# O. FISCH (\*)

# Un replanteamiento de los tipos de desigualdad regional y el desarrollo económico (\*\*)

### 1. INTRODUCCION

A partir del análisis, ya clásico, de Williamson (1965) la siguiente afirmación ha llegado a constituir un importante axioma en la teoría del Desarrollo Regional:

"A medida que la economía nacional se desarrolla desde un bajo nivel (primeros estadios), la desigualdad de la renta entre las distintas regiones aumenta hasta un cierto grado de desarrollo, después del cual la renta regional empieza a converger (estadio maduro)".

Williamson subraya que el dualismo regional existe a todos los niveles de desarrollo nacional, adelantando asimismo una taxonomía de factores que inciden en el grado de esas desigualdades regionales:

- a) Migraciones de la mano de obra
  - Primeros estadios: extremadamente selectivo.
  - Estadios maduros: menos selectivo.
- b) Migraciones de capital
  - Primeros estadios: desde muy baja (rural) a alta (urbana).
  - Estadios maduros: convergencia de las tasas de rendimiento.

<sup>.\*)</sup> Profesor del Departamento de Planificación Urbana y Regional. Universidad del Estado de Ohio.

<sup>(\*\*)</sup> Texto de la comunicación presentada en el XXI Congreso Europeo de la Regional Science Association. Barcelona, agosto, 1981.

### c) Relaciones Interregionales

- Primeros estadios: ausencia de canales/ausencia de flujos entre las regiones.
- Estadios maduros: presencia de canales/presencia de flujos entre las regiones.

## d) Política de Gobierno Central

- Primeros estadios: concentración, para un rápido crecimiento agregado.
- Estadios maduros: distribución espacial hacia la igualdad.

Los dos primeros factores de la taxonomía señalada son los tradicionales de la tesis de la movilidad, con salarios y tasas de rendimiento diferenciales que actúan como las principales variables de atracción y rechazo (push and pull) en el comportamiento del sistema nacional. El tercer factor de la taxonomía es estructural en su naturaleza y se relaciona principalmente con el grado de integración espacial del sistema nacional. El último factor es de carácter político-administrativo y se consideró como un aspecto clave de acuerdo (trade-off) entre eficiencia y equidad para el diseño de políticas de desarrollo racional.

Williamson también adelantó una hipótesis "de suposición empírica" sobre la relación causal entre el desarrollo económico y las disparidades regionales (ver figura 1). Para apoyar su hipótesis hace un análisis de corte transversal (cross-sectional) de los distintos países a diferentes niveles de desarrollo (taxonomía de Kusnetz) y un análisis longitudinal de los Estados Unidos para 1950 y 1960 tanto pra los Estados como para las regiones.

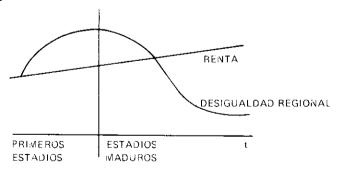


GRAFICO 1: "SUPOSICION EXPIRICA" RELACIONANDO LA DESIGUALDAD REGIONAL CON DESA-BROLLO ECONOMICO.

El análisis de corte transversal sostenía el siguiente postulado: "Las disparidades regionales son mayores en los países menos desarrollados y menores en los más desarrollados". El análisis longitudinal apoyaba el siguiente postulado: "una vez que se alcanza un cierto punto de inflexión, el crecimiento económico continuado ocasiona una reducción contínua de la desigualdad regional". En conjunto, ambos postulados son el esqueleto de apoyo del mencionado axioma del desarrollo regional.

Alonso, (1968) en un artículo muy importante, amplía todavía más los resultados de Williamson y formula una teoría conflictiva de eficiencia y equidad en el desarrollo regional. Brevemente su razonamiento se desarrolla de la forma siguiente: debido a que muchos de los países en desarrollo en el mundo tienen miedo a las ciudades gigantes en los primeros estadios del desarrollo, ponen tanto énfasis en la equidad durante tales estadios que ese desarrollo es ineficaz y el crecimiento se ve disminuido. Como característica esencial se puede decir que la super-urbanización o gigantismo es solamente "una enfermedad progresiva". Las ventajas de una ciudad grande son mayores que sus desventajas durante la etapa de el despegue del desarrollo, debido a sus rendimientos crecientes de escala de la dimensión urbana (1).

