	-.022	.236
13	.005	.210
14	.037	.190
15	-.012	.195
16	.038	.194
17	.030	.178
18	-.063	.164
19	-.014	.180
20	-.034	.206
21	-.115	.201
22	-.029	.187
23	-.022	.199
24	.080	.195
25	.072	.154
26	-.023	.120
27	.036	.115
28	.020	.124
29	.048	.132
30	-.010	.127
31	-.004	.111
32	.073	.099
33	.048	.123
34	.045	.144
35	-.041	.157
36	-.009	.130
37	-.034	.093
38	-.036	.094
39	-.013	.122
40	-.053	.123
41	.021	.102
42	-.038	.099
43	-.029	.100
44	-.032	.090
45	-.123	.085
46	-.065	.089
47	.012	.096
48	.054	.101

CUADRO VI^a

COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION, DENSIDAD ESPECTRAL Y ESPECTRO INTEGRADO

DFL MODELO: $U_{3t} = m \left(\frac{w}{p} \right)_{t-1} - 0.19 \ln \left(\frac{w}{p} \right)_{t-1}$

Rezago	Coeficiente de Autocorrelación	Densidad Espectral	Espectro Integrado	
			No Std.	Std.
1	-.010	.056	.010	.013
2	-.049	.093	.193	.025
3	-.027	.138	.330	.043
4	-.032	.157	.487	.063
5	-.005	.173	.660	.085
6	-.063	.205	.865	.112
7	-.071	.218	1.083	.140
8	-.020	.187	1.269	.164
9	-.028	.142	1.411	.182
10	-.053	.129	1.540	.199
11	-.039	.160	1.700	.220
12	-.013	.180	1.880	.243
13	.001	.165	2.045	.264
14	.040	.154	2.199	.284
15	-.027	.161	2.360	.305
16	.034	.165	2.525	.326
17	.032	.157	2.683	.347
18	-.068	.150	2.833	.366
19	.002	.168	3.000	.388
20	-.012	.195	3.195	.413
21	-.102	.193	3.389	.438
22	-.004	.186	3.574	.462
23	-.028	.203	3.778	.488
24	.071	.205	3.983	.515
25	.060	.169	4.152	.536
26	-.046	.139	4.291	.554
27	.037	.139	4.430	.572
28	.004	.151	4.581	.592
29	.045	.162	4.743	.613
30	-.019	.158	4.901	.633
31	-.016	.142	5.043	.652
32	.066	.132	5.174	.669
33	.028	.151	5.326	.688
34	.046	.193	5.519	.713
35	-.039	.214	5.733	.741
36	.009	.182	5.915	.764
37	-.028	.138	6.053	.782
38	-.028	.141	6.194	.800
39	-.006	.178	6.372	.823
40	-.023	.181	6.553	.847
41	-.026	.155	6.708	.867
42	-.042	.153	6.861	.886
43	-.022	.155	7.015	.906
44	-.007	.141	7.156	.925
45	-.107	.135	7.291	.942
46	-.046	.141	7.432	.960
47	.014	.151	7.584	.980
48	.046	.157	7.740	1.000

vos de orden mayor a uno; pero lo que es más importante es que, dado que las expectativas del mercado coinciden con las predicciones del modelo teórico que genera los cambios en la variable de interés, las expresiones

$$\ln X_t^* = \ln X_{t-1}$$

$$\ln L_t^* = \ln L_{t-1}$$

$$\ln \left(\frac{W}{P}\right)^* = 0.19 \ln \left(\frac{W}{P}\right)_{t-1}$$

nos permiten predecir las expectativas del mercado.

III.3.2. Estimación

En el capítulo anterior se señaló a las expresiones (12) y (21) como los modelos para la estimación de la demanda de trabajo de la industria cervecera mexicana. En términos generales se puede establecer que la diferencia básica entre ambos reside en la forma en la que se considera la información sobre los argumentos de la función, pues en tanto que en la primera se utilizan los logaritmos naturales de las variables L_t^* , nivel esperado de producción (X_t^*) y de la relación $(W/P)_t$, en la segunda, siguiendo las sugerencias de Granger y Newbold^{27/}, se toman en cuenta únicamente los elementos no sistemáticos contenidos en los valores logarítmicos de dichas variables, es decir, la desviación de los valores logarítmicos con respecto a los niveles esperados de los mismos.

