



NACIONES UNIDAS

CONSEJO
ECONOMICO
Y SOCIAL



LIMITADO

ST/ECLA/Conf.41/L.10

25 de agosto 1971

ORIGINAL: ESPAÑOL

COMISION ECONOMICA PARA AMERICA LATINA

SEMINARIO SOBRE UTILIZACION DE ESTUDIOS Y
DATOS DEMOGRAFICOS EN LA PLANIFICACION

Auspiciado conjuntamente por:

Banco Interamericano de Desarrollo,
Centro Latinoamericano de Demografía,
Comisión Económica para América Latina,
División de Población de las Naciones Unidas,
Instituto Latinoamericano de Planificación
Económica y Social,
Organización de los Estados Americanos,
Secretaría General, y
Programa Regional del Empleo de América
Latina y el Caribe (OIT).

Santiago de Chile, 23 a 29 de agosto de 1971

ALGUNOS MODELOS SENCILLOS PARA EL ANALISIS
DE LAS INTERDEPENDENCIAS ENTRE LOS CAMBIOS
ECONOMICOS Y LOS DEMOGRAFICOS

contribución de

Lic. Eliézer Tijerina Garza
Consejero Ejecutivo,
Dirección de Estudios Económicos,
Secretaría de la Presidencia,
México



I N D I C E

	<u>Página</u>
EL ANALISIS DE LAS INTERACCIONES DE LOS FACTORES ECONOMICOS Y DEMOGRAFICOS REGIONALES EN MEXICO	1
DESCRIPCION DEL METODO DE COMPONENTES PRINCIPALES	1
EL DESARROLLO ECONOMICO GLOBAL Y EL CRECIMIENTO DE LA PRO- DUCCION Y OCUPACION SECTORIALES	10
EL ANALISIS ESTADISTICO DE LOS CAMBIOS REGIONALES Y SECTO- RIALES EN LA OCUPACION DE LA MANO DE OBRA	12



EL ANALISIS DE LAS INTERACCIONES DE LOS FACTORES ECONOMICOS Y DEMOGRAFICOS REGIONALES EN MEXICO

Para analizar las interdependencias entre los factores económicos y demográficos regionales en México, se ha seleccionado el método de Análisis Factorial, en su acepción de Componentes Principales.^{1/} El propósito de su aplicación es determinar la magnitud del bienestar económico por entidades federativas, mediante la consideración de variables representativas, del consumo de bienes privados y públicos y de la estructura económica, por una parte, y de los aspectos demográficos más relevantes, por la otra. Aunque ya el método se ha aplicado a 1960 y 1970, se está desarrollando actualmente un análisis más exhaustivo con la información de 1960, que es más numerosa y en algunos aspectos más confiable.

DESCRIPCION DEL METODO DE COMPONENTES PRINCIPALES

Debido a la disponibilidad de los programas de cómputo electrónico para el método de Componentes Principales y tomando en cuenta la poca diferencia que existe con el Análisis Factorial (en su acepción clásica), se decidió trabajar con aquella variante.

El primer paso fue buscar la descripción del método adaptada a la elaboración de un índice de bienestar económico. De la literatura consultada^{2/}

1/ La comparación de ambos métodos y una aplicación para medir el bienestar colectivo estatal y sus relaciones con el desarrollo agrícola y la política económica en México, se puede consultar en: Tijerina Garza, E., Aspectos regionales del desarrollo agrícola mexicano, bienestar económico y acción pública, 1940-1960. Trabajo inédito presentado en el Research Workshop on Problems of Agricultural Development in Latin America, Caracas, Venezuela, Mayo 17-19, 1971, organizado por The Ford Foundation.

2/ Algunas obras importantes son: H.H. Harman, Modern Factor Analysis, University of Chicago Press, Chicago, 1970. M.G. Kendall "Factor Analysis as a Statistical Technique", Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 1961. G. Tintner, Econometrics, J. Wiley, N.York, 1965. F.V. Waugh, "Factor Analysis Some Basic Principles and An Application", Agricultural Economics Research, July, 1962.

se utilizó la discusión de F. V. Waugh, por ser la más cercana a nuestros propósitos. La exposición siguiente sigue muy de cerca a la de este autor, esperando que la discusión detallada del método, contribuya a su mayor difusión.

