

DESARROLLO REGIONAL Y DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN MÉXICO

ENRIQUE HERNÁNDEZ LAOS *

I. INTRODUCCIÓN

HASTA AHORA el problema regional de México ha sido poco estudiado. Los estudios realizados muestran que en nuestro país existen graves desbalances en relación a la distribución de la población y de la riqueza entre sus regiones.¹ La meseta central concentra alrededor del 60% de la población nacional, y registra una mayor densidad de población de la que prevalece en las entidades federativas del norte y del sureste. El proceso de urbanización en años recientes ha sido dinámico: entre 1960 y 1970, en tanto la población total del país se acrecentó en cerca de 38%, el crecimiento de las localidades *muy rurales* lo hizo a sólo el 24.3%; las localidades *urbanas* al 57.9% y las *muy urbanas* al 42.1%.²

Las actividades económicas muestran tendencias similares: más del 50% del valor agregado por el sector industrial se genera en el *Valle de México* y una proporción similar del generado por los sectores comercial y de servicios. En las actividades agropecuarias, las zonas de cultivo más prósperas, que producen por lo general para la exportación, se concentran en pocas áreas.

La estructura productiva de las distintas regiones del país resulta, en consecuencia, desbalanceada. Las entidades federativas que concentran la producción industrial —el Distrito Federal, los estados de México, Nuevo León, Jalisco y, en menor medida, Puebla y Veracruz—, presentan estructuras productivas con fuerte participación de actividades manu-

* El autor agradece a T. Das, de la Universidad de East Anglia, los cálculos de los índices de desigualdad del ingreso utilizados en este estudio. Además agradece a Refugio Hinojoza la ayuda prestada en la preparación de este informe.

¹ El estudio clásico es el de P. Lamartine Yates (1965). El Banco Mundial ha hecho valiosas contribuciones al entendimiento del problema regional de México; véase Banco Mundial (1974). Luis Unikel (1976) ha aportado valiosa información sobre el tema. En otro estudio, se ha reunido alguna información que es de utilidad también para este propósito; véase Hernández Laos (1977), en especial el capítulo II.

² La clasificación de las localidades, llevada a cabo por medio de un análisis factorial, puede consultarse en: Secretaría de Programación y Presupuesto, "Cinco regiones de México. Estudio comparativo". Apéndice A.

factureras y de servicios, por lo general con preponderancia de establecimientos industriales de mayor tamaño, mayor tecnificación y mejor organización que los de las entidades restantes.

Algunas de las regiones periféricas, preminentemente agrícolas, que producen para el autoconsumo o para mercados locales, carecen del impulso que proporciona la moderna agricultura tecnificada y la industria y los servicios organizados. Pocas regiones tienen estructuras productivas dinámicas basadas en actividades agropecuarias tecnificadas y modernas.

Hasta ahora no ha sido estudiada con detenimiento la relación que existe entre las características regionales, y la forma como se distribuye el ingreso entre las familias de las distintas regiones del país.

Salvador Kalifa (1976) llevó a cabo la medición de distintos índices de desigualdad sobre la distribución del ingreso familiar en las entidades federativas. Pese a lo sugestivo de sus estimaciones y a los esfuerzos por explicar las pautas regionales de la distribución del ingreso, la contribución de Kalifa puede considerarse como un paso preliminar en el estudio de este fenómeno. Kalifa observaba: "... Son los estados más pobres y los más ricos los que presentan las disparidades más marcadas, lo cual parece indicar que los polos de crecimiento del país no son una fuente distributiva (sic), puesto que cuanto más avanzan, más se concentra el ingreso, lo que permite que crezcan sus ya agigantados cinturones de miseria" (S. Kalifa, 1976, p. 306).

En un estudio llevado a cabo por el Banco Mundial, al analizar el mercado potencial de las distintas regiones del país, observaba que hay una correlación inversa significativa entre el nivel de producto *per-capita* de las entidades y el coeficiente de Gini ($r = -0.79$); lo cual permitiría concluir que en las entidades más prósperas el ingreso familiar se distribuye en forma más equitativa que en las entidades pobres y atrasadas (Banco Mundial, 1974, Vol. III, Apéndice estadístico).

Como sucede a menudo, al estudiarse la forma como se distribuye el ingreso en nuestro país se tienen que considerar las limitaciones que impone la información estadística que se utiliza en el análisis. Los cálculos de la distribución del ingreso en las entidades llevadas a cabo por Kalifa y las del Banco Mundial no se basan en la misma fuente estadística. En tanto que Kalifa utilizó como base el *IX Censo de población y vivienda*, el Banco Mundial utilizó la información de una encuesta realizada por la entonces Secretaría de Industria y Comercio. Como sucede, también a menudo, el Banco Mundial llevó a cabo "ajustes" en los datos, que no hace explícitos.

El propósito del presente artículo es el de contribuir al debate anterior. Para ello, hemos llevado a cabo cálculos de la distribución del ingreso en las 32 entidades federativas del país. Interesa analizar la relación existente entre los niveles de desarrollo económico de las entidades federativas y las pautas de distribución del ingreso familiar que se observan en ellas. De manera más concreta, interesa mostrar que la evidencia

empírica aquí presentada permite afirmar que la relación entre ambos fenómenos tiene la forma de una "U" invertida, es decir, que la desigualdad en la distribución del ingreso aumenta conforme aumenta el nivel del producto *per capita*, hasta un punto en el que alcanza un máximo, a partir del cual la distribución del ingreso se hace menos desigual.

Este comportamiento ha sido observado con anterioridad en estudios internacionales; y se han ofrecido explicaciones sobre el mismo por algunos autores. De las explicaciones teóricas existentes, se toma la teoría del *dualismo tecnológico* presentada recientemente por Lydall (1977), para someterla a verificación empírica.

En la primera sección se ofrece la evidencia empírica en relación a la distribución del ingreso familiar en las 32 entidades federativas del país. En la segunda se analiza la relación entre distribución del ingreso y niveles de producto *per capita*. En la tercera sección se describen brevemente algunas hipótesis alternativas que explican la relación observada entre ambas variables. En la penúltima sección se somete a prueba la hipótesis del dualismo tecnológico como teoría explicativa del fenómeno y, en la última, se derivan algunas implicaciones de esta teoría sobre las características de la distribución del ingreso a nivel nacional.

II. DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO FAMILIAR EN LAS ENTIDADES FEDERATIVAS

Con el objeto de analizar las pautas de distribución del ingreso en las 32 entidades federativas del país, se han estimado diversos índices de concentración, con base en las informaciones proporcionadas por la Dirección General de Estadística, referente a 1969.⁸ En el cuadro 1 aparece la información correspondiente.

⁸ Véase Secretaría de Industria y Comercio, Dirección General de Estadística, "Encuesta de ingreso y gastos de las familias". En el cálculo de los índices de desigualdad no se llevó a cabo ningún ajuste de la información por considerarse que cualquier ajuste es arbitrario. Pese a las diferencias, los coeficientes de correlación de Spearman entre los coeficientes de Gini de nuestro estudio y los presentados por el Banco Mundial es significativo con un 95% de confianza ($r = 0.398$). El coeficiente de correlación entre nuestros coeficientes de Gini —por entidades— y los estimados por Salvador Kalifa— con base en el *IX Censo de Población y Vivienda* es también positivo y significativo estadísticamente ($r = 0.973$). De esta manera, el ordenamiento de las entidades federativas de acuerdo a los índices de concentración es similar con cualquiera de las cifras disponibles. Debe hacerse notar que la información, tal como se presenta, no es la más adecuada para fines de análisis de la distribución del ingreso. En general, esa información subestima el llamado "ingreso en especie", que es de considerable importancia para las familias campesinas, las personas autoempleadas y los propietarios de casas. Además, dado que el tamaño de las familias varía entre uno y diez o más personas, el ingreso familiar como tal no puede ser un indicador adecuado del bienestar de las familias a menos que se lleve a cabo un ajuste en los datos acerca de la estructura de éstas. Para una discusión de estos aspectos véase T. Das (1977).

Cuadro 1

ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN DEL INGRESO POR ENTIDAD FEDERATIVA.
SECTORES URBANO Y RURAL COMBINADOS, 1970

Estado	Ingreso medio	Coefficiente de variación	Coefficiente de Gini	Theil	Kuznet	Var-Log ^{a/}
Aguascalientes	935.2	0.943	0.448	0.334	0.331	0.562
Baja California Norte	3059.0	0.627	0.344	0.197	0.287	0.479
Baja California Sur	2405.5	0.279	0.378	0.257	0.292	0.493
Campeche	1249.7	0.894	0.397	0.289	0.295	0.451
Coahuila	1818.8	0.662	0.345	0.202	0.263	0.463
Colima	1742.2	0.691	0.341	0.207	0.252	0.435
Chiapas	716.6	1.253	0.477	0.421	0.347	0.519
Chihuahua	2008.7	0.708	0.364	0.225	0.286	0.475
Distrito Federal	3133.2	0.844	0.436	0.329	0.375	0.704
Durango	1683.7	1.075	0.434	0.382	0.326	0.529
Guanajuato	1589.4	1.399	0.538	0.589	0.404	0.769
Guerrero	841.0	1.027	0.411	0.319	0.298	0.423
Hidalgo	1095.2	0.976	0.448	0.355	0.340	0.625
Jalisco	2295.8	0.928	0.453	0.361	0.349	0.769
México	1534.0	1.051	0.496	0.428	0.369	0.808
Michoacán	1164.5	0.755	0.353	0.222	0.259	0.386
Morelos	1471.3	0.960	0.450	0.357	0.326	0.657
Nayarit	1266.2	0.668	0.342	0.196	0.254	0.397
Nuevo León	1733.4	0.872	0.449	0.310	0.320	0.567
Oaxaca	537.2	1.062	0.439	0.321	0.313	0.353
Puebla	1638.2	1.362	0.577	0.633	0.453	1.019
Querétaro	1287.7	1.282	0.576	0.592	0.446	1.062
Quintana Roo	1251.8	0.768	0.392	0.253	0.300	0.514
San Luis Potosí	1653.9	1.200	0.542	0.534	0.432	0.911
Sinaloa	2404.7	0.831	0.444	0.303	0.333	0.832
Sonora	2091.3	0.631	0.314	0.173	0.246	0.317
Tabasco	1629.9	0.713	0.340	0.208	0.242	0.394
Tamaulipas	1466.2	0.743	0.368	0.234	0.255	0.468
Tlaxcala	906.6	0.763	0.360	0.221	0.259	0.365
Veracruz	1576.7	0.820	0.407	0.285	0.291	0.605
Yucatán	1000.1	1.041	0.477	0.394	0.358	0.659
Zacatecas	1071.3	0.753	0.350	0.220	0.263	0.388
Total	1782.1	1.039	0.486	0.422	0.373	0.820

FUENTE: Cálculos realizados con base en información de la Dirección General de Estadística: *Encuesta de Ingresos y Gastos*, México, 1979.

^a Varianza de los logaritmos.

Dado que la mayoría de los índices de desigualdad presentados (coeficiente de variación, índice de Theil, coeficiente de Kuznets y varianza de los logaritmos) para las 32 entidades federativas están significativamente correlacionados con el coeficiente de Gini, se usará este último para describir las pautas de distribución del ingreso familiar en las entidades.⁴

⁴ El coeficiente de Gini constituye una medida relativa de desigualdad que mide el área existente entre una distribución del ingreso absolutamente equitativa y la distribución real del ingreso. Cuando el ingreso se distribuye en forma equitativa —es decir, cuando cada por ciento de familias recibe una proporción similar del ingreso—, el índice es igual a cero. Cuando el ingreso se concentra en una sola familia, el índice adquiere su mayor valor y es igual a la unidad. Como tal, el coeficiente de Gini es muy sensible a la proporción del ingreso que perciben el 5% de las familias con mayores ingresos, por lo que no es muy elocuente sobre la forma de la distribución en los estratos de ingresos inferiores. Una medida que capta con

A juzgar por la magnitud de los coeficientes de Gini, puede concluirse que las entidades federativas con una distribución del ingreso más concentrada son, en orden descendente, las siguientes: Puebla (0.5729); Querétaro (0.5664); San Luis Potosí (0.5393); Guanajuato (0.5365); México (0.4921); Yucatán (0.4653); Morelos (0.4488); Jalisco (0.4522); Hidalgo (0.4456) y Chiapas (0.4424).