K. Mera, (1972), (1973), en dos artículos diferentes también llega a la conclusión de que un aumento en el PNB está relacionado con un incremento de la disparidad regional de la renta y que la concentración urbana es una condición necesaria para el crecimiento económico y el desarrollo. Su análisis se concentra en la medición del "punto de inflexión" de Williamson en diferentes países, para lo cual consagró el término "estadio maduro".

Esta explicación ampliada de la suposición empírica de Williamson fue introducida, implícita o explicitamente, por las agencias internacionales dedicadas a proponer políticas de crecimiento económico para países en vías de desarrollo y/o en algunas contribuciones académicas sobre el tema –Chenery, H. et al. (1964); y Paauw, D., y Fei, J. (1975)–. Al final de los años '70, toda la explicación sufrió una fuerte crítica desde un punto de vista radical –Friedmann, J. (1979)–.

La investigación de Williamson plantea algunas cuestiones críticas.

(1) En su explicación, Alonso señala de paso un aspecto definitorio y atractivo de la desigualdad regional: en el estadio de convergencia, si las medias de las rentas regionales son colocadas en una escala semejante, no se obtendría una mejora en la distribución de la renta tomando la población en su conjunto.

El problema de su análisis *cross-sectional* es, por un lado, el de la compatibilidad de los datos y, por tanto, el de la totalidad del concepto de renta per cápita en los diferentes sistemas de contabilidad nacional. En términos metodológicos el coeficiente de variación que usa es además muy sensible a la subdivisión del espacio nacional en regiones arbitrarias—Gilbert, A. (1976)—.

El análisis longitudinal de sus cortas series temporales de los Estados Unidos (sólo dos censos, 1950 y 1960) trata de superar este conjunto de problemas, relacionados con la inconsistencia de los datos de los países en vías de desarrollo. Pero, en el caso de los Estados Unidos, los coeficientes de variación de Williamson ignoran una cuestión crítica en relación a la desigualdad espacial: la desigual distribución regional de la población por categorías de renta.

Supongamos que el coeficiente de variación se acerca a cero con una renta creciente (o, lo que es lo mismo, que el promedio de renta en cada región se acerca a la media nacional); entonces, siguiendo a Williamson, estaríamos ante la presencia de una fuerte convergencia de la equidad interregional. El punto crítico sería: "¿Significa esta clase de convergencia interregional que también se presenta ésta en la distribución de la población por categorías de renta?". Dicho de otra manera, si cada región converge hacia la renta media nacional, ¿convergería también el perfil de cada región hacia el perfil nacional de población por categorías de renta?

Independientemente de la existencia de la convergencia, si dos regiones tienen aproximadamente la misma renta de media ¿significa que tienen aproximadamente el mismo perfil de población por categoría de renta? De una manera similar, ¿se podrían explicar diferentes perfiles de población por categoría de renta (o mejor, en terminología de Kusnetz, "suposición empírica") por sus diferentes niveles regionales de desarrollo económico? O si dos regiones tienen la misma renta media, siendo una de renta homogénea y otra de renta heterogénea (es decir, con fuerte concentración de los muy pobres y los muy ricos), ¿estarían ambas regiones en la misma senda de crecimiento?

La importante pregunta que queda por plantear sería: ¿se comportan todas las subpoblaciones analizadas (familias versus individuos aislados)

## (2) de la misma manera en lo referente a la convergencia regional?

La finalidad de este trabajo es clarificar alguna de las preguntas citadas. Vamos a reconsiderar los postulados originales de Williamson en relación con las disparidades en la distribución de la renta dentro de la población de las regiones a fin de comprobar la asociación dinámica entre desigualdad y desarrollo en general y comprobar, en particular, la hipótesis de convergencia de la distribución de la población por categorías de renta. La primera parte de este artículo tratará sobre la medición de las variaciones interregionales de la distribución de la población por categorías de renta a medida que se relaciona con el crecimiento y desarrollo nacional. La segunda parte se referirá a las mediciones regionales de las variaciones de la distribución de la población por categorías de renta en lo que se relaciona, según el análisis *cross-section*, con el desarrollo y crecimiento regionales. Los datos usados provienen del censo de Estados Unidos para los años 1950, 1960 y 1970 para 49 estados.