El propósito principal de la aplicación del análisis de Componentes Principales al caso de México en 1940, 1950, 1960 y 1970, es determinar: a) ¿cuánto vale el índice de bienestar económico estatal?, b) ¿qué interdependencias existen entre las variables económicas generales, las demográficas y las representativas de la disposición de los servicios públicos?, c) ¿cuál es su dinámica espacial y temporal? y d) ¿qué se puede decir del impacto de las diferentes partidas del gasto público incluidas en el análisis? Procederemos enseguida a exponer, paso a paso, el método estadístico de referencia.

Para simplificar la exposición, se supondrán tres variables únicamente. Tenemos pues:

$$1) \quad I = k + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3$$

Donde k y las b_i , son constantes que se estimarán. I es el índice que se quiere medir, y las X_i son las variables observadas.

Si especificamos el índice para los valores promedio de las variables conocidas tenemos:

$$2) \quad \bar{I} = k + b_1 \bar{X}_1 + b_2 \bar{X}_2 + b_3 \bar{X}_3$$

Donde \bar{X}_i son las medias aritméticas de X_i

Si deducimos 2) de 1):

$$I - \bar{I} = b_1 (X_1 - \bar{X}_1) + b_2 (X_2 - \bar{X}_2) + b_3 (X_3 - \bar{X}_3)$$

y definimos:

$$i = I - \bar{I}, \text{ y } X_i^d = X_i - \bar{X}_i$$

obtenemos:

$$3) \quad i = b_1 (X_1^d) + b_2 (X_2^d) + b_3 (X_3^d)$$

Como las variables empleadas en nuestro caso están medidas en diferentes unidades, se estandarizaron para hacerlas comparables y evitar así los problemas introducidos por unidades distintas en la medición de la variancia total. Con tal efecto, se dividieron las X_i^d por sus desviaciones estándar:

) 3 (

$$4) \quad i_Z = W_1 Z_1 + W_2 Z_2 + W_3 Z_3$$

Donde Z_i son las variables estandarizadas y W_i las nuevas ponderaciones.

Se está en condiciones ahora de definir el objetivo del análisis.

$$5) \text{ Maximizar la variancia de } i_Z = \frac{1}{n} \sum i_Z^2$$

$$= \frac{1}{n} \sum (W_1^2 Z_1^2 + 2W_1 W_2 Z_1 Z_2 + 2W_1 W_3 Z_1 Z_3 + W_2^2 Z_2^2 + 2W_2 W_3 Z_2 Z_3 + W_3^2 Z_3^2) \quad *$$

Como el coeficiente de correlación simple puede considerarse como la suma de productos de dos variables estandarizadas (es decir, deduciendo sus medias y dividiéndolas entre sus desviaciones estándar, para hacer el coeficiente independiente del origen y de la escala) dividida entre el número de observaciones, tenemos:

$$6) \quad r_{ij} = \frac{1}{n} \frac{\sum (X_i - \bar{X}_i) (X_j - \bar{X}_j)}{S_i S_j}$$

donde S_i y S_j son las desviaciones estándar de X_i y X_j .

De acuerdo con la definición de las Z_i

$$7) \quad r_{ij} = \frac{1}{n} \sum Z_i Z_j$$

Cuando $i = j$, tenemos:

$$8) \quad r_{ii} = \frac{1}{n} \sum (Z_i)^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X}) (X_i - \bar{X})}{n S_{xi} S_{xi}}$$

$$= \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{n S_{xi}^2}$$

$$= \frac{S_{xi}^2}{S_{xi}^2} = 1$$

Si se eleva al cuadrado la ecuación 4), obtenemos:

$$9) \quad i^2 = (W_1 Z_1 + W_2 Z_2 + W_3 Z_3) (W_1 Z_1 + W_2 Z_2 + W_3 Z_3)$$

$$= W_1^2 Z_1^2 + 2W_1 W_2 Z_1 Z_2 + 2W_1 W_3 Z_1 Z_3 + W_2^2 Z_2^2 + 2W_2 W_3 Z_2 Z_3 + W_3^2 Z_3^2$$

* En adelante, con el fin de simplificar la notación, i , cuando represente el índice de bienestar, será empleado en lugar de i_Z .

