UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON

FACULTAD DE ECONOMIA

LA EFICIENCIA EN LAS UNIDADES DE PRODUCCION

Aplicación al Sector Agropecuario del Noreste de México

TRABAJO

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE
LICENCIADO EN ECONOMIA
OPCION "C" PRESENTA

Hernán Manuel Villarreal Rodríguez

MONTERREY, N. L.

OCTUBRE DE 1985

Herman M. Villarreal R.

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON

FACULTAD DE ECONOMIA

LA EFICIENCIA EN LAS UNIDADES DE PRODUCCION

Aplicación al Sector Agropecuario del Noreste de México

TRABAJO

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE
LICENCIADO EN ECONOMIA
OPCION "C" PRESENTA

Hernán Manuel Villarreal Rodríguez

MONTERREY, N. L.

OCTUBRE DE 1985

A mis padres

Agradezco a los licenciados Manuel Silos, Edgar López y Leobardo Plata sus valiosos comentarios en la revisión de este trabajo.

INDICE

1. INTRODUCCION

En el presente trabajo se desarrolla una metodología para hacer estudios sobre la eficiencia en las unidades productivas. Dicha metodología intenta ser una generalización de estudios hechos anteriormente. La generalización consiste principalmente en la introducción de unos índices de calidad de los insumos.

La aplicación de la teoría se hace para las unidades de producción agropecuarias del noreste de México, utilizando datos del censo agropecuario de 1970, que es la información desagregada más recientemente publicada.

Las argumentaciones sobre las causas y niveles de ineficiencia que imperan en el sector rural de un país como el nuestro son muy diferentes de autor en autor, la aplicación que se hace en el presente trabajo trata de aclarar algunos puntos sobre este tema.

La hipótesis de trabajo que se estará manejando será la siguiente: No existen diferentes niveles de eficiencia entre los diversos grupos de unidades de producción agropecuaria, los grupos se formarán considerando el nivel de desarrollo de cada municipio. En su oportunidad se explicará que se quiere decir con "nivel de desarrollo".

En la primera parte del trabajo se expone el desarrollo que han tenido las interpretaciones sobre la eficiencia en cualquier unidad productiva, los usos que las funciones de producción y beneficios pueden tener para estos propósitos y la forma de implementar en la práctica la teoría descrita.

En la segunda parte se trata una aplicación de la teoría, primeramente desarrollando los diversos puntos de vista en cuanto a las causas de la ineficiencia que se da en el sector agropecuario, posteriormente se trabaja empíricamente con las unidades de producción agropecuarias del noreste de México.

Por último, el tercer apartado de este trabajo está dedicado a las conclusiones, encontrándose resultados diferentes a los expresados por otros autores.

2. LA EFICIENCIA EN LAS UNIDADES DE PRODUCCION

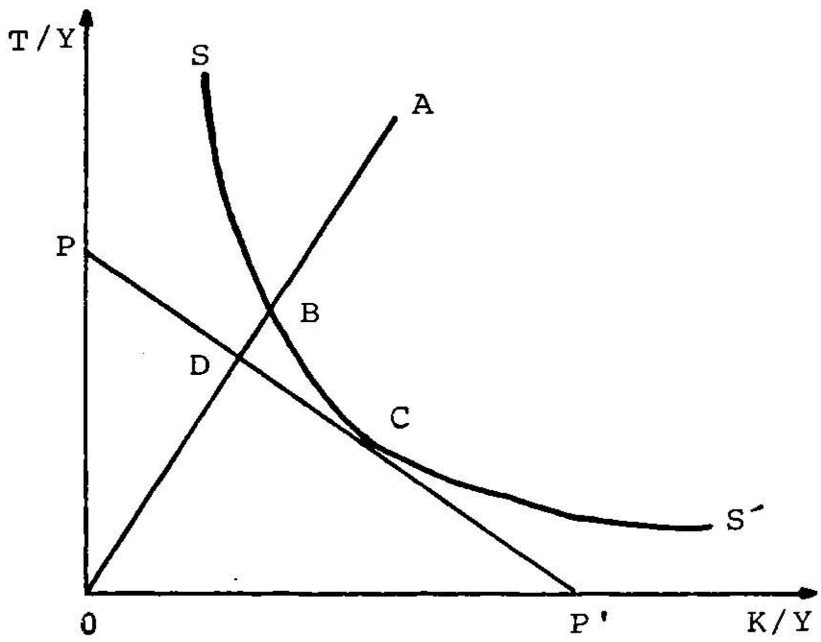
2.1 Antecedentes

En este punto se introducirá a los conceptos que se han usado para identificar las ineficiencias que se dan en las unidades de producción. Los diversos enfoques que intentan medir la eficiencia presentan problemas conceptuales y de aplicación empírica, se mostrarán las ambiguedades de algunos enfoques.

Existen dos maneras tradicionales de medir formas de eficiencia construidas por Farrell [5], él supone que la eficiencia puede descomponerse en dos formas, la llamada eficiencia física o técnica y la eficiencia en precios o distributiva, veamos en qué consiste cada una de ellas.

Consideremos una unidad productiva (empresa), que usa dos insumos (factores), digamos capital o K, y trabajo o T, y como resultado del proceso productivo mezclando K y T obtiene a Y como un producto. Podemos expresar la relación anterior por medio de una función de producción $Y=f(K,T)$, decimos que esta función es de frontera cuando en ella solo están incluidas las mezclas de insumos eficientes, así, cuando una empresa se logre colocar en la frontera de producción estará produciendo de manera físicamente eficiente.

Si suponemos rendimientos a escala constantes, es decir que si se incrementan los insumos en una proporción dada, el producto también lo hará en la misma proporción, podemos escribir : $1=f(K/Y,T/Y)$, esto es, la frontera tecnológica la podemos caracterizar por una isocuanta unitaria, denotada como SS´en la gráfica 1.



Gráfica 1

En la gráfica anterior, una unidad productiva produciría cierta cantidad Y° de una manera técnicamente eficiente si se lograra colocar sobre SS´, si de otra manera se coloca en un punto como A en donde produce también Y° pero con una cantidad de insumos mayor que la estrictamente indispensable, estará incurriendo en ineficiencias. Por otro lado, si denotamos como PP' a la razón de los precios de los insumos, es decir precio de T sobre precio de K, entonces el punto eficiente en precios sería C, esto debido a que es precisamente C el punto que maximiza ganancias.

Utilizando la gráfica 1 podemos construir índices que nos hablen sobre eficiencia, denotemos en general a MN como la distancia que existe entre los puntos M y N, la razón OB/OA es un indicador de la eficiencia técnica, OD/OB de la eficiencia distributiva y OD/OA de la eficiencia total, en tanto estos índices se alejen de uno se estará incurriendo en ineficiencias.

La isocuanta SS´ no es observable,ésta deberá ser estimada a partir de observaciones posiblemente ineficientes como la A de la gráfica 1.

La isocuanta unitaria eficiente propuesta por Farrell fue la precursora de las funciones de producción de frontera que actualmente son objeto de un intenso estudio, veamos en qué consisten éstas.

Como dijimos antes, una función de producción es de frontera cuando se compone solamente de puntos eficientes, haciendo estimaciones sobre la función de producción de frontera podemos intentar medir la eficiencia, sin embargo estas mediciones serán diferentes a las de Farrell que mantienen la producción constante y se enfocan sobre diferencias en los niveles de insumos.

Las más recientes estimaciones de modelos de fronteras tratan los parámetros de eficiencia conjuntamente con los demás parámetros técnicos, los parámetros de eficiencia están modelados generalmente por distribuciones estocásticas.

Consideremos la función de producción siguiente: $Y=f(X:\theta)+\omega$ en donde Y es un vector de observaciones sobre la producción, X es una matriz de observaciones de los factores productivos, θ un vector de parámetros de producción y ω es un vector de desviaciones aleatorias .

La tradicional función de producción promedio es estimada especificando a ω como distribuido normal, independiente e idénticamente $\omega \sim NID(0,\sigma^2)$ de manera que se puedan aplicar mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para estimar el vector de parámetros θ. En cambio la estimación de frontera generalmente especifica a ω teniendo media diferente de cero, reflejando así la presencia de ineficiencias técnicas en la producción, esto es así ya que especificando de esta forma solo se tendrían desviaciones de la frontera de producción de un solo lado.

En general, las especificaciones de las desviaciones aleatorias de los modelos de frontera caen en una de las siguientes:

1) Un error aleatorio no especificado, restringido a que en cualquier lugar sea menor o igual a cero.

2) Una distribución aleatoria específica, de manera que tenga elementos solo menores que cero como una normal truncada, una exponencial, una gamma etc.

3) Errores compuestos que incorporen a la vez distribuciones simétricas y distribuciones no simétricas o cargadas hacia un solo lado.

Los primeros dos casos son fronteras que relacionan cualquier variación en la producción con la presencia de ineficiencias técnicas, mientras que el tercer caso además incluye en la frontera estocástica un error simétrico que se puede deber a que existen causas que desvíen la producción del control del productor.