Por otra parte, las diez entidades federativas en donde el ingreso familiar se encuentra menos concentrado son las siguientes: Sonora (0.3115); Baja California Norte (0.3341); Nayarit (0.3390); Tabasco (0.3392); Colima (0.3406); Coahuila (0.3446); Zacatecas (0.3486); Tlaxcala (0.3501); Michoacán (0.3515) y Chihuahua (0.3637). El resto de las entidades están comprendidas entre esos dos extremos.

En el cuadro 2 se presenta la magnitud del producto *per capita* de las

Cuadro 2
PRODUCTO *per capita* POR ENTIDAD FEDERATIVA, 1970
(miles de pesos)

Entidad	Producto <i>per capita</i> (miles de pesos)
Aguascalientes	3.102
Baja California Norte	9.072
Baja California Sur	4.707
Campeche	4.517
Coahuila	5.247
Colima	7.767
Chiapas	1.811
Chihuahua	4.626
Distrito Federal	8.886
Durango	2.830
Guanajuato	2.565
Guerrero	2.296
Hidalgo	2.270
Jalisco	3.590
México	3.805
Michoacán	2.194
Morelos	4.071
Nayarit	3.319
Nuevo León	7.573
Oaxaca	1.823
Puebla	2.471
Querétaro	2.742
Quintana Roo	3.550
San Luis Potosí	3.082
Sinaloa	4.098
Sonora	6.884
Tabasco	3.419
Tamaulipas	6.036
Tlaxcala	1.684
Veracruz	4.275
Yucatán	3.371
Zacatecas	1.764
Media ponderada	3.500

FUENTE: Banco Mundial (1977).

mayor precisión esta información es la varianza de los logaritmos de los ingresos medios de las familias. Para una discusión al respecto véase A. Sen (1973), Cap. 2, p. 24.

entidades, tal como ha sido calculado por el Banco Mundial. De la comparación del cuadro 1 y el 2 no se desprende una tendencia clara: dentro de las entidades con una distribución del ingreso más concentrada se ubican tanto aquellas con ingresos *per capita* mayores que la media nacional como Sonora, Baja California Norte, Colima o Coahuila, como algunas de las entidades más pobres y atrasadas del país como Nayarit, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas.

En el otro extremo, dentro de las que presentan una distribución del ingreso menos concentrada, también se encuentran entidades con distinto nivel de producto *per capita*: México, Morelos y Jalisco registraron en 1970 niveles de producto *per capita* superiores al ingreso medio nacional, mientras que entidades como Chiapas, Hidalgo, Yucatán y San Luis Potosí, registraron niveles inferiores al ingreso medio.

Cuadro 3

ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN DEL INGRESO POR ENTIDAD FEDERATIVA.
SECTOR RURAL, 1970

Estado	Ingreso medio	Coficiente de variación	Coficiente de Gini	Theil	Kuznet	Var-Log ^{a/}
Aguascalientes	519.2	0.586	0.292	0.146	0.227	0.252
Baja California Norte	1931.8	0.628	0.348	0.182	0.266	0.370
Baja California Sur	2317.8	0.648	0.383	0.209	0.300	0.502
Campeche	773.8	0.804	0.338	0.222	0.244	0.313
Coahuila	1025.3	0.645	0.324	0.181	0.242	0.369
Colima	1342.4	0.720	0.376	0.239	0.278	0.543
Chiapas	504.4	0.719	0.392	0.226	0.287	0.421
Chihuahua	1448.7	0.672	0.347	0.204	0.255	0.407
Distrito Federal	0.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Durango	1288.4	0.866	0.373	0.272	0.260	0.417
Guanajuato	836.8	0.868	0.403	0.284	0.305	0.451
Guerrero	604.0	0.575	0.312	0.150	0.224	0.289
Hidalgo	779.0	0.818	0.391	0.262	0.292	0.463
Jalisco	1077.9	0.831	0.408	0.285	0.312	0.541
México	972.6	1.019	0.481	0.400	0.375	0.683
Michoacán	842.0	0.604	0.292	0.150	0.213	0.268
Morelos	924.1	0.752	0.391	0.251	0.293	0.537
Nayarit	1140.5	0.599	0.311	0.165	0.245	0.352
Nuevo León	870.2	0.786	0.340	0.220	0.246	0.323
Oaxaca	376.0	0.575	0.312	0.128	0.213	0.177
Puebla	763.7	0.849	0.405	0.277	0.302	0.474
Querétaro	489.6	0.764	0.402	0.241	0.293	0.403
Quintana Roo	1048.1	0.802	0.400	0.271	0.315	0.502
San Luis Potosí	741.5	0.818	0.359	0.241	0.268	0.352
Sinaloa	1523.6	0.611	0.325	0.176	0.239	0.397
Sonora	1702.7	0.468	0.250	0.104	0.181	0.217
Tabasco	1562.8	0.530	0.284	0.134	0.199	0.290
Tamaulipas	947.7	0.794	0.347	0.231	0.253	0.366
Tlaxcala	767.1	0.688	0.339	0.195	0.256	0.346
Veracruz	1052.9	0.689	0.362	0.217	0.285	0.469
Yucatán	477.4	0.743	0.387	0.228	0.291	0.372
Zacatecas	978.6	0.669	0.326	0.187	0.246	0.349
Total	903.5	0.875	0.419	0.301	0.312	0.542

FUENTE: Cálculos realizados con base en información de la Dirección General de Estadística, *Encuesta de Ingresos y Gastos Familiares*, México, 1970.

^a Varianza de los logaritmos.

Los índices anteriores se refieren a la distribución del ingreso total pre-
valeciente en las entidades federativas. Con el objeto de analizar más en
detalle este fenómeno, en los cuadros 3 y 4 se presentan los indicadores
correspondientes a nivel urbano y rural para cada entidad federativa.⁵

En general, las entidades con una distribución del ingreso muy con-
centrada en el sector urbano la tienen igualmente concentrada en el sector
rural y viceversa, para las entidades con distribución del ingreso más
equitativa.

Estados como Puebla, Guanajuato, México y Morelos tienen eleva-
dos coeficientes de Gini tanto en el sector urbano como en el rural, mien-
tras que sólo Sonora tiene una distribución del ingreso menos concentrada
en ambos sectores.

La excepción a esta regla la constituyen Quintana Roo, Jalisco y Co-
lima, con ingresos rurales altamente concentrados e ingresos urbanos des-
concentrados, y Guerrero con un ingreso urbano concentrado y uno rural
desconcentrado. Si se excluyen estas cuatro entidades federativas, el coefi-
ciente de correlación de Spearman entre los coeficientes de Gini urbanos
y los rurales —por entidad— resulta ser de 0.635, significativo estadística-
mente con 95% de confianza.

Con el objeto de apreciar la contribución que hacen los contrastes en
la distribución del ingreso entre sectores, se llevó a cabo la descomposi-
ción de los coeficientes de Gini. Esta descomposición permite conocer la
fuente estadística de las variaciones en los índices de concentración y dis-
tinguir cuánto de ésta es atribuible a la distribución del ingreso *dentro* de
los sectores, y cuánto se origina de los contrastes *entre* los sectores.

El efecto que tienen sobre la distribución del ingreso total a nivel na-
cional los contrastes existentes entre el sector rural y el urbano es de poca
importancia. De un coeficiente de Gini de 0.486 a nivel nacional, 0.4297
es atribuible a la variación *dentro* de los sectores y sólo 0.0561 a los con-
trastes *entre* sectores (véase el cuadro 5).

La situación no es la misma a nivel de las entidades federativas: enti-
dades como Querétaro, San Luis Potosí, Jalisco, Puebla, Aguascalientes y
Guanajuato presentan un elevado contraste en la distribución del ingreso
entre los sectores urbano y rural. La mayoría de estas entidades exhiben
también los mayores índices de concentración del ingreso familiar. En el
otro extremo, entidades como Nayarit, Colima, Sonora, Tamaulipas y Za-
catecas, registran menores contrastes *entre* sus sectores rural y urbano.
Estas entidades, en general, exhiben menores coeficientes de Gini a nivel
total y, por lo mismo, puede afirmarse que el ingreso en esas entidades
federativas se encuentra menos concentrado.

¿Qué puede concluirse de la evidencia anterior? En realidad muy
poco: a) que las entidades federativas con menores índices de concentra-

⁵ Se entiende por "urbanas" las localidades con más de 2 500 habitantes en
1969; y por "rurales" las que registraban menos de 2 500 habitantes.

Cuadro 4

**ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN DEL INGRESO, POR ENTIDAD FEDERATIVA.
SECTOR URBANO, 1970**

Estado	Ingreso medio	Coficiente de variación	Coficiente de Gini	Coficiente de Theil	Coficiente de Kuznet	Varianza de los logaritmos
Aguascalientes	1410.3	0.759	0.390	0.255	0.282	0.588
Baja California Norte	3293.5	0.585	0.329	0.177	0.276	0.451
Baja California Sur	2539.9	0.720	0.358	0.229	0.286	0.452
Campeche	1470.7	0.838	0.378	0.263	0.262	0.421
Coahuila	2079.1	0.590	0.310	0.164	0.245	0.376
Colima	1941.2	0.640	0.308	0.174	0.243	0.317
Chiapas	1303.0	1.141	0.471	0.428	0.344	0.643
Chihuahua	2221.2	0.667	0.348	0.206	0.275	0.453
Distrito Federal	3133.3	0.844	0.436	0.329	0.375	0.704
Durango	2222.5	0.960	0.436	0.356	0.349	0.595
Guanajuato	2286.7	1.258	0.529	0.552	0.432	0.854
Guerrero	1290.2	0.989	0.429	0.343	0.314	0.529
Hidalgo	1725.6	0.841	0.414	0.301	0.308	0.700
Jalisco	2131.6	0.751	0.333	0.215	0.246	0.366
México	2006.3	0.949	0.455	0.364	0.353	0.703
Michoacán	1546.6	0.684	0.332	0.197	0.239	0.379
Morelos	1769.4	0.913	0.441	0.338	0.344	0.634
Nayarit	1364.4	0.682	0.354	0.207	0.255	0.431
Nuevo León	1957.1	0.816	0.399	0.280	0.316	0.529
Oaxaca	925.4	0.961	0.436	0.328	0.314	0.512
Puebla	2680.3	1.158	0.552	0.557	0.462	1.216
Querétaro	2774.4	0.735	0.394	0.263	0.321	0.662
Quintana Roo	1807.1	0.520	0.260	0.123	0.197	0.266
San Luis Potosí	3224.1	0.789	0.429	0.308	0.358	0.812
Sinaloa	3138.6	0.745	0.398	0.271	0.341	0.666
Sonora	2468.6	0.618	0.334	0.185	0.283	0.401
Tabasco	1754.4	0.853	0.409	0.295	0.309	0.577
Tamaulipas	1770.1	0.736	0.357	0.228	0.274	0.444
Tlaxcala	1026.1	0.769	0.356	0.224	0.264	0.381
Veracruz	2122.4	0.704	0.367	0.228	0.286	0.529
Yucatán	1256.0	0.928	0.441	0.339	0.324	0.633
Zacatecas	1249.1	0.794	0.373	0.247	0.274	0.448
Total	2383.8	0.892	0.440	0.342	0.351	0.714

FUENTE: Cálculos realizados con base en información de la Dirección General de Estadística, *Encuesta de Ingresos y Gastos Familiares, México, 1970.*