10) Sumando y dividiendo entre n , obtenemos:

$$\frac{1}{n} \sum (w_1^2 z_1^2 + 2w_1 w_2 z_1 z_2 + 2w_1 w_3 z_1 z_3 + w_2^2 z_2^2 + 2w_2 w_3 z_2 z_3 + w_3^2 z_3^2)$$

Considerando 6), 7) y 8) y haciendo operaciones con 10)

$$w_1^2 \frac{1}{n} \sum z_1^2 + 2w_1 w_2 \frac{1}{n} \sum z_1 z_2 + 2w_1 w_3 \frac{1}{n} \sum z_1 z_3 + w_2^2 \frac{1}{n} \sum z_2^2 + 2w_2 w_3 \frac{1}{n} \sum z_2 z_3 + w_3^2 \frac{1}{n} \sum z_3^2$$

$$11) w_1^2 + 2 r_{12} w_1 w_2 + 2 r_{13} w_1 w_3 + w_2^2 + 2 r_{23} w_2 w_3 + w_3^2$$

Por lo tanto maximizar 11) es lo mismo que maximizar la variancia del índice (ecuación 5).

Es preciso introducir una restricción a la maximización de 11), pues de otra manera podría incrementarse sin límite, simplemente incrementando las ponderaciones.

En consecuencia el problema es maximizar la variancia del índice con la condición lateral $\sum w_i^2 = 1$. Esta restricción significa, como se verá en 15), que la transformación lineal es normalizada.

$$12) \text{ Max } V_\lambda = w_1^2 + 2 r_{12} w_1 w_2 + 2 r_{13} w_1 w_3 + w_2^2 + 2 r_{23} w_2 w_3 + w_3^2 - \lambda (w_1^2 + w_2^2 + w_3^2 - 1)$$

Condiciones necesarias para el valor extremo:

$$\frac{\partial V_\lambda}{\partial w_1} = 2w_1 + 2 r_{12} w_2 + 2 r_{13} w_3 - 2\lambda w_1 = 0$$

$$\frac{\partial V_\lambda}{\partial w_2} = 2 r_{12} w_1 + 2w_2 + 2 r_{23} w_3 - 2\lambda w_2 = 0$$

$$13) \frac{\partial V_\lambda}{\partial w_3} = 2 r_{13} w_1 + 2 r_{23} w_2 + 2w_3 - 2\lambda w_3 = 0$$

$$\frac{\partial V \lambda}{\partial \lambda} = W_1^2 - W_2^2 - W_3^2 - 1 = 0$$

Dividiendo las tres primeras ecuaciones por 2 y despejando λW_1 :

$$\begin{aligned} 14) \quad W_1 + r_{12}W_2 + r_{13}W_3 &= \lambda W_1 \\ r_{12}W_1 + W_2 + r_{23}W_3 &= \lambda W_2 \\ r_{13}W_1 + r_{23}W_2 + W_3 &= \lambda W_3 \end{aligned}$$

Desde luego, $\sum W_i^2 = 1$ debe también cumplirse.

Estas condiciones necesarias pueden expresarse alternativamente -obteniendo factores comunes-:

$$\begin{aligned} 15) \quad (1 - \lambda) W_1 + r_{12}W_2 + r_{13}W_3 &= 0 \\ r_{12}W_1 + (1 - \lambda) W_2 + r_{23}W_3 &= 0 \\ r_{13}W_1 + r_{23}W_2 + (1 - \lambda) W_3 &= 0 \\ W_1^2 + W_2^2 + W_3^2 - 1 &= 0 \end{aligned}$$

nos define una transformación lineal normalizada de las variables iniciales en valores factoriales no correlacionados.

Esto es, en forma matricial:

$$(R - \lambda I) (W) = 0$$

Se especifica así un sistema de cuatro ecuaciones con cuatro incógnitas: W_1, W_2, W_3 y λ . Las tres primeras ecuaciones del 15), al ser un sistema sin constantes independientes diferentes de cero conocidas, es homogéneo, por lo que se resuelve iterativamente, y, en general, las soluciones no son únicas.

