

SUSTITUCION TECNOLÓGICA

en el Sector Manufacturero de Puerto Rico:

un Análisis Empírico *

Elías R. GUTIERREZ**

1.0 Introducción

Este trabajo tiene dos partes: la primera, un análisis microeconómico donde se describe el proceso de decisiones de inversión en el sector manufacturero de Puerto Rico, y en particular, dentro de aquel sector patrocinado por las actividades de promoción del gobierno del Estado Libre Asociado; la segunda parte somete a validez estadística el supuesto fundamental que se hace en la primera.

Específicamente, la primera parte presenta un modelo de comportamiento empresarial en el sector manufacturero de la Isla con énfasis especial en la selección de las técnicas resultantes de las condiciones especiales postuladas por el modelo. Luego se somete a prueba el supuesto básico que considera la susceptibilidad de las firmas en ese sector con relación a los

* Traducción de José A. Vega.

** El profesor Elías R. Gutiérrez pertenece a la Facultad de la Escuela Graduada de Planificación, Universidad de Puerto Rico.

cambios en los precios relativos de factores. La sección empírica tiene el doble valor de examinar la hipótesis sugerida por el análisis teórico, e interés intrínseco dada la relevancia del parámetro estimado de sustitución para la teoría de distribución.¹

2.0 Comentarios sobre estructuras y tendencias

Aquí debemos dar énfasis a los siguientes aspectos: la estructura especial del sector de FOMENTO; y las tendencias observadas durante el período 1947-1967, con respecto a tales variantes importantes como salarios, la combinación de capital y trabajo, así como el compuesto industrial dentro del Estado Libre Asociado. Todo esto ha tenido un efecto sobre el patrón de decisiones de inversión de la típica empresa que opera, o que considere operar, dentro del complejo manufacturero de Puerto Rico.

La importancia de este sector no puede ser exagerada. Desde 1947-49, ha constituido el instrumento más importante en el desarrollo de la Isla. Su presencia y desarrollo ha tenido una influencia ilimitada en el crecimiento del Producto Doméstico Bruto y sobre el empleo y la distribución poblacional dentro de la Isla. Actúa como un imán sobre la fuerza obrera y establece el nivel de salario para el sector local.

Para el año fiscal de 1968, la Administración de Fomento Económico constaba de 1 666 fábricas en operación. Empleaba 99 423 trabajadores y generaba un 70.7 por ciento del ingreso neto en todo el sector manufacturero. Esto representa un 16.8 por ciento del ingreso neto total general ob-

¹ El conocimiento de estos parámetros es útil también para los propósitos de planificar el desarrollo industrial debido a las implicaciones respecto a los cambios en las relaciones entre el capital y la mano de obra entre industrias (reversibilidad). Si las cantidades de capital y trabajo que se emplean por unidad en sus respectivos rendimientos fueran fijados tecnológicamente, la clasificación de las diferentes industrias en conformidad con las magnitudes relativas de los dos coeficientes, sería ciertamente válida. Sería significativo aún si la elasticidad de sustitución fuera mayor que cero con tal de que los cambios en las relaciones de capital-trabajo fueran tan uniformes que no afectaran en grado considerable las posiciones relativas de las industrias individuales en sus relaciones entre el capital y la mano de obra, por ejemplo, si no ocurren reversibilidades que no alteren la relación entre el capital y la mano de obra interindustriales en forma tal que unas tengan más proporción de un factor con respecto a otras. Por otro lado, si las elasticidades de sustitución de diferentes industrias van a ser diferentes entre sí, la reversibilidad sería inevitable. La distinción —o clasificación— de industrias de acuerdo a la intensidad con que utilizan algún factor no sería un dato para propósitos de desarrollo económico. Este es el punto traído a colación por Bagicha Sing Minhas, "An International Comparison of Factor Costs and Factor Use", *Contributions to Economic Analysis*, No. 31, Amsterdam: North Holland Pub. Co., 1963. Para una refutación de este argumento, véase también la reseña del libro, escrita por Wassily Leontief, en *The American Economic Review*. Vol. LIV, No. 4, 1964, p. 335. Leontief argumenta que los retrocesos en clasificación posiblemente no ocurran dentro de los rangos relevantes. De hecho él alega que los datos de Minhas confirman lo dicho. Debe advertirse en este momento que una función de producción Cobb-Douglas operando en las industrias excluiría reversibilidad —esta es una de las razones por que Minhas da tanto énfasis a la clase de funciones de producción de elasticidad constante.

tenido por la Isla en ese año. El mayor aumento anual en empleos —13 800 trabajadores en ese sector— ocurrió en 1968.

Simultáneamente con esos desarrollos, la extraordinaria tendencia ascendente en las tasas de salarios continuó bajo el estímulo de las revisiones ascendentes en los salarios mínimos federales. De un nivel de \$1.34 por hora en 1967, el tipo promedio por hora pagado en la manufactura subió a \$1.47 en 1968. Para junio de 1968 había alcanzado la cifra de \$1.56, y en octubre el nivel era de \$1.58 la hora. Se esperaba que en mayo de 1969 el mínimo llegara a \$1.69 la hora. Estos aumentos continuos en ganancias promedio por hora, han inflado los pagos totales en un 16 por ciento por concepto de salarios para todo el sector manufacturero durante el año 1967-68. El aumento mayor se hizo sentir en las empresas de Fomento. Este sector tuvo un alza en los pagos totales de más de 20 por ciento. Las empresas que no pertenecían a Fomento tuvieron reducción en el empleo.²

Cuadro 2.1

*Pagos totales, tasa de salarios por hora, empleo en fomento
1966-67 y 1967-68*

	1966-67	1967-68	% change
Pagos totales (\$ '000)	264.2	306.2	15.9
Tipo de salario por hora (\$/hora)	1.34	1.42	9.7
Empleo (promedio anual '000)	120.9	128.3	6.1

FUENTE: Junta de Planificación de Puerto Rico, División de Contabilidad Social.

Nuestra hipótesis es que, como respuesta a este aumento constante en los costos del trabajo, las empresas que operan en Fomento han alterado su combinación de capital-trabajo en favor del capital.

Estas conclusiones recibirán elaboración adicional en la sección empírica. Sin embargo, hay que hacer una observación en este momento. La combinación capital-trabajo en el sector de Fomento a primera vista parece deberse más a una merma en el empleo que a la intensificación en el uso de capital para el período de 1954-61. L. Reynolds y P. Gregory³ hacen esta afirmación y llaman la atención a la estabilidad relativa de las relaciones capital-producto dentro de los varios sectores, para respaldar tal alegación.⁴ Estos autores caen en un problema de identificación y no se percatan

² *Informe Económico al Gobernador*, 1968, Junta de Planificación, p. 22.

³ *Wages, Industrialization and Productivity in Puerto Rico*, Yale Center for Economic Growth (Homewood, Ill., Richard D. Irwin, Inc., 1965), pp. 90-96.

⁴ Es interesante señalar en este momento que la tendencia a largo plazo para las relaciones capital-producto ha menguado en la manufactura de EE.UU. Véase Thomas H. Mayor, "The De-

de que la observación es resultado de un proceso a través del cual se han reducido los requisitos de ambos factores por unidad de producción.

Si se centra la atención sobre el empleo por cada fábrica de Fomento, durante el período, aparece un factor notable. Las primeras cinco fábricas que se iniciaron bajo el programa de Fomento, en la década de 1940, tenían un empleo promedio de 238 trabajadores por planta. El promedio de trabajadores por planta, para las 12.5 fábricas que comenzaron operaciones el año fiscal de 1961-62, era de 44. En el año fiscal 1966-67, 264 fábricas comenzaron a funcionar. Para junio 30, 1968, esas fábricas empleaban 8 800 trabajadores.⁵ Esto representa un empleo promedio por planta de 33 trabajadores, y sugiere una baja continua en el tamaño promedio de las plantas.

Estas tendencias reflejan cambios en el tipo de inversión dentro del sector. Corresponden a tendencias generales seculares en la manufactura de Estados Unidos respecto a las relaciones del capital y el trabajo.⁶ Los constantes aumentos en salarios han obligado a las empresas locales más tradicionales, como el tabaco, a modernizar sus fábricas mediante equipo capital que ahorra trabajo. Las empresas de afuera han podido introducir mejoras gerenciales que han tenido el efecto de reducir en forma completa el empleo innecesario y se mecanice el manejo de los materiales. Estas firmas han adoptado aparentemente patrones de producción no muy diferentes de los que emplean sus firmas de origen en Estados Unidos a pesar de que los diferenciales relativos en precios aparentemente implicarían que métodos más intensivos de trabajo disminuirían los costos.⁷ Sin embargo, la experiencia tenida sugiere que las fábricas confrontarán alzas en los costos de salarios. Nuestra hipótesis es que bajo estas circunstancias, las plantas seleccionarán técnicas de capital más intensivas que los niveles dictados por la dotación, y del precio de los factores, que sugeriría la comparación con los niveles de Estados Unidos.

La tendencia hacia la intensificación en el uso de capital se refuerza por el cambio en la combinación industrial en el sector de Fomento. Mientras que el grueso de las firmas originales se dedicaban a los tejidos, vestidos y procesamiento de alimentos, en la actualidad tiene cada vez más impor-

cline in the United States Capital Output Ratios", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 75, Nov. 1961, pp. 615-34. Véase también Benton Massell, *Capital Formation and Technological Change in U. S. Man. R E & S*, Vol. XLII, No. 2, May 1960, p. 185.