Cuadro 5

COEFICIENTES DE GINI POR ENTIDAD FEDERATIVA
"DENTRO DE LOS SECTORES", "ENTRE SECTORES" Y "TOTAL", 1970

Estados	"Dentro de los sectores"	"Entre los sectores"	Total
Aguascalientes	0.3361	0.0967	0.4328
Baja California Norte	0.3138	0.0204	0.3341
Baja California Sur	0.3461	0.0317	0.3778
Campeche	0.3636	0.0306	0.3942
Coahuila	0.3130	0.0315	0.3446
Colima	0.3303	0.0103	0.3406
Chiapas	0.3915	0.0509	0.4424
Chihuahua	0.3467	0.0170	0.3637
Distrito Federal	0.4273	0.0000	0.4273
Durango	0.3978	0.0349	0.4327
Guanajuato	0.4659	0.0706	0.5365
Guerrero	0.3446	0.0508	0.3955
Hidalgo	0.3950	0.0506	0.4456
Jalisco	0.3207	0.1315	0.4522
México	0.4635	0.0287	0.4921
Michoacán	0.3094	0.0417	0.3512
Morelos	0.4213	0.0275	0.4488
Nayarit	0.3334	0.0056	0.3390
Nuevo León	0.3861	0.0320	0.4181
Oaxaca	0.2901	0.0775	0.3676
Puebla	0.4661	0.1068	0.5729
Querétaro	0.3738	0.1926	0.5664
Quintana Roo	0.3611	0.0276	0.3887
San Luis Potosí	0.3796	0.1597	0.5393
Sinaloa	0.3556	0.0580	0.4136
Sonora	0.3031	0.0104	0.3135
Tabasco	0.3248	0.0144	0.3392
Tamaulipas	0.3532	0.0136	0.3668
Tlaxcala	0.3448	0.0053	0.3501
Veracruz	0.3633	0.0435	0.4068
Yucatán	0.4108	0.0545	0.4653
Zacatecas	0.3413	0.0072	0.3486
Total	0.4297	0.0561	0.4858

ción del ingreso familiar son tanto entidades con elevados ingresos *per capita* como entidades pobres y atrasadas; lo mismo sucede con las entidades con mayor concentración del ingreso; *b)* que, con algunas excepciones, las entidades que registran una aguda concentración del ingreso a nivel urbano también la tienen a nivel rural y viceversa y; *c)* que una fuente, en apariencia importante, para explicar los contrastes en la distribución del ingreso entre las entidades parece radicar en los contrastes *entre* los sectores urbano y rural.

III. PRODUCTO *per capita* Y DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO

Con el objeto de analizar la relación existente entre el nivel del producto *per capita* de las entidades federativas y las pautas en la distribución de su ingreso familiar, se han clasificado a las entidades de acuerdo a seis estratos de producto *per capita*, y calculado las medidas correspon-

dientes de las distintas medidas de desigualdad en la distribución del ingreso.⁶

En el cuadro 6 se presentan los valores medios de los coeficientes de Gini, coeficiente de variación, coeficiente de Theil, coeficiente de Kuznets y de la varianza de los logaritmos, para cada estrato de producto *per capita*.

Cuadro 6

ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN DEL INGRESO POR ESTRATOS DE PRODUCTO
per capita. SECTORES URBANO Y RURAL CONSOLIDADOS, 1970

	Estratos (pesos)	Coeficiente de Gini	Coeficiente de variación	Coeficiente de Theil	Coeficiente de Kuznets	Varianza de los logaritmos
1	Hasta 2000	0.406	0.958	0.296	0.295	0.406
2	2001 a 3000	0.477	1.125	0.442	0.361	0.690
3	3001 a 4000	0.436	0.914	0.338	0.329	0.628
4	4001 a 6000	0.402	0.832	0.286	0.304	0.552
5	6001 a 7000	0.351	0.679	0.203	0.255	0.416
6	Más de 7001	0.385	0.758	0.261	0.308	0.546
6 ^a	Más de 7001	0.342	0.659	0.202	0.269	0.407

FUENTE: Elaborado con datos de los cuadros incluidos en este trabajo.

^a Excluidos el Distrito Federal y Nuevo León.

Considérese primero el coeficiente de Gini. Las entidades comprendidas en el primer estrato (con producto *per capita* hasta 2 000 pesos anuales en 1970), registraron un coeficiente medio de Gini de 0.406. En el siguiente estrato (de 2 001 a 3 000 pesos), las entidades alcanzaron un coeficiente medio de Gini superior al del primer estrato, es decir, de 0.477. A partir de este segundo estrato, el coeficiente de Gini disminuye

⁶ Las entidades comprendidas en los estratos de producto *per capita* (1970) son los siguientes:

Estrato (pesos)	Producto <i>per capita</i> media del estrato (pesos)	Entidades federativas
1 Hasta 2 000	1 771	Chiapas, Oaxaca, Tlaxcala y Zacatecas;
2 de 2 001 a 3 000	2 571	Durango, Guanajuato, Guerrero, Hidalgo, Michoacán, Puebla y Querétaro;
3 de 3 001 a 4 000	3 405	Aguascalientes, Jalisco, Estado de México, Nayarit, Quintana Roo, San Luis Potosí, Tabasco y Yucatán;
4 de 4 001 a 6 000	4 382	Baja California Sur, Campeche, Chihuahua, Morelos, Sinaloa y Veracruz;
5 de 6 001 a 7 000	6 056	Coahuila, Sonora y Tamaulipas;
6 más de 7 000	8 325	Baja California Norte, Colima, Distrito Federal y Nuevo León.

Cuadro 7

ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN DEL INGRESO POR ESTRATOS
DE PRODUCTO *per capita*. SECTOR RURAL, 1970

	Estratos (pesos)	Coficiente de Gini	Coficiente de variación	Coficiente de Theil	Coficiente de Kuznets	Varianza de los logaritmos
1	Hasta 2000	0.342	0.663	0.184	0.250	0.323
2	2001 a 3000	0.368	0.763	0.234	0.270	0.395
3	3001 a 4000	0.365	0.741	0.234	0.279	0.418
4	4001 a 6000	0.358	0.696	0.213	0.269	0.437
5	6001 a 7000	0.307	0.636	0.172	0.225	0.317
6	Más de 7001	0.266	0.533	0.160	0.197	0.309

FUENTE: Elaborado con datos de los cuadros incluidos en este trabajo.

de manera paulatina hasta el estrato 5 (entidades con producto *per capita* de entre 6 000 y 7 000 pesos anuales), en el que alcanza un valor medio de 0.355. En el último estrato (más de 7 000 pesos), las entidades federativas aumentan su coeficiente de Gini, registrando una media 0.385. Si de manera arbitraria se excluyen el Distrito Federal y Nuevo León del último estrato (estrato 6b) el coeficiente de Gini que resulta es menor que el registrado para el estrato 5 (0.342).

Tendencias parecidas aparecen en relación a las demás medidas de desigualdad en la distribución del ingreso: aumento de los índices del primero al segundo estrato y descenso paulatino de los mismos del estrato 2 hasta el estrato 6b (excluido el estrato 6).

Dentro de los sectores rural y al urbano se observan tendencias similares (véanse los cuadros 7 y 8), tanto para el coeficiente de Gini como para los demás índices de concentración del ingreso. Por último, estratificado el coeficiente de Gini *dentro de los sectores y entre sectores* de

Cuadro 8

ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN DEL INGRESO POR ESTRATOS DEL PRODUCTO
per capita. SECTOR URBANO, 1970

	Estratos (pesos)	Coficiente de Gini	Coficiente de variación	Coficiente de Theil	Coficiente de Kuznets	Varianza de los logaritmos
1	Hasta 2000	0.409	0.916	0.307	0.299	0.497
2	2001 a 3000	0.441	0.946	0.367	0.346	0.705
3	3001 a 4000	0.384	0.779	0.263	0.290	0.547
4	4001 a 6000	0.382	0.764	0.256	0.299	0.526
5	6001 a 7000	0.334	0.648	0.192	0.267	0.407
6	Más de 7000	0.368	0.721	0.240	0.302	0.500
6 ^a	Más de 7000	0.318	0.612	0.175	0.259	0.384

FUENTE: Elaborado con datos de los cuadros incluidos en este trabajo

^a Excluidos el Distrito Federal y Nuevo León.

acuerdo a la magnitud del producto *per capita* de las entidades federativas proporciona una tendencia parecida (véase el cuadro 9).⁷

Cuadro 9

ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN DEL INGRESO POR ESTRATOS
DE PRODUCTO *per capita*, 1970

	Estratos (pesos)	Coefficiente de Gini	Coefficiente de Theil	Coefficiente de variación	Desviación standar de los logaritmos
1	Hasta 2000	0.39350	0.26042	1.06865	0.79910
2	2001 a 3000	0.47598	0.45201	1.49353	0.97856
3	3001 a 4000	0.43722	0.35194	1.20734	0.90096
4	4001 a 6000	0.40773	0.30275	1.13940	0.82487
5	6001 a 7000	0.35070	0.21640	0.89570	0.70983
6	Más de 7000	0.40242	0.29285	1.07495	0.80585
6 ^a /	Más de 7000	0.35305	0.21005	0.83800	0.72160

FUENTE: Cálculos basados en datos del IX Censo General de Población, conforme a las estimaciones hechas por S. Kalifa (1976).

^a Excluidos el Distrito Federal y Nuevo León.

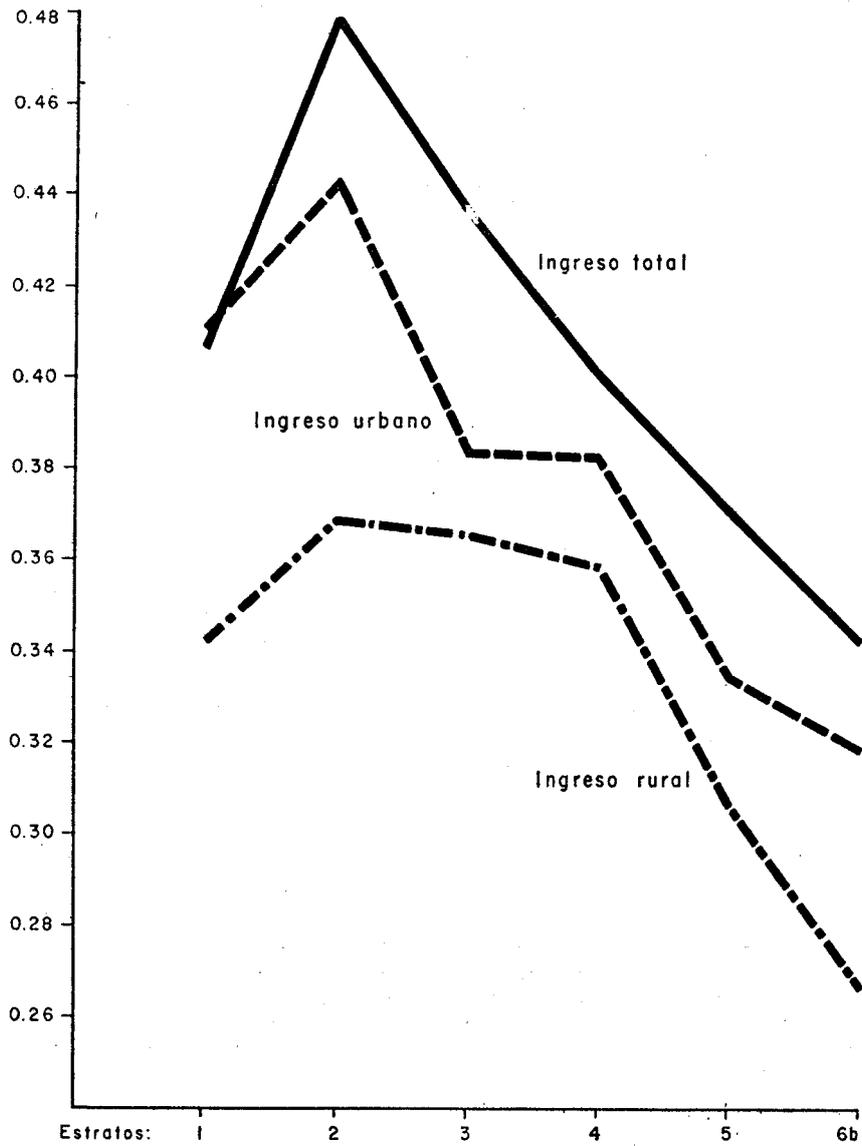
En la gráfica 1 se traza la relación mencionada, tanto para el consolidado como para los sectores rural y urbano. Puede apreciarse gráficamente cómo la distribución del ingreso se hace más desigual cuando se pasa del primer al segundo estrato y cómo, a partir de este estrato, la desigualdad se va haciendo menor conforme aumenta el producto *per capita* de las entidades. Ese fenómeno parece ser generalizado en ambos sectores y en el consolidado total.