Esta es la razón por la cual los λ_i no son únicos ni, en consecuencia, los vectores asociados a ellos (es decir, las ponderaciones). Sin embargo, se puede demostrar que el primer eigenvalue -y su vector asociado- es el que contribuye a explicar más la variancia del índice. (Ver los escritos de Kendall mencionados en la bibliografía). Consecuentemente, se puede hacer el análisis con el primer eigenvalue (λ_1) y sus ponderaciones asociadas, o bien, considerar los más importantes, dependiendo de la magnitud de la variancia que se intenta explicar y de la bondad de los resultados estadísticos. (Posteriormente,

se menciona el criterio empleado en este estudio). *

Las condiciones suficientes se definen por la matriz Hessiana, que debe ser negativa definida. Esto significa que los elementos de la diagonal principal deben ser negativos, lo que implica que las soluciones (λ_i) que satisfagan la función objetivo deben ser mayores que uno.

$$16) \begin{bmatrix} 1 - \lambda & r_{12} & r_{13} \\ r_{12} & 1 - \lambda & r_{23} \\ r_{13} & r_{23} & 1 - \lambda \end{bmatrix}$$

Con el propósito de encontrar una interpretación de λ , sumamos las ecuaciones 14) multiplicándolas previa y respectivamente por W_1 , W_2 y W_3 , obtenemos:

$$17) \begin{aligned} W_1^2 + r_{12}W_1W_2 + r_{13}W_1W_3 &= \lambda W_1^2 \\ r_{12}W_1W_2 + W_2^2 + r_{23}W_2W_3 &= \lambda W_2^2 \\ r_{13}W_1W_3 + r_{23}W_2W_3 + W_3^2 &= \lambda W_3^2 \end{aligned}$$

18) Sumándolas, obtenemos:

$$\begin{aligned} W_1^2 + 2 r_{12}W_1W_2 + 2 r_{13}W_1W_3 + 2 r_{23}W_2W_3 + W_2^2 \\ + W_3^2 = \lambda (\sum W_i^2) \end{aligned}$$

pero, de acuerdo con 11), el lado izquierdo de 18) es precisamente la variancia de i , observando la restricción $\sum W_i^2 = 1$, por lo tanto:

$$19) \quad \lambda = \text{variancia de } i$$

Para encontrar las correlaciones entre las variables y el índice, se procede así:

20) Definición del índice \underline{i}

$$i = W_1Z_1 + W_2Z_2 + W_3Z_3$$

* Para simplificar la interpretación de los distintos componentes es recomendable rotar la matriz de componentes, buscando que dentro de cada componente quede un número reducido de variables con ponderaciones significativas.

Multiplicando i sucesivamente por Z_1 , Z_2 y Z_3

$$21) \quad iZ_1 = W_1 Z_1^2 + W_2 Z_1 Z_2 + W_3 Z_1 Z_3$$

$$iZ_2 = W_1 Z_1 Z_2 + W_2 Z_2^2 + W_3 Z_2 Z_3$$

$$iZ_3 = W_1 Z_1 Z_3 + W_2 Z_2 Z_3 + W_3 Z_3^2$$

puede expresarse de acuerdo con 11):

$$22) \quad \frac{1}{n} \sum iZ_1 = W_1 + W_2 r_{12} + W_3 r_{13}$$

$$\frac{1}{n} \sum iZ_2 = W_1 r_{12} + W_2 + W_3 r_{23}$$

$$\frac{1}{n} \sum iZ_3 = W_1 r_{13} + W_2 r_{23} + W_3$$

La suma de las tres ecuaciones anteriores es igual a $\lambda W_1 + \lambda W_2 + \lambda W_3$, de acuerdo con las condiciones necesarias.

Dividiendo por $\sqrt{\lambda}$ cada ecuación de 19) (las Z_i tienen como desviación estándar la unidad):

$$23) \quad \frac{W_1 + W_2 r_{12} + W_3 r_{13}}{\sqrt{\lambda}} = \frac{\lambda W_1}{\sqrt{\lambda}} \equiv \sqrt{\lambda} W_1 = \frac{1}{n} \sum \frac{i}{\sqrt{\lambda}} Z_1$$

$$\frac{W_1 r_{12} + W_2 + W_3 r_{23}}{\sqrt{\lambda}} = \frac{\lambda W_2}{\sqrt{\lambda}} \equiv \sqrt{\lambda} W_2 = \frac{1}{n} \sum \frac{i}{\sqrt{\lambda}} Z_2$$

$$\frac{W_1 r_{13} + W_2 r_{23} + W_3}{\sqrt{\lambda}} = \frac{\lambda W_3}{\sqrt{\lambda}} \equiv \sqrt{\lambda} W_3 = \frac{1}{n} \sum \frac{i}{\sqrt{\lambda}} Z_3$$

Para encontrar:

$$24) \quad r_{Z11} = \sqrt{\lambda} W_1, \quad \text{y así para 2, y 3.}$$

De 24) sabemos que las ponderaciones, W_i^2 , son iguales a la proporción de la variancia total representada por el coeficiente de determinación, r_{Zi}^2 , con respecto a la variable estandarizada i y el índice.