⁵ *Informe Económico al Gobernador, op. cit.*, p. 15.

⁶ Para el período 1919-58, la tendencia secular para esta relación en la manufactura de Estados Unidos ha sido ascendente aunque acompañada de inestabilidad cíclica aguda. Para el período 1944-58, la tendencia ha sido clara y firmemente ascendente. Véase especialmente Benton F. Massell, "Determinants of Productivity Change in United States Manufacturing", *Yale Economic Studies*, Vol. 2, No. 2, 1962, p. 303.

⁷ Sometido a prueba estadística en este trabajo.

tancia la destilación fraccionada de petróleo, la maquinaria liviana y los productos químicos. Estos grupos emplean técnicas intensivas en el uso de capital.⁸

La facilidad con que el sector manufacturero —y especialmente la parte de Fomento— es capaz de sustituir el capital por manufactura bajo la influencia de presiones de salarios, será el asunto de la sección empírica de este trabajo.

3.0 Decisiones de inversión en el sector manufacturero de fomento

La típica firma "promovida" que comienza operaciones en Puerto Rico bajo auspicios de Fomento es hechura de una corporación establecida en Estados Unidos. Por lo general produce partes o monta-partes y contribuye a un proceso que por lo común comienza y a veces termina en otras fábricas en Estados Unidos. Las plantas puertorriqueñas comienzan operaciones por subcontratos de 2 a 3 años de duración. En los primeros 12 meses, un establecimiento típico aumenta el empleo inicial por un promedio de 10 por ciento. Las empresas obtienen exención contributiva por períodos que varían de 10 a 20 años dependiendo de la localización. Se provee también asistencia financiera y se permiten generosas prácticas de depreciación.⁹

⁸ Se ha dicho muy poco sobre el sector local de la manufactura de Puerto Rico excepto por contraste con Fomento. De hecho hay un número creciente de firmas locales que son auspiciadas por AFE. De 337 firmas promovidas en 1966-67, 137 eran locales, y de las 309 promovidas en 1967-68, 144 eran locales. Por lo tanto, hay una representación creciente de empresarios locales en la muestra de Fomento. Sin embargo, su importancia es pequeña en comparación con las empresas predominantemente americanas. En 1964 las firmas locales emplearon 6,865 trabajadores en comparación con 58,948 para las firmas de afuera. El subsector local de Fomento representó una inversión de \$130 millones en 1964 comparado con \$920 millones para el subsector de fuera.

⁹ El informe estadístico de Fomento para 1964-65 describe esos incentivos como sigue: se da dinero para usarse en tales cosas como (a) entrenamiento para personal de supervisión; (b) salarios del personal de supervisión; (c) pago de renta del edificio; (d) pago de flete para maquinaria y equipo del punto de origen al lugar de la planta; (e) interés sobre la hipoteca para la compra de edificio; (f) costos de facilidades adicionales necesarias para llevar a cabo operaciones tales como planta eléctrica, transformadores, instalaciones eléctricas, costos de instalación de equipo y maquinaria, etc. Además de incentivos para localización, se conceden sumas especiales para proyectos de importancia extraordinaria, como industrias claves, operaciones muy especializadas y proyectos que usan materia prima local. El Banco Gubernamental de Desarrollo puede proveer préstamos mediante hipotecas sobre edificios o hipotecas sobre propiedad personal de equipo. Bajo una nueva política del Departamento de Comercio de Estados Unidos, se provee financiamiento hasta por 25 años para las industrias elegibles que se establecen en áreas subdesarrolladas. Hasta un 90% del valor total de los fondos fijos puede obtenerse de las siguientes fuentes:

- 65 por ciento de Fomento a un 4½ por ciento de interés en base a una segunda hipoteca;
- 5 por ciento del gobierno local como equidad o sobre una tercera hipoteca;
- 20 por ciento del Banco Gubernamental de Desarrollo o de instituciones privadas de préstamos en base a una primera hipoteca;
- 10 por ciento se espera que lo aporte el solicitante. Esta agencia puede también garantizar hasta un 90 por ciento de un préstamo de capital de trabajo concedido por una institución pri-

Los salarios mínimos se determinan a base del desarrollo de la productividad de la industria. Los comités (nombrados bajo estatutos federales e insulares) determinan si el mínimo fijado por el Congreso norteamericano debería regir dentro de la industria. La política de esos comités ha consistido en incrementar los salarios hasta los más altos niveles, en conformidad con los estatutos de Normas de Trabajo Justo, que no produzcan mermas reales en el empleo para esa industria en particular.

Si suponemos una firma operando bajo esas condiciones y comportándose de acuerdo a principios de maximización, podría construirse un modelo de comportamiento empresarial que, aunque sencillo e incompleto, sea sin embargo útil.

3.1 Un modelo de comportamiento empresarial¹⁰

Tómese los siguientes vectores como

C = (K L M)	vector de recursos existentes —sus elementos representan valores de las firmas;
S	vector de servicios producido por los elementos de C;
W	los “salarios” recibidos por S;
I	vector de tasas de inversión bruta en que los recursos incluidos en C son comprados;
G	vector de pagos por unidad necesaria en la compra de C a través de I.

Luego los costos de contabilidad como los precios son: $W'S + G'I$ (' indica el vector transpuesto); Q es el producto vendido por la firma a un precio P.

Por consiguiente, PQ es renta bruta. Supóngase que todos los precios son fijados. Representétese por “r” la tasa de interés en que la firma puede prestar o tomar prestado.

El valor presente de la firma es dado por:¹¹

$$(1) \quad V = \int_0^{\infty} (P'Q - W'S - G'I)e^{-rt} dt$$

vada de préstamo para un solicitante que establece o amplía una fábrica industrial con tal de que sea también un solicitante de un préstamo fijo de capital. Hay también disponibles ayudas para estudios de viabilidad, y ayudas y préstamos a largo plazo para facilidades públicas relacionadas a proyectos industriales.

¹⁰ Esta estructura teórica depende en gran parte del trabajo previo de Arthur B. Treadway, “What is Output”, en *Productivity in the Service Industries*, Víctor R. Fuchs, editor, Studies in Income and Wealth, NBER, 1969, pp. 53 ff. y José A. Herrero, *The Effects of Minimum Wage Legislation on the Rate of Growth and Employment of the Puerto Rican Economy*, que aparece en este volumen.

¹¹ Q(t), S(t), I(t), C(t) son variables de tiempo.

Para un vector dado de recursos tal como

$$\dot{C} = dC / dt = \dot{C}_0$$

Si fuera posible hablar de un estado de "equilibrio" para los procesos técnicos de la firma, podríamos decir que bajo tal estado

$$\dot{C}_0 = 0$$

Y por consiguiente, las exigencias técnicas de la firma en su esfuerzo por maximizar (1) sería precisamente la función de producción

$$(2) F(Q, \dot{C}, S) = 0$$

Por lo tanto, el valor de la generalización presentado por Treadway se deriva del hecho de que esta relación de producción permite explícitamente una dependencia entre las actividades de producción y de expansión de la firma. Además, los diferentes elementos de C_0 , es decir, la serie de recursos disponibles y/o necesarios para la firma, pueden tener diferentes tasas de acumulación o desgaste. Algunos de los elementos en C pueden

ser perfectamente variables. En tal caso $\delta F / \delta \dot{C}_i = 0$, es decir, \dot{C}_i no entra la relación técnica de F . G_i , los pagos por unidad adquirida de C_i , puede ser 0 ó positivo, por ejemplo compras o materias primas usadas durante el período de contabilidad, algunas clases especiales de trabajo, algún equipo alquilado, tales como aquellos que no envuelven arreglos contractuales que se extienden fuera del período de contabilidad.

Algunos de los elementos en C pueden ser perfectamente fijos. En tal caso, si C_i es perfectamente fijo, puede ser ignorado en el vector C y con tal que todos los otros recursos no fijos estén contenidos en C , ocurriendo así rendimientos crecientes, menguantes (o ambos) a escala.¹² En este caso el precio G_j es irrelevante como $C_j = 0$, es decir, no hay tasa de acumulación pero W_j , es decir, la renta a C_j puede ser positiva.

En general C_i no será perfectamente fijo ni perfectamente variable; eso dependerá del período de tiempo considerado en el análisis. En este caso más general, la acumulación de algún recurso C_i tendrá un impacto en las actividades productivas de la firma y de esa manera C_i aparecerá en la función de producción (2). Además, G_i y W_i pueden no ser cero.¹³

¹² Si C contiene todos los recursos disponibles para la firma, los rendimientos constantes a escala se requieren de tal forma que

$$F(\lambda Z, \lambda C, \lambda C) = 0 \text{ para todos } \lambda > 0$$

¹³ Obsérvese que aquellos recursos externos a la firma, pero relevantes a un proceso dado F y que entran en (2) como valores o flujos, no entrarán en la función de renta (1). Sus precios serán usualmente cero. Ejemplo de eso es el conocimiento técnico producido por estudios del gobierno sobre mercadeo en operaciones de desarrollo.