Para utilizar una generalización de las medidas de eficiencia de Farrell con funciones de producción de frontera, tenemos que ajustarnos a las siguientes restricciones:

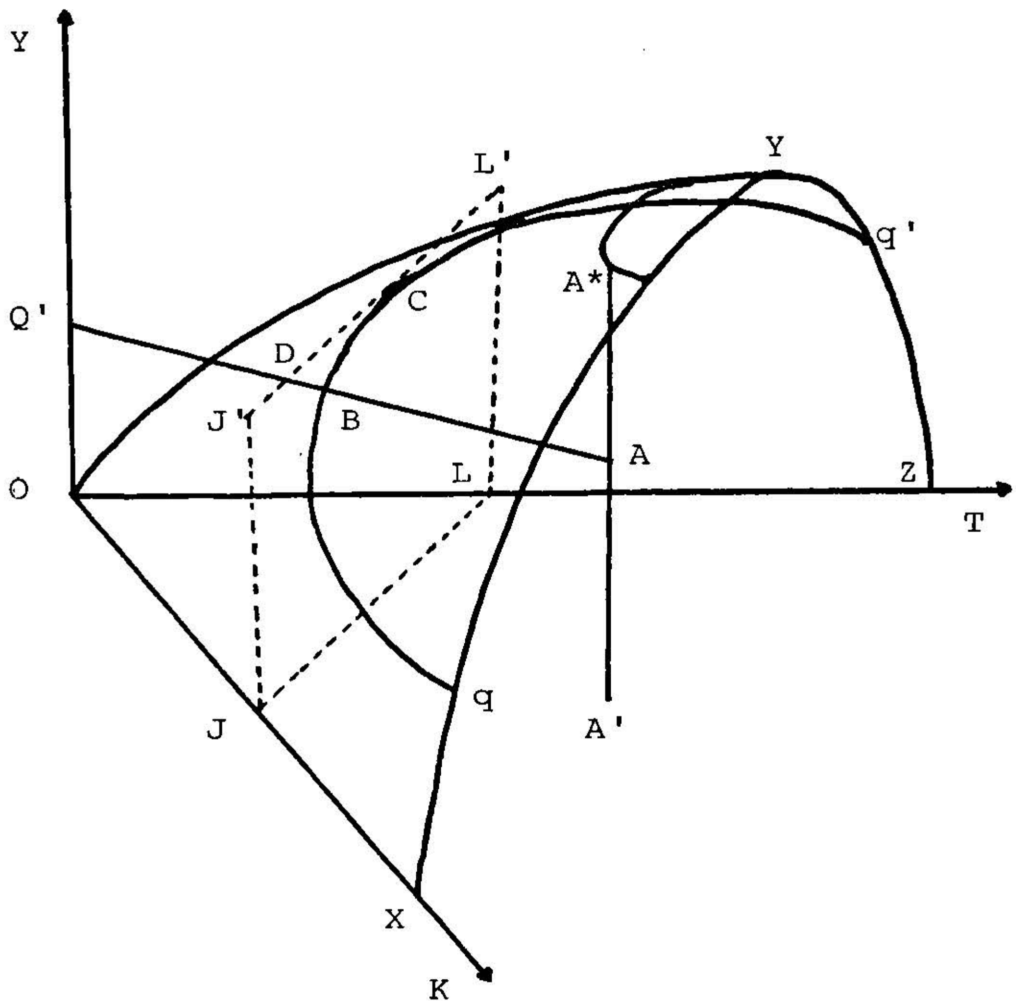
a) La función frontera debe comportarse como una función de producción neoclásica bien definida (ver [14]).

b) La frontera debe ser del tipo 1) ó 2) antes especificado.

c) El modelo de frontera debe atribuir cualquier variación del producto a la presencia de ineficiencias técnicas.

Tenemos pues que aparte de estos 3 requisitos no existe restricción sobre la forma de la función, no es necesario suponer - homogeneidad.

Las medidas de Farrell son fácilmente generalizadas a la función de producción (ver [11]). Consideremos de nuevo el modelo de capital K y de trabajo T para producir un producto Y, la gráfica 2 nos traza el modelo en tres dimensiones.



Gráfica 2

En la gráfica 2 la sábana OXYZ se define como la mejor práctica tecnológica para ese proceso de producción. El plano vertical JJ'LL' es un nivel de isocosto que refleja los precios relativos de los factores y el punto A es un punto producido ineficientemente ya que cae por abajo de OXYZ.

Se pueden definir dos medidas de la ineficiencia técnica de A, A'A/A'A* y Q'B/Q'A. La primera medida es un índice basado en la producción empleado por primera vez en Timmer [20] y relaciona el producto efectuado con la manera eficiente de producirlo. La segunda es un índice basado en insumos tipo Farrell que relaciona el uso ineficiente de insumos para producir A, con un uso eficiente de los mismos para producir también A.

Debemos suponer que, dada una combinación ineficiente de insumos como A, está unívocamente asociada con la isocuanta eficiente qq' y con la combinación eficiente de insumos dada en el punto B, las pendientes y separaciones de las demás isocuantas son irrelevantes.

Una representación conveniente de un índice de eficiencia generalizado, es ver a éste como la razón de dos normas de vectores, definamos $\overline{MN}$ como la norma del vector que va de M a N. El índice de eficiencia técnica del punto A estaría dado entonces por te=$\overline{OB}/\overline{OA}$. Dado el plano de isocosto JJ'LL' el punto eficiente, técnica y distributivamente esta dado por C. El índice de eficiencia distributiva generalizado para A sería la razón ae=$\overline{OD}/\overline{OB}$. Estos índices solo se relacionan con la curva isocuanta qq', es decir no se relacionan con los patrones de expansión ni con cualquier otra característica de OXYZ. Podemos ahora definir el índice total de eficiencia como ope=$\overline{OD}/\overline{OA}$.

La interpretación de las medidas generalizadas es directa. Todos los índices son acotados entre cero y uno y nos indican el ahorro en costo total hecho posible por medio de la eliminación de ineficiencias. Específicamente, las cantidades 1-te, 1-ae y 1-ope indican el porcentaje de reducción en el costo total si la ineficiencia técnica, distributiva y total son eliminadas. Esta interpretación es posible ya que los índices de eficiencia son por si mismos idénticos a las razones de costo total. Por ejemplo, te es igual a la razón del costo total de D con el de B, y ope es la razón del costo de D al de A.

Los índices que obtuvimos son índices de eficiencia de múltiples factores, de manera similar pueden obtenerse índices de eficiencia de factores individualmente considerados.

La teoría económica especifica las condiciones bajo las cuales se espera que las unidades productivas tengan idénticas razones de insumos y productos [23]. Es bien sabido que todas las empresas tendrían las mismas cantidades de insumos y productos si:

1) Todas las unidades tuviesen la misma función de producción, es decir el mismo conocimiento técnico y factores idénticos.

2) Todas las unidades afrontaran los mismos precios en los mercados de productos y factores.

3) Todas las unidades maximizaran sus beneficios en forma perfecta e instántanea.

Sin embargo observamos unidades que producen bienes homogéneos con diferentes intensidades y productividades medias de los factores. Por supuesto, para explicar la realidad bastaría suponer que las empresas se comportan al azar, pero si así ocurriera no habría necesidad de medir la eficiencia económica.

Por otra parte, supongamos que postulamos que las unidades productivas se comportan de acuerdo a cierta regla de decisión, que podemos llamar convenientemente la maximización del beneficio respecto a un conjunto de variables exógenas, tales como los precios de los factores. Entonces deberán explicarse las diferencias observadas entre las empresas en cuanto a las intensidades y productividades factoriales principalmente por:

a) Las empresas tienen diferentes combinaciones de insumos y productos porque afrontan diferentes niveles de precios.

b) Las diferentes combinaciones se deben a que las empresas tienen dotaciones de factores productivos diferentes.

Es así que cualquier estudio serio de la eficiencia económica debe tomar en cuenta al menos estos puntos. Como se verá posteriormente, la utilización de la función de producción como herramienta para medir la eficiencia técnica parece ser lo más conveniente, en cambio para las mediciones de las eficiencias en precios y económica, parece más conveniente utilizar la función de beneficios.

2.2 Utilización de la Función de Producción

En este punto veremos cómo la herramienta llamada "función de producción" nos puede ayudar a hacer mediciones de la eficiencia en las unidades productivas.

Primeramente notemos que si combinamos los supuestos de misma función de producción, mismos precios, iguales dotaciones de los factores, y maximización del beneficio perfecta para todas las empresas, se invalida el concepto de función de producción por si mismo, esto es debido a que las empresas usarían la misma cantidad de insumos y producirían la misma cantidad de producto.

Nuestro tratamiento de la eficiencia técnica se acerca al hecho en Hoch[7] y Mudlak[16], pero aquí se introducirán algunas variantes.

Supongamos que todas las unidades productivas se encontraran en las mismas condiciones de producción, es decir, igual calidad de la tierra, igual mezcla de equipo de capital, igualdad en la planta de producción, igualdad en la capacitación de los administradores etc., sin lugar a dudas habría de esperarse que las unidades de producción tuviesen igual función de producción, aunque se darían diferencias en la cantidad que cada una produciría debido a las diferentes dotaciones iniciales de los factores, tendríamos pués:

$$Y_i = f(\overline{X}_{1i}, \overline{X}_{2i}, \ldots\ldots, \overline{X}_{ni}) \qquad (1)$$

para toda unidad de producción i, y para 1,2,.....,n factores de producción.

Como es obvio, es sumamente restrictivo suponer lo anterior. Para solucionar este problema, introduciremos unos índices de calidad de los factores productivos, I_i, diferentes para cada unidad de producción. Tenemos entonces una función de producción corregida por la calidad de los factores productivos:

$$Y_i = f(X_{1i}I_{1i}, X_{2i}I_{2i}, \ldots\ldots, X_{ni}I_{ni}) \qquad (2)$$

en donde X_{ji} sería el factor productivo j usado por la empresa i sin corregir por calidad e I_{ji} sería el índice de calidad del factor j utilizado por la empresa i.

Ya teniendo una función de producción corregida por la calidad de los insumos, en algunos tipos de funciones es posible hacer la separación de los índices, y estimar la parte restante correspondiente a los insumos sin homogenizar por calidad.

Un tipo de función que es posible separar y que normalmente se ajusta muy bien a la información, es el caso de la función de producción Cobb-Douglas, ésta está dada por:

$$Y_i = A \prod_{j=1}^{m} \overline{X}_{ji}^{\,\alpha j} \qquad (3)$$

en donde Y_i es la producción de la empresa i y $\overline{X}_{ji}$ es el factor productivo j corregido por calidad usado por la unidad productiva i.

Explicitando los índices de calidad de los factores productivos tendríamos:

$$Y_i = A \prod_{j=1}^{m} X_{ji}^{\alpha j} I_{ji}^{\alpha j} \qquad (4)$$

en donde X_{ji} es el factor productivo j sin corregir por calidad usado por la unidad i e I_{ji} es el índice de calidad del factor j de la unidad productiva i, podemos escribir lo anterior como:

$$Y_i = A \prod_{j=1}^{m} I_{ji}^{\alpha j} \prod_{j=1}^{m} X_{ji}^{\alpha j} \qquad (5)$$

y si definimos a :

$$A_i^* = A \prod_{j=1}^{m} I_{ji}^{\alpha j} \qquad (6)$$

obtendríamos :

$$Y_i = A_i^* \prod_{j=1}^{m} X_{ji}^{\alpha j} \qquad (7)$$

que es una forma observable, ya que X_{ji} es la información normalmente proporcionada en censos y muestras.