Es decir,

$$25) \quad W_i = \frac{r_{Zi1}}{\sqrt{\lambda}}$$

$$W_i^2 \frac{r_{ZiI}^2}{\sqrt{\lambda}}$$

La suma de las correlaciones cuadradas, de 25),

$$26) \quad \sum r^2_{ZiI} = \sum \lambda W_i^2 \equiv \lambda \sum W_i^2$$

como se encontró por la restricción, $\sum W_i^2 = 1$, por lo tanto:

$$27) \quad \lambda = \sum r^2_{Zii}$$

Esto es, que el multiplicador de Lagrange es también igual a la suma de las correlaciones cuadradas entre el índice y las variables estandarizadas.

Para el diseño de la escala del índice se procedió de acuerdo con Waugh:

$$28) \quad I = \frac{W_1}{S_1} X_1^d + \frac{W_2}{S_2} X_2^d + \frac{W_3}{S_3} X_3^d$$

Donde S_i son las desviaciones estándar, y $X_i^d = X_i - \bar{X}_i$

Se substituyó en 28) las X_i^d por las X correspondientes al país, y el valor del índice así obtenido se hizo igual a 100 (para así referir los índices de las entidades a esta base común).

$$29) \quad I^n = \frac{W_1}{S_1} X_1^n + \frac{W_2}{S_2} X_2^n + \frac{W_3}{S_3} X_3^n$$

Donde I^n = valor del índice nacional

X_i^n = variables de bienestar correspondientes al país.

A continuación se modificaron las ponderaciones para lograr la referencia de los índices estatales al valor del índice nacional:

$$I \frac{100}{I^n} = \frac{W_1}{S_1} \frac{100}{I^n} X_1 + \frac{W_2}{S_2} \frac{100}{I^n} X_2 + \frac{W_3}{S_3} \frac{100}{I^n} X_3$$

O sea:

$$30) \quad I^1 = \frac{W_1}{S_1} k X_1 + \frac{W_2}{S_2} k X_2 + \frac{W_3}{S_3} k X_3$$

Donde $I^1 = I \frac{100}{I^n} I_k$

De esta manera, el índice es 100 para los valores nacionales y cero para las entidades que observaron ceros en cada variable del bienestar.

Una vez que se ha expuesto el método de análisis indicado para el estudio de las interacciones demográficas y económicas, en el tiempo y en el espacio, conviene precisar algunas relaciones importantes. Los vectores normalizados de los componentes principales pueden ser convertidos en la estructura factorial (factor pattern) de la manera siguiente:

$$31) \quad A_{ij} = W_{ij} \lambda_j$$

Donde, A_{ij} es el elemento i del factor j

W_{ij} es el elemento i del componente principal j

λ_j es la raíz característica correspondiente al componente principal j

Además

$$32) \quad A_{ij} = r_{ij}, \text{ que es el coeficiente de correlación simple entre la variable } i \text{ y el factor } j.$$

La llamada comunalidad, que expresa la proporción de la variancia total de la variable i explicada por el conjunto de factores j es:

$$33) \quad \sum_{j=1}^p A_{ij}^2 = h_i^2$$

Asimismo, es posible retornar a la expresión de las variables estandarizadas, en términos de los puntajes de los factores (factor scores):

$$34) \quad Z_{ji} = A_{j1}F_{1i} + A_{j2}F_{2i} + A_{j3}F_{3i}$$

Donde A_{il} es el coeficiente factorial del factor l ; F_{li} , es el puntaje o valor factorial (factor score) para el Estado i en el primer factor. Por último el valor o puntaje factorial se obtiene así:

$$35) \quad F_{li} = A_{1l}Z_{1i} + A_{2l}Z_{2i} + \dots + A_{pi}Z_{pi}$$

Para concluir la discusión, el problema de la selección de variables de análisis será abordado a la luz de las conclusiones de I. Adelman y C.T. Morris.^{3/}

3/ I. Adelman and C. T. Morris, Society, Politics and Economic Development. A Quantitative Approach, The Johns Hopkins University Press, Baltimore, 1967, pp. 145-146.