## MEDICION NACIONAL DE LA VARIACION INTERREGIONAL DE LA POBLACION POR TIPOS DE RENTA.

El coeficiente de variación de Williamson W<sub>\*\*</sub> (t) es la medición unidimensional de la desigualdad de la renta basada en una distribución regional homogénea de la renta media nacional.

$$W_{\star\star}(t) = \left[\sum_{i} (\vec{y}_{j\star}(t) - \vec{y}_{\star\star}(t))^{2} (P_{i\star}(t) / P_{\star\star}(t))\right]^{1/2} / \vec{y}_{\star\star}(t) \qquad [1]$$

siendo y<sub>i\*</sub> la iésima renta media regional, y<sub>\*\*</sub> la renta media nacional y P<sub>i\*</sub> la iésima población regional y P<sub>\*\*</sub> la población nacional. El coeficiente es un segundo momento modificado de la distribución de la renta media en el espacio nacional, ignorando los aspectos multidimensionales de la distribución de la población por tipos de renta a medida que influye y/o es influenciada por el crecimiento y desarrollo económico. Esta multidimensionalidad requiere que el nuevo coeficiente, o el conjunto de coeficientes, mida la variación entre el perfil regional de población por tipo de renta y el perfil nacional asociado.

(2) La definición que da el Censo de los individuos aislados es cualquiera de las siguientes: a) Un cabeza de familia viviendo sólo o con no-familiares; b) Un miembro de la vivienda que no está relacionado con el cabeza de familia, y c) Una persona en vivienda colectiva que no sea residente de una institución.

Primeramente introducimos un coeficiente nacional de variación m., (t) que mida la proporción del número total de las familias de la nación (individuos aislados) que deberían emigrar o inmigrar de/a las regiones (población regional dada) a fin de que las regiones logren la distribución de renta nacional.

$$\mathbf{m}_{**}(t) = \sum_{i,j} \left[ P_{ij}(t) - e_{j}(t) P_{i*}(t) \right] / P_{**}(t)$$
 [2]

donde P<sub>ij</sub> es el número de familias (individuos aislados) de categoría de renta j en una región i y donde

$$P_{\star j}(t) = \sum_{i} P_{ij}(t)$$
 [3]

$$e_{i}(t) = P_{*i}(t) / P_{**}(t)$$
 [4]

$$P_{i*}(t) = \sum_{j} P_{ij}(t)$$
 [5]

$$P_{**}(t) = \sum_{i} P_{i*}(t) = \sum_{j} P_{*j}(t)$$
 [6]

En segundo lugar, introducimos un coeficiente nacional de variación n..(t) que mide la proporción de la renta nacional de las familias (individuos aislados) que emigran/inmigran de las regiones (población regional dada) con el fin de que las regiones logren la distribución de la renta nacional

$$n_{**}(t) = \sum_{j} \bar{y}_{*j}(t) \sum_{i} [P_{ij}(t) - e_{j}(t) P_{i*}(t)] / \gamma_{**}(t)$$
 [7]

donde  $\bar{y}_{*j}$  es la renta media de la categoría j-ésima y la renta nacional vendría dada por

$$y_{**}(t) = P_{**}(t) \bar{y}_{**}(t)$$
 [8]

El problema de estos dos coeficientes de variación que han sido introducidos aquí es que, aunque el límite inferior esta bien definido, el límite superior no está tan bien explicitado, a pesar de que el mísmo existe (3). A fin de normalizar el coeficiente introducimos el "Indice de Disimilaridad Nacional", d., (t), que es una medida de segregación ecológica —Winship,

(3) Un problema adicional con el coeficiente de variación de Williamson, w.. (t) ver ecuación (1) es metodológico: el límite superior no existe y es imposible transformarlo en un indice ecológico.

C. (1976)— de la población por categoría de renta. En lugar de medir el total de los migrantes relativos a la población total, este índice mide el total de migrantes relativo al total de migrantes en el caso de segregación total por renta (cada región tiene solamente una clase de renta):

$$d_{**}(t) = \sum_{j} \frac{\sum_{i} [P_{ij}(t) - e_{j}(t) P_{i*}(t)]}{P_{**}(t) e_{j}(t) (1 - e_{j}(t))}$$
[9]

donde  $P_{\bullet,\bullet}(t) \Sigma e_i(t)$  (1- $e_i$  (t)) es el límite superior (máximo número de migrantes necesitado para compensar la segregación absoluta por clase de renta). Entonces los límites del índice están bien definidos

$$0 \ll d_{xx}(t) \ll 1$$
 [10]

y el índice se relaciona con el primer coeficiente introducido en la forma siguiente:

$$d_{**}(t) = K(t) m_{**}(t)$$
 [11]

$$K(t) = [\sum_{j} e_{j}(t) (1 - e_{j}(t)]^{-1}$$
 [12]

Con el fin de reflejar las variaciones entre categorías de renta de una forma más idónea se introduce un vector nacional de coeficientes m.<sub>i</sub>(t), cada uno de cuyos elementos mide la proporción específica dentro de cada categoría que debería variar para que cada región lograra el perfil nacional (población regional dada)

$$m_{*j}(t) = \sum_{i} [P_{ij}(t) - e_{j}(t) P_{i*}(t)] / P_{*j}(t)$$
 [13]

para j = 1,2... J, siendo J la categoría más alta de renta.