Supongamos ahora el caso de otra función separable, esta - función es una mezcla de una función Cobb-Douglas y una función con elasticidad de sustitución constante (CES), la llamaremos - función CD-CES, tiene la forma siguiente:

$$Y_i = A \prod_{j=1}^{m} \overline{X}_{ji}^{\alpha j} [\sum_{r=1}^{n} \beta_r \overline{Z}_{ri}^{\rho}]^{\mu_2/\rho} \quad ; \; \mu_1 = \sum_{j=1}^{m} \alpha j \qquad (8)$$

o lo que es lo mismo:

$$Y_i = A_i^* \prod_{j=1}^{m} X_{ji}^{\alpha j} [\sum_{r=1}^{n} \beta_r \overline{Z}_{ri}^{\rho}]^{\mu_2/\rho} \qquad (9)$$

Es así que A_i^* por medio de (6) estaría proporcionando información sobre los índices de calidad de los insumos, del sesgo administrativo (ver [16]), de las diferencias climatológicas e incluir además otras cuestiones difícilmente mesurables. El llamado sesgo administrativo , debido a la mejor preparación del personal en algunas unidades productivas, puede incluirse en A_i^* multiplicando el insumo trabajo por su respectivo índice de calidad.

En el caso de la función CD-CES, suponemos que disponemos de información para los insumos $\overline{Z}_r$, en cambio para $\overline{X}_j$, no tenemos información, solo tenemos para X_j, de esta manera se puede llegar a la forma (9).

Parece esta una manera bastante general de tratar a la eficiencia técnica, más aún, que al tener información de A_i^* y no tener información exacta sobre los índices de calidad de los factores, se pueden hacer intentos para estimar a éstos. Es decir, si tenemos argumentos teóricos para suponer determinados índices de calidad de los insumos, pero no sabemos realmente cuánto afectan éstos a la eficiencia, se podrían tratar de estimar los parámetros δj de la ecuación siguiente:

$$A_i^* = A\ \tilde{I}_{1i}^{\delta 1}\ \tilde{I}_{2i}^{\delta 2}\ \ldots\ldots\ \tilde{I}_{mi}^{\delta m} \tag{10}$$

en donde $\tilde{I}_{ji}$ es el índice "propuesto", que se puede descomponer como $\tilde{I}_{ji} = I_{ji}^{\eta j}$, es decir como $\delta j = \eta j \alpha j$, y ya que conocemos a αj de la estimación de (7)y(9), podemos despejar los ηj y a partir de de las anteriores igualdades estimar los I_{ji}.

Para tratar de medir la eficiencia en precios utilizando la función de producción se necesita, como antes dijimos, de un gran número de supuestos restrictivos, y existen además algunas dificultades econométricas.

El enfoque tradicional de medición de la eficiencia distributiva se basa en el supuesto de que las unidades de producción usan la misma tecnología y afrontan los mismos precios [21]. Al final dicho enfoque se traduce en una comparación del producto marginal y el costo de oportunidad de la unidad de producción -

"típica" mediante los pasos siguientes:

1) Ajustando la función de producción, se determina una isocuanta estocástica para la unidad productiva representativa.

2) Se estiman las productividades marginales físicas de todos los factores productivos a partir de la función de producción en algún valor de las variables, por ejemplo en sus medias geométricas.

3) Las productividades marginales físicas se expresan en unidades de producción por unidad de cada insumo, luego se convierten en productividades marginales de valor (en pesos por unidad de insumo), multiplicando por el precio del producto, estos productos marginales de valor representan el precio implícito de cada factor productivo.

4) Se compara el precio implícito de cada factor con el precio explícito, o sea el precio del factor en el mercado. La eficiencia distributiva (en precios) implica, por ejemplo, que el empleo de mano de obra debe extenderse hasta el punto en que su producto marginal de valor se iguale a su costo de oportunidad. Esta comparación puede hacerse fácilmente calculando un índice del producto marginal de valor al costo de oportunidad, cuyo valor esperado sería de uno.

Por ejemplo, para evaluar la eficiencia en precios, comparamos el producto marginal del valor de la mano de obra con la tasa salarial del mercado. Si se diera el caso de que dicha tasa salarial fuera muy diferente de la productividad marginal calculada de la mano de obra, constituiría una prueba de ineficiencias en la distribución. Sin embargo, es probable que este hallazgo solo refleje el hecho de que la tasa salarial es inadecuada como expresión del costo de oportunidad de la mano de obra.

Se pueden hacer comparaciones similares para los otros insu mos, por lo menos cuando se disponga de los costos de oportunidad aplicables, pero en la mayoría de los casos es muy difícil el calcular estos costos de oportunidad, lo que representa una desventaja más de este método.

La prueba de la eficiencia distributiva no comprende solo las relaciones puramente tecnológicas entre los insumos y el producto, sino también un supuesto implícito acerca del comportamiento de maximización del beneficio. Este supuesto introduce otras relaciones entre los insumos y el producto, que se dan conjuntamente con la relación tecnológica de la función de producción, este es el conocido problema de sesgo en las ecuaciones simultáneas, o ecuaciones de demanda de los factores (ver [8]).

En síntesis, el problema de sesgo en las ecuaciones simultáneas hace complicada la estimación de las productividades marginales por la correlación que se da entre el error aleatorio y los niveles de insumos. Zellner, Kmenta y Dréze en [25] proponen una solución a este problema utilizando una noción de beneficios anticipados, sin embargo, este enfoque no es totalmente satisfactorio en la práctica, pues raras veces se puede asegurar que el error aleatorio sea exógeno y como tal, independiente del nivel de insumos.

Resumamos los requerimientos mínimos que debe cumplir un concepto útil de la eficiencia económica:

1) Debe explicar el hecho de que algunas empresas produzcan cantidades diferentes de producto a partir de un conjunto dado de insumos productivos medidos.

2) Debe permitir que varíe la capacidad de maximización de beneficios de diversas empresas, es decir, en cuanto a la nivelación del valor del producto marginal de cada factor productivo con su precio, éste es el componente de eficiencia en precios.

3) Debe explicar el hecho de que las unidades productivas puedan operar con diferentes conjuntos de precios de mercado.

Utilizaremos la función de beneficios para captar estos requerimientos en un concepto único de eficiencia económica.

2.3 Utilización de la Función de Beneficios

Consideremos una unidad productiva que tenga una función de producción con las propiedades usuales [1/]:

$$Y = f(X_1, X_2, \ldots\ldots, X_m; Z_1, Z_2, \ldots\ldots, Z_n) \qquad (11)$$

en donde Y es el producto, X_j ; $j=1,2,\ldots,m$ los factores productivos variables, y Z_r ; $r=1,2,\ldots\ldots,n$ los factores fijos. Definamos "beneficio" como los ingresos corrientes menos los costos variables corrientes:

$$G' = pf(X_j; Z_r) - \sum_{j=1}^{m} q_j' X_j \qquad (12)$$

en donde G' es el beneficio, p es el precio unitario de la producción, y q_j' es el precio unitario del j-ésimo factor variable. Los costos fijos son ignorados ya que estos no afectan a la combinación óptima de insumos variables.

Supongamos que las unidades productivas maximizan beneficios dados sus niveles de eficiencia técnica y factores fijos. Las condiciones de maximización de cada unidad productiva son:

$$p \frac{\delta f(X;Z)}{\delta X_j} = q_j' \quad \text{para } j=1,2,\ldots\ldots,m \qquad (13)$$

podemos usar el precio del producto Y como numerario y definir $q_j = q_j'/p$ como un precio normalizado del j-ésimo factor:

---

1. El tratamiento de esta sección es similar al desarrollado en [13].

$$\frac{\delta f(X;Z)}{\delta X_j} = q_j \tag{14}$$

De manera similar deflactando G' podemos definir G como el beneficio del precio del producto unitario o el "beneficio PPU":

$$G = \frac{G'}{p} = f(X_j;Z_r) - \sum_{j=1}^{m} q_j X_j \tag{15}$$

Las ecuaciones de las condiciones de maximización se pueden resolver para las cantidades óptimas de factores variables denotadas por X_j^*, como funciones de los precios normalizados de los factores fijos:

$$X_j^* = Q_j(q_1, q_2, \ldots., q_m; Z_1, Z_2, \ldots., Z_n) \tag{16}$$

Obviamente la dificultad de expresar X_j^* en términos de q y Z dependerá de la forma de la función de producción que se elija.

Sustituyendo las cantidades de los factores óptimas en G' - obtenemos la"función de beneficios":

$$\Pi = \Pi(p, q_1', q_2', \ldots., q_m'; Z_1, Z_2, \ldots., Z_n) \tag{17}$$

esta función la podemos expresar como la "función de beneficios PPU":

$$\Pi^* = \Pi^*(q_1, q_2, \ldots., q_m; Z_1, Z_2, \ldots., Z_n) \tag{18}$$

en donde Π^* solo es función de los precios de los factores normalizados y de los factores fijos.

La función (17) arroja los mismos resultados que (18), ya que existe una correspondencia biunívoca entre ambas funciones.

De la derivación de la función de beneficios PPU podemos - evitar el sesgo en las ecuaciones simultáneas que se da al tratar de medir la eficiencia económica comparando productividades marginales, esto ya que la función de beneficios se obtiene como función solamente de los precios de los factores normalizados y de las cantidades de los factores fijos, variables que son en general consideradas como independientes de la conducta de las empresas.

Lo tratado hasta aquí sobre la función de beneficios no considera diferencias en eficiencia técnica y distributiva que pudieran existir entre las unidades productivas. A continuación introduciremos estas diferencias y las combinaremos en el concepto de eficiencia económica.

Tal como lo hicimos anteriormente, cuando tratamos la eficiencia técnica, supongamos que cada unidad productiva tiene funciones de producción dadas por:

$$Y_i = f(\overline{X}_{1i},\overline{X}_{2i},....,\overline{X}_{mi};\overline{Z}_{1i},\overline{Z}_{2i},....,\overline{Z}_{ni}) \qquad (19)$$

para toda i=1,2,....,N unidad de producción, teniendo que $\overline{X}_{ji}=X_{ji}I_{ji}$ y que $\overline{Z}_{ri}=Z_{ri}I_{ri}$, en donde las I_{ji} e I_{ri} son respectivamente los índices de calidad de los factores variables y fijos.