Una vez que se han determinado los esquemas de formación de expectativas de las variables mencionadas, al concentrarse la atención en el

^{27/} Granger y Newbold. Journal of Econometrics 2. (1974).

primero de los modelos

$$\ln L_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln (W/P)_t^* + \alpha_2 \ln X_t^* + U_t$$

surge el temor de que los elementos sistemáticos que intervienen en la formación de éstas generen una autocorrelación de errores que resulte en la obtención de estimadores ineficientes, y coeficientes calculados de "t" y "F" que, debido a la violación del supuesto que plantea la independencia de los residuos, no puedan ser utilizados en pruebas de hipótesis, y en efecto, los resultados muestran (Cuadro VIII) un coeficiente Durbin Watson, con un valor de 0.769, que permite rechazar la hipótesis nula que postula la ausencia de autocorrelación de primer orden en los errores.

Observando el comportamiento de los errores se encontró también que éstos se hallaban dispuestos de una manera semejante a la representada en la sección II.3, ya que los errores correspondientes a las primeras 44 observaciones tenían signo negativo, en tanto que los últimos ochenta lo tenían positivo. En base a este resultado se consideró que el blanqueamiento previo de las series podría permitir la obtención de estimadores eficientes, sin embargo, dado los esquemas que se tenían para la formación de expectativas esta proposición implicaba la adopción del segundo modelo, ya que éste tiene una representación funcional.

$$\begin{aligned} (\ln L_t - \ln L_t^*) &= \beta_0 + \beta_1 (\ln (W/P)_t - \ln (W/P)_t^*) \\ &+ \beta_2 (\ln X_t - \ln X_t^*) + U_t \end{aligned}$$

CUADRO VIII

PARAMETROS ESTIMADOS DEL MODELO DE
DEMANDA DE TRABAJO

$$\ln L_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(w/p)_t^* + \alpha_2 \ln X_t^* + u_t$$

Variable	Coefficiente de regresión
Constante	- 0.239 (00.150)
$\ln (w/p)_t^*$	- 0.646 (-0.245)
$\ln X_t^*$	0.804 (0.020)
R^2	0.926
D.W.	0.769

CUADRO IX

COEFICIENTES DE REGRESION DEL MODELO II*
DE DEMANDA DE TRABAJO PARA LA INDUSTRIA
DE LA CERVEZA EN MEXICO

Variable	Coefficiente de regresión
Constante	- 0.496 (0.071)
$(\ln (w/p)_t - \ln(w/p)_t^*)$	- 0.149 (0.052)
$(\ln X_t - \ln K_t^*)$	0.837 (0.025)
R^2	0.906

Al realizar las estimaciones provenientes de este segundo modelo - (Cuadro IX) surgió el interés por probar las dos primeras hipótesis de trabajo, que se plantean al inicio de este capítulo, las cuales establecen que los valores de las elasticidades sustitución y producto de la de manda de trabajo son iguales a la unidad, sin embargo, se tomó la precaución de dirigir primeramente la atención hacia el comportamiento de los residuos y ver si estos poseían la propiedad de independencia. Al encontrarse que los coeficientes de autocorrelación de primer y duodécimo orden de los residuos (Cuadro X) Diferían significativamente de cero, ya que poseían valores mayores a 0.154, se concluyó que las pruebas de hipótesis no se podían llevar a cabo y que los estimadores obtenidos eran tam bién ineficientes; asimismo se reconoció que había un problema en la especificación del modelo, al no concebirse originalmente la posibilidad de que existiera autocorrelación de errores que surgiese como consecuencia de las variables que influyen sobre las decisiones de empleo y que fueron omitidas explícitamente del proceso de estimación.

Aprovechando la información proporcionada por estos residuos, se pro cedió a identificar el proceso estocástico que seguían, para de esta manera, mediante la transformación de variables, tratar de obtener los mejores estimadores lineales insesgados (BLUE). El resultado final de la aplicación de este procedimiento fue obtenido mediante la aplicación de las transformaciones:

$$\beta_0'' = \beta_0 P'$$

CUADRO X
 COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION Y DENSIDAD ESPECTRAL
 CORRESPONDIENTES AL MODELO II

Rezago	Coefficiente de Autocorrelación	Densidad Espectral
0	1.0	0.120
1	-0.359*	0.085
2	-0.036	0.033
3	0.059	0.013
4	-0.096	0.013
5	0.072	0.020
6	0.052	0.035
7	-0.040	0.063
8	0.043	0.080
9	0.016	0.065
10	-0.082	0.049
11	0.054	0.049
12	0.178*	0.052
13	-0.005	0.058
14	-0.005	0.080
15	0.001	0.152
16	-0.043	0.211
17	0.104	0.164
18	-0.004	0.101
19	-0.018	0.087
20	0.091	0.087
21	-0.072	0.103
22	-0.087	0.128
23	0.157	0.172
24	0.039	0.225