De la evidencia empírica comentada queda claro entonces que, a bajos niveles de producto *per capita*, la distribución del ingreso es medianamente concentrada. Conforme aumenta el nivel de producto *per capita*, la distribución del ingreso se va haciendo más concentrada hasta alcanzar un punto máximo que, para el caso de las entidades federativas parece estar en el rango de producto *per capita* de entre 2 000 y 3 000 pesos. A partir de ese nivel, conforme aumenta el producto *per capita*, la desigualdad en la distribución del ingreso disminuye hasta niveles inferiores a los de los estratos bajos de ingreso. Esta afirmación es válida únicamente si se excluyen dos observaciones atípicas: las correspondientes al Distrito Federal y al estado de Nuevo León.

De la evidencia se desprende también que tanto el sector rural como el urbano siguen de cerca esta tendencia. Sin embargo, a cualquier nivel de producto *per capita* el ingreso familiar de las zonas urbanas está más concentrado (mayores coeficientes de Gini) que el prevaleciente en las zonas rurales. Además, la contribución que hacen a la desigualdad en la

⁷ Es interesante hacer notar que la misma tendencia aparece en los datos de S. Kalifa (con base en el IX Censo de Población), cuando las entidades se clasifican con base a estratos de producto *per capita* (véase el cuadro 9).

Gráfica 1
COEFICIENTES DE GINI



distribución total del ingreso los contrastes entre los sectores rural y urbano obedecen también a la misma tendencia apuntada antes.

Las tendencias anteriores no constituyen una sorpresa. Comparaciones internacionales entre diversas medidas de concentración del ingreso y el producto *per capita* entre países muestran relaciones similares, es decir, en forma de una "U" invertida entre ambas variables. En términos medios, el grado de desigualdad en la distribución del ingreso es relativamente pequeño en los países muy pobres; aumenta conforme se incrementa el ingreso *per capita* hasta un punto máximo, a partir del cual los índices disminuyen de manera sistemática.⁸

Lo interesante de los datos de nuestro estudio es que, a nivel regional, las tendencias se confirman de un modo satisfactorio. En la sección siguiente se da una explicación a la relación encontrada entre distribución de ingreso y niveles de desarrollo regional.

IV. HIPÓTESIS ALTERNATIVAS

La evidencia mostrada en el apartado anterior indica que existe una asociación entre el grado de desarrollo y las pautas de la distribución del ingreso entre las regiones de México. Parecería que en etapas tempranas del desarrollo económico, las regiones presentan módulos distributivos del ingreso con características relativamente equitativas. Conforme se avanza en el proceso, la desigualdad en la distribución se acrecienta hasta llegar a un punto crítico a partir del cual esa desigualdad comienza a declinar de manera gradual en los estadios más avanzados del desarrollo económico.

Hasta donde conocemos, Kuznets (1955) fue el primer economista que trató de dar una explicación a estas tendencias. Kuznets pensaba que la economía podía ser dividida en dos sectores diferentes: el primero, con características agrícolas, y el segundo con características no agrícolas. En general, observaba Kuznets, el ingreso *per capita* del sector no agrícola es mayor que en el agrícola, mientras que la distribución del ingreso en este último es igual o menos concentrado que en el sector no agrícola.

⁸ Véanse los siguientes estudios: Lydall (1974); Paukert (1973) y Oshima (1962). El estudio más reciente que viene a confirmar estas tendencias es el realizado por Das (1977). Das seleccionó 118 distribuciones de 71 países, y ajustó una curva de regresión a los coeficientes de Gini de estas distribuciones de ingreso con el nivel de producto *per capita* de los países; introduciendo variables *dummy* para distinguir el efecto de diferencias en las definiciones de ingreso y de sectores. El coeficiente de determinación de esa regresión ($R^2 = 0.38$) es significativo al 99.9% de confianza. La ecuación muestra que, en términos medios, el coeficiente de Gini se eleva a partir de ingresos *per capita* muy bajos, hasta alcanzar su punto máximo a un nivel de 243 dólares (a precios de 1971) y a partir de ese ingreso el coeficiente declina conforme aumenta el ingreso *per capita*.

Si ése fuera el caso, argumenta Kuznets, la dirección y el grado del cambio en la distribución del ingreso de la población total queda determinada por:

- a) Los niveles y el ritmo de crecimiento de las diferencias en el ingreso *entre* los sectores;
- b) Los niveles y ritmo de cambio en la desigualdad *dentro* de ambos sectores; y
- c) Los movimientos de la población entre el sector agrícola y el no agrícola.

Lydall, al comentar a Kuznets, concluye: "Uno de los descubrimientos más importantes (de Kuznets) fue que, aún si las diferencias en el ingreso *per capita* entre sectores permanece constante y si el grado de desigualdad dentro de cada sector fuese el mismo, la transferencia de la población del sector A (agrícola) al B (no agrícola) produce inicialmente una ampliación de la desigualdad en la distribución del ingreso de la población total, seguida, en una etapa posterior, de una reducción en la desigualdad" (Lydall, 1978, pp. 12-14).⁹

En adición, Lydall ha demostrado que aún si se registran niveles de desigualdad *dentro* de los sectores y se permiten cambios en los niveles absolutos de ingreso en cada uno de ellos, las pautas de cambio en la distribución del ingreso (es decir, la "U" invertida) no se afecta de manera fundamental, siempre y cuando el grado de desigualdad sea similar dentro de ambos sectores y la relación entre los ingresos medios de ambos sea constante.

Con base en lo anterior, Lydall ha ofrecido recientemente una revisión de la hipótesis de Kuznets. En cuanto a la existencia de dos sectores, Lydall hace una redefinición de los mismos: en lugar de tener una dicotomía agrícola-no agrícola, divide la economía de acuerdo a la naturaleza de las técnicas de producción usadas en los sectores (Lydall, 1978, p. 12-18).

Para este autor "la esencia del proceso de desarrollo consiste en la introducción de nuevas técnicas; y esto puede ocurrir en cualquier actividad. No existen reglas que indiquen que la agricultura siempre es retrasada, ni de que todas las actividades no agrícolas sean siempre progresivas. Por tanto, una división de la economía más apropiada en dos sectores sería dividirla en un sector *tradicional* o técnicamente atrasado, y un sector *moderno* o técnicamente progresivo" (*Ibid.*, pp. 12-18).¹⁰

⁹ Para una explicación con ejemplos numéricos de esta tendencia, consúltese a Lydall (1978), pp. 12-14 *ss.*

¹⁰ El campesino que usa el arado y fuerza animal estaría ubicado en el sector tradicional, mientras que las fábricas de manufacturas estarían ubicadas en el sector moderno. En el sector tradicional Lydall incluye también a los artesanos, así como un vasto número de personas que trabajan en el comercio y otros servicios con muy baja productividad; mientras que el sector moderno incluiría la agricultura mecanizada, los modernos transportes de carretera y ferrocarril, y los servicios

La razón para hacer hincapié en las diferencias en tecnología entre los sectores estriba en el efecto que éstas tienen sobre los niveles de productividad laboral; y estas diferencias en productividad tienen repercusiones sobre el nivel de los ingresos de las personas que trabajan en los sectores. En opinión de Lydall, la diferencia en técnicas y organización causa los contrastes en productividad y en los ingresos.

Esta orientación descansa, de manera obvia, en la teoría de Salter (1969), quien ha argumentado que los niveles de la productividad están íntimamente asociados con la tecnología que se usa en la producción. Sin embargo, la hipótesis de Lydall va un poco más allá que la orientación de Salter en el sentido de distinguir dos sectores —hipotéticos— más o menos homogéneos: uno con características tecnológicas tradicionales y el otro con una tecnología moderna, mecanizada y con altos niveles de organización. Esto es posible porque la tecnología moderna se disemina en forma desigual entre la economía y afecta en proporciones diferentes a casi todas las actividades económicas.

Así, Lydall concluye: "... la distinción que quiero enfatizar, por tanto, entre un sector moderno y otro tradicional, es entre: 1) un grupo de empresas que usa y continuamente mejora las técnicas modernas de producción que se basan en la división (social) del trabajo y maquinaria; 2) el grupo de empresas que no hacen uso generalizado de esas técnicas debido a ignorancia, obstáculos legales y naturales, debido al círculo vicioso de baja productividad y poca inversión. Pero, en ambos sectores, existe un desarrollo y cambio continuo desde el momento en que el sector moderno empieza a existir" (Lydall, 1978, pp. 12-10).

La identificación de la existencia de ambos sectores permite a Lydall derivar conclusiones interesantes sobre las pautas de distribución del ingreso entre las personas. Si se supone que: 1) en un país pobre existe una diferencia notable en la productividad media de ambos sectores y; 2) que conforme tiene lugar el desarrollo económico, la productividad en ambos sectores aumenta, aunque no a la misma tasa; el autor ilustra cómo la expansión de la importancia relativa del sector moderno —representado por el número de personas que trabajan en este sector— impone movimientos en la distribución del ingreso entre las personas similar a los observados por Kuznets.

Para ilustrar su hipótesis, Lydall elabora un sencillo modelo matemático que relaciona los niveles de productividad en cada sector con el nivel de ingreso *per capita* de la sociedad; y hace explícito el mecanismo de transferencia de la población ocupada desde el sector *tradicional* al sector *moderno*. Con ayuda de alguna información entre países, Lydall lleva a cabo un ejercicio de simulación del proceso en el cual, bajo el supuesto de que la distribución del ingreso es similar en ambos sectores, reproduce

y comercio especializados intensivos en capital y en organización, las finanzas y la administración gubernamental (Lydall, 1978, pp. 12-18).

una curva del tipo de una "U" invertida entre un índice de desigualdad y el nivel de producto *per capita* a medida que el sector "moderno" cobra mayor importancia en la economía.

Las hipótesis de Kuznets y Lydall pueden ayudarnos a entender la relación observada entre la desigualdad en la distribución del ingreso y los niveles de producto *per capita* de las entidades federativas de México.

La tendencia a crecer y luego a disminuir de la distribución del ingreso *entre* los sectores rurales y urbanos, observada en la sección anterior, sería quizá explicada por la hipótesis de Kuznets.

Sin embargo, para Kuznets la distribución del ingreso *dentro* de los sectores agrícola y no agrícola debe permanecer constante a medida que aumenta el producto *per capita*. Cabe recordar que la evidencia presentada en la sección anterior muestra que tanto en el sector rural (que podría identificarse con el agrícola como lo concibe Kuznets) como en el urbano (el no agrícola de Kuznets), la tendencia es parecida a la de una "U" invertida, es decir, elevación de la desigualdad hasta un punto crítico conforme aumenta el producto *per capita*, y una disminución gradual a partir de ese nivel. Así, la hipótesis de Kuznets no ayudaría mayormente a explicar el comportamiento en la distribución del ingreso *dentro* del sector rural y urbano del país.

En la siguiente sección se exploran con detalle las implicaciones de la hipótesis alternativa ofrecida por Lydall y, mediante alguna evidencia, se somete a verificación empírica.

V. DUALISMO TECNOLÓGICO Y DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO

En la explicación de la relación entre los niveles del producto *per capita* y los índices de desigualdad en la distribución del ingreso en las regiones, la hipótesis de Lydall hace hincapié en las características tecnológicas de dos sectores hipotéticos de la economía: el sector tradicional y el moderno.