Para algunas formas funcionales podemos descomponer las funciones de producción de cada empresa de tal forma que:

$$Y_i = A_i^* f(X_{ji};Z_{ri}) \qquad (20)$$

en donde A_i^* será una función de los índices de calidad de los factores, expresemos entonces:

$$A_i^* = h(I_{ji};I_{ri}) \qquad (21)$$

las condiciones de maximización estan dadas por:

$$\frac{\delta A_i^* f(X;Z)}{\delta X_j} = k_{ji}\ q_{ji} \qquad (22)$$

Podemos hablar de eficiencia solamente al comparar entre si a las unidades productivas, y podemos hacer esto al comparar los parámetros A_i^* y k_{ji}. Las diferencias que se dan en las A_i^*, como antes vimos, representan distintos niveles en la calidad de los factores y otras cuestiones no mesurables que consideramos mínimas. Por otra parte, las desigualdades que se den en los k_{ji} representan diferencias en la habilidad de los productores para ajustarse a las condiciones del mercado.

Si las unidades productivas son iguales técnico-eficientes entonces no habrá diferencias entre los parámetros A_i^* de todas las unidades.

Por otro lado, si todas las empresas son igualmente eficientes con respecto a la distribución, entonces éstas intentarán igualar el valor de los productos marginales de sus factores variables a sus respectivos precios, esto significa que no habrá diferencia entre las unidades de producción en los parámetros k_{ji}.

Así, si queremos ver diferencias en la eficiencia económica nuestra hipótesis a probar sería que tanto A_i^* como k_{ji} son diferentes para cada unidad productiva.

2.4 Implementación Empírica

Para utilizar los enfoques anteriores de las funciones de producción y de beneficios como herramientas para medir la eficiencia, introduciremos varios tipos de funciones de producción de las cuales se pueden derivar las funciones de beneficios correspondintes.

En el caso de la función de producción Cobb-Douglas, la ecuación (7) vista anteriormente, si introducimos n insumos fijos además de los m insumos variables, nos encontraríamos con una ex presión como la siguiente:

$$Y_i = A \prod_{j=1}^{m} \overline{X}_{ji}^{\alpha j} \prod_{r=1}^{n} \overline{Z}_{ri}^{\beta r} \tag{23}$$

en este caso la función de beneficios PPU que corresponde a la ecuación (18), estaría dada por:

$$\Pi_i^* = \{A^{(1-\mu)^{-1}} [1-\sum_{j=1}^{m} \alpha j/k_{ji}]\} \{\prod_{j=1}^{m} k_{ji}^{-\alpha j(1-\mu)^{-1}}\}\{\prod_{j=1}^{m} \alpha_j^{-\alpha j(1-\mu)^{-1}}\}$$

$$\{\prod_{j=1}^{m} q_{ji}^{-\alpha(1-\mu)^{-1}}\} \{\prod_{r=1}^{n} \overline{Z}_{ri}^{\beta r(1-\mu)^{-1}}\} \quad \mu=\sum_{j=1}^{m} \alpha j \tag{24}$$

introduciendo diferencias en la calidad de los insumos obtendríamos la siguiente expresión:

$$\Pi_i^* = \{A_i^{*(1-\mu)^{-1}} [1-\sum_{j=1}^{m} \alpha j/k_{ji}]\} \{\prod_{j=1}^{m} k_{ji}^{-\alpha j(1-\mu)^{-1}}\}\{\prod_{j=1}^{m} \overline{\alpha}_j^{\alpha(1-\mu)^{-1}}\}$$
$$\{\prod_{j=1}^{m} q_{ji}^{-\alpha(1-\mu)^{-1}}\}\{\prod_{r=1}^{n} Z_{ri}^{\beta r(1-\mu)^{-1}}\} \tag{25}$$

y si escribimos:

$$\overline{A}_i^* \equiv A_i^{*(1-\mu)^{-1}} [1-\sum_{j=1}^{m} \alpha j/k_{ij}] \; [\prod_{j=1}^{m} k_{ji}^{-\alpha j(1-\mu)^{-1}}] [\prod_{j=1}^{m} \alpha_j^{-\alpha(1-\mu)^{-1}}] \tag{26}$$

podemos expresar (25) como:

$$\Pi_i^* = \overline{A}_i^* \; [\prod_{j=1}^{m} q_{ji}^{-\alpha j(1-\mu)^{-1}}] \; [\prod_{r=1}^{n} Z_{ri}^{\beta r(1-\mu)^{-1}}] \tag{27}$$

en donde cada i es una unidad productiva o grupo de unidades productivas.

Analizando la identidad (26) tenemos que, dado $A_1^*=A_2^*$, si se cumple que $\overline{A}_1^*>\overline{A}_2^*$ entonces implica que $k_{j1}>k_{j2}$ para al menos un factor productivo j, como en A_i^* se tienen ponderadas las k_{ji} por sus respectivas αj, entonces $\overline{A}_1^*>\overline{A}_2^*$ nos estaría indicando que las k_{ji} ponderadas por la intensidad del uso de los factores son mayores que las k_{j2} ponderadas de igual manera. Utilizando la relación (22), lo anterior nos indicaría que la empresa o unión de empresas 1 son más eficientes en precios que la 2.

Existen dos argumentos que hacen compatible la existencia de diferencias entre las $\bar{A}_i^*$ con el supuesto de empresas tomadoras de precios:

1) El que los precios se fijen exógenamente y no necesariamente en un mercado competitivo.

2) El que el estudio se realice para el corto plazo.

Habiendo tomado en cuenta estas consideraciones, podemos definir $\bar{\alpha}j \equiv -\alpha j(1-\mu)^{-1}$ y $\bar{\beta}r \equiv \beta r(1-\mu)^{-1}$, tomando logaritmos naturales podemos escribir (27) como:

$$\ln \Pi_i^* = \ln \bar{A}_i^* + \sum_{j=1}^{m} \bar{\alpha}j \ln q_{ji} + \sum_{r=1}^{n} \bar{\beta}r \ln Z_{ri} \qquad (28)$$

por lo tanto si se cumple que $A_i^* = A_j^*$ para todo i y todo j a la vez que $k_i = k_j$ para todo i j, entonces $\bar{A}_i^* = \bar{A}_j^*$ para todo i j, de aquí se podría rechazar la hipótesis de diferentes niveles de eficiencia económica entre empresas.

Si lo que deseamos es ver la eficiencia técnica, tendríamos que fijarnos en los parámetros A_i^* de la ecuación:

$$\ln Y_i = \ln A_i^* + \sum_{j=1}^{m} \alpha j \ln X_{ji} + \sum_{r=1}^{n} \beta r \ln Z_{ri} \qquad (29)$$

es decir, tenemos que estimar N+m+n parámetros, así que deberemos de tener al menos N+m+n observaciones de cada variable para poder hacer la estimación. En este caso, N es el número de grupos de unidades productivas que se piensa que operan con diferentes niveles de eficiencia.

Para hacer la estimación, introducimos N variables falsas, $F_1, F_2, \ldots, F_N$, variables con unos en las empresas del mismo -

grupo y ceros en todas las demás, de manera de obtener:

$$\ln Y_i = \ln A_1^* F_1 + \ln A_2^* F_2 + \ldots\ldots + \ln A_N^* F_N + \\ + \sum_{j=1}^{m} \alpha j \ln X_{ji} + \sum_{r=1}^{n} \beta r \ln Z_{ri} \qquad (30)$$

corriendo MCO encontraríamos los parámetros $\ln A_i^*$ de las N empresas, la prueba de la eficiencia sería la de que se cumplan las igualdades siguientes:

$$\ln A_1^* = \ln A_2^* = \ldots\ldots = \ln A_N^* \qquad (31)$$

Tratando de encontrar funciones más generales que la Cobb-Douglas, introducimos la función CD-CES (9), esto se hace ya que funciones como la CES no son separables así que para nuestros - propósitos no son útiles.

La función CD-CES tiene asociada una función de beneficios PPU de la forma siguiente:

$$\Pi_i^* = \bar{A}_i^* \prod_{j=1}^{m} q_{ji}^{\alpha j(1-\mu_1)^{-1}} \left[\sum_{r=1}^{n} \beta r \bar{Z}_{ri}^{\rho} \right]^{(\mu_2(1-\mu_1)^{-1})/\rho} \qquad (32)$$

en donde los resultados de la estimación de las $\bar{A}_i^*$ se interpretan de igual manera que los arrojados por la estimación de (27), solo que en este caso las $\bar{A}_i^*$ no incluyen los índices de calidad de los factores Z_{ji}, ya que se conocen directamente los $\bar{Z}_{ji}$.

Las estimaciones de las funciones (9) y (32) pueden hacerse utilizando el método de Gauss-Newton, esto debido a que la estimación no se puede hacer corriendo MCO porque la linealización de estas funciones es complicada, además de ser solo una aproximación.

De igual manera se pueden utilizar variables falsas para estimar los parámetros A_i^* y $\bar{A}_i^*$ de los N grupos de unidades productivas, las pruebas serían de forma similar que en el caso MCO .

3. APLICACION

3.1 La Eficiencia en el Sector Agropecuario

Estudiar la eficiencia en las unidades de producción agropecuarias es de suma importancia por dos razones (ver [16]):

1) La relevancia que el sector agropecuario tiene en el desarrollo de un país como el nuestro.

2) Los efectos sobre la distribución del ingreso y la producción que una política gubernamental puede causar.

El tipo de desenvolvimiento industrial seguido por México que se orienta sobre la creación de un mercado interno fuerte - mediante políticas de sustitución de importaciones, asigna tareas bien definidas al sector agropecuario. Debido a que la producción industrial demanda divisas para su posible desarrollo y estas divisas no pueden ser generadas en su totalidad por dicho - sector, además los grandes volúmenes de divisas que el servicio de la deuda externa demanda, obligan al sector agropecuario a - cumplir con lo siguiente:

a) Producir alimentos para el consumo del propio sector y de los otros.

b) Producir bienes intermedios para la industria.

c) Generar un excedente exportable suficientemente grande para captar las divisas escasas, o por lo menos no distraer las divisas que se requieran en los otros sectores.