* Significativamente diferente de cero a un nivel de confianza del 95%.

$$RR1 = (\ln L_t - \ln L_t^*) P'$$

$$RR2 = (\ln (W/P)_t - \ln (W/P)_1^*) P'$$

$$RR3 = (\ln X_t - \ln X_t^*) P'$$

$$P' = (1 - 0.34 M + 0.19 M^2)$$

M = Operador de rezagos;

obteniéndose como resultados, estimadores eficientes para la elasticidad de sustitución entre factores y la elasticidad producto de la demanda de trabajo. Como se puede observar en el Cuadro XI, las estimaciones obtenidas para los parámetros mencionados difieren significativamente de cero, asimismo si se plantean las primeras dos hipótesis de trabajo señaladas al principio del capítulo, las cuales postulaban valores iguales a la unidad para ambos parámetros, encontramos que éstas se rechazan a un nivel de significación del 95%; en especial, al resultar la elasticidad producto de la demanda de trabajo significativamente menor a la unidad brinda evidencia de la existencia de rendimientos crecientes a escala en las empresas de dicha industria.

Al comparar los resultados obtenidos en este estudio con los de Eric Blankmeyer^{28/}, se encontró que sus estimaciones de la elasticidad de sustitución ($\sigma = -0.383$) eran significativamente mayores (en términos absolutos) a la que se obtiene aquí, en tanto que los correspondientes a

^{28/} Eric Blankmeyer. Boletín Bimestral, Abril de 1974

CUADRO XI

MEJORES ESTIMACIONES LINEALES INSESGADAS
DE LOS PARAMETROS DEL MODELO II*

Variable	Coefficiente de regresión
" *** 0	- 0.671 (0.071)**
RR2	- 0.097 (0.043)
RR3	0.837 (0.021)
R ²	0.928

* Modelo II

$$(\ln L_t - \ln L_t^*) = \beta_0 + \beta_1 (\ln (w/p)_t - \ln (w/p)_t^*) + \beta_2 (\ln X_t - \ln X_t^*) - 0.34 U_{t-1} + 0.19 U_{t-12} + E_t$$

** Entre paréntesis, error estándar de β_i

$$*** \beta_0'' = \beta_0 P$$

$$RR1 = (\ln L_t - \ln L_t^*) P'$$

$$RR2 = (\ln (w/p)_t - \ln (w/p)_t^*) P'$$

$$RR3 = (\ln X_t - \ln X_t^*) P'$$

$$P' = (1 - 0.34 M + 0.19 M^{12})$$

M = Operador de rezagos

CUADRO XII
 COEFICIENTES DE AUTOCORRELACION, DENSIDAD ESPECTRAL Y ESPECTRO INTEGRADO
 CORRESPONDIENTE AL MODELO II CON VARIABLES TRANSFORMADAS

Rezago	Coeficiente de Autocorrelación	Densidad Espectral	Espectro Integrado	
			No Std.	Std.
1	-0.124	0.093	0.093	0.024
2	-0.150	0.067	0.160	0.042
3	0.025	0.074	0.234	0.061
4	0.060	0.092	0.326	0.085
5	0.081	0.099	0.425	0.111
6	0.071	0.115	0.540	0.141
7	-0.019	0.163	0.184	0.703
8	0.034	0.202	0.905	0.237
9	-0.006	0.195	1.100	0.288
10	-0.027	0.183	1.283	0.336
11	0.090	0.190	1.473	0.386
12	0.036	0.185	1.658	0.434
13	0.136	0.174	1.832	0.480
14	-0.027	0.180	2.012	0.527
15	-0.025	0.195	2.207	0.578
16	-0.034	0.217	2.424	0.635
17	0.082	0.241	2.665	0.698
18	0.024	0.240	2.905	0.761
19	-0.006	0.204	3.109	0.815
20	0.018	0.160	3.269	0.856
21	-0.039	0.147	3.416	0.895
22	-0.102	0.152	3.568	0.935
23	0.139	0.134	3.702	0.970
24	0.074	0.115	3.817	1.000

elasticidad producto (0.307) resultan significativamente menores; un patrón semejante se observa comparando estos resultados finales con los obtenidos en el Cuadro VIII (en el cual se obtuvieron estimadores ineficientes) y ante ello creo que la diferencia en los resultados obtenidos se deben básicamente al tratamiento de las series de tiempo, pues tanto el trabajo del Dr. Blankmeyer como en los resultados del Cuadro VIII se observan los "altos" valores de R^2 y "bajos" del coeficiente Durbin Watson, los cuales de acuerdo con Granger y Newbold^{29/}, resultan indicio de autocorrelación de errores y posibilidad de regresiones espúreas.