El tratamiento de dos sectores económicos no es nuevo en la literatura económica. La teoría de Lewis (1954) y la de Ranis y Fei (1961) hacen una distinción similar para explicar el proceso de desarrollo económico en los países de menor desarrollo relativo. Lo novedoso de la aportación de Lydall consiste en señalar que la mera existencia de ambos sectores —tradicional y moderno— puede ayudar a explicar las pautas observadas en la distribución del ingreso de las familias.

La hipótesis de Lydall puede concretarse como sigue: Supóngase que se conoce el nivel medio de productividad del trabajo en ambos sectores, y que en el *moderno* la productividad es mayor que en el *tradicional*. Además, supóngase que se conoce la distribución del ingreso en cada uno de esos sectores y, por el momento, también que es constante en todos los niveles de producto *per capita* de las regiones. Por último, supóngase que

hay una relación fija entre la forma como se distribuyen los coeficientes de productividad dentro de cada sector y la forma como se distribuye el ingreso entre las familias de los sectores.

Si todos los supuestos anteriores se verifican, es fácil demostrar que la distribución del ingreso total —medido por la varianza de los logaritmos— queda determinada por la siguiente fórmula.¹¹

$$\sigma^2 = \lambda_1 \sigma_1^2 + \lambda_2 \sigma_2^2 + \lambda_1 \lambda_2 (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)^2 \quad 1)$$

en donde:

- σ^2 = Varianza de los logaritmos de los ingresos de las familias;
- σ_1^2 = Varianza de los logaritmos de los ingresos en el sector 1;
- σ_2^2 = Varianza de los logaritmos de los ingresos en el sector 2;
- λ_1 = Número de personas que trabajan (y reciben ingreso) en el sector 1;
- λ_2 = Número de personas que trabajan (y reciben ingreso) en el sector 2;
- \bar{X}_1 = Logaritmo del ingreso medio en el sector 1;
- \bar{X}_2 = Logaritmo del ingreso medio en el sector 2.

La hipótesis de Lydall supone que a medida que el producto *per capita* de una región se eleva, se registra una transferencia de la población ocupada en el sector tradicional (sector 1) al sector moderno (sector 2). Dado que σ_1^2 , σ_2^2 , \bar{X}_1 y \bar{X}_2 son constantes, el impacto que tiene esa transferencia de trabajadores de uno a otro sector hace que la varianza de los logaritmos de los ingresos totales se acrecienta de manera paulatina hasta cierto punto, a partir del cual comienza a disminuir, con lo que se reproduce una curva del tipo de una "U" invertida, como la observada en la sección anterior.¹²

En la práctica —observa Lydall— los ingresos medios no permanecen constantes, sino que aumentan —aunque a diferente tasa— cuando se pasa de una región con nivel de producto *per capita* bajo a una con producto *per capita* elevado. Sin embargo, el efecto que ello impone no altera el resultado, siempre y cuando exista una relación monótonica entre \bar{X}_1 y \bar{X}_2 .

El otro supuesto crucial en este modelo es el referente a la proporcionalidad entre la distribución de los coeficientes de productividad de cada sector y la forma como se reparte el ingreso dentro de ello; a este supuesto volveremos más adelante.

Con el objeto de probar la adecuación de esta versión simplificada de la hipótesis de Lydall a la realidad económica regional de México, se uti-

¹¹ Véase J. J. Thomas (1973), capítulo 6.

¹² En la ecuación 1) el efecto curvilíneo de esa relación lo da el término $(\lambda_1 \lambda_2)$, que pasa de 0 cuando $\lambda_1 = 1$ y $\lambda_2 = 0$ hasta 0.25 cuando $\lambda_1 = \lambda_2 = 0.50$; y regresa después a cero cuando $\lambda_1 = 0$ y $\lambda_2 = 1$.

liza la información disponible de los censos económicos de 1970. De acuerdo a esa información, se definen los sectores conforme a los siguientes criterios:

Sector tradicional. Incluye, dentro del sector agropecuario, los predios privados de menos de 5 hectáreas y los ejidos; y dentro de las actividades industriales, comerciales y de servicios, comprende a los establecimientos sin personal remunerado y con hasta 5 trabajadores remunerados;

Sector moderno. Incluye, dentro del sector agrícola, los predios privados de más de 5 hectáreas, sean éstos agrícolas, silvícolas o pecuarios; y dentro de las actividades industriales, comerciales y de servicios, incluye los establecimientos con 6 o más personas remuneradas.

En la definición de los sectores no se contó con información a nivel regional sobre transportes, banca y gobierno que permitiera una diferenciación entre actividades *tradicionales* y *modernas*. Es evidente que la definición adoptada de los sectores tiene algo de arbitraria. Existe tanta dispersión en los niveles medios de productividad dentro del sector *tradicional* como dentro del *moderno*; sin embargo, los contrastes *entre* los sectores son aún mayores, como lo requiere la hipótesis de Lydall.¹³

En el cuadro 10 se presentan los niveles de valor agregado por persona ocupada, dentro de cada uno de los sectores (moderno y tradicional), en cada una de las actividades económicas mencionadas y por entidades federativas. Como puede observarse, sin excepciones, la magnitud del valor agregado por hombre ocupado en el sector urbano es mayor que en el sector tradicional.

Para llevar a cabo la verificación empírica de la hipótesis de Lydall, se necesita además información sobre:

- a) Una medida del grado de dispersión existente en la magnitud de valor agregado por hombre ocupado dentro de cada actividad y dentro de cada sector y;
- b) Una medida del número de personas empleadas en cada entidad federativa, en cada actividad y en cada sector.

Para el primer punto, se supone que la dispersión existente *entre* las entidades federativas en la magnitud del valor agregado por hombre ocupado dentro de cada sector, constituye una medida del grado de dispersión existente *dentro* de los sectores. Para que la medida de dispersión sea en términos relativos, se utiliza la varianza de los logaritmos de los niveles de valor agregado por persona ocupada.

¹³ Especial mención requiere la diferenciación de sectores dentro de las actividades agropecuarias. La información disponible mostraría más el efecto de la reforma agraria entre entidades que la dualidad tecnológica existente entre ellos. Una mejor definición habría sido considerar, dentro del sector moderno, predios de riego con cierto nivel de capital invertido por trabajador, pero la ausencia de información hizo imposible llevar a cabo tal diferenciación.

Cuadro 10

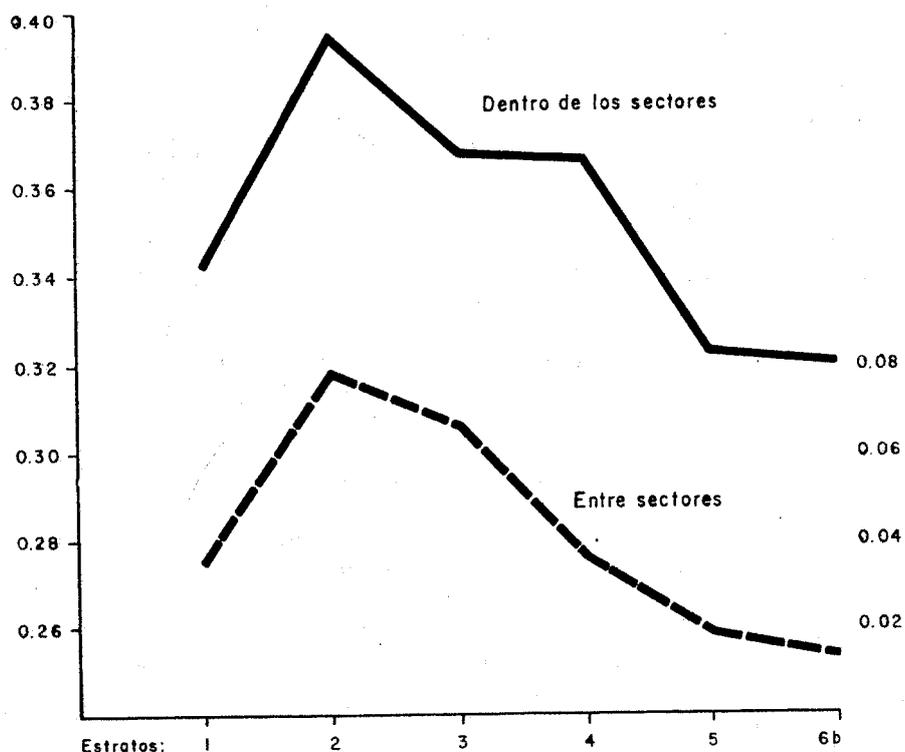
VALOR AGREGADO POR HOMBRE OCUPADO, POR SECTORES, ACTIVIDADES Y ENTIDAD FEDERATIVA, 1970
(miles de pesos)

Estados	Agropecuario			Industrial ^{a/}			Comercio			Servicios		
	Tradicional	Moderno	Total	Tradicional	Moderno	Total	Tradicional	Moderno	Total	Tradicional	Moderno	Total
Aguascalientes	2.237	5.619	3.810	10.370	33.817	29.247	13.963	51.897	31.158	15.464	23.048	17.858
Baja California Norte	2.053	6.431	3.146	22.391	50.360	47.773	30.483	85.847	58.686	30.954	57.926	43.723
Baja California Sur	5.378	7.657	7.247	16.011	57.539	53.216	27.754	72.785	46.835	16.879	45.386	29.873
Campeche	1.753	11.243	2.881	9.302	32.623	28.355	13.322	41.878	21.359	12.934	39.504	19.564
Coahuila	1.505	3.753	2.027	15.928	65.333	62.082	15.173	66.429	38.749	19.729	37.148	26.741
Colima	4.108	8.857	5.714	16.592	29.560	25.291	13.702	49.696	22.231	13.229	47.018	23.583
Chiapas	1.653	2.408	1.939	9.434	31.554	23.767	10.007	58.102	23.373	10.300	34.003	14.743
Chihuahua	4.735	9.108	6.985	16.813	59.131	55.189	18.503	51.059	33.487	21.551	44.599	30.841
Distrito Federal	4.612	6.580	4.883	21.245	59.429	55.971	25.937	88.273	56.204	30.769	68.250	51.972
Durango	1.596	4.306	2.406	9.572	38.839	35.035	10.277	53.256	22.447	13.491	19.481	15.502
Guanajuato	1.748	3.697	2.481	10.493	36.322	31.752	13.911	61.626	27.637	15.312	32.397	20.997
Guerrero	1.071	1.632	1.213	10.898	32.285	24.440	14.434	61.391	27.463	15.919	49.444	37.967
Hidalgo	0.689	1.772	.907	9.238	52.500	47.312	15.551	57.116	24.771	11.425	30.713	15.836
Jalisco	1.333	4.105	2.099	13.282	54.598	47.213	24.540	64.764	38.587	17.891	47.724	30.287
México	0.147	2.325	.634	14.629	71.992	68.641	24.111	86.866	39.720	15.178	47.650	26.342
Michoacán	1.360	3.278	1.693	9.103	28.361	22.092	10.270	20.726	20.334	11.920	26.122	15.885
Morelos	1.069	1.868	1.157	12.027	46.198	40.395	13.685	65.017	26.765	14.598	39.202	23.671
Nayarit	5.720	6.588	5.848	12.100	42.315	36.276	14.529	42.881	20.941	12.783	22.772	14.824
Nuevo León	8.569	24.697	15.755	18.181	71.742	68.889	29.448	66.889	48.987	39.179	61.068	50.574
Oaxaca	0.754	1.862	.912	6.101	30.944	21.594	7.928	44.102	14.907	9.041	29.237	13.255
Puebla	1.067	3.164	1.476	8.806	53.704	45.057	14.112	65.817	27.153	14.030	41.268	23.047
Queretaro	0.910	6.972	2.526	7.563	61.435	52.512	9.643	56.188	23.288	14.265	31.181	21.150
Quintana Roo	2.025	12.584	2.474	9.661	20.251	17.360	15.087	37.823	18.230	15.410	44.677	28.745
San Luis Potosí	1.882	6.011	2.531	5.393	45.377	34.779	12.118	58.812	24.715	14.877	32.300	20.796
Sinaloa	3.191	11.632	4.842	16.076	48.479	42.961	18.632	64.074	39.033	21.240	46.030	32.666
Sonora	4.205	12.528	8.127	23.814	51.589	48.708	27.185	84.439	58.014	25.232	40.962	31.585
Tabasco	4.234	2.943	3.448	12.587	27.389	22.708	17.840	48.380	27.836	16.547	31.272	20.379
Tamaulipas	4.972	9.534	7.242	14.389	36.213	32.341	20.337	69.842	40.813	19.986	46.486	30.485
Tlaxcala	0.569	2.477	.809	6.422	33.712	24.093	7.250	40.706	10.771	7.424	9.810	7.787
Veracruz	2.087	4.637	2.573	10.953	57.847	49.195	13.769	62.295	28.980	15.323	41.467	22.907
Yucatán	2.617	5.054	3.154	7.921	19.578	16.995	13.379	58.736	25.299	13.190	31.142	19.243
Zacatecas	2.243	3.763	2.954	7.945	44.857	34.317	18.558	53.571	24.677	12.741	15.538	13.496
Total	1.555	4.887	2.334	13.786	57.615	52.732	19.588	74.280	40.461	20.821	54.975	36.657

FUENTE: Estimados con base en información de la Dirección General de Estadística, V Censo Agrícola, Ganadero y Ejidal, 1970; IX Censo Industrial; VII Censo de Servicios; VI Censo Comercial.