EL DESARROLLO ECONOMICO GLOBAL Y EL CRECIMIENTO DE LA
PRODUCCION Y OCUPACION SECTORIALES

En esta sección se describirá un modelo sencillo para el análisis y proyecciones de la producción y ocupación sectoriales. El esquema analítico ha sido diseñado tomando en cuenta las grandes deficiencias existentes en las estadísticas actuales de empleo de los factores productivos (especialmente de la mano de obra) y de los pagos a los factores productivos (en particular de los salarios). Asimismo, se han considerado las dificultades de especificación de las funciones de producción agregadas y de la naturaleza del cambio tecnológico.

El modelo siguiente opera enlazado a un modelo macroeconómico de la economía mexicana; en éste se determina el nivel del producto bruto interno y de sus componentes externos e internos básicos. A continuación se expone el modelo sectorial.

- 1) $\text{Log PEA}^t = a + b \log \text{PBI}^t (1 + \lambda)$
- 2) $\text{PEA}^s = \text{PEA}^t - \text{PEA}^{\text{ag}} - \text{PEA}^i$
- 3) $\text{PEA}^{\text{ag}} = \text{PBI}^{\text{ag}} \div \text{PBI}^{\text{ag}} / \text{PEA}^{\text{ag}}$
- 4) $\text{PEA}^i = \text{PBI}^i \div \text{PBI}^i / \text{PEA}^i$
- 5) $\text{PBI}^{\text{ag}} / \text{PEA}^{\text{ag}} = a + b \log \text{PBI}$
- 6) $\text{Log PBI}^i / \text{PEA}^i = a + b \log \text{PBI}$
- 7) $\text{PBI}^{\text{ag}} = (\text{PBI}^{\text{ag}} / \text{PBI}^t) \text{PBI}^t$
- 8) $\text{PBI}^{\text{ag}} / \text{PBI}^t = \frac{1}{a + b \log \text{PBI}}$

$$9) \quad \frac{PBI^i}{PBI^t} = \frac{PBI^i}{PBI^t} \quad PBI^t$$

$$10) \quad \frac{PBI^i}{PBI^t} = a + b \log PBI$$

$$11) \quad PBI^s = PBI^t - PBI^{ag} - PBI^i$$

donde

PEA^t población económicamente activa total

PBI producto bruto interno total

PEA^{ag} población económicamente activa en el sector agropecuario

PEA^s población económicamente activa en el sector servicios

PEA^i población económicamente activa en el sector industrial

$\frac{PBI^{ag}}{PEA^{ag}}$ producto bruto interno por persona económicamente activa en el sector agropecuario

$\frac{PBI^i}{PEA^i}$ producto bruto interno por persona económicamente activa en el sector industrial

$\frac{PBI^{ag}}{PBI^t}$ proporción que representa el producto bruto interno agropecuario del producto interno total

$\frac{PBI^i}{PBI^t}$ proporción que representa el producto bruto interno industrial del producto bruto interno total

PBI^s producto bruto interno del sector servicios

PBI^i producto bruto interno del sector industrial

PBI^{ag} producto bruto interno del sector agropecuario

El modelo anterior capta las tendencias sectoriales de largo plazo, proporcionando un elemento de juicio para la evaluación de las disparidades sectoriales que, en general, se observan en América Latina. Actualmente, en la Dirección de Estudios Económicos de la Secretaría de la Presidencia, se dispone de modelos más sofisticados, en los cuales se emplea la programación lineal y el esquema de insumo-producto.

EL ANALISIS ESTADISTICO DE LOS CAMBIOS REGIONALES Y SECTORIALES
EN LA OCUPACION DE LA MANO DE OBRA^{4/}

Un modelo simple, útil en el análisis de los componentes sectoriales y regionales de la ocupación de mano de obra, es el siguiente.

Supongamos que se desea analizar el cambio en la ocupación sectorial por regiones:

$$1) \quad PEA_{ij}^* - PEA_{ij}$$

Donde PEA_{ij}^* es la población económicamente activa del sector i región j en el año final del período de tiempo estudiado. PEA_{ij} es esta misma variable, sólo que en el año inicial.