Por otra parte, el sector agropecuario puede contribuir al desarrollo mediante la transferencia de ingresos a los otros sectores por diversas vías como la fiscal y la financiera, mediante transferencias de mano de obra o a través de modificaciones en -

los precios relativos. Obviamente un sector agropecuario eficien te ayudará al desarrollo del país más que uno ineficiente, que en todo caso lo entorpecería, por eso la importancia de localizar - en dónde se encuentran los problemas de eficiencia, y para esto nos tenemos que remitir a las unidades de producción y no tratar de encontrar respuestas en los grandes agregados.

El sector gubernamental preocupado porque el sector agropecuario cumpla con los cometidos antes expuestos, se verá tentado a hacer políticas para incentivar la producción, y en la medida - en que el gobierno efectúe ciertas políticas alterará o no los - patrones de distribución del ingreso. El otorgamiento de créditos, fertilizantes subsidiados, tractores,etc. se deberá hacer en don de estos sean más productivos, pero además la ejecución de ciertas políticas deberá de ir acompañada de apreciaciones subjetivas sobre a qué grupos se desea beneficiar en la repartición del ingreso. Es así que el gobierno se puede encontrar en una encrucijada, ya que pudiera ser que los grupos menos eficientes sean a los que se desea mejorar en la repartición del ingreso. El problema consiste entonces en saber quiénes y porqué son ineficientes. Conociendo el "quiénes" el gobierno sabrá cuánto sacrificar o no en sus objetivos redistributivos y conociendo el "porqué" - sabrá que política concreta aplicar.

Existe una diversidad de opiniones en cuanto a las causas - de las diferencias en la eficiencia en el sector agropecuario. Unos autores (ver referencias en [19]) aseguran que las pequeñas unidades de producción de México son más eficientes que las unidades grandes intensivas en capital, en términos de la producción por unidad de insumos externos, estos insumos no incluyen - ni la tierra ni el trabajo.

Por otro lado se argumenta que la división no se debe hacer necesariamente por tipo de propiedad, y se propone hacer divisiones según el tipo de agricultura que se realice, tales como agricultura campesina, transicional y capitalista. Entonces se explican las diferencias en eficiencia por diversos motivos.

En [3] se menciona que el margen que el agricultor campesino o tradicional tiene por arriba del nivel de subsistencia es relativamente pequeño, una pérdida parcial de la producción podría con facilidad colocar a este agricultor y a su familia por debajo del nivel de subsistencia. En el caso de pérdida total de la cosecha, el agricultor tradicional tiene poca o ninguna riqueza guardada para proveer su sostenimiento hasta que mejoren las circunstancias, así se explica el gran conjunto de mecanismos existentes para evitar el riesgo y para esparcir el costo del aseguramiento, como consecuencia se seleccionarán cultivos con poca variabilidad en los rendimintos y no necesariamente los de mayor rendimiento esperado.

Aquí sería prudente aclarar que la decisión de cultivar productos con poca variabilidad en los rendimientos, en muchas ocasiones estará asociada a los productores capitalistas y no a los campesinos. El productor capitalista podría preferir asegurar un margen estable de ganancia y no arriesgarse a perder su inversión, dichos productores frecuentemente no poseen la misma movilidad que los campesinos. Un campesino podría arriesgarse con un cultivo incierto de mayor rendimiento esperado, con el argumento de que otro tipo de cultivos no le redituaría mucha ganancia y sería preferible emigrar temporalmente a otro trabajo, este es el caso típico de los braceros mexicanos.

Johnston y Kilby en [9] hablan de que en la mayoría de las circunstancias la acción colectiva de los agricultores para operar sistemas más eficientes de riego, comercialización, distribución de semillas etc. requerirá de estructuras administrativas. La más eficiente de estas estructuras es el sistema educativo que imparte conocimientos generales y forma habilidades específicas. El éxito con que estas instituciones de operación pública realicen sus funciones es un determinante fundamental de la corriente de progresos que se introducirán mediante la tecnología aplicada.

Apuntan también que existe una limitada especialización por parte de las familias campesinas, debido a que éstas carecen de medios para la compra de todos los bienes que desean de los productores especializados, por tal motivo se dedican a la manufactura de un gran conjunto de bienes como viviendas, muebles, implementos agrícolas, utensilios, vestido, etc. Esto hace a estos productores no tan eficientes como los que se dedican solamente a una actividad.

En cuanto a esto, podemos decir que esta "limitada especialización", que desde el punto de vista anterior pareciera ser una causa de ineficiencias, hay que tomarla con reservas. Para hacer comparaciones más realistas, habría que tomar en cuenta que la producción de estas familias no solo es el producto agropecuario, sino además todos los bienes antes mencionados, que aunque no son intercambiados en el mercado, producen satisfactores (ver [21]).

Además, en las unidades de producción campesinas, la mayoría de los implementos y prácticas agrícolas forman parte de un sistema de cultivo bien integrado, por esta razón, la introducción de uno o dos insumos modernos raras veces tiene éxito. No es fácil el remplazo del arado de madera, que desempeña tantas funciones a tan bajo costo. La sustitución adecuada requiere de varios implementos especializados, y no es probable que el costo considerablemente mayor del equipo asociado al mejoramiento de la preperación de la tierra se justifique sin cambios complementarios en la variedad de semillas, la fertilización y el abastecimiento de agua.

También se enuncia que para los productores campesinos, exsiste un problema de organización, esta es necesaria para emprender acciones tales como programas de riego a gran escala o cooperativas de producción. Lo anterior se argumenta diciendo que los campesinos no desean interdependencias que vayan más allá de la confianza familiar.

Argumentos como el anterior se tienen que tratar con cuidado, estos implican que los campesinos no son muy inteligentes.

En este estudio no se tratarán comparaciones entre los distintos tipos de propiedad que existen en el sector agropecuario mexicano, no se verán diferencias entre ejidos y propiedades privadas. Enumeremos algunos problemas que complicarían estas comparaciones:

1) La forma de tenencia ejidal implica que los ejidatarios darán un uso más intensivo a la tierra que los poseedores de propiedades privadas, esto porque los ejidatarios no son dueños de la tierra, es decir se tendrían diferentes precios del factor tierra.

2) Habría que comparar las condiciones de producción que se daban en las tierras que antes eran propiedades privadas y ahora son ejidos, con los actuales ejidos, cosa muy difícil de hacer, tanto por la disponibilidad de los datos como por los cambios tecnológicos que se pudieron dar.

3) Las connotaciones político-sociales que cada estructura de la propiedad implica, connotaciones que poco tienen que ver con la eficiencia.

Lo que se intentará hacer en este estudio es aclarar el por qué de las diferencias en eficiencia entre las unidades productivas de un tipo de propiedad específico. Clasificaremos a éstas de acuerdo al nivel de desarrollo del lugar donde se encuentran localizadas.

3.2 Aplicación para el Noreste de México

La aplicación que se hace de la teoría expuesta, es sobre las unidades de producción agropecuarias mayores de 10 hectáreas del noreste de México, es decir de los estados de Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas.

La eficiencia la tratamos de medir formando grupos de unidades de producción. Para hacer esto introducimos el concepto de "forma de producción" o "nivel de desarrollo". Tenemos que, de - acuerdo con las formas de producción imperantes, las unidades - productivas se caracterizan por ser fuertemente capitalistas, - fuertemente campesinas, o por estar incluidas en grupos intermedios.

Es así que caracterizamos a la menor unidad geográfica con información disponible [2], el municipio, en 6 grupos que van del primero, capitalista puro, al sexto, completamente campesino.

La división intermunicipal se hace usando los resultados - encontrados por Appendini [2], éstos se obtuvieron utilizando indicadores que vinculan una organización determinada del proceso productivo con el grado de desarrollo o forma de producción.

Dicha selección se realizó mediante un método que utiliza los componentes principales de las matrices de indicadores, éstos componentes nos indicarían el orden de los municipios según los índices. Simplificando, los grupos más capitalistas fueron los - que en promedio tenían más altos indicadores y los menos capitalistas (campesinos) los más bajos.

La división municipal que se utilizó, se presenta en el Anexo y las variables utilizadas fueron las siguientes:

El valor de la producción agrícola, forestal y animal obtenido en las unidades de producción o "PRODUC", dicha información no fue recabada en los cuestionarios censales, sino que los encargados del censo la estimaron a través del volumen de las diver

---

2. Toda la información utilizada en este trabajo se extrajo del Censo Agropecuario de 1970 [4].

sas producciones utilizando los precios medios rurales que imperaban en la zona.

El valor comercial de las tierras de labor o "TIERRA", este incluye el valor de los cultivos que no son de ciclo corto, y la calidad de la tierra de acuerdo a la disponibilidad de agua.

La "PLANTA" que incluye el valor comercial de las plantas - de bombeo con sus instalaciones, otras obras y equipos de riego, y otras construcciones y obras.

El "EQUIPO" que incluye el valor comercial de maquinaria, - motores, equipos, aperos de labranza, herramientas, vehículos y otros no especificados.

La "ENERGIA" que incluye a los gastos realizados por las - unidades productivas en energía eléctrica y combustible.

El "TRABAJO", que es el número total de personas ocupadas - durante la temporada de cosechas en cada uno de los ciclos agrícolas que forman el año agrícola 68-69, en él se incluyen al productor y sus familiares, y a los trabajadores permanentes y temporales que mediante la recepción de un pago prestaron sus servicios en la unidad de producción.

El indicador de los salarios o "SALARIO", que es el valor - de la producción entre los sueldos y salarios pagados a los trabajadores permanentes y de temporal. Se decidió tomar este indicador debido a la falta de una variable que tuviera alguna relación con la productividad del trabajo.

Los beneficios o "BENEFIC", que es el valor de la producción menos los costos variables en que incurre la unidad productiva.

La inclusión de más factores de producción se desechó por ser éstos muy poco significativos, además que el uso de las variables

PLANTA, TIERRA, EQUIPO y TRABAJO aparece como lógico, ya que en este tipo de unidades de producción, las mayores de 10 hectáreas, es en donde se encuentran grandes cantidades de sembradíos, que utilizan equipo agrícola e instalaciones de riego.

El estudio lo enmarcamos en dos contextos. El primero se reduce a tomar la información del censo agropecuario, precisamente como un censo, ésto nos conducirá a obtener resultados no sujetos a varianza, por lo tanto las pruebas de hipótesis sobre los parámetros se harán innecesarias y los resultados obtenidos nos estarán indicando la realidad.