^a Incluye industria extractiva y manufacturera.

Gráfica 2
COEFICIENTES DE GINI



En el cuadro 11 se presentan las varianzas de los logaritmos del valor agregado por persona ocupada para cada sector en cada una de las actividades:

Cuadro 11
VARIANZA DE LOS LOGARITMOS

Actividad	Sector	
	Tradicional	Moderno
Agropecuario	0.4169	0.9668
Industrial	0.1488	0.0988
Comercial	0.1405	0.0492
Servicios	0.1213	0.1618

Como puede apreciarse, el grado de dispersión es mayor en el sector tradicional que en el moderno en las actividades industriales y comerciales, y menor en las agropecuarias y de servicios.

Para llevar a cabo la prueba de la hipótesis, se han calculado los valores medios de las variables para cada uno de los estratos de producto *per capita* analizados en la sección III de este informe.

En el cuadro 12 aparecen los valores de la participación del empleo del sector *tradicional y moderno* en cada estrato de PIB *per capita* dentro de cada actividad; y en el cuadro 13 los valores medios de los logaritmos del valor agregado por hombre ocupado por sectores dentro de cada actividad y por estratos de PIB *per capita*.

Al hacer uso de las varianzas de los logaritmos *dentro* de cada sector, y de la información contenida en los cuadros 12 y 13, y mediante la fórmula 1), se ha calculado la varianza resultante dentro de cada actividad económica, de acuerdo a los estratos de PIB *per capita*. En el cuadro 14 se presentan los resultados. Como puede apreciarse en este cuadro, dentro de cada actividad, la varianza de los logaritmos de los niveles de valor agregado por persona ocupada entre los sectores *tradicional y moderno* generan una curva del tipo de "U" invertida conforme se pasa de estratos de bajo producto a estratos de elevado producto *per capita*. La gráfica 3 reproduce esa relación para las actividades industriales, comerciales y de servicios, y la 4 para las actividades agropecuarias.

Ese interesante observar que, dentro de las actividades, la que mayores índices de variación presenta es la relativa a las actividades industriales seguida por las agropecuarias, los servicios y las comerciales. Esta evidencia muestra que sin excepción, *en cualquiera de esas actividades la dispersión en los niveles de valor agregado por persona ocupada aumenta conforme se pasa de estratos de bajo a alto PIB per-capita, alcanza un máximo, y luego disminuye*. En los sectores industrial y comercial el punto máximo se alcanza en el estrato 2; en el de servicios en el estrato 4 y en el agropecuario en el estrato 5.

El comportamiento señalado obedece, en primer lugar, al desplazamiento de la población ocupada dentro del sector tradicional hacia el moderno, conforme se pasa de bajos a elevados ingresos *per capita* y, en segundo lugar, el acrecentamiento de la brecha de los niveles de producto por hombre ocupado entre los sectores, como se observa en el cuadro 13 citado antes.

Al hacer uso del modelo 1), pueden estimarse las varianzas de los logaritmos para las actividades que pueden ser consideradas como *urbanas*, es decir, la varianza total observada entre las actividades industriales, comerciales y de servicios; y esas varianzas pueden ser comparadas con las varianzas de los logaritmos de los ingresos *urbanos* señaladas en el apartado II de este documento. En adición, pueden compararse las varianzas de los logaritmos del valor agregado por persona ocupada dentro del sector agropecuario con la varianza de los logaritmos de la distribu-

Cuadro 12

**PARTICIPACIÓN RELATIVA DEL EMPLEO EN LOS SECTORES TRADICIONAL Y MODERNO POR ACTIVIDADES
ECONÓMICAS Y POR ESTRATOS DE PRODUCTO *per capita*, 1970
(Porcientos)**

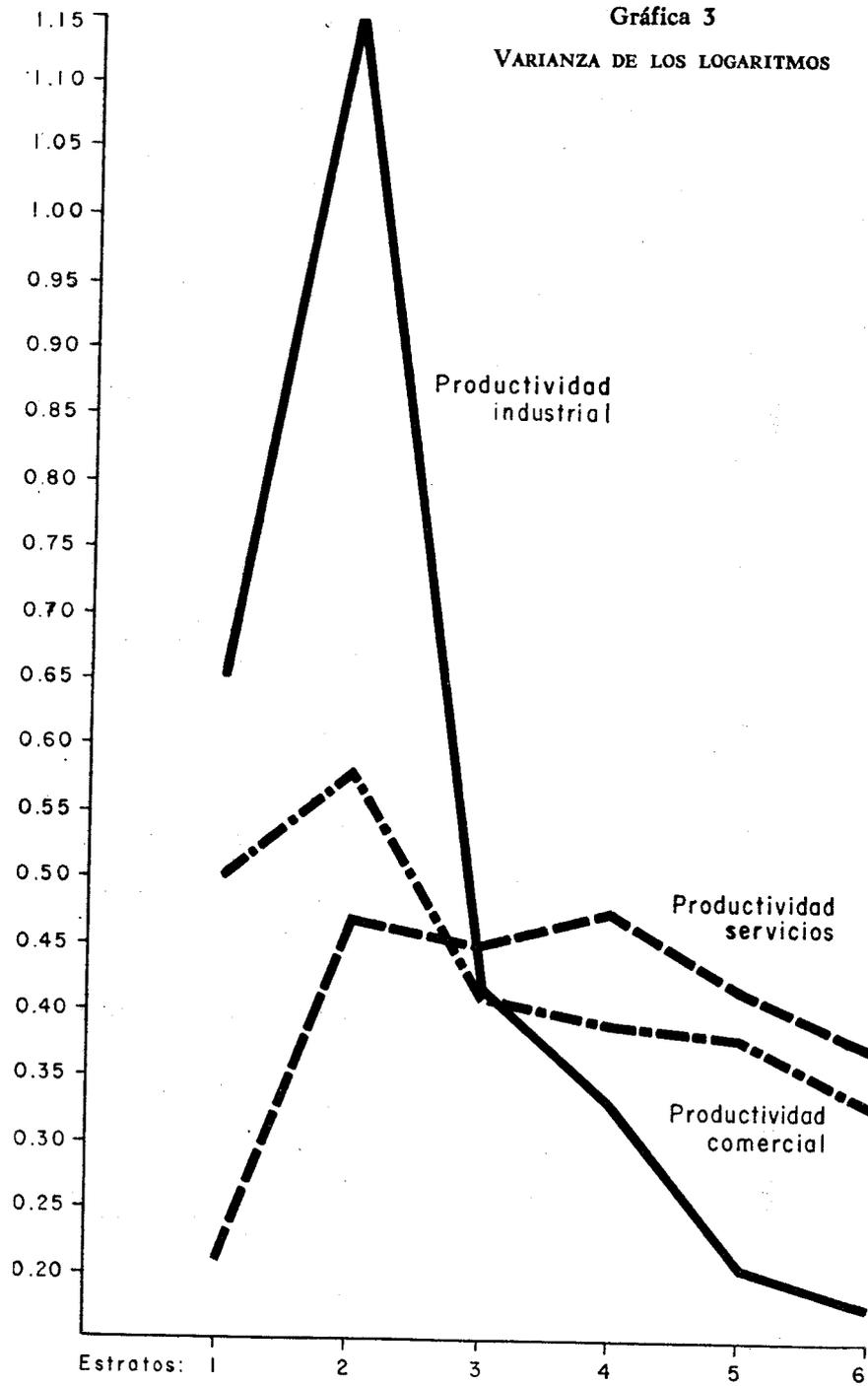
Estratos del PIB <i>per capita</i> (pesos)	Agropecuario		Industrial		Comercio		Servicios	
	Tradicional	Moderno	Tradicional	Moderno	Tradicional	Moderno	Tradicional	Moderno
1 Hasta 2000	0.8213	0.1787	0.3416	0.6584	0.8123	0.1877	0.7953	0.2047
2 2001 a 3000	0.7769	0.2232	0.2111	0.7889	0.7454	0.2446	0.6320	0.3680
3 3001 a 4000	0.7466	0.2540	0.2135	0.7865	0.7156	0.2844	0.6660	0.3340
4 4001 a 6000	0.6763	0.3237	0.1504	0.8476	0.6364	0.3636	0.6435	0.3713
5 6001 a 7000	0.5996	0.4004	0.1156	0.8844	0.5233	0.4707	0.5991	0.4009
6 más de 7000	0.7073	0.2927	0.1014	0.8986	0.5513	0.4412	0.5343	0.4657

Cuadro 13

**LOGARITMOS NATURALES DEL VALOR AGREGADO POR HOMBRE OCUPADO EN LOS SECTORES TRADICIONAL
Y MODERNO, POR ACTIVIDADES ECONÓMICAS Y POR ESTRATOS DE PRODUCTO *per capita*, 1970**

Estratos del PIB <i>per capita</i> (pesos)	Agropecuario		Industrial		Comercio		Servicios	
	Tradicional	Moderno	Tradicional	Moderno	Tradicional	Moderno	Tradicional	Moderno
1 Hasta 2000	7.098	6.898	8.966	10.498	9.226	10.791	9.178	9.890
2 2001 a 3000	7.019	7.467	8.140	10.641	9.425	11.012	9.523	10.364
3 3001 a 4000	7.510	8.707	9.140	10.489	9.705	10.908	9.622	10.426
4 4001 a 6000	7.795	8.801	9.488	10.805	9.740	10.978	9.838	10.659
5 6001 a 7000	7.917	10.028	9.776	10.812	9.919	11.010	9.976	10.623
6 más de 7000	7.469	9.969	9.876	10.823	10.176	11.165	10.485	10.968