Si se dirige la atención al comportamiento de los errores de esta regresión final, se encuentra que tanto las pruebas locales de correlación como la de dominio de frecuencia reflejan que los residuos siguen un proceso "White Noise", sin embargo, esto no quiere decir que éste sea el caso del comportamiento del error del modelo II, el cual según el esquema

$$U_t = -0.34 U_{t-1} + 0.19 U_{t-12} + \varepsilon'_t$$

donde ε'_t sigue el proceso "White Noise". En cuanto a la correlación contemporánea del error con las variables transformadas de los salarios y producción, ésta no difiere significativamente de cero, ya que los coeficientes de correlación cruzada tienen valores de 0.0001 y 0.0002 respectivamente. De esta manera también rechazamos la hipótesis nula que postu-

^{29/} Granger y Newbold, Op. Cit.

la que existe correlación entre el error y las variables independientes, lo cual implica que no enfrentamos el problema de simultaneidad, esto implica que existe una reiteración de nuestra afirmación de que los resultados finales demuestran que tenemos estimadores eficientes y consistentes.

Una vez establecidos los resultados de las estimaciones de los parámetros de los modelos derivados en el Capítulo II, es necesario concentrar la atención en el hecho de que, en las estimaciones finales, los coeficientes de regresión correspondientes a las variables (W/p) y X presentan los signos que se esperaban a partir de las derivaciones provenientes de la función de comportamiento que estos valores difieren significativamente de cero, y que la bondad del ajuste es "aceptable", pues ello refleja la consistencia en las decisiones de la empresa en cuanto a uso de insumos, y es esto lo que nos permite predecir su respuesta ante los incentivos económicos.

RESUMEN Y CONCLUSIONES

Este estudio presenta un modelo de demanda de trabajo para la industria cervecera mexicana, cuya estimación requiere la identificación de los esquemas de formación de expectativas de quienes intervienen en la toma de decisiones de la empresa. Esta identificación se lleva a cabo por medio del análisis de cada una de las series que aparecen como argumentos de la función y la adopción de la hipótesis de que las expectativas se forman racionalmente, en el sentido de Muth.^{30/}

Los resultados finales obtenidos en este estudio muestran:

- a) Una bondad "aceptable" del ajuste.
- b) Una estimación puntual de la elasticidad de sustitución, entre el trabajo y los "otros" insumos, igual a -0.097 . La cual resulta significativamente mayor a cero, pero menor a la unidad. Esto, si bien indica un reducido grado de sustitución entre los factores, refleja que existe una respuesta de la empresa ante el precio relativo de los mismos.
- c) La estimación puntual de la elasticidad producto de la demanda de trabajo de 0.837 es significativamente menor a la unidad, lo cual indica la existencia de rendimientos crecientes a escala en la industria cervecera.

^{30/}Richard Muth. "Rational Expectation and the Theory of Price Movements". Econometría, Vol. 29, No. 3, Julio 1961. pp. 315-335.

- d) Las series correspondientes a los argumentos de esta función de demanda siguen procesos estocásticos autorregresivos de primer orden, los cuales permiten, bajo la adopción de la hipótesis de expectativas racionales, predecir los valores esperados de cada una de las variables.

Es a partir de estos resultados de donde se acepta la consistencia que tiene la empresa en su toma de decisiones, y es esto lo que permite predecir su conducta ante incentivos económicos. Sin embargo, las limitaciones puntuales obtenidas deben ser consideradas con sumo cuidado, pues pueden surgir subestimaciones de las evaluaciones de los efectos sobre el empleo; por ejemplo, al analizar los efectos sobre el empleo en esta industria de un incremento en el precio relativo del trabajo resultan subestimados si se considera únicamente el efecto sustitución, pues se está suponiendo que esa perturbación no afecta las decisiones de producción; pero aún en el caso en que se permita dicho cambio en los niveles de producción, ignoraría los efectos que sobre la adopción de tecnología tiene un aumento permanente en dichos precios relativos, pues finalmente la tecnología es otra de las cosas sobre las cuales debe decidir la empresa en base a su función objetivo.