El segundo contexto es el de que, aún y cuando se esté usando información extraida de un censo, se toma a esta como información con cierta varianza, varianza que justifica un enfoque muestral. La justificación de lo anterior son las múltiples deficiencias en la recopilación de la información que se dan en los censos agropecuarios. No cabe duda que en este tipo de censos, la recopilación de la información por otro personal y en otra fecha, obtendría resultados completamente diferentes para el mismo período de información. Aún más, un indicador de la variabilidad de los datos, es el que las mismas personas encargadas de la publicación censal, tienen poca confianza en los resultados del censo, ya que al mismo tiempo se reportan los valores de la producción "levantado" y "estimado".

Empecemos viendo el caso de una función de producción Cobb-Douglas, similar a la ecuación (23), en donde tomamos las siguientes igualdades, X_1=TIERRA, $\overline{X}_2$=EQUIPO, $\overline{Z}_1$=PLANTA, $\overline{Z}_2$= TIERRA, y en donde las variables $F_1, F_2, \ldots, F_6$ son variables falsas de unos en las empresas del grupo y ceros en las demás empresas.

El cuadro 1 nos muestra los resultados de la regresión de MCO. Como se puede apreciar, el ajuste de la función es bueno en general, con una $\overline{R}^2$ de .802176, y en donde el único coeficiente que no es significativamente diferente de cero es el de la variable EQUIPO.

CUADRO 1

Ecuación estimada: $\ln Y = \ln A_1^*F_1 + \ln A_2^*F_2 + \ldots + \ln A_6^*F_6 + \alpha 1 \ln X_1 + \alpha 2 \ln \overline{X}_2 + \beta 1 \ln \overline{Z}_1 + \beta 2 \ln \overline{Z}_2 + \omega$

Parámetro	Valor	Estadístico t
$\ln A_1^*$	2.541160	5.562644
$\ln A_2^*$	2.010636	4.978439
$\ln A_3^*$	2.202051	5.396968
$\ln A_4^*$	2.076628	5.420234
$\ln A_5^*$	2.360849	6.872027
$\ln A_6^*$	2.496905	7.102159
$\alpha 1$	.124215	2.034081
$\alpha 2$	.000024	.653530
$\beta 1$	.353476	7.655530
$\beta 2$	.338704	5.133984

$\overline{R}^2 = .8021763$

CUADRO 2

Ecuación estimada: $\ln Y = \ln A^* + \alpha 1 \ln X_1 + \alpha 2 \ln \overline{X}_2 + \beta 1 \ln \overline{Z}_1 + \beta 2 \ln \overline{Z}_2 + \omega$

Parámetro	Valor	Estadístico t
$\ln A^*$	2.332302	7.462039
$\alpha 1$	.145205	2.394032
$\alpha 2$	.000030	.828534
$\beta 1$	.333010	7.386746
$\beta 2$	.332229	5.132287

$\overline{R}^2 = .7908848$ $F = 2.461206$

El cuadro 2 nos muestra los resultados de la regresión restringida a que los coeficientes independientes asociados a variables falsas sean todos iguales. La forma de implementar la restricción es la de imponer $R\theta = r$, en donde:

$$R = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad ; \quad r = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \qquad (33)$$

y θ es el vector de los parámetros a estimar.

La prueba F de que los coeficientes de las variables falsas sean iguales arroja una F estimada de 2.461206, lo que nos indicaría que las restricciones son aceptables con un nivel de significancia del 3.06%, es decir con un nivel de confianza del 96.44%.

En el caso de una función de producción Cobb-Douglas, le asociamos una función de beneficios PPU como la de la ecuación (27) en donde q_1=SALARIO y q_2=ENERGIA.

El cuadro 3 muestra los resultados de estimar por MCO los parámetros de la función de beneficios PPU. Como podemos notar, el ajuste es bueno ya que tenemos una $\bar{R}^2$ de .8131, y los coeficientes estimados de las variables SALARIO,ENERGIA,PLANTA y TIERRA son todos significativamente diferentes de cero, no obstante no podemos decir lo mismo de los coeficientes asociados a las variables falsas.

El resultado de imponer $R\theta = r$ en la ecuación (27) se muestra en el cuadro 4. En este caso la F estimada asociada a la prueba de que se cumplan las restricciones es .99307, con lo cual tenemos un nivel de confianza de solo un 57.52% para que se cumplan estas. Sin embargo la $\bar{R}^2$ de la regresión restringida sigue siendo alta. Esto es debido a que no son significativamente diferentes de cero los coeficientes asociados a las variables falsas.

CUADRO 3

Ecuación estimada: $\ln \Pi^* = \ln \bar{A}_1^* F_1 + \ln \bar{A}_2^* F_2 + \ldots + \ln \bar{A}_6^* + \bar{\alpha}1 \ln q_1 + \bar{\alpha}2 \ln q_2 + \bar{\beta}1 \ln \bar{Z}_1 + \bar{\beta}2 \ln \bar{Z}_2 + \omega$

Parámetro	Valor	Estadístico t
$\ln \bar{A}_1^*$	- .2976669	- .520485
$\ln \bar{A}_2^*$	- .5032520	- 1.015176
$\ln \bar{A}_3^*$	- .3622260	- .710016
$\ln \bar{A}_4^*$	- .4255640	- .889738
$\ln \bar{A}_5^*$	- .6549422	- 1.441158
$\ln \bar{A}_6^*$	- .9443419	- 1.945965
$\bar{\alpha}1$	1.3752080	13.433870
$\bar{\alpha}2$	.8178150	3.110835
$\bar{\beta}1$	.2883972	3.781941
$\bar{\beta}2$	.3300360	5.373054

$\bar{R}^2 = .81310384$

CUADRO 4

Ecuación estimada: $\ln \Pi^* = \ln \bar{A}^* + \bar{\alpha}1 \ln q_1 + \bar{\alpha}2 \ln q_2 + \bar{\beta}1 \ln \bar{Z}_1 + \bar{\beta}2 \ln \bar{Z}_2 + \omega$

Parámetro	Valor	Estadístico t
$\ln \bar{A}^*$	- .8091815	- 1.923413
$\bar{\alpha}1$	1.3455400	13.790560
$\bar{\alpha}2$	.9827956	3.975320
$\bar{\beta}1$	.2648931	3.616558
$\bar{\beta}2$	.3633373	6.673366

$\bar{R}^2 = .81315442$ $\quad$ F = .9930728

Pasemos a el caso de una función como la (9), en donde los significados de $X_1, \overline{X}_2, \overline{Z}_1$, y $\overline{Z}_2$ siguen siendo los mismos que antes.

La estimación no lineal se efectuó utilizando el algoritmo de Gauss-Newton que minimiza la suma de los errores al cuadrado, y en donde para evitar problemas de cómputo la regresión se realizó sobre la ecuación en forma logarítmica.

El cuadro 5 muestra los resultados de la última iteración, en general el ajuste es bueno con una $\overline{R}^2$ de .78095. En este caso el parámetro $\alpha 1$ del logaritmo del trabajo ($\alpha 1$ de la ecuación - (9)), no se puede asegurar que sea diferente de cero.

La prueba F sobre la aceptación de la restricción $R\theta = r$ - fue de 2.175672. Es decir, que tenemos un 93.9% de nivel de confianza de que se cumpla. El cuadro 6 muestra los resultados de - imponer las restricciones antes citadas.

La función de beneficios PPU asociada a la función de producción anterior, la ecuación (32), se estimó usando el mismo método y en su forma logarítmica.

Los resultados de la estimación se muestran en el cuadro 7 teniéndose un buen ajuste, $\overline{R}^2 = .7845$, aunque en este caso el coeficiente del logaritmo del EQUIPO, $\overline{\alpha}1$, no podemos asegurar que - sea diferente de cero.

La prueba de igualdad de los parámetros de las variables falsas, arroja una F de .7789819 con lo que el nivel de confianza - para que se cumplan las restricciones es de solo 43.33%. Los resultados de la regresión imponiendo las restricciones se muestran en el cuadro 8.

CUADRO 5		
Ecuación estimada: $\ln Y = \ln A_1^*F_1 + \ln A_2^*F_2 + \ldots + \ln A_6^*F_6 + \alpha1 \ln X_1 + \alpha2 \ln \overline{X}_2 - 1/\rho \ln [\beta1\overline{Z}_1^{-\rho} + \beta2\overline{Z}_2^{-\rho}] + \omega$		
Parámetro	Valor	Estadístico t
$\ln A_1^*$	1.419254	2.971329
$\ln A_2^*$	.973912	2.327830
$\ln A_3^*$	1.145850	2.687039
$\ln A_4^*$	.999458	2.596666
$\ln A_5^*$	1.311389	3.830715
$\ln A_6^*$	1.552933	4.028672
$\alpha1$	.019875	.326732
$\alpha2$	- .114118	-1.931494
$\beta1$	.541293	8.201535
$\beta2$	.458807	8.201535
ρ	- .370334	-1.935043
$\overline{R}^2$ = .78095463		

CUADRO 6		
Ecuación estimada: $\ln Y = \ln A^* + \alpha1 \ln X_1 + \alpha2 \ln \overline{X}_2 - 1/\rho \ln [\beta1\overline{Z}_1^{-\rho} + \beta2\overline{Z}_2^{-\rho}] + \omega$		
Parámetro	Valor	Estadístico t
$\ln A^*$	1.252345	3.938763
$\alpha1$	.044867	.741536
$\alpha2$	- .143686	-2.634745
$\beta1$	.555352	8.097967
$\beta2$	.444648	8.097967
ρ	- .483264	-2.208857
$\overline{R}^2$ = .77089403		F = 2.175672

CUADRO 7

Ecuación Estimada: $\Pi^* = \ln \bar{A}_1^* F_1 + \ln \bar{A}_2^* F_2 + \ldots + \ln \bar{A}_6^* F_6 + \bar{\alpha}1 \ln q_1 + \bar{\alpha}2 \ln q_2 - 1/\rho \ln [\bar{\beta}1 \bar{Z}_1^{-\rho} + \bar{\beta}2 \bar{Z}_2^{-\rho}] + \omega$