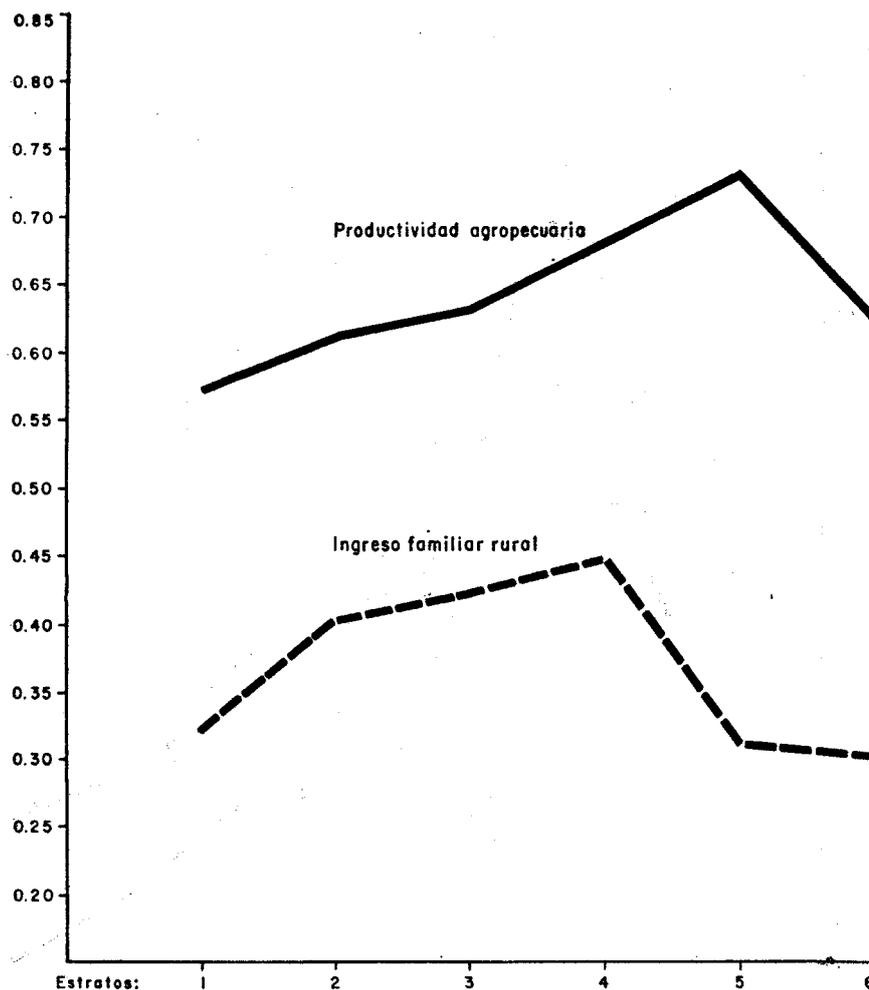
Gráfica 3
VARIANZA DE LOS LOGARITMOS



ción del ingreso rural comentada en el inciso III. En las gráficas 4 y 5 se presentan ambas comparaciones.

Gráfica 4

VARIANZA DE LOS LOGARITMOS



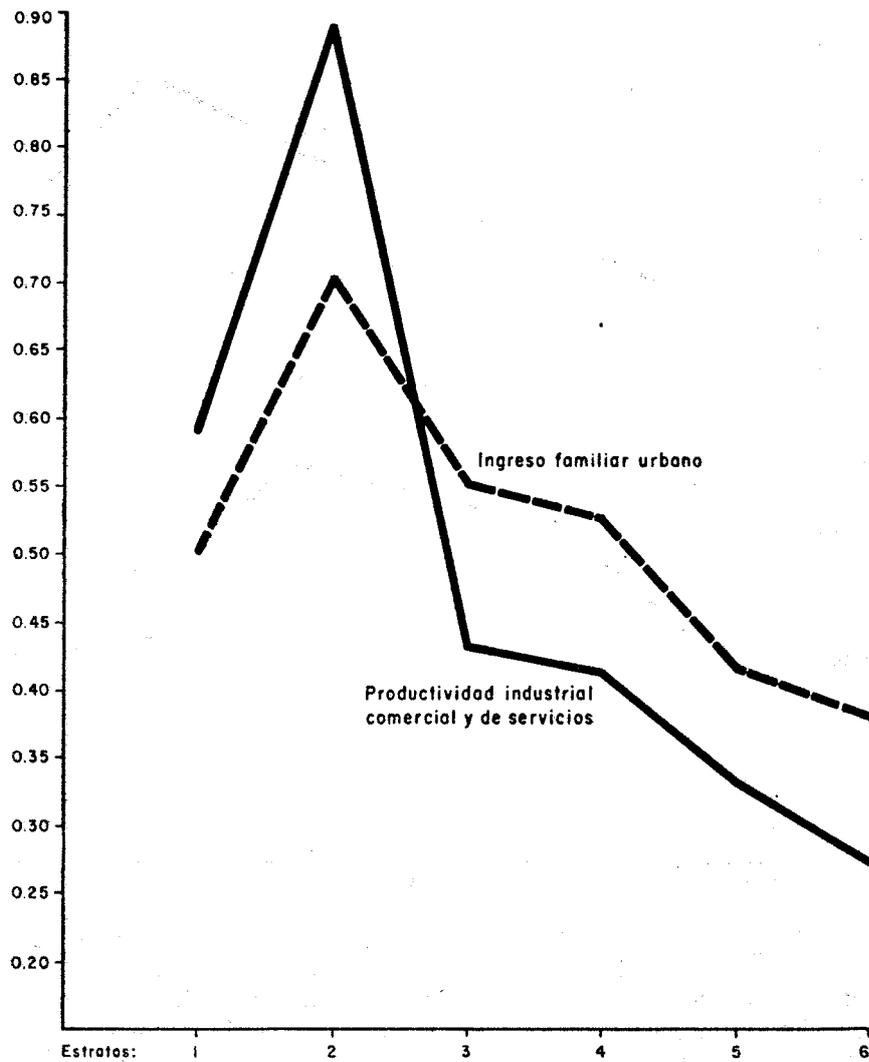
En la gráfica 5 puede observarse que la varianza de los logaritmos de la productividad del trabajo entre los sectores tradicional y moderno de las actividades industriales, comerciales y de servicios, reproduce con mucha fidelidad la tendencia en la varianza de los logaritmos de los ingresos familiares urbanos. El punto de varianza máximo se alcanza en el estrato 2 de

producto *per capita*, a partir del cual disminuyen de manera paulatina y en forma paralela hasta el estrato 6. Sin embargo, la varianza de la productividad es mayor en los primeros dos estratos que la de los ingresos, y menor en los estratos siguientes.

En relación a la gráfica 5, puede apreciarse que la varianza de los lo-

Gráfica 5

VARIANZA DE LOS LOGARITMOS



garitmos de la productividad agropecuaria reproduce también —en forma aproximada— la correspondiente a los ingresos rurales. Sin embargo, en este caso, el punto máximo de la primera se alcanza en el estrato 5, mientras que el máximo de la varianza del ingreso rural se alcanza en el estrato 4. Para todos los estratos, la varianza de la productividad agropecuaria es mayor que la de los ingresos rurales.

Por último, de nuevo con el auxilio de la ecuación 1), puede estimarse la varianza de los logaritmos de la productividad laboral para todos los sectores en forma consolidada, utilizando para ello los desplazamientos de la población ocupada del sector agropecuario a los sectores industrial, comercial y de servicios. En el cuadro 14 se presentan esas varianzas por estratos, y en la gráfica 6 se contrasta con la varianza de los logaritmos del ingreso familiar total.

Cuadro 14

VARIANZA DE LOS LOGARITMOS DEL VALOR AGREGADO POR HOMBRE OCUPADO
POR ACTIVIDADES ECONÓMICAS Y POR ESTRATOS DE PRODUCTO
per capita, 1970

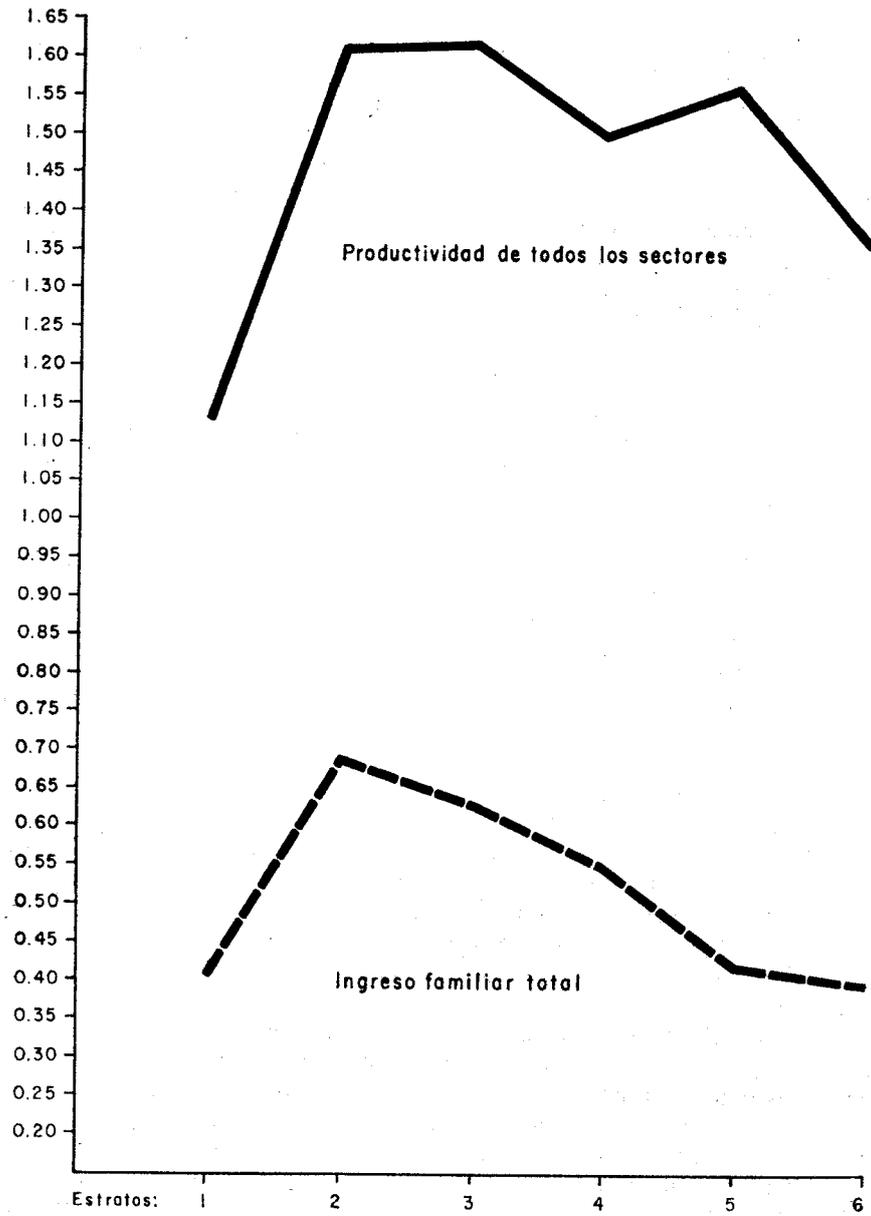
Estratos de PIB <i>per capita</i> (pesos)	Agrícola	Industrial	Comercial	Servicios	Industrial, comercial y servicios combinados	Total
1 Hasta 2000	0.5722	0.6435	0.4968	0.2121	0.5876	1.128
2 2001 a 3000	0.6074	1.1508	0.5804	0.4737	0.8852	1.6053
3 3001 a 4000	0.6310	0.4150	0.4089	0.4469	0.4342	1.6102
4 4001 a 6000	0.6805	0.3272	0.3936	0.4776	0.4143	1.4991
5 6001 a 7000	0.7305	0.2142	0.3898	0.4152	0.3345	1.5617
6 más de 7000	0.6587	0.1856	0.3370	0.3716	0.2733	1.3604

Puede apreciarse que la varianza de los logaritmos de la productividad entre todos los sectores reproduce —quizás con menos aproximación que los casos anteriores— el movimiento entre estratos de la varianza de los logaritmos de los ingresos totales. Sin embargo, en este caso, la varianza de los niveles de productividad es considerablemente mayor que la de los ingresos, y la primera presenta una breve ruptura entre el estrato 4 y el 5, en tanto que la segunda desciende de manera continua a partir del segundo estrato.

De todo el análisis precedente se desprenden varias cuestiones de interés. En primer lugar, resulta evidente que el grado de variabilidad de la productividad del trabajo entre los sectores *tradicional* y *moderno* en todas las actividades económicas se acrecienta cuando se parte de estratos de producto *per capita* bajos hasta estratos intermedios y que, a partir de éstos, disminuye monótonicamente en estratos de producto *per capita* más elevados. Este resultado obedece al desplazamiento gradual de la población ocupada del sector tradicional hacia el sector moderno dentro de cada actividad económica, así como al ensanchamiento de la brecha exis-

Gráfica 6

VARIANZA DE LOS LOGARITMOS



tente entre los niveles de productividad media dentro de ambos sectores, conforme se aumenta el nivel de producto *per capita* de las entidades federativas.