Es importante señalar ahora que C e I están vinculados por tasas de depreciación y apreciación del capital y mano de obra d y l , respectivamente. Si d y l resultan ser nulas y suponiendo que los servicios rendidos por un recurso dado son proporcionales a su cantidad, de forma tal que:

$$S = C$$

y

$$C = I$$

En cualquier momento en el tiempo, $t = 0$, por lo tanto, la firma hereda una serie de recursos del pasado tales como $C(0) = C_0$. El problema para la firma es por lo tanto maximizar el valor presente sujeto a las determinaciones de la producción impuesta por (2).

$$\text{Max. } V = \int_0^{\infty} (P'Q - W\dot{C} - G'C)e^{-rt} dt$$

Sujeto a

$$a. F(Q, \dot{C}, C) = 0$$

$$b. C(0) = C_0 = I^1$$

Donde I^1 es la inversión inicial. La maximización se lleva a cabo por el logro de una trayectoria $C(t)$ para los recursos de la firma. Las tasas de expansión están incluidas explícitamente en la función de producción.¹⁴

Visualicemos ahora una firma operando en el sector de Fomento de la manufactura en Puerto Rico.

Esta empresa tratará de maximizar su función de renta

$$\text{Max. } V = P'Q - W'S - G'I$$

$$Q = F(\dot{C}, C, X)$$

Donde:

C tiene elementos de capital K , L trabajo y M materias

primas. W tiene elementos de tasa de salario w ; \dot{C} incluye la tasa de depreciación de capital d ¹⁵ y la tasa de aumento en el precio del trabajo l . La tasa de aumento en el precio del trabajo se da por alguna función de aprendizaje mediante la cual se espera que la productividad del trabajo aumente al ritmo anual l . G contiene p^k el precio de bienes de capital com-

¹⁴ Obsérvese que la firma, de acuerdo a este curioso enfoque, produce dos "productos": (a) Q el vector de esos productos vendidos (incluyendo externalidades vendidas a precio cero) y (b) una serie de *tasas de acumulación* (no las activas *per se*) a usarse en el futuro. La compra de esas *tasas de acumulación* envuelve un precio de compra G y un costo interno en términos de posibles ventas perdidas.

¹⁵ De ahora en adelante adoptaremos la forma discontinua que es más realista. Véase R. G. D. Allen, *Mathematical Analysis for Economists* (London: MacMillan, 1966), p. 534 f.n. Un análisis similar es realizado por J. A. Herrero en su artículo en este número.

prados a través de I , p^m el precio de insumos intermedios a consumirse durante el período de contabilidad. Estos precios, junto con P , el precio del producto Q , se supone que permanezcan constantes durante el período. X es un factor tecnológico determinado fuera del sistema. Se supone que nuevas inversiones $I_1, I_2 \dots$ contengan progreso tecnológico incorporado. La serie de precios son dados para la firma —el precio del capital y de las materias primas se determina en Estados Unidos y la tasa de salario se establece por las autoridades gubernamentales federales. Se supone que la tasa de salario tenga un ritmo anticipado de crecimiento por año de s .

La versión Lagrangiana aumentada de la función objetiva se convierte¹⁶ en

$$\begin{aligned} \text{Max. } \Pi / I^1 &= \frac{P'Q - wL - dK - p^m M}{(1+r)I^1} + \\ &\dots + \frac{P'Q - w(1+s)L(1+1)^{-1} - dL - p^m M}{(1+r)^2 I^1} + \\ &\dots + \frac{P'Q - w(1+s)^{t-1} L(1+1)^{-(t-1)} - dk - p^m M}{(1+r)^t I^1} + \\ &\dots + \frac{\lambda[Q - F(L, K, M; X)]}{1} \end{aligned}$$

El primer orden de condiciones para maximización es:

$$(i) \frac{\delta}{\delta L} [\Pi / I^1] = - \frac{w}{(1+r)I^1} - \frac{w(1+s)(1+1)^{-1}}{(1+r)^2 I^1} - \dots - \frac{w(1+s)^{t-1}(1+1)^{-(t-1)}}{(1+r)^t I^1}$$

$$(ii) \frac{\delta}{\delta K} [\Pi / I^1] = - \frac{d}{(1+r)I^1} - \frac{d}{(1+r)^2 I^1} - \dots - \frac{d}{(1+r)^t I^1} + \lambda g_k = 0$$

¹⁶ Obsérvese que 1 es de hecho una tasa de mejoras de esos servicios obtenidos de L y que el capital no tiene tales transformaciones durante el período de contabilidad. El capital puede sólo ser modificado mediante la introducción de capital de nueva producción (con algún tipo de innovación técnica) en el próximo período. El supuesto subyacente aquí es que K es un factor fijo, es decir, estamos pensando a corto plazo.

donde Π/I^i representa ganancia por dólar de inversión inicial. No hacemos caso de $\delta (\Pi/I^i) / \partial \mu$; y $\delta (\Pi/I^i) / \delta \lambda$ es cero por definición.¹⁷

Obsérvese que (i) y (ii) son independientes del precio del capital. (La inclusión de p^k no afectaría el análisis ya que la tasa de aumento de salarios ha sido mucho mayor que el aumento en los precios de bienes de capital durante el período de 1950 a 1969). El maximizar las ganancias por dólar de inversión original hace relevante la tasa de consumo de capital y no los cambios continuos en los precios de los bienes de capital. Hay que dar énfasis de nuevo a que esto depende de si estamos operando a corto, mediano o largo plazo.

En una situación competitiva las productividades marginales serán iguales a los precios de los factores, de esa manera sustituyendo (i) en (ii) obtenemos

$$\frac{w}{g_L} \left[\frac{1}{(1+r)I^i} + \frac{1}{(1+r)^2 I^i} + \dots + \frac{1}{(1+r)^t I^i} \right] +$$

$$\dots + \lambda \frac{d}{g_k} \left[\frac{1}{(1+r)I^i} + \frac{1}{(1+r)^2 I^i} + \dots \right.$$

$$\left. \dots + \frac{1}{(1+r)^t I^i} \right] + \lambda$$

6

$$\frac{w}{g_L} = \frac{d}{g_L}$$

que implica que $(1+s) = (1+l)$. Para el caso donde $s > l$ obtenemos

$$\frac{w}{g_L} \left[\frac{1}{(1+r)I^i} + \frac{(1+s)(1+l)^{-1}}{(1+r)^2 I^i} + \dots \right] +$$

¹⁷ Estamos usando el método de multiplicadores del tipo general de Lagrange:

$$\text{sea : (1) } z = f(x, y)$$

$$\text{sujeto a: (2) } g(x, y) = 0$$

que siempre se expresa como alguna función de cero. La función objetiva aumentada se escribe como sigue:

$$(3) Z = f(x, y) + \lambda g(x, y)$$

Para valores críticos de Z , considerados como una función de tres variables, x , y , λ , las condiciones de primer orden necesarias para obtener un máximo son:

$$(i) Z_x = f_x + g_x = 0$$

$$(ii) Z_y = f_y + g_y = 0$$

$$(iii) Z_\lambda = g(x, y) = 0$$

donde (iii) reforma la Z . Los valores críticos de la función aumentada Z cumplirán automáticamente la restricción de la función original z . Y como $\lambda g(x, y)$ es sin duda cero, el valor crítico de Z en (iii) debe ser idéntico a los de (1) sujeto a (ii).

$$\dots + \lambda = \frac{d}{g_K} \left[\frac{1}{(1+r) I^1} + \frac{d}{(1+r)^2 I^2} + \dots \right] + \lambda$$

ó

$$\frac{w}{g_L} = \mu \frac{d}{g_K}$$

donde

$$\mu = \sum_{t=1}^{t=T} (1+s)^t (1+l)^{-t} = (1+s)^t / (1+l)^t$$

Trasponiendo los términos y dejando de lado μ ,

$$(g_K/g_L) < (d/w).$$

De esta forma vemos que la relación relativa de la productividad de los factores, es más pequeña que la relación relativa de costo de los factores. Suponiendo un comportamiento orientado a maximizar, el empresario tratará de intensificar el uso de capital en el próximo período o disminuirá en sentido absoluto el uso de trabajo, o ambos, cualquiera que sea lo más fácil desde el punto de vista de las exigencias técnicas.

Las probabilidades con relación al precio de bienes de capital son importantes cuando se pondera una decisión respecto al reemplazo de valores existentes dentro de la firma. En ese punto la conducta de la relación $(w/p^k)(t)$ determinará cuál factor será utilizado más intensamente en los períodos futuros —y esto determina hasta cierto grado las características de automatización del nuevo equipo. La tasa de crecimiento de los salarios durante el período 1950-1968 ha sido casi tres veces mayor que la del índice de bienes de capital. Como los aumentos en salarios han sobrepasado los aumentos en productividad, y ya que el gobierno provee una ayuda considerable en el financiamiento (a casas subsidiarias) para fines de adquisición de capital, es natural que las firmas se decidan, pues, por escoger técnicas de una alta intensidad en el uso del capital, sin tomar ya en cuenta un valor para σ (coeficiente de elasticidad de sustitución) cercano a la unidad. Ello es de esperarse dado que la asistencia financiera señalada anteriormente representa una baja real en el precio del factor capital.