Parámetro	Valor	Estadístico t
$\ln \bar{A}_1^*$	-2.332228	- 4.270229
$\ln \bar{A}_2^*$	-2.352118	- 5.351946
$\ln \bar{A}_3^*$	-2.196903	- 4.771220
$\ln \bar{A}_4^*$	-2.238243	- 5.284554
$\ln \bar{A}_5^*$	-2.425343	- 6.041376
$\ln \bar{A}_6^*$	-2.789710	- 6.110703
$\bar{\alpha}1$	1.307210	11.989730
$\bar{\alpha}2$	.012496	.228599
$\bar{\beta}1$	.595510	7.819062
$\bar{\beta}2$	.404490	7.819062
ρ	- .370775	- 1.522869

$\bar{R}^2 = .78453793$

CUADRO 8

Ecuación estimada: $\Pi^* = \ln \bar{A}^* + \bar{\alpha}1 \ln q_1 + \bar{\alpha}2 \ln q_2 - 1/\rho \ln [\bar{\beta}1 \bar{Z}_1^{-\rho} + \bar{\beta}2 \bar{Z}_2^{-\rho}] + \omega$

Parámetro	Valor	Estadístico t
$\ln \bar{A}^*$	-2.413420	-6.723656
$\bar{\alpha}1$	1.259474	12.420610
$\bar{\alpha}2$	.038690	.909073
$\bar{\beta}1$	.579720	8.390554
$\bar{\beta}2$	.420280	8.390554
ρ	- .332776	-1.456054

$\bar{R}^2 = .78636429$ $\qquad$ $F = .7789819$

Por otra parte se advierte que la exclusión de insumos, que pudieran estar correlacionados con los incluídos, tales como fertilizantes o semillas mejoradas, hace dudar de la independencia entre los errores y las variables explicativas.

Pero, como la introducción de más variables exógenas (entre ellas las nombradas antes) resultó poco relevante, es decir con estadísticos t muy bajos. Podemos ampararnos en los test de Haussman (ver [17]), éstos nos indicarían que, de las siguientes hipótesis:

$$\begin{aligned} &H_0 : \operatorname{plim} 1/U \quad X'\omega = 0 \\ &\text{vs} \\ &H_1 : \operatorname{plim} 1/U \quad X'\omega \neq 0 \end{aligned} \tag{33}$$

en donde U es el número de observaciones de unidades productivas, no podríamos rechazar Ho, lo que significa que los errores son independientes de las variables explicativas.

4. CONCLUSIONES

Se empezará diciendo que la forma de la función de producción que mejor se ajustó a nuestra información fue la función - de producción Cobb-Douglas. El intento de generalización fue en vano, así mismo coherentemente con esto, la función de beneficios PPU correspondiente a la Cobb-Douglas fue la que se estimó con mejor ajuste. Así que, en estas conclusiones se hará referencia a los resultados que arrojaron estas funciones.

Por otra parte, se tiene que advertir que al definir a las variables PLANTA, TIERRA y EQUIPO como valores comerciales, se - desvanece en gran parte la importancia de los índices de calidad correspondientes a estos insumos. Esto debido a que se esperaría que a mayor calidad del insumo se tendría mayor valor - comercial del mismo. Es decir, lo que nos quedaría en la constante de la función de producción estaría influenciado fuertemente por el índice de calidad del trabajo, recordando que éste se podría tomar como el sesgo administrativo.

Es así que los resultados obtenidos estarán hablando sobre lo que normalmente se conoce como eficiencia, es decir, indicarían la habilidad de las personas que hacen funcionar a las unidades productivas.

Tomando en consideración un marco censal, se tendría que - concluir que en el caso de la eficiencia técnica se tienen diferencias entre los grupos, pero estas diferencias no están ordenadas teniendo en cuanta la "forma de producción" de cada grupo, ya que como el cuadro 1 muestra, los parámetros de la eficiencia no están ordenados en forma descendente. Siguiendo en un marco censal, se podría decir que los parámetros de la eficiencia económica mostrados en el cuadro 3 sí presentan una tendencia descendente salvo por el segundo parámetro, de forma que si existiría correlación entre eficiencia en precios y forma de producción.

El resultado se interpretaría de manera diferente utilizando la información como una muestra. En este caso las pruebas F no permitirían hablar de diferencias en los parámetros de la eficiencia técnica. Se podría hablar de diferencias en los parámetros de la eficiencia en precios advirtiendo lo poco significativo de los parámetros de eficiencia de la función de beneficios.

Se tiene que resaltar que tanto en un marco censal como en uno muestral se tiene coherencia en los resultados entre las funciones de producción y beneficios.

En el caso censal, las diferencias que se dan en la eficiencia técnica no tienen que ver con la división grupal tomada, pero la influencia que sobre la eficiencia económica tiene la eficiencia en precios hace que exista correlación entre eficiencia económica y forma de producción. Es decir que las ineficiencias técnicas de los grupos 3 y 4 se verían compensadas por la eficiencia en precios que estos grupos presentan. Sucedería lo contrario con los grupos 5 y 6.

En un marco muestral, se tendría que decir que no existe diferencia en la eficiencia económica dependiendo de la forma de producción imperante en el municipio. Esto debido a la poca significancia de los parámetros de eficiencia en la función de beneficios y a los resultados de las pruebas F de la función de producción.

Es así que, con el método para medir la eficiencia desarrollado a lo largo del trabajo, contrario a lo que muchos economistas proponen, se puede concluir que la forma de producción o nivel de desarrollo municipal, no tiene nada que ver con la eficiencia técnica de las unidades de producción agropecuarias mayores que 10 hectáreas del noreste de México. En cuanto a la eficiencia en precios es discutible tal correlación.

5. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

[1] AIGNER,D.J.,L.A.LOVEL Y P.SCHMIDT: "Formulation and Estimation of Sthochastic Frontier Production Models",Journal of Econometrics. VI,1977, pag. 21-38.

[2] APPENDINI, C : "Serie Temática; Sector Agropecuario", Economía Mexicana, Gonzalo Rodríguez editor, CIDE, México.

[3] CEPAL:"Economía Campesina y Agricultura Empresarial", Siglo XXI, México, 1975.

[4] DIRECCION GENERAL DE ESTADISTICA S.I.C.:"V Censos Agrícolas Ganadero y Ejidal 1970", Vol. Coahuila, Nuevo León, Tamaulipas, S.I.C., México, 1975.

[5] FARRELL, M.J.:"The Measurement of Productive Efficiency", Journal of The Royal Statistical Society, Series A General, CXX, 1957, pag. 253-81.

[6] FUSS,M. Y McFADDEN,D.ed.:"Production Economics:A Dual Approach to Theory and Applications", Vol. 1, North-Holand,1978.

[7] HOCH,I.:"Estimation of Production Function Parameters and Testing for Efficiency", Econometrica, 23, Jul 1955, pag.325.

[8] HOCH,I.:"Simultaneous Ecuation Bias in the Context of the Cobb-Douglas Production Function", Econometrica, 34, Oct.1958 pag. 356-58.

[9] JOHNSTON, B.F. Y KILBY,P.:"Agricultura y Transformación Estructural", FCE,México, 1980.

[10] JUDGE.GG et al:"The Teory and Practice of Econometrics" John Wiley, New York, 1980.

[11] KOPP,R.J.:"The Measurement of Productive Eficiency; A Reconsideration", The Quarterly Journal of Economics. XCVI,1981, No.3, pag.477-504.

[12] LAU.L.J. Y YOTOPULUS,P.A.:"A Test for Relative Eficiency and Applications to Indian Agriculture", American Economics Review, 61, Mar.1971, pag. 94-109.

[13] LAU.L.J:"Applications of Profit Function",en Fuss M. y Mc Fadden,D. ed. loc.cit.

[14] McFADDEN, D.:"Cost, Revenue, and Profit Functions", en Fuss,M y Mc Fadden ed. loc.cit.

[15] MELLOR,J.L.:"Economía del Desarrollo Agrícola", FCE, México, 1975.

[16] MUDLAK,Y.:"Empirical Production Function Free of Management Bias", en Journal of Farm Economics, 43, Feb,1961, pag. 44.

[17] SABAU,H.:"Apuntes de Clase del Curso de Teoría Econométrica", CIDE, 1984.

[18] SHULTZ,T.W.:"La Organización Económica de la Agricultura", FCE, México, 1974.

[19] SOLIS,L.:"La Realidad Económica Mexicana; Retrovisión y Perspectivas", Siglo XXI, México, 1980.

[20] TIMMER,C.P.:"Using a Probabilistic Frontier Production Function to Measure Technical Efficiency", Journal of Political Economy, LXXIX, 1971, pag. 776-94.

[21] VILLARREAL, H.M.:"La Medición de los Ingresos no Monetarios en las Cuentas Nacionales", 1983, Trabajo inédito.

[22] WISE,J.D. Y YOTOPULUS,P.A.:"The Empirical Content of Economic Rationatity: Some Further Results", American Economics Review, 63, 1973, pag 214-223.

[23] YOTOPULUS,P.A. Y LAU,L.J.:"A Test for Relative Economic Efficiency: Some Further Results", American Economics Review, 63, 1973, pag.214-223.

[24] YOTOPULUS,P.A. Y NUGET,J.B.:"Investigaciones Sobre el Desarrollo Económico", FCE, México, 1981.

[25] ZELLNER,A., KMENTA,J. Y DREZE,J.:"Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Function Models", Econometrica, 34, Oct. 1966, pag. 784-95.