En segundo lugar, la tendencia observada en la varianza de los niveles de productividad entre las actividades industriales, comerciales y de servicios, también es similar a la existente en cada una de las actividades consideradas por separado. Esa tendencia es, además, similar a la observada en la dispersión de los ingresos urbanos, y la existente en el sector agropecuario es también parecida a la observada en la varianza de los ingresos rurales. A nivel consolidado total, la varianza de la productividad entre sectores *moderno* y *tradicional* y entre actividades económicas, reproduce con alguna fidelidad la tendencia en la varianza de los logaritmos de los ingresos familiares, conforme se pasa de entidades con bajo nivel de producto *per capita* a entidades con niveles más elevados.

Las dos conclusiones anteriores confirman la hipótesis de Lydall en relación al comportamiento de los sectores tradicional y moderno. Sin embargo, de las curvas analizadas con anterioridad se desprende que la varianza de la productividad laboral es siempre mayor que la observada en los ingresos familiares, para cualquier nivel de producto *per capita*.¹⁴ Este resultado obedece a la forma como se calcularon las varianzas dentro de cada sector, es decir, de acuerdo a la variabilidad entre entidades. De haber contado con estimaciones de varianza para cada entidad, los resultados habrían sido más cercanos.

Con las reservas del caso, de la evidencia mostrada en esta sección se desprende que la estructura productiva —manifestada por el dualismo tecnológico— es un elemento importante que condiciona los módulos distributivos del ingreso familiar de las regiones mexicanas. En la siguiente sección se lleva a cabo un análisis de las consecuencias que implica este fenómeno.

VI. CONCLUSIONES

La distribución del ingreso es un fenómeno algo complejo, y cualquier intento de esquematización puede resultar mecanicista e incompleto. El

¹⁴ Este aspecto es de interés. La distribución del ingreso que miden los índices de desigualdad se refieren a la distribución del ingreso familiar; y éste está compuesto por sueldos, salarios, intereses, dividendos, renta empresarial e ingreso imputado que reciben las familias. Es decir, excluye la parte del producto que retienen las empresas en forma de reservas y de utilidades no distribuidas. Dado que los ingresos de las familias registran una menor variabilidad que la del valor agregado por hombre ocupado, se desprende que la parte del producto regional que no va a parar a las familias tiene un grado de concentración mucho mayor que el del ingreso familiar. Así, se deja ver con claridad que el análisis de la distribución del ingreso familiar no descubre, ni con mucho, la verdadera concentración del ingreso total de la comunidad.

presente estudio se ha centrado en el análisis de un aspecto de este fenómeno: la comparación de los módulos distributivos del ingreso familiar entre las entidades de la república, con el objeto de esclarecer, al menos de manera parcial, la relación existente entre la distribución del ingreso y los niveles de desarrollo relativo de las entidades federativas.

La evidencia presenta en páginas anteriores apoya, en buena medida, la hipótesis del dualismo tecnológico sugerida por Lydall. Muestra que el aumento en la desigualdad en la distribución del ingreso entre las entidades con bajo a mediano producto *per capita* y su posterior disminución conforme éste se aumenta, tiene un substrato de características estructurales. Sugiere que, en el proceso de desarrollo capitalista, la introducción de nuevas y modernas técnicas de producción provoca, en una primera instancia, una ampliación de la desigualdad de los ingresos. Conforme la nueva tecnología se va haciendo más generalizada dentro de la estructura productiva, esas desigualdades comienzan a disminuir, pero de ninguna manera desaparecen del todo. De este modo, la base productiva misma condiciona los módulos distributivos del ingreso.

A nivel regional, la penetración y generalización del llamado *sector moderno* está condicionada por una serie de factores. En un estudio sobre el tema llevado a cabo en relación al sector manufacturero del país¹⁵ se encontró que, a nivel interregional, los niveles de eficiencia económica —y por lo tanto de productividad del trabajo— dependen en gran medida de la presencia de economías de escala y economías de aglomeración. La modernización de las instalaciones depende así de la magnitud de los mercados, de las facilidades infraestructurales y de las relaciones interindustriales prevalecientes en las regiones. Asociado a ello se encuentra el fenómeno de la concentración industrial en pocos polos de desarrollo.

Con ciertas reservas puede generalizarse la evidencia, es decir, de un análisis estático pueden derivarse conclusiones dinámicas. Desde este punto de vista, se esperaría que, conforme aumenten su producto *per capita* las regiones pobres, el comportamiento esperado sobre la distribución de sus ingresos seguirá los módulos ahora observados para las entidades de mayor ingreso relativo. Si esta generalización es aceptada, se esperaría que los estados de Chiapas, Oaxaca, Tlaxcala y Zacatecas aumenten la desigualdad en la distribución de sus ingresos cuando pasen del estrato 1 (hasta 2 000 pesos) al estrato 2 (de 2 001 a 3 000 pesos). Desde este punto de vista, la desigualdad en la distribución del ingreso a nivel nacional aumentaría en términos absolutos. Sin embargo, sería de esperarse que al suceder esto, entidades como Durango, Guanajuato, Guerrero, Hidalgo, Michoacán, Puebla y Querétaro, aumentarían también la magnitud de su producto *per capita* y, con ello —al pasar del estrato 2 al 3— disminuiría la desigualdad en la distribución de sus ingresos, con lo que el

¹⁵ Véase E. Hernández Laos (1977). Una síntesis puede encontrarse en Hernández Laos (1979).

efecto combinado sobre la distribución del ingreso a nivel quedaría compensado.

A la luz de la información disponible, esta tendencia se confirma: Entre 1968 y 1977 se registró en el país un modesto proceso redistributivo del ingreso, que benefició mayormente a la clase media. En ese período, el coeficiente de Gini a nivel nacional pasó de 0.526 a 0.496,¹⁶ es decir, se mantuvieron relativamente constantes las pautas de la distribución del ingreso, a nivel nacional. De manera que, a nivel nacional, el paso de las entidades a estratos de mayor producto *per capita* provocó efectos que se cancelaron, con lo que permaneció más o menos constante la distribución del ingreso familiar del país.

Así, lo que la hipótesis demuestra, es por qué la distribución del ingreso nacional es tan concentrada y relativamente constante. A nivel nacional, la eliminación gradual del dualismo tecnológico será materia de muchos años todavía. La penetración de la moderna tecnología en las entidades federativas ahora productoras de petróleo agudizará los contrastes entre el sector tradicional y el sector moderno de esas entidades. Similarmente, los planes existentes de desconcentración industrial que ahora lleva a cabo el Gobierno Federal, provocarán mayores contrastes tecnológicos en las entidades periféricas. Es de esperarse que ello eleve la magnitud de la desigualdad en la distribución del ingreso a nivel nacional.

De lo anterior se desprende que en la actualidad, y en el futuro previsible, las pautas registradas en la distribución del ingreso están ya condicionadas en buena medida por la naturaleza de la estructura productiva. Y esa estructura productiva —de la cual el dualismo tecnológico no es sino una manifestación— impone módulos distributivos altamente concentradores de ingreso.

La mera generación de empleos —como lo pregonaba el planteamiento oficial— no necesariamente provocará una redistribución del ingreso en el país. Las medidas redistributivas tendrán que ser enfocadas, así, a la redistribución del bienestar de las familias mediante políticas de gasto público selectivo y, en especial, mediante una reforma tributaria que rompa con los efectos concentradores de ingreso que impone la presencia del dualismo estructural.

Conviene hacer una acotación a lo expuesto. A lo largo de la discusión se ha hablado —conforme a la hipótesis de Lydall— de la existencia de un *dualismo tecnológico*. Ésa es una distinción artificial que con dificultad se ajusta a la realidad. La realidad es compleja y no se deja atrapar fácilmente.

En el esquema bosquejado con la hipótesis de Lydall, se da por sentado que hay una transferencia paulatina de personas ocupadas en el sector *tradicional* hacia el sector *moderno* de la economía, y esa transferencia es la que provoca la tendencia analizada en la distribución del ingreso.

¹⁶ Véase Hernández Laos y Córdova Chávez (1979).

Sin embargo, no se discuten las causas de esa transferencia de ocupaciones y, lo que es más importante, no se analiza la relación existente entre uno y otro sector.

Se han analizado en otra parte las limitaciones analíticas que impone el modelo del dualismo estructural, sea éste de naturaleza tecnológica o social.¹⁷ Entre otras cosas se concluía: "... El dualismo estructural, al estar basado en un modelo de análisis incompleto, merece una crítica fundamental: las raíces ideológicas que subyacen imponen al modelo la eliminación de dos grandes categorías: las de poder y las de explotación. Con ello se ignora el nexo y la interrelación que caracteriza a las llamadas economías duales: relaciones de colonialismo interno (explotación y dependencia) y la no constancia y linealidad del sistema capitalista" (*ibid.*, p. 8).

En síntesis, pese a las limitaciones teóricas señaladas al modelo dual, lo importante de la evidencia comentada ahora radica en poner de manifiesto la relación que hay entre la naturaleza de la penetración tecnológica y los módulos distributivos del ingreso en una economía capitalista. Ésta determina, en buena medida, la tendencia en los módulos distributivos. Las relaciones de poder, las contradicciones internas y la lucha de clases son otros elementos que explican el fenómeno. El análisis de la distribución del ingreso tiene que considerar estos fenómenos para que sea completo.

BIBLIOGRAFÍA

- Banco Mundial (1977), "Spatial Development in Mexico" Report N° 1081a-ME, 3 volúmenes.
- Secretaría de Programación y Presupuesto, "Cinco regiones de México. Estudio comparativo".
- Das, T. (1977), "Effects of Demographic Change and Choice of Income Unit on the Size Distribution of Income", tesis doctoral, University of East Anglia.
- Hernández Laos (1968), "Una crítica al concepto del *dualismo estructural*" (Mimeo.).
- Hernández Laos (1977), "Regional Differences in Efficiency, The Case of Mexican Manufacturing", tesis doctoral, University of East Anglia.
- Hernández Laos (1979), "Economías externas y el proceso de concentración regional de la industria en México", *El Trimestre Económico* (próximo a publicarse).
- Hernández Laos y Córdova Chávez (1979), "Estructura de la distribución del ingreso en México", *Revista de Comercio Exterior* (próximo a publicarse).
- Kalifa S. (1976), "La distribución del ingreso en México: Una reconsidera-

¹⁷ Véase Hernández Laos (1968).

- ción del problema distributivo", Centro de Investigación y Docencia Económicas (Mimeo).
- Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Income Inequality". *American Economic Review*, Vol. 45.
- Lamartine Yates (1965), "El desarrollo regional de México", Banco de México, Departamento de Investigaciones Industriales.
- Lydall, H. (1974), "Industrialization and Income Distribution". University of East Anglia (Mimeo).
- Lydall, H. (1979), *A Theory of Income Distribution*. Oxford, Clarendon Press (en prensa).
- Lewis, W. A. (1954), "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour", *The Manchester School*, mayo.
- Oshima, H. (1962), "The International Comparison of Size Distribution of Family Incomes, with Special Reference to Asia", *Review of Economics and Statistics*, noviembre.
- Paukert, F. (1973), "Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence", *International Labour Review*, agosto-septiembre.
- Ranis, G. y Fei, J. C. M. (1961), "A Theory of Economic Development", *American Economic Review*, septiembre.
- Salter, W. E. G. (1969), *Productivity and Technical Change*, 2ª edición. Cambridge University Press.
- Sen A. (1973), "On Economic Inequality", Oxford, Clarendon Press.
- Thomas, J. J. (1973), *An Introduction to Statistical Analysis for Economists*, London School of Economics Handbooks in Economic Analysis, Londres, Weindelfel and Nicolson.
- Unikel, L. et al. (1976), *El desarrollo urbano de México. Diagnóstico e implicaciones futuras*, México, El Colegio de México.