El vector equivalente de índices de segregación ecológica, d., (t), mide la proporción específica de migrantes dentro de cada clase de renta en relación con aquella clase que sea la única totalmente segregada (una región tiene solamente esa clase o no tiene ninguna población en esa categoría de renta).

$$d_{*j}(t) = \sum_{i} [P_{ij}(t) - e_{j}P_{i*}(t)] / 2P_{**}(t) e_{j}(t) \cdot (1 - e_{j}(t))$$
 [14]

La relación entre (13) y (14) es de la siguiente naturaleza  $d_{*j}(t) \equiv m_{*j}(t) \ / \ 2 \ (1-e_j(t)) \eqno(15)$ 

CUADRO Núm, 1
TENDENCIAS EN LAS VARIACIONES INTERREGIONALES DE LA
POBLACION POR CATEGORIA DE RENTA

Cubroblasić:			Año				
Subpoblación	Medida	1950	1960	1970			
Familias	w <sub>**</sub> (t)	.18	.16	.13			
	m <sub>**</sub> (t)	.24	.22	.19			
	n <sub>**</sub> (t)	.23	.22	.19			
	d <sub>**</sub> (t)	.27	.24	.21			
•	ÿ <sub>**</sub> (t)	3604.00	6715.00	11,520,00			
Individuos -	w <sub>**</sub> (t)	.16	.19	.21			
aislados.	m <sub>**</sub> (t)	.16	.17	.19			
	n <sub>**</sub> (t)	.18	.21	.23			
	d <sub>**</sub> (t)	.19	.21	.22			
	⊽ <sub>**</sub> (t)	1585.00	2521.00	4120.00			
Combinados	w <sub>**</sub> (t)	.17	.15	.13			
	m <sub>**</sub> (t)	.19	.18	.15			
	n <sub>**</sub> (t)	,21	.19	.18			
	d <sub>**</sub> (t)	.21	.20	.17			
	ÿ <sub>**</sub> (t)	3162.00	5768.00	9497.00			
Indices de pre- cios al consumo		100	123	161			
(todos los bienes)	<u> </u>						

El cuadro 1 nos muestra los resultados obtenidos en el caso de los Estados Unidos para tres décadas consecutivas, 1950-1970, y su análisis permite identificar las siguientes tendencias y modelos:

- Desde el punto de vista metodológico, cada uno de los tres coeficientes de variación y los índices de disimilaridad son consistentes con los otros dentro de cada subpoblación en términos de tendencias nacionales.
- 2) En casi todos los casos, el nuevo coeficiente de variación introducido y el índice de disimilaridad de una subpoblación (individuos aislados), son sustancialmente más bajos que sus valores correspondientes en la otra subpoblación (familias).
- 3) Mientras que una subpoblación muestra una tendencia convergente bastante clara (familias), la otra subpoblación muestra una tendencia divergente clara (individuos aislados). Esto contrasta fuertemente con los resultados originales obtenidos por Williamson. Dicho brevemente, tenemos para las familias:

$$\frac{dw_{**}(t)}{dt} < 0 \Leftrightarrow \frac{dy_{**}(t)}{dt} > 0$$

$$\frac{dm_{**}(t)}{dt} < 0 \Leftrightarrow \frac{dy_{**}(t)}{dt} > 0$$

$$\frac{dn_{**}(t)}{dt} < 0 \Leftrightarrow \frac{dy_{**}(t)}{dt} > 0$$

$$\frac{dn_{**}(t)}{dt} < 0 \Leftrightarrow \frac{dy_{**}(t)}{dt} > 0$$

$$\frac{dd_{**}(t)}{dt} < 0 \Leftrightarrow \frac{dy_{**}(t)}{dt} > 0$$

donde para los individuos aislados, sucede lo contrario:

$$\begin{split} \frac{dw_{\star\star}(t)}{dt} &> 0 \Leftrightarrow \frac{dy_{\star\star}(t)}{dt} < 0 \\ \frac{dm_{\star\star}(t)}{dt} &> 0 \Leftrightarrow \frac{dy_{\star\star}(t)}{dt} < 0 \\ \frac{dm_{\star\star}(t)}{dt} &> 0 \Leftrightarrow \frac{dy_{\star\star}(t)}{dt} < 0 \\ \frac{dm_{\star\star}(t)}{dt} &> 0 \Leftrightarrow \frac{dy_{\star\star}(t)}{dt} < 0 \\ \end{split}$$