6. ANEXO

DIVISION MUNICIPAL E INFORMACION CENSAL &

MUNICIPIO*	ENERGIA	TIERRA	PLANTA	TRABAJO	EQUIPO	PRODUC	SALARIO	BENEFIC
GRUPO 1								
Madero C.	1559	25862	25456	16742	11757	42948	6.584	36425
Matamoros C.	1529	21575	25645	5564	10253	43495	5.153	35070
Nadadores C.	316	10112	924	1149	3866	4173	4.647	3275
San Pedro C.	2043	42738	20746	34854	20316	46937	4.442	36370
Torreón C.	4670	60436	28482	3519	12969	73251	8.998	65110
Allende N.	101	13214	5551	229	1693	15080	32.500	14616
Anáhuac N.	893	28908	9118	2365	13042	24939	5.920	20726
Dr. Coss N.	137	2461	3725	180	3938	2828	7.834	2467
Escobedo N.	85	9024	774	114	2101	5429	9.360	4849
Hualahises N.	430	24498	4871	485	2944	19202	12.992	17724
Montemore. N.	2912	122978	18100	3046	19149	100213	10.764	90903
Altamira T.	1427	63323	8928	18867	15964	49007	5.764	40505
Camargo T .	1171	15542	3620	2532	10161	14665	7.384	12679
Gómez F. T .	419	35132	5151	8396	12804	32674	4.848	25935
Díaz Ordaz T.	1400	20720	3852	3057	10038	14971	6.414	12637
Mante Tams.	857	87071	6073	7313	16550	32184	4.999	25746
Matamoros T.	5509	128028	27917	8924	77870	124065	10.775	112551
M. Alemán T.	636	10288	5281	1365	7306	10603	6.395	8945
Reynosa T .	3317	62565	38007	3229	35729	98788	10.858	89681
Río Bravo T.	5912	196958	23199	23536	94222	146842	8.310	129172
V. Hermoso T.	2970	78185	5199	8844	40207	65610	11.984	60135
GRUPO 2								
Abasolo C .	81	602	133	257	1097	1388	5.218	1122
Acuña C.	886	5262	17530	554	7645	5097	1.309	1202
Allende C .	120	3403	1053	452	1402	3368	5.613	2768
Cuatrocie. C.	220	4455	3544	309	2749	4073	3.394	2873
Guerrero C .	520	5397	4546	805	4842	3981	2.215	2184
Hidalgo C .	224	1254	2535	30	1835	360	.372	1
Lamadrid C .	67	1342	273	862	586	1501	4.826	1190
Morelos C .	347	3988	1177	531	4424	4169	4.307	3201
Múzquiz C .	1464	10605	17562	2324	12157	7760	1.666	3103
Nava C .	710	5406	4128	506	5269	5787	3.628	4192
Parrás C.	920	29502	9224	5671	5420	22706	5.500	18578
Progreso C .	451	5516	4063	2541	3696	5165	6.690	4393
Sacramento C.	33	888	183	302	386	305	3.211	210
S. Buenaven. C.	979	5641	23049	816	6237	4456	1.688	1816
V. Unión C .	461	4722	3384	767	3456	3902	3.244	2699
Zaragoza C .	1406	7531	8203	1066	7848	8493	2.014	4276
Apodaca N.	177	7618	8095	481	4070	11746	8.727	10400
Bustamante N.	67	2081	906	141	559	1295	2.575	792
Cadereyta N.	308	167938	7096	2450	11826	30181	10.779	27381
G. Bravo N.	405	7262	12157	3127	8047	15179	12.681	13982
G. Terán N.	731	61248	11094	1741	13966	47400	12.173	43506
Guadalupe N.	324	18500	8345	225	1757	22159	13.704	20542
Pesquería N.	67	9453	832	1151	2444	6233	8.169	5470
SabinasH. N.	155	7327	5168	753	4395	14511	8.536	12811

MUNICIPIO*	ENERGIA	TIERRA	PLANTA	TRABAJO	EQUIPO	PRODUC	SALARIO	BENEFIC
Vallecillo N.	198	1131	3991	914	2262	5747	5.113	4623
González. T.	1944	91182	21604	10393	28377	52061	5.591	42750
Guémez T.	817	53034	11649	1289	12305	31776	5.039	25470
Guerrero T.	865	7534	11028	283	6876	8317	4.296	6381
Mier T.	446	6181	5588	389	4668	9806	7.979	8577
N. Laredo T.	1144	11615	18690	626	6690	18318	6.064	15297
Padilla T.	399	48834	9051	1627	6471	13593	4.872	10803
S. Fernando T.	1497	38571	16854	5506	32356	59156	10.997	53786
Xicotencatl T.	470	28928	6080	8066	4833	15637	3.753	11470
GRUPO 3								
Candela C.	137	1930	1577	651	1612	2569	2.635	1594
Escobedo C.	1046	1603	315	276	1544	1554	3.974	1163
Monclova C.	294	3019	2339	488	2872	3483	3.301	2428
Ramos Arizpe C.	1799	46886	12732	3725	7093	41154	6.775	35080
S. Juan de S. C.	266	2604	2140	364	1988	3051	3.762	2240
Cerralvo N.	38	2982	4106	507	1567	5145	8.840	4563
China N.	637	10949	16053	485	12506	13578	7.518	11772
Galeana N.	1317	18779	11100	1802	10588	20863	6.457	17632
Juárez N.	370	8383	13975	452	6511	19503	9.152	17372
Lampazos N.	337	5519	12858	265	3895	9213	5.747	7611
Linares N.	714	54946	9120	1941	8150	33506	8.343	29490
Ramones N.	201	34804	958	1731	4130	9214	11.101	8384
S. N. Garza N.	103	4129	353	147	584	1013	2.097	530
S. Catarina N.	255	1993	4091	10	2306	15203	10.714	13784
Santiago N.	88	9419	5430	506	1545	8026	14.307	7465
Aldama T.	730	38059	15654	2010	20768	30019	5.292	24347
Ant. Morelos T.	66	8771	1075	1252	2357	2827	2.894	1850
Llera T.	188	11074	4316	981	3309	11613	6.884	9926
Nvo. Morelos T.	71	3694	704	476	840	1290	2.500	774
Ocampo T.	271	20205	1633	2441	4665	14252	7.028	12224
Victoria T.	909	45555	13526	3019	7263	33287	3.878	24703
GRUPO 4								
Arteaga C.	929	28228	7455	13601	8150	16818	5.404	13706
Jiménez C.	260	5587	2850	596	2909	4369	5.387	3558
Viesca C.	518	6057	6903	3321	2809	11026	7.104	9474
García N.	250	5004	5783	249	2115	10804	9.211	9631
M. Ocampo N.	5	549	22	99	421	462	4.088	349
Villaldama N.	208	8791	3840	228	1757	5875	5.365	4780
Cd. Madero T.	7	1016	590	28	210	946	4.505	736
Méndez T.	170	3613	11055	743	3261	9554	9.151	8510
Tampico T.	14	4037	811	115	725	799	3.995	599
G. Cepeda T.	320	7925	1674	1237	2081	3801	5.034	3046
Juárez C.	270	1966	6493	517	2088	2298	3.205	1581
Sabinas C.	527	3604	5805	704	3091	2875	2.556	1750
Agualeguas N.	323	4427	4086	541	3805	6143	6.294	5167
Carmen N.	57	3200	2727	123	357	3458	6.416	2919
G. Treviño N.	65	1146	1699	190	1470	6660	24.485	6388
Monterrey N.	12	184	185	10	108	1474	3.889	1095
Parás N.	67	1522	4810	97	2279	2724	4.944	2173
Rayones N.	1	12793	53	471	181	2773	9.730	2488

MUNICIPIO *	ENERGIA	TIERRA	PLANTA	TRABAJO	EQUIPO	PRODUC	SALARIO	BENEFIC
GRUPO 5								
Frontera C.	213	2637	1452	393	1715	3478	4.926	2772
Ocampo C.	437	1175	11567	169	4328	599	.221	1
Piedras Neg. C.	211	1019	651	161	1216	1610	4.193	1226
Saltillo C.	908	17333	14173	2353	8665	21626	6.731	18413
Abasolo N.	4	1195	329	41	17	145	2.959	96
Aldamas N.	16	1105	4200	285	2049	2353	9.643	2109
C. de Flores N.	122	425	3099	47	632	9681	14.133	8996
González N.	22	2174	2854	471	909	3003	7.966	2626
Garza García N.	3	1	55	1	12	52	2.476	31
G. Zuazua N.	204	2045	2458	239	532	12157	22.430	11615
Herreras N.	9	1034	580	129	495	1560	10.064	1405
Higueras N.	65	672	748	107	471	1890	6.540	1601
Marín N.	92	1168	2528	113	1089	3389	6.874	2896
Sal. Vict. N.	20	517	4222	61	593	4458	6.132	3731
S.N. Hidalgo N.	374	5746	14931	280	3765	14157	5.855	11739
Colombia N.	24	186	754	12	152	1196	11.842	1095
Abasolo T.	39	960	901	17	526	939	9.485	840
Casas T.	56	3367	2139	58	1185	9609	17.159	9049
Hidalgo T.	356	13264	3920	366	3379	9431	4.218	7195
Jaumave T.	63	15769	2769	1000	3089	9227	5.619	7585
Miquihuana T.	1	1019	480	319	141	2246	12.075	2060
San Carlos T.	1	669	102	135	8	326	20.375	310
San Nicolás T.	47	4712	2695	980	2808	15042	20.493	14308
Villagrán T.	1	3	36	15	21	667	21.516	636
GRUPO 6								
Castaños C.	208	8357	4604	765	4985	24252	19.527	23010
Sie. Mojada C.	334	4880	6054	255	2560	2840	3.413	2008
Arramberri N.	212	424	3907	77	1483	1393	2.872	908
Zaragoza N.	1	2765	42	455	623	2235	32.868	2167
Burgos T.	1	1151	1767	593	134	2150	21.287	2049
Bustamante T.	84	1560	2647	777	2279	4649	8.085	4074
Cruillas T.	10	877	98	151	189	519	25.950	499
Jiménez T.	95	1806	3538	235	1197	5043	13.667	4674
Mainero T.	124	1055	4040	233	1169	8650	8.641	7649
Palmillas T.	34	3865	534	410	1243	2138	6.599	1814
Soto la Mar. T.	1	414	5	363	38	698	19.389	662
Tula T.	380	13283	13718	399	5690	20625	4.572	16114
Dr. Arrollo N.	1	1297	121	750	295	2053	47.744	2010
Iturbide N.	1	3896	115	638	1611	1497	9.658	1342
Mier y Nor. N.	1	262	23	183	21	583	64.778	574
Mina N.	1	395	13	107	121	469	93.800	464

Fuente: V Censos Agrícolas Ganadero Y Ejidal 1970, D.G.E. de la S.I.C. ver referencia bibliográfica en [4].

&: Toda la información está en miles de pesos con exepción de las variables TRABAJO que son personas y SALARIO que es un índice.

*: Los nombres de los estados de Coahuila, Nuevo León, y Tamaulipas, se abreviaron respectivamente como C., N., y T.