El efecto más importante del esfuerzo de Fomento en el campo de la promoción industrial ha sido el de bajar el costo de oportunidad del capital. No sería sorprendente el hallar un precio real del capital más bajo en Puerto Rico que, digamos, en el sur de los Estados Unidos. Este punto nos servirá más adelante para explicar algunos resultados empíricos.

Si en adición tomáramos en cuenta alzas aceleradas en las tasas de salarios de una magnitud tres veces mayor que el "precio" del capital; y si la elasticidad de sustitución en el sector manufacturero no local en Puerto Rico se acerca a la unidad, el modelo explicativo de comportamiento que presentamos podrá mantenerse.

La interpretación económica es que un cambio de una unidad por ciento en la relación de precio de los factores será compensada igualmente por una unidad por ciento de cambio en la relación del trabajo con el capital; y que, digamos, un alza en salarios será compensada por una baja en el empleo de tal forma que deja inalterable la participación del trabajo (o los pagos totales por concepto de salarios). Sobre esa premisa descansa de hecho la doctrina del "caudal de salarios".¹⁸

Si el valor absoluto de la elasticidad de sustitución que se obtiene en el sector manufacturero de Puerto Rico resulta ser cercano a la unidad, el modelo de comportamiento empresarial postulado en este trabajo podría tomarse como una buena aproximación a las condiciones reales que prevalecen en Puerto Rico. En la próxima sección procederemos a la estimación del parámetro de sustitución, con ese propósito en mente.

4.0 Evidencia empírica

4.1 La función de producción subyacente

La clase de funciones de producción desarrollada por Arrow, Chenery, Minhas y Solow¹⁹ se usará aquí para lograr estimados de la elasticidad de sustitución entre capital y trabajo para el sector de Fomento en Puerto Rico. Este enfoque es conveniente por muchas razones. En primer lugar, la función de producción de elasticidad constante (ECS) tiene la virtud especial de producir valores para σ que pueden variar de $0 < \sigma < \infty$ (aunque los valores para $\sigma < 0$ no se consideran usualmente). Por lo tanto, esto incluye como casos especiales muchas funciones de producción que se usan con frecuencia en análisis económico; en particular, el tipo Leontief con $\sigma = 0$ (es decir, coeficientes fijos o perfecta complementaridad) y el tipo Cobb-Douglas (con $\sigma = 1$). La ECS tiene la ventaja adicional de proveer una metodología para la estimación de σ independientemente de considera-

¹⁸ Cf. Mark Blaug, *Economic Theory in Retrospect* (Homewood, Ill.: Richard D. Irwin, Inc., 1963), pp. 46, 60, 93, y especialmente pp. 186-188. La teoría recalca la relación complementaria entre capital y trabajo. Cuando no hay aumento en la tasa de acumulación de capital, los salarios en conjunto no pueden aumentarse permanentemente. La tasa de salarios es una función de inversiones pasadas.

¹⁹ Arrow, et al., "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 43, August, 1961, pp. 225-50.

ciones de eficiencia. Esto permite un análisis parcial del problema técnico de sustitución sin forzar al investigador en la ardua tarea de estimar funciones completas de producción. Esto es debido, de hecho, a la dificultad envuelta en la estimación de ECS a causa de la no linealidad en que el parámetro de sustitución entra en la función. Más aún, debería subrayarse en este momento que cuando se obtienen los estimados de σ para distintos países, regiones e industrias, el supuesto implícito será que el parámetro es idéntico en esos países, regiones o clasificaciones industriales. Esto no implica por igual que las **funciones de producción** sean idénticas. La función ECS incluye tres parámetros de los cuales σ es sólo uno. Estos parámetros son: el parámetro de distribución δ , el parámetro de eficiencia γ y el parámetro de sustitución ρ cuya transformación es σ .²⁰ Por consiguiente, aunque σ es idéntico a través de la muestra, los otros dos parámetros pueden ser diferentes en sus valores.

El empirismo casual sugiere que: (1) la elasticidad de sustitución para firmas dentro del sector de Fomento radica típicamente entre cero y uno —pero cerca de uno— que deberíamos esperar que la elasticidad de sustitución, en la empresa típica dentro del sector manufacturero de Puerto Rico pero no en Fomento, tenga un parámetro de elasticidad de más bajo valor que la empresa típica de Fomento. La lógica de (2) surge de nuestra creencia de que el capital es más fácilmente disponible para las empresas en Fomento que de hecho es un apéndice del sector de capital excedente de la economía de Estados Unidos y porque las empresas en este sector son en muchos casos segmentos de corporaciones norteamericanas.

²⁰ La ECS puede escribirse también como $V = \gamma [K^{-\rho} + \rho L^{-\rho}]^{-1/\rho}$ o alternativamente como

$$V = \gamma [\delta K^{-\rho} + (1-\delta) L^{-\rho}]^{-1/\rho}; \text{ donde } \delta = \frac{\beta}{\beta + \alpha} \text{ es el parámetro}$$

de distribución. Mientras la constante γ se concibe como el parámetro para medir eficiencia y es igual $(\alpha + \beta)^{-1/\rho}$. De este modo si ciertos supuestos de competencia prevalecen y si $\text{Log } V/L = \text{Log } a + b \text{ log } w + e$ existe, ya que para cualquier ρ , la distribución funcional del ingreso está determinada por δ en

$$\frac{wL}{rK} = \frac{1-\delta}{\delta} \left(\frac{K}{L} \right)^{\rho}$$

v podría estimarse de datos sobre K , L y r (la tasa de rendimiento) junto con un estimado de σ tal como b de la relación:

$$\frac{\delta}{1-\delta} = \frac{r}{w} \left(\frac{K}{L} \right)^{1-\rho}$$

4.2 Estimados: metodología y resultados

Se utilizaron tres métodos alternantes para obtener los estimados. Uno consiste en la aplicación de análisis de regresión a una sección mixta de grupos para el año 1964, obteniendo en esa forma un promedio estimado para el valor de σ para el sector de Fomento como un todo. El segundo enfoque es obtener estimados de σ de observaciones en dos puntos en el tiempo para un número de industrias de dos dígitos en la clasificación industrial (SIC) en el mismo punto en el tiempo pero en diferentes localizaciones, en este caso particular, Fomento en Puerto Rico y una muestra de 14 estados en la región sur del Atlántico en los Estados Unidos²¹ donde esas industrias son importantes. Esta región fue seleccionada básicamente por su relativa proximidad geográfica a Puerto Rico y a la costa oriental de Estados Unidos, además de sus salarios bajos en comparación con las áreas del norte de Estados Unidos, que la hacen una fuerte competidora para Puerto Rico respecto a la localización de fábricas.²² Otras áreas podrían haber sido más aconsejables desde el punto de vista estadístico; las diferencias máximas en precios relativos hubieran reducido en gran medida los errores de estimación.

El método de estimación propuesto por Arrow, et al., consiste primordialmente en ajustar la ecuación de regresión.²³

$$(3) \log V/L = \sigma \log W + u$$

²¹ Se escogió esta región de acuerdo a la formulación del Censo de Industrias de los Estados Unidos.

²² De hecho ha habido un poderoso cabildeo congresional cuyo objetivo ha sido la protección de los estados del sureste de Estados Unidos contra lo que ha sido llamado "competencia injusta" de parte de Puerto Rico.

²³ Supuestos de la ECS: (1) que existe competencia perfecta tanto en los mercados de productos como de factores; (2) que los datos representan situaciones de equilibrio; (3) que los rendimientos constantes a escala prevalecen; y (4) que los precios de los productos y los insumos de material no variaron sistemáticamente con la tasa de salarios. Si esto es cierto, podemos sostener la siguiente ecuación diferencial

$$\log (V/L) = \log a + b \log (V/L) - \left[(K/L) \cdot \frac{d(V/L)}{d(K/L)} \right]$$

La solución para esa ecuación diferencial es

$$V = (\beta K^{-\rho} + \alpha L^{-\rho})^{-1/\rho}$$

donde

$$\rho = (1/b) - 1$$

$$\alpha = a^{-1/b}$$

β es una constante y $b = \sigma$, es decir, elasticidad de sustitución.

La derivación actual de la función de ECS es complicada desde el punto de vista matemático. Referimos al lector, para una derivación interesante basada en características económicas, a V. Kerry Smith, "The CES Production Function: A Derivation", *The American Economist*, Vol. XIII, No. 1, 1969, pp. 72-79.

o alguna variante o transformación de ella. Puede mostrarse que σ será aproximada por el estimador b en²⁴

$$(4) \log V/L = \log a + b \log W + u$$

y que será igual a σ donde $\sigma = 1$. De cualquier manera cuando $\sigma < 1$, b será un estimador sesgado hacia arriba y a fortiori el "verdadero" σ será más pequeño que b . La relación entre b y σ será dada por:

$$(5) \sigma = \frac{b - e}{1 - e}$$

donde e es la elasticidad de variaciones en eficiencia con respecto a variaciones en las tasas de salario a través de la muestra. En otras palabras, si hay una variación sistemática en niveles de eficiencia con tasa de salario,

²⁴ Nótese que la independencia de la relación de capital es obvia y que de hecho es una condición necesaria para la existencia de una función de producción de elasticidad constante. Esta es la condición que permite la solución de la ecuación diferencial que es la ECS. Hildebrand y Liu han examinado esta hipótesis para 17 industrias de dos dígitos en la manufactura norteamericana para 1957 en Hildebrand y Liu, *Manufacturing Production Functions in the United States 1957; an inter-industry and interstate comparison of Productivity*, Cornell University Press, Ithaca, 1965. Sus resultados arrojan serias dudas sobre la probabilidad de que el coeficiente de regresión b obtenido por Arrow, *et al.*, sea de hecho la elasticidad de sustitución que estos alegan. Esto es así porque la relación entre V/L y w es inferior, en términos estadísticos, a un ajuste que incluiría K/L como una variable explicativa. La evidencia suministrada por Hildebrand y Liu es tan importante que una prueba similar se hizo en este trabajo para el sector de Fomento en 1964. Los resultados de tal examen aparecen a continuación.