El cambio registrado en la ecuación 1) puede examinarse a la luz de la siguiente identidad:

$$2) \quad PEA_{ij}^* - PEA_{ij} = PEA_{ij} \left(\frac{PEA_{..}^* - PEA_{..}}{PEA_{..}} \right) \\ + PEA_{ij} \left(\frac{PEA_{i.}^* - PEA_{i.}}{PEA_{i.}} - \frac{PEA_{..}^* - PEA_{..}}{PEA_{..}} \right) \\ + PEA_{ij} \left(\frac{PEA_{ij}^* - PEA_{ij}}{PEA_{ij}} - \frac{PEA_{i.}^* - PEA_{i.}}{PEA_{i.}} \right)$$

Las variables con asterisco corresponden al año final del período y las que no lo tienen al inicial. $PEA_{..}$ es la población económicamente activa total nacional, $PEA_{i.}$ es la correspondiente al sector i en el país.

^{4/} La bibliografía relacionada con este método puede encontrarse en E. Tijerina G., The Components of Change in the Value of Agricultural Production in Mexico, 1940-50, 1950-60, 1960-63, M.S. Thesis, Iowa State University, Department of Economics, Ames, 1970.

En el análisis de los componentes del cambio ocupacional, es conveniente definir el primer elemento a la derecha de la ecuación 2):

$$3) \quad PEA_{ij} \left(\frac{PEA_{..}^* - PEA_{..}}{PEA_{..}} \right)$$

Este componente se define como crecimiento nacional, y representa el crecimiento hipotético de la región j debido al sector i, en el supuesto de que la tasa de crecimiento de este sector fuera idéntica a la observada como promedio en el país. Es decir, corresponde al caso en el cual existe semejanza completa en los crecimientos sectoriales y regionales. La contribución total de este componente a la región j está definida por la \sum_i .

Para determinar los indicadores de especialización ocupacional, se define el segundo componente, denominado composición de la ocupación:

$$4) \quad PEA_{ij} \left(\frac{PEA_{i.}^* - PEA_{i.}}{PEA_{i.}} - \frac{PEA_{..}^* - PEA_{..}}{PEA_{..}} \right)$$

Esto nos permite determinar si la ocupación regional recibe beneficios o perjuicios debido a la estructura de la ocupación. Si la región está especializada en sectores productivos con dinámica ocupacional más acelerada en el país, la ocupación de esta región se incrementará en mayor medida, y a la inversa. De manera que si \sum_i es mayor que cero, la región tendrá ventajas ocupacionales debido a especialización productiva, y a la inversa.

En seguida, se define el componente participación regional:

$$5) \quad PEA_{ij} \left(\frac{PEA_{ij}^* - PEA_{ij}}{PEA_{ij}} - \frac{PEA_{i.}^* - PEA_{i.}}{PEA_{i.}} \right)$$

Este indicador define el crecimiento ocupacional regional, en términos del crecimiento diferencial en cada sector en la región con relación a su correspondiente en el país. La interpretación de las cifras resultantes en un país con mayor perfección en el mercado de trabajo que la prevaeciente en América Latina, es radicalmente distinta. Por ejemplo, si la \sum_i es mayor que cero, en un país desarrollado con baja desocupación crónica, se puede colegir que la región tiene ventajas comparativas en los sectores para los cuales el efecto aquí medido es positivo; si es menor que cero, la interpretación sería lógicamente la contraria.

Esta interpretación no es válida cuando existe desempleo y subempleo crónicos. En este caso, el mayor incremento de la ocupación regional debido a mayores incrementos sectoriales y regionales en relación con los nacionales, puede indicar, en vez de un mejoramiento, un empeoramiento en las condiciones ocupacionales. Obviamente, si se contara con cifras fidedignas de desocupación, este problema no existiría. En las circunstancias prevaletientes en México, es indispensable complementar el análisis aquí expuesto con el relativo a la productividad y los ingresos sectoriales y regionales.

Para determinar si el crecimiento ocupacional regional en el sector es más rápido, igual o más lento, que el crecimiento de la ocupación total en el país, se define el componente crecimiento neto relativo. Este es igual a la suma de los componentes composición de la ocupación y participación regional.

Finalmente, es posible definir, de acuerdo con el valor algebraico del crecimiento neto relativo, si la entidad es ascendente, descendente o proporcional, según sea mayor, menor o igual a cero, respectivamente. Asimismo, el signo de la participación regional determinará si el crecimiento ocupacional regional es rápido, proporcional o lento.