Existe evidencia, en otros países, que soporta la hipótesis de que el cambio tecnológico es inducido, y que éste tiende a substituir al factor que, como resultado de las fuerzas de mercado o políticas fiscales, tiende a volverse relativamente más costoso; es por esto que debemos ser cautelosos en nuestras predicciones sobre el comportamiento del empleo y



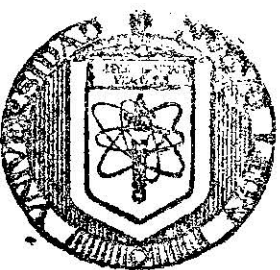
conscientes que nuestras predicciones de largo plazo tienden a tener un sesgo negativo en el sentido que ignoran la respuesta de la empresa adoptando tecnologías menos intensivas en el uso del factor cuyo precio relativo incrementó.

B I B L I O G R A F I A

- Becker, Gary. Economic Theory. Alfred A. Knopf, Inc. Estados Unidos, - 1971.
- Binswagner, O. "A Cost Function Approach to the Measurement of Elasticities of Demand". American Journal of Agricultural Economics. Mayo 1974.
- Chatfield, C. The Analysis of Time Series: Theory and Practice, London, Chapman and Hall, 1975.
- Friedman, Milton. Teoría de los Precios. Biblioteca de la Ciencia Económica. Alianza Editorial, S.A. Madrid, 1966.
- Friedman, Milton. "The Methodology of Positive Economics". Readings in Microeconomics. Selección de William Breit y Harold M. Hochman. Segunda Edición, Dryden Press, Hinsdale, Illinois, 1971.
- Granger, C.J. y Newbold, P. "Spurious Regression in Econometrics". Journal of Econometrics, Vol. 2, No. 2, 1974.
- Hamermesh, D. "Econometric Studies of Labor Demand", Journal of Human Resources, XI, No. 4.
- Henderson, James H. y Quandt, Richard. Teoría Microeconómica: Una aproximación matemática. Ariel, Barcelona, 1975.
- Hicks, J.R. The Theory of Wages Macmillan, Londres, 1932.
- Isbister, John. "Urban Employment and Wages in a Developing Economy: The Case of Mexico". Economic Development and Cultural Change. Vol. 20, No. 1, Oct. 1971, pp. 24-46
- Jenkins, Gwilym M. y Watts, Donald G. Spectral Analysis and Its Applications; Holden Day Series in Time Series Analysis, San Francisco, 1968.
- Johnson, Harry G. The Theory of Income Distribution, Gray-Mills Publishing, L.T.D., London, 1973.
- Kmenta, Jan. Elements of Econometrics. London, MacCollier, 1974.
- Lucas, Robert E. "Adjustment Costs and the Theory of the Supply". Journal of Political Economy, Vol. 75, No. 4, Parte I, Agosto de 1977, - pp. 321-34.
- Meller, Patricio. Enfoques Sobre Demanda de Trabajo: Relevancia Para América Latina. OIT, PREALC, Investigaciones sobre Empleo, No. 12, Santiago de Chile, 1978.

- Muth, Richard. "Rational Expectations and The Theory of Price Movements". Econometría, Vol. 29, No. 3, Julio 1961.
- Nelson, Charles L. Applied Time Series For Managerial Forecasting. San Francisco, Holden-Day, Inc., 1973.
- Patiño Leal, Francisco Jorge. La Teoría y Cálculo de Funciones Homohypéllógicas de Producción Facultad de Economía, Tesis Profesional, 1969.
- Phillips, Llad. "Factor Demands in the Provision of Public Safety". Working Paper No. 92. University of California in Santa Barbara.
- Sargent, Thomas. "Estimation of Dynamic Demand Schedules Under Rational Expectations". Journal of Political Economy, Dic. 1978, Vol. 86, No. 6.
- Secretaría de Industria y Comercio. Revista de Estadística. Dirección General de Estadística, varios.
- Sims, Christopher. "Money, Income and Causality" American Economic Review, Vol. 62, No. 4, Sept. 1972, pp. 540-52.
- Sims, Christopher. New Methods in Business Cycle Research: Proceedings - from a Conference Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minneapolis, Minneapolis, 1977.

Se terminó de imprimir en el Departamento
de Impresos de la Facultad de Economía, de
la Universidad Autónoma de Nuevo León.
Loma Redonda No. 1515 Pte. , Col. Loma Lar
ga, Monterrey, N. L. , México.



CONSEJO NACIONAL DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y SOCIALES
REPUBLICA ARGENTINA
MONTEVIDEO, 1951