Modelo	Simulado ("proxy") para explicar las escalas de activos de 1\$ mln. y mas	Coefficiente del log w (b)	Coefficiente de R^2 log K/L (c)	
		0.838	0.3707	0.535
(1)	sí	(t = 6.31)	(t = 3.71)	
(2)	sí (pero no constante término, es decir, log a = 1	0.777 (t = 5.95)	0.275 (t = 3.48)	0.569

Es claro que una mejora en el ajuste es observable y que el coeficiente para K/L es significativamente diferente de cero a cualquier nivel de confianza aceptable. La solución para una ecuación que incluiría explícitamente el capital, es muy complicada. La cuestión de si existe debe de explorarse pronto y parece haber sido dejado de lado por los economistas. Por supuesto, es muy posible (aunque Hildebrand y Liu argumentan en su contra) que los K/L y V/L están siempre correlacionados de *cualquier manera*, sean o no dados los supuestos de la ECS, y que la correlación sea espúrea. Esto, sin embargo, no parece ser una poderosa defensa de un modelo teórico que está basado en una prueba empírica y más aún en un ajuste de curva.

De cualquier forma para los propósitos de este estudio, b provee evidencia de que la productividad aumenta bajo la presión de las revisiones de salarios. El hecho de que K/L añada a la explicación de variaciones en V/L sería otro argumento para reafirmar que las crecientes tasas de salarios actúan a través del aumento en K/L sobre V/L . De hecho se encontró en el modelo de correlación obtenido para la estimación de las ecuaciones anteriores, que el capital por trabajador de producción está correlacionado a la tasa de salario por hora con un coeficiente de correlación de 0.725. De hecho, investigaciones posteriores revelan que estos resultados son indicación fuerte de que la función de producción es en realidad del tipo CES con $\sigma \neq 1$.

b será un estimador sesgado de por (5). Por lo tanto, si se obtiene un valor para b que se encuentra más bajo que uno, tendrá que ser menos que b y, por consiguiente, menos de 1.

Preocuparnos aquí con esta corrección sería poco realista, considerando la magnitud de los errores de medición introducidos por la naturaleza de la muestra. No obstante, se ha hecho en una etapa inicial para explicar algunas diferencias en escala en la muestra de Fomento.

La ecuación (4) que ajustada a 96 observaciones a los niveles de 3 y 4 dígitos de SIC para el sector promovido por Fomento en Puerto Rico. Los datos se obtuvieron del **Informe Estadístico para Empresas Manufactureras de la AFE**, edición de 1964-65, que es la publicación más reciente (con fecha de octubre de 1967). Los resultados obtenidos se resumen en el cuadro 4.1.

CUADRO 4.1

Período	Modelo	Sector	Tamaño de muestra	b	S _b	\bar{R}^2	Nivel de Conf. más alto para F
1964	$\log V/L = \log a + b \log W + u$	AFE	96	1.11	0.13	0.45	1%
1964	$\log V/L = \log a + b \log W + u$	Tejido y ropa AFE	28	0.92	0.13	0.65	1%
1964	* $\log V/L = \log a + \log a' + \log W + u$	AFE	96	0.94	0.13	0.50	1%

(*) a = 10 cuando el activo total por cada firma en el grupo pasa de (o es igual a) \$1 millón
1 cuando el activo total por cada firma en el grupo es menos de \$1 millón
Una barra sobre el R² quiere decir que ha sido ajustado para grados de libertad.

Considerando el nivel de conjunto, los resultados no son insatisfactorios.

Los estimados para el sector de Fomento, en conjunto, demostraron ser insignificanamente diferentes de 1. Cuando se tomó en consideración el factor de escala —introduciendo un cambio en el intercepto, es decir, una variable simulada— se mejoró el coeficiente ajustado de determinación. Además, el valor obtenido de los sectores de tejidos y ropas combinados, donde suficientes observaciones permitieron hacer estimados separados, no indicó que los resultados dependieron de la agregación a través de industrias.

El cuadro 4.2 presenta los resultados que se obtuvieron para el método que empleó dos puntos en el tiempo, y compara estos estimados con aquellos para industrias de dos dígitos en Estados Unidos, realizados por otros investigadores.

CUADRO 4.2

ESTIMADOS PARA LA ELASTICIDAD DE SUSTITUCION EN BASE A UNA COMPARACION

AFE de P. R. y Sector Manufacturero de EE.UU. (y resultados para EE.UU. obtenidos por otros autores)

Grupo de industrias	Estimados				
	AFE (1)	AFE (2)	Griliches	Arrow, et al.	Daniels
Alimento	1.079	1.062	0.908	0.93	0.7506 (1.3517)*
Tabaco	1.212	-0.004			1.4956
Productos de fábricas y tejidos	1.128	0.991	0.938	0.83	1.0151
Ropa	1.195	1.040	1.055	0.42	0.7883
Madera			1.069	0.84	0.8640
Muebles	1.284	-0.002	1.039		0.8025
Papel y pulpa			1.667	1.14	1.3394
Imprenta y publicaciones	1.145	1.103	0.827		0.8209
Productos químicos	-10.951	0.948	0.714	0.90	1.0918
Refinerías de petróleo	-0.063	1.077		1.04	

FUENTES: Griliches, "Production Functions in Manufacturing: Some Preliminary Results", en *The Theory and Empirical Analysis of Production*, Studies in Income and Wealth, NBER, Vol. 31 (New York: Columbia University Press, 1967), p. 292. Arrow, et al., *op. cit.*, p. 240. Daniels, "Differences in Efficiency Among Industries in Developing Countries", *American Economic Review*, Vol. LIV, No. 2, 1969, p. 165.

Como puede verse en el cuadro 4.2, el resultado más notable es el predominio de los valores para σ mayores de 1. Esto es cierto para el período más largo de 1959-1963 y para el más corto período que se entrecruza de 1961-63. Esto es importante teniendo en cuenta estudios hechos en el pasado en Estados Unidos. Se ha observado que estudios basados en datos de una sección transversal producen usualmente estimados que en conjunto no son significativamente diferentes de 1. Los estimados a partir de series históricas se obtienen mediante el ajuste de variantes de la ecuación (4) a series históricas, usualmente para industrias de dos dígitos, y por lo tanto, no pueden compararse rigurosamente con nuestros resultados. Sin embargo, nuestro procedimiento (explicado más adelante) produjo valores mayores que 1 en general.²⁵ En términos generales, nuestros

²⁵ Los productos químicos son una excepción en el período largo de 1956-63, el cual parece más confiable. Pero la gran expansión en esta industria durante ese período (así como en productos de petróleo y refinamiento) pueden explicar los pequeños valores (negativos) que se encontraron. La naturaleza altamente intensiva en que se emplea el capital en las industrias de petróleo y sus coeficientes de producción relativamente fijos están muy bien reflejados en

estimados concuerdan bastante bien con los que obtuvieron Griliches y Daniels.²⁶

El método usado aquí para los estimados, basados en observaciones tomadas en dos puntos en el tiempo, también se sugieren en Arrow, et al. El mismo consiste en obtener el valor de σ de:

$$(6) \quad \log \left[\frac{(K/L)_0}{(K/L)_1} \right] = \sigma \log \left[\frac{(w/r)_0}{(w/r)_1} \right];$$

donde los sufijos 0 y 1 se refieren al punto original y al segundo punto en el tiempo, respectivamente. La ventaja aquí radica en que σ es estimado por observaciones directas sobre el capital y las tasas de rendimiento. Como se mencionó anteriormente, para las 17 industrias analizadas, produjeron valores mayores de cero.

Debería mencionarse aquí que el valor a largo plazo de σ será generalmente mayor que el valor a corto plazo. Esto se deriva del hecho de que a corto plazo, con el equipo y la planta dada, el ámbito de sustitución entre cualesquiera dos factores (en este caso capital y mano de obra) está limitado a variaciones en el tiempo en que son empleados (por ejemplo, tiempo de utilización de las máquinas) y a posibles variaciones en la intensidad de la mano de obra en el manejo de materiales (o por el uso de turnos múltiples de trabajo). No obstante, a largo plazo el nuevo equipo y planta puede instalarse y alcanza su valor máximo como se determina por toda la extensión de alternativas técnicas disponibles, es decir, "el estado de las artes" en cualquier momento histórico.