Los cuadros 2a, 2b, 2c, y la Figura n.º 2, muestran para las mismas tres décadas, la variación interregional de cada categoría de renta. Se pueden identificar los siguientes modelos empíricos:

1) Sin tener en cuenta las subpoblaciones, las categorías de renta cercanas a la media nacional presentan las variaciones interregionales más bajas y, desde el punto de vista dinámico, esta categoría de renta muestra una tendencia de convergencia muy clara.

CUADRO Núm. 2a

VARIACIONES INTERREGIONALES ENTRE CLASES DE POBLACION POR CATEGORIA DE RENTA (1950)

Familias		Individuo	Individuos aislados		Combinados	
m <sub>*j</sub>	d <sub>*j</sub>	m <sub>*j</sub>	d <sub>*j</sub>	m <sub>*j</sub>	d <sub>*j</sub>	
.34	.16	.15	.11	.20	.12	
.50	.26	.14	.08		.16	
.36	.19	.12	.07	.25	.14	
.26	.14	.09	.05	.18	.10	
.14	.08	.14	.08	.10	.05	
.12	.06	.21	.11	.11	.06	
.16	.09	.26	.14	.15	.08	
.18	.10	.26	.14	.17	.09	
.20	.11	.26	.13	.19	.10	
.21	,11	.26	.13	.19	.10	
.25	.13	.21	.11	.23	.12	
.27	.14	.23	.12	.25	.12	
.30	.15	.23	.12	.28	.14	
.28	.14	.30	.15	.27	.14	
	.34 .50 .36 .26 .14 .12 .16 .18 .20 .21 .25 .27	m*j     d*j       .34     .16       .50     .26       .36     .19       .26     .14       .14     .08       .12     .06       .16     .09       .18     .10       .20     .11       .21     .11       .25     .13       .27     .14       .30     .15	m*j         d*j         m*j           .34         .16         .15           .50         .26         .14           .36         .19         .12           .26         .14         .09           .14         .08         .14           .12         .06         .21           .16         .09         .26           .18         .10         .26           .20         .11         .26           .21         .11         .26           .25         .13         .21           .27         .14         .23           .30         .15         .23	m*j         d*j         m*j         d*j           .34         .16         .15         .11           .50         .26         .14         .08           .36         .19         .12         .07           .26         .14         .09         .05           .14         .08         .14         .08           .12         .06         .21         .11           .16         .09         .26         .14           .18         .10         .26         .14           .20         .11         .26         .13           .21         .11         .26         .13           .21         .11         .26         .13           .25         .13         .21         .11           .27         .14         .23         .12           .30         .15         .23         .12	$m_{*j}$ $d_{*j}$ $m_{*j}$ $d_{*j}$ $m_{*j}$ .34       .16       .15       .11       .20         .50       .26       .14       .08       .30         .36       .19       .12       .07       .25         .26       .14       .09       .05       .18         .14       .08       .14       .08       .10         .12       .06       .21       .11       .11         .16       .09       .26       .14       .15         .18       .10       .26       .14       .17         .20       .11       .26       .13       .19         .21       .11       .26       .13       .19         .25       .13       .21       .11       .23         .27       .14       .23       .12       .25         .30       .15       .23       .12       .28	

CUADRO Núm. 2b

VARIACIONES INTERREGIONALES ENTRE CLASES DE POBLACION POR CATEGORIA DE RENTA (1960)

Categoría	Fam	ilias	Individuos aislados		Combinados	
de renta j	m <sub>*j</sub>	d <sub>*j</sub>	m <sub>#j</sub>	d <sub>*j</sub>	m <sub>*j</sub>	d <sub>*j</sub>
1	.48	.26	.18	.14	.23	.13
2	.39	.21	.13	.08	.22	.12
3	.32	.18	.09	.05	.21	.12
4	.19	.10	.14	.08	.13	.07
5	.09	.05	.21	.11	.06	.03
6	.10	.06	.26	.14	.10	.06
7	.13	.07	.28	.14	.13	.07
8	.17	.09	. ,31	.16	.17	.09
9	.20	.11	.33	.17	.20	.11
10	.24	.13	.34	.17	.23	.12
11	.28	.16	.31	.16	.27	.15
12	.31	.16	.32	.16	.29	.15
13	.28	.14	.35	.17	.26	.13