El hecho de que el concepto de susceptibilidad de sustitución como ha sido tomado de la estructura teórica del pensamiento económico, sea estático y por naturaleza a corto plazo, lo debilita cuando se utiliza para tensiones de tiempo más amplias. Sin embargo, nuestra evidencia sobre los **índices históricos de sustitución** es consistente con la hipótesis examinada, es decir, que σ se aproxima a la unidad.

el valor para el parámetro en el período mayor de 1956-63. El valor mayor logrado para el período más corto de 1961-64 se explica probablemente por las fases de construcción de nuevas fábricas —que emplean mucho más trabajo que las actividades regulares de operación. Véase Zvi Griliches, "Production Functions in Manufacturing: Some Preliminary Results", en *The Theory and Empirical Analysis of Production*, Studies in Incomes and Wealth, NBER, Vol. 31 (New York: Columbia University Press, 1967), p. 292.

²⁶ Queda por ver si esto se debe a sesgos inherentes al procedimiento de estimación. De hecho se ha sugerido que tales sesgos existen para los estimados de regresión a partir de series históricas. (Véase Z. Griliches, *op. cit.*, pp. 287 ff.). Tenemos la impresión intuitiva que esto no ocurre en nuestro estudio, por lo menos no se ha ajustado regresión a los datos para las industrias de dos dígitos a través del tiempo. Posiblemente una de las ventajas de la metodología utilizada aquí ha sido precisamente la de evitar el sesgo.

4.3 Una digresión

En este punto nos parece deseable llamar la atención hacia un hallazgo interesante que tiende a fortalecer nuestros resultados. Como se ha mencionado repetidamente, el análisis se ha hecho con datos para el sector de Fomento solamente y para una década relativamente reciente (es decir, de 1954 a 1964). Reynolds y Gregory ofrecen alguna evidencia sobre el valor de σ para todo el sector manufacturero de Puerto Rico y para los años de 1949-1958.²⁷ Tal vez, inadvertidamente, Reynolds y Gregory estimaron el parámetro de sustitución para ese período para todo el sector manufacturero.

Reynolds y Gregory intentaron estimar la elasticidad de la demanda de trabajo, pero lo hicieron de la siguiente manera: dieron por sentado que los precios relativos de los factores eran constantes y que la función de producción relevante al sector manufacturero es homogénea de primer grado; postularon que el aumento en el producto durante ese período debería ser acompañado por un aumento similar en el empleo (si los precios relativos de los factores permanecen constantes). El que el empleo no se expandiese por la misma magnitud que el producto, podría ser entonces atribuido a un cambio en el precio relativo del trabajo. La siguiente relación debería mantenerse.

$$(7) \quad V = a + b^* (wL/L)$$

donde V es valor añadido menos los pagos en salarios a trabajadores que hacen trabajo de aguja en el hogar; y (wL/L) es el pago de salarios anuales —suponiendo horas de trabajo más o menos constantes.

Reynolds y Gregory dividen los datos en dos subperíodos, 1949-54 y 1954-58. Luego reconocen el problema de identificación ocasionado por la alteración de los itinerarios de la demanda. No obstante, el método usado para cancelar el efecto de escala introducido por la alteración del itinerario, hace que sus estimados de la elasticidad de la demanda por trabajo en la manufactura, sea igual a nuestros estimados de la elasticidad de sustitución. Eso se muestra fácilmente.

Su estimado del arco de elasticidad de **demandas por trabajo** se ofrece de acuerdo a la pendiente del parámetro que se obtiene ajustando la ecuación

$$(8) \quad \frac{dV}{\frac{1}{2}(V_0 + V_1)} - \frac{dL}{\frac{1}{2}(L_0 + L_1)} = a^* + b^* \frac{dW}{\frac{1}{2}(W_0 + W_1)} + u$$

²⁷ Reynolds and Gregory, *Wages, Productivity and Industrialization in Puerto Rico*, pp. 96-106.

donde V es valor añadido como antes, y L empleo de trabajadores de producción. Por lo tanto, el empleo que se desplazó —dado por la diferencia entre la tasa de cambio en el producto y la tasa de cambio en el empleo— se considera como una función de la tasa de salario. El término $(-)b^*$ representa, por lo tanto, para Gregory una medida de la elasticidad de demanda por trabajo.

Sin embargo, si representamos

$$\frac{1}{2} (V_0 + V_1) = V;$$

$$\frac{1}{2} (L_0 + L_1) = L;$$

y

$$\frac{1}{2} (W_0 + W_1) = W$$

para simplificar:

(8) se vuelve

$$(8a) \quad \frac{dV}{V} - \frac{dL}{L} = a^* + b^* \frac{dW}{W}$$

Ahora la relación que crea la familia de la ECS y que ha sido usada aquí para obtener estimados, es,

$$(4) \quad \log V/L = \log a + b \log W$$

Pero puede demostrarse que $b^* = b$,²⁸ siendo esta b un estimador de σ . Dado este hecho, lo que en verdad fue “medido” por Reynolds y Gregory fue la **elasticidad de sustitución**. La cuestión del intercepto a^* pierde importancia por los mismos hallazgos de Reynolds y Gregory. Ellos conclu-

²⁸ Escribese (8a) como:

$$\frac{\dot{V}}{L} = a^* + b^* \frac{\dot{W}}{W}$$

donde un punto sobre la variable significa la tasa de crecimiento

$$\frac{\dot{V}}{L} - a^*$$

Entonces $b^* = \frac{\dot{V}/L - a^*}{\dot{W}/W}$, y

Suponiendo $a^* = 0$

$$b^* = \left[\frac{(\dot{V}/L)}{\dot{W}} \right] = \left[\frac{d(V/L)}{(V/L)} / \frac{dW}{W} \right] = \frac{d(\log V/L)}{d(\log W)} = b$$

El valor de b será el mismo en ambas funciones, con tal de que $a^* = 0$. En este caso la relación promedio en (8a) es igual a la marginal. Y por consiguiente, b , que es una pendiente en (8a), se vuelve una elasticidad constante. Esto implica a la vez una función de producción Cobb-Douglas, la cual dan por sentado Reynolds y Gregory.

yen que su a^* no es significativamente diferente de cero. Sus estimados para b^* demostraron que no difieren de la unidad, en modo significativo, para los años 1949-58. De hecho, sus resultados — $b^* = 1.1$ para el período 1949-54 y de 0.94 para el de 1954-58— son idénticos a los obtenidos por este autor para el año 1964. Como se observa en el cuadro 4.1, y como se ha explicado antes, el valor de b obtenido por nosotros fue de 1.11. Este valor se modificó a 0.94 cuando se hicieron concesiones para escala. Debe recordarse que la muestra de Reynolds fue más inclusiva —todas las firmas manufactureras que informaron al Censo— y cubrió una década. Nuestra muestra incluye sólo Fomento y se limita a un año.

Si interpretamos sueltamente a^* como una demanda autónoma por trabajo, esta evidencia indicará un efecto abrumador sobre las empresas para aumentar su productividad como respuesta al aumento de salarios.²⁹ Más aún, el efecto de la función de aprendizaje sobre las empresas parece ser débil si no hay un factor de carácter laboral que tienda a aumentar los costos.

Esperamos que esta discusión debería darle cierto apoyo a nuestra hipótesis de que σ está cerca de 1 para la industria típica en el sector manufacturero de Puerto Rico. Nótese que decimos “muy cerca a la unidad” aunque estadísticamente no podemos rechazar la hipótesis de valor unitario. La renuencia en aceptar el valor de unidad se deriva de las conclusiones hechas por Arrow, et al., y por C. Clague³⁰ que tiende a indicar que cuando la misma industria se observa en diferentes países parece que hay una variación de la eficiencia con las tasas de salarios. Los hechos (a) de que se observó una mejora en la estimación de σ , cuando se hicieron explícitos en el modelo consideraciones de escala, y que (b) el valor para el parámetro era más pequeño que lo anteriormente alcanzado aunque aún no significativamente diferente de la unidad, refuerza nuestra creencia de que hace falta una corrección del tipo de (5).³¹

²⁹ Sería propio suponer, para la economía como un todo, que el nivel de salarios es una función de la productividad; pero, para las firmas individuales, los salarios constituyen un aguijón que estimula a la gerencia a incrementar el valor añadido por trabajador. Esta premisa yace tras todo el análisis anterior.

³⁰ Christopher Clague, “An International Comparison of Industrial Efficiency: Perú and the U.S.”, *RES*, Vol. 2, Nov. 1966.

³¹ Esa prueba no se ha llevado a cabo en este estudio, pero hay evidencia sólida de que los salarios han aumentado; de que se ha generado un proceso de incentivos mediante el cual la gerencia ha sido capaz de incrementar la productividad de todos los insumos por innovaciones de “procesos, disminuyendo los derroches y aumentando la eficiencia en todas las fábricas. Véase en especial Reynolds, *op. cit.*

4.4 Elasticidad de sustitución por localización

Se realizó otro intento para medir la sensibilidad de las relaciones de capital-trabajo en la manufactura con respecto a cambios en los precios de los factores. El supuesto aquí, consiste de la igualdad de σ para grupos industriales similares en dos áreas en un mismo punto en el tiempo, aproximadamente. Como se ha señalado previamente, el supuesto no es muy rígido dado el hecho que la función de producción contiene otros parámetros que no se suponen que sean iguales para las industrias en ambas áreas.³²

La relación

$$(9) \quad \left[\frac{(K/L)_{afe}}{(K/L)_{aseu}} \right] = \left[\frac{(W/r)_{afe}}{(W/r)_{aseu}} \right]^{-1}$$

se usa con el propósito de producir valores de σ para industrias de dos dígitos observadas en un mismo momento en el tiempo pero en dos regiones diferentes —Puerto Rico (Fomento AFE) y la región sur del Atlántico en Estados Unidos (ASEU). Los datos se obtuvieron de Hildebrand y Liu, **Manufacturing Production Functions in the United States 1957: An Interindustry and Interstate Comparison of Productivity**; EDA Statistical Report for Manufacturing Industries, 1954-1964; **Census of Manufacturing, Puerto Rico Department of Labor, 1954-1964**. Los resultados obtenidos se resumen en el cuadro 4.3 y se ilustran en el cuadro 1.

El elemento más notable de estos resultados es el signo de los parámetros. Todas las elasticidades aparecen negativas. Este hallazgo no debe sorprender si se recuerda que las comparaciones no son entre la AFE y los promedios en EE.UU., sino con una región de Estados Unidos. Esta región se escogió en base a su proximidad geográfica a las puertas de la Costa Oriental (EE.UU.) y a sus salarios comparativamente bajos.

Lo que los resultados demuestran es que el establecimiento típico en cualquier categoría industrial utiliza capital más intensamente en Puerto Rico que el promedio en la región sur del Atlántico en Estados Unidos. Esto ocurre a pesar de los salarios más bajos que prevalecen en Puerto Rico, en comparación a los de la región del sur-Atlántico. Esto es de esperarse dada la ayuda financiera que se describió antes. El impacto principal de los efectos de promoción de Fomento ha sido estimular las inversiones. Por lo tanto, los instrumentos utilizados para facilitar que las

³² En esta instancia la condición es más restrictiva aunque solamente (el parámetro para medir eficiencia es libre para variar entre regiones) $(\delta/1-\delta)$ se toma como constante para la misma industria en distintas regiones.

firmas inviertan en Puerto Rico, han sido dirigidos exclusivamente a reducir las oportunidades de costo de capital. Como resultado de esto, no debe sorprender que el precio real de bienes de capital para una firma que se establezca en Puerto Rico, sea menor que para la misma firma si se establece, digamos, en el sur de Estados Unidos. Este punto será recordado más adelante y servirá para explicar algunos de los resultados empíricos en esta sección.

Algunas observaciones son necesarias para completar el cuadro. Primero, la relación (W/r) en ASEU no muestra una variación tan amplia entre sectores como ocurre en Puerto Rico. Las diferencias en las relaciones entre el capital y la mano de obra, entre industrias en esa región pueden quizá explicarse en mayor grado por diferencias en σ o δ (los parámetros para medir la distribución).³³ En Puerto Rico las diferencias en las relaciones entre el capital y la mano de obra entre sectores parece que están influenciadas en mayor grado por las diferencias en la relación de precio de los factores.

En general, el sector de Fomento usa capital más intensamente en todas las industrias que el promedio de industrias de ASER. Tienen especial importancia aquí las diferencias en las tasas de rendimiento entre ambas áreas, y ese es el factor que explica la alta intensidad de capital en el sector de Fomento comparado con el de Estados Unidos. Las tasas de rendimiento para Fomento han sido como el doble de las del promedio de Estados Unidos.³⁴ Los salarios bajos y las tasas de salarios aproximados al mínimo federal también influyen en las altas tasas de rendimiento. Las altas tasas de recompensa al capital unidas a la determinación del gobierno de suministrar capital a tipos de interés con subsidio puede explicar por qué las firmas adoptan procesos más intensivos de uso de capital que sus corporaciones de origen en Estados Unidos, por lo menos, unos más intensivos que el promedio de las empresas que operan en las áreas de bajos salarios en el ASEU.

Otro factor que puede contribuir a la explicación, es el aumento **esperado** en la tasa de salarios y la productividad **esperada** más baja de la fuerza obrera puertorriqueña.³⁵

Hasta ahora la relación de precio de los factores se ha mirado desde el lado del rendimiento. Si por otra parte, el precio de capital se ve del lado del costo, entonces la conclusión puede muy bien ser de que el equipo de capital tiene un precio más bajo para una firma localizada en Puerto Rico

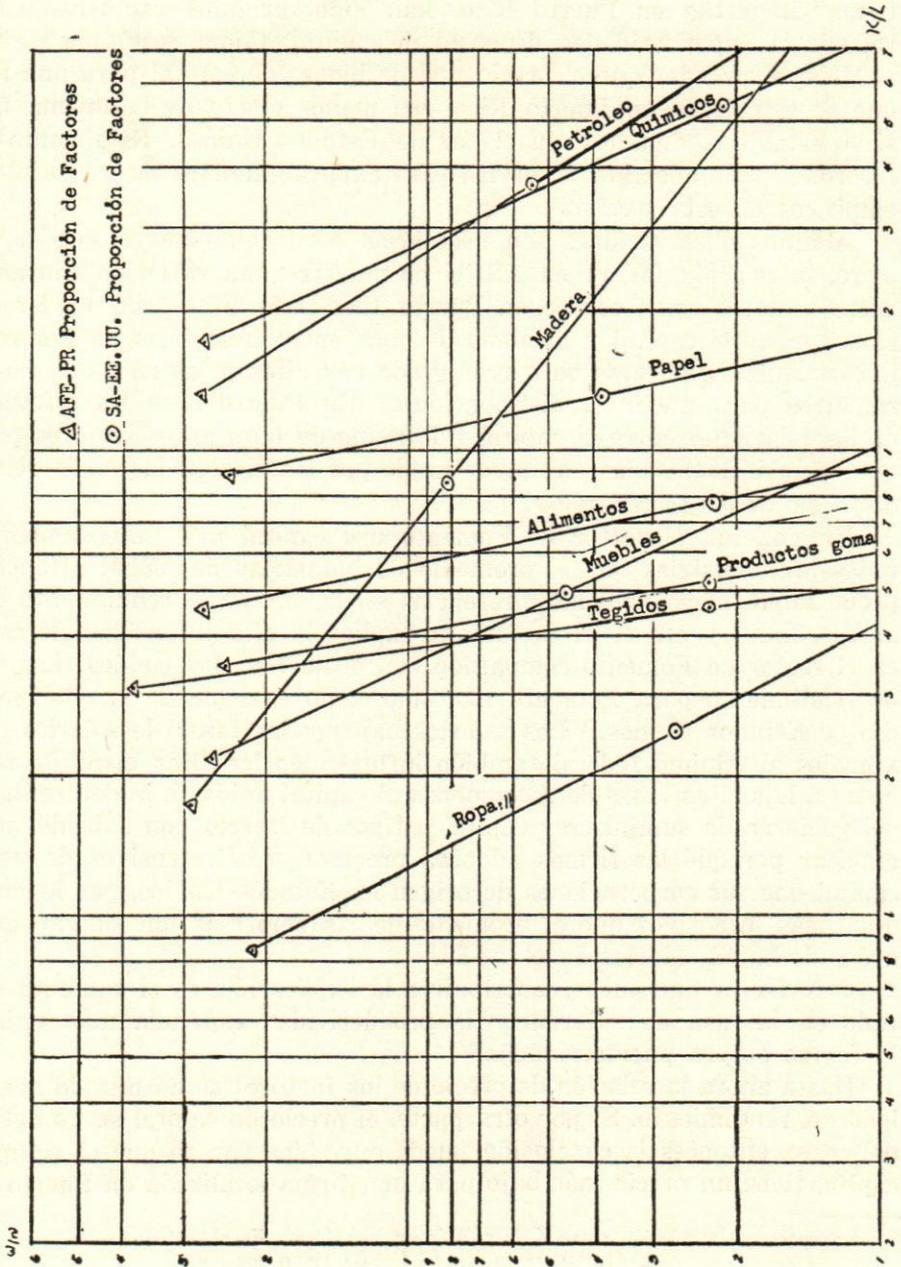
³³ δ entra en la relación entre K/L y W/r en una forma lineal, como:

$$\log (K/L) = \sigma \log (\delta/1-\delta) + \sigma \log (w/r)$$

³⁴ De tres a cuatro veces más cuando se incluyen las contribuciones y como el doble antes de hacerse las deducciones. Véase Reynolds, *op. cit.*, p. 28.

³⁵ *Ibid.*, p. 20.

Cuadro I
Elasticidad de Sustitución para Varias Industrias en Base a Observaciones Interregionales



que para una que opere en la región sur del Atlántico. Esto es debido al subsidio de capital que es parte de los esfuerzos de promoción llevados a cabo por las agencias del gobierno del Estado Libre, por ejemplo, más bajo tipo de interés sobre préstamos, tasas de rentas más bajas por uso de fábricas, concesiones generosas para cubrir depreciaciones y entrenamiento de personal. Por lo tanto, los incentivos para un uso más intenso de capital no están del todo reflejados por las tasas de rendimiento interno solamente. De hecho, esto podría ayudar a explicar por qué a pesar de la más baja relación de precio de los factores, la mayoría de las industrias se encuentran en regiones con uso más intenso de capital en las funciones de producción en Fomento más que en el ASEU.

CUADRO 4.3

ELASTICIDAD DE SUSTITUCION AFE Y ASEU
1957

Industrias (SIC)	λ σ
Alimentos	-0.3251
Tejidos — productos de fábricas	-0.0503
Ropa	-0.5221
Madera	-1.9096
Muebles	-0.3517
Papel	-0.2194
Químicos (productos)	-0.7478
Petróleo	-0.4492
Productos de goma	-0.1865
Cuero y productos	-0.3578
Piedra y cristal	-0.3440
Metales primarios	-1.2667
Metales fabricados	-0.2153
Maquinaria no-eléctrica	-0.5305
Maquinaria eléctrica	-0.4015
Instrumentos	-0.3448

Por otro lado, si se considerara a Japón y a Puerto Rico, el cuadro sería bastante diferente. Estos dos países tienen diferencias menos drásticas con respecto a la relación de precios de los factores, pero diferencias muy grandes respecto a la relación capital-trabajo. Los datos no son comparables, pero sólo por ilustrar se podría comparar el renglón ropa. La pendiente resultante sería positiva y muy llana, indicando un alto grado de susceptibilidad a cambios en los precios de los factores en la relación entre el capital y la mano de obra de esa industria. Pero por el hecho

de que las relaciones de precios de los factores no sean diferentes en ambos países, cualquier conclusión que se haga sería muy arriesgada en vista de que los errores de estimación son muy importantes cuando tales diferencias son pequeñas.³⁶

Más aún, si las firmas de Estados Unidos que vienen a establecerse a Puerto Rico adoptan técnicas similares a las utilizadas allá —las cuales, dado el bagaje de conocimientos técnicos, se acercan al máximo de intensidad en uso de capital— el ajuste que requiere el personal gerencial se empequeñece y se maximiza la eficiencia de la gerencia. La introducción de un tercer factor, gerencia, podría explicar la forma cóncava de la superficie de producción que está implícita por elasticidades negativas de sustitución. No sorprende la forma cóncava de la superficie de producción en instancias cuando se toman en consideración explícitamente, sólo dos factores, donde de hecho se han estado usando tres o más. El empleo de un tercer factor para incrementar la intensidad puede costar que las productividades marginales de los otros factores disminuyan a medida que más unidades de ellos se incorporen al proceso productivo. De hecho, Reynolds y Gregory han mostrado claramente que en las firmas auspiciadas por Fomento se han introducido mejoras en las áreas de la gerencia, como un esfuerzo por contrarrestar la merma en los beneficios.³⁷

4.5 Cambios históricos en la participación del trabajo

Arrow, *et al.*, han demostrado que para la economía como un conjunto la existencia de una función de producción de ECS tiene ciertas implicaciones con relación a la participación del trabajo. En particular ellos muestran que eso está regido por la relación:

$$(10) \quad \frac{wL}{V} = (1 - \delta)^\sigma \left(\frac{w}{\gamma} \right)^{1-\sigma}$$

Como siempre, δ es el parámetro para medir distribución, (wL/V) es la parte de los salarios en el ingreso total y γ es el parámetro para medir eficiencia. σ es la elasticidad de sustitución. Bajo el supuesto de cambio tecnológico neutro γ cambiará solamente a través del tiempo. De (10) se ve que para un valor de $\sigma < 1$ la participación del trabajo aumentará cuando la tasa de salarios suba más rápidamente que el progreso tecnológico. Para $\sigma > 1$ esto es inverso y para $\sigma = 1$ (10) es un caso Cobb-Douglas donde la participación del trabajo es independiente del progreso tecnológico y de la tasa de salario.

¿Qué se puede decir del comportamiento de la parte de los salarios

³⁶ Cf. Arrow, *et al.*, p. 239, el gráfico se reproduce en otro trabajo nuestro.

³⁷ *Ibid.*, p. 95.

en el ingreso total en el sector manufacturero de Puerto Rico cuya contribución al producto bruto ha subido de 16.5 por ciento, en 1947-50, a 24.0 por ciento en 1967-68? Las series para la parte de los salarios en la manufactura muestra un incremento moderado desde 1947. Si σ estuviera cerca de uno, la parte de los salarios mostraría una insensibilidad relativa a cambios en eficiencia o en la elasticidad del producto con respecto al capital, es decir, $(1 - \sigma) = 0$. Siguiendo a Arrow *et al.* hemos añadido el supuesto de tasa constante de adelanto en el progreso tecnológico. Esto se justifica si se tiene en mente que Puerto Rico tiene casi acceso inmediato a la reserva tecnológica norteamericana (10) puede linearizarse como sigue:

$$(11) \quad \log (wL/V) = [\log (1 - \delta) + (\sigma - 1)] \log \gamma_0 + [1 - \sigma] \log w + \lambda (\sigma - 1)t \text{ donde } \gamma(t) = \gamma_0 10^{\lambda t} \text{ esto producirá estimados de } \sigma \text{ y } \lambda. \text{ Permítase}$$

$$a_0 = \sigma \log (1 - \delta) + (\sigma - 1) \log \gamma_0$$

$$a_1 = 1 - \sigma$$

$$a_2 = -\lambda (1 - \sigma)$$

y obtenemos:

$$(12) \quad \log (wL/V) = a_0 + a_1 \log w + a_2 t$$

Ajustando (12) por cuadrados ordinarios a los datos³⁸ para el sector manufacturero de Puerto Rico para el período 1947-1967, obtenemos el siguiente estimado:

$$\begin{aligned} \log (wL/V) &= -0.2564 - 0.1887 \log w + 0.0083 t \pm u \\ &\quad (0.025) \quad (0.095) \quad (0.003) \\ t &= -10.2 \quad t = -1.99 \quad t = 2.54 \\ R^2 &= 0.3854 \\ F_{2, 18} &= 5.644 > 3.55 \end{aligned}$$

5.0%

Por consiguiente calculamos $\sigma = 1 - a_2 = 1.1887$; $\lambda = -(a_2/91 - \sigma) = 0.04435$ que corresponde a una tasa de aumento anual en la productividad para el sector en 10.212 por ciento.³⁹ Esto está bastante de acuerdo con

³⁸ Los datos consistieron en series históricas para el empleo manufacturero, ingreso neto generado en la manufactura reducido por el índice de precio implícito para el Producto Doméstico Bruto a precios de 1954, la compensación a los empleados reducida por el índice de precios de los gastos de consumo personal a base de 1954. El ingreso neto se usa como una aproximación al valor añadido.

³⁹ De $\frac{1}{v} \frac{dv}{dt} = \frac{d}{dt} \ln v$; donde $v = \gamma_0 10^{\lambda t}$

$$\ln v = \ln \gamma_0 + \lambda t \ln 10$$

$$\ln v = \ln \lambda_0 + \lambda t 2.3026 \dots$$

$$\frac{d}{dt} [\ln \gamma_0 + \lambda t 2.3026] = \lambda 2.3026 = (0.04435) (2.3026) = .10212$$

nuestros estimados de por ciento a cambios anuales en el producto bruto por empleado para el sector manufacturero que es un promedio sencillo de 9.54 por ciento por año, para el período 1948-1968.

Para examinar la significación de la diferencia de elasticidad de sustitución del valor hipotético de uno, implícito en la formulación Cobb-Douglas, requiere que a_1 y a_2 sean cero; la prueba F fue aplicada. Para 20 observaciones es significativo a un nivel de confianza 5 de por ciento (no es significativo a un nivel de 1 por ciento).⁴⁰

Por otro lado a_1 tiene un error estándar relativamente alto y el valor 't' reside en los límites entre aceptación o rechazo (a un nivel de confianza de 1 por ciento).⁴¹ Un valor de cero para a_1 produce una formación Cobb-Douglas. Pero si aceptamos o rechazamos estos estimados, una vez más el valor estimado de σ se ve cerca de uno, si no mayor.

Aunque estamos renuentes a darle mucho sentido a esta prueba, la misma no presenta evidencia concreta contraria a los estimados previamente presentados en este trabajo. Se debe centrar la atención en el hecho de que para σ cerca a uno, la parte de los salarios en el ingreso total es relativamente insensitivo a los cambios en el parámetro para medir eficiencia. Esto está apoyado por el valor bajo de R^2

Resumen

La elasticidad de sustitución para el sector manufacturero de Puerto Rico parece estar cerca de uno y probablemente su valor sea mayor que uno. Aunque existen indicios para pensar que esa elasticidad es mayor de uno, los datos estadísticos disponibles no nos permiten hacer esta aseveración dentro de un margen de error probable que sea suficientemente pequeño. Si esto es así, los aumentos adicionales en el nivel de salarios deben ser acompañados por aumentos en empleos perdidos en ese sector. Los aumentos en por ciento en el empleo perdido serán de una magnitud proporcional cercana al aumento en salarios. Suponiendo que la tecnología moderna importada continuará haciendo más uso intensivo del capital, una continuación de las prácticas del pasado dificultaría la solución al problema de empleos en Puerto Rico mediante la expansión del sector manufacturero.

⁴⁰ Se llevó a cabo otra prueba para probar la significación estadística de la hipótesis alternativa $a_1 = 1$, es decir, $\sigma = 0$ o el modelo Leontief. Dado un error estándar a_1 de 0.947, se rechaza la hipótesis.

⁴¹ El signo de a_1 (—) encaja bien con un valor para $\sigma > 1$, significa que un movimiento ascendente en w afectará desfavorablemente la parte de los salarios.