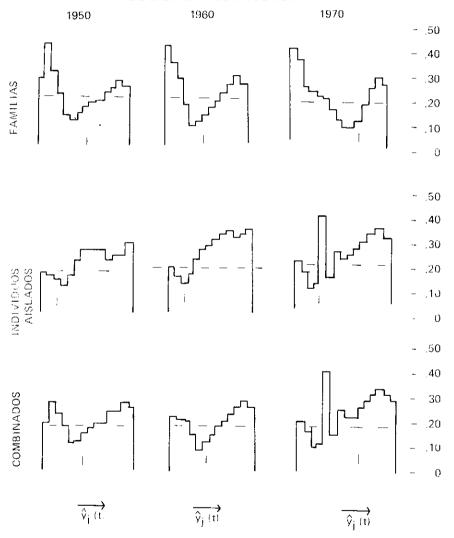
CUADRO Núm. 2c

VARIACIONES INTERREGIONALES ENTRE CLASES DE POBLACION POR CATEGORIA DE RENTA (1970)

Categoría de renta j	Farn	ilias	Individuos aislados		Combinados	
de renta j	m <sub>*j</sub>	d <sub>*j</sub>	m <sub>*j</sub>	d <sub>*j</sub>	m <sub>*j</sub>	d <sub>*j</sub>
1	.46	.24	.20	.13	.21	.11
2	.39	.20	.15	.09	.16	.08
3	.27	.14	.07	.04	.15	.08
4	.24	.13	.08	.04	.15	.08
5	.22	.12	.43	.23	.23	.12
6	.21	.11	.12	.06	.13	.07
7	,15	.08	.24	.13	.12	.06
8	.10	.05	.20	.11	.06	.03
9	.07	.04	.22	.11	.06	.03
10	.07	.04	.25	.13	.07	.04
11	.10	.06	.28	.14	.10	.06
12	.18	.10	.32	.16	.20	.11
13	.25	.15,	.33	.17	.24	.14
14	.30	.16	.32	.16	.28	.14
15	.27	.14	.29	. 15	.25	.13

FIGURA Núm. 2

# TENDENCIAS EN LAS VARIACIONES REGIONALES DENTRO DE CADA CATEGORIA DE RENTA



192 O. EISCH

2) Sin tener en cuenta las subpoblaciones, la variación interregional especifica de categoría aumenta a medida que la diferencia absoluta entre la renta media de la categoría y la renta media nacional aumenta. Dicho brevemente, tenemos que

$$\frac{dm_{\star j}(t)}{d\hat{y}_{i}(t)} > 0$$

у

$$\frac{dd_{*j}(t)}{d\hat{y}_{i}(t)} > 0$$

donde

$$\hat{\boldsymbol{y}}_{j}\left(t\right) \equiv \left[\tilde{\boldsymbol{y}}_{\star j}\left(t\right) - \tilde{\boldsymbol{y}}_{\star \star}\left(t\right)\right]$$

- 3) Mientras en una subpoblación (individuos aislados) el coeficiente de variación alcanza su cota más alta (0.3 a 0.35) en el caso de las categorías de renta más elevadas, en la otra subpoblación (familias), el coeficiente de variación asciende (0.4 a 0.5) en las categorías de renta más bajas. En términos de segregación ecológica, se obtiene un modelo similar pero menos sesgado.
- 4) Sin tener en cuenta las subpoblaciones, las variaciones interregionales específicas al final de cada una de las colas de la distribución de renta no muestran una tendencia a la convergencia, lo que contradice los resultados originales de Williamson.

# 3. ANALISIS CROSS-SECTIONAL DE LAS VARIACIONES RE-GIONALES EN LA DISTRIBUCION DE LA RENTA.

Con el fin de hallar cualquier asociación cross-sectional entre crecimiento y desarrollo regional y la variación regional de la distribución de renta comparándolo con la distribución de renta nacional agregada, se introducen tres medidas regionales diferentes.

En primer lugar, introducimos un coeficiente de variación regional que mide la proporción de la población regional que tiene que desplazar-se entre las distintas categorías de renta con el fin de que la región alcance la distribución nacional. Dicho coeficiente se expresa:

$$m_{i*}(t) = \sum_{i} | P_{ij}(t) - e_{j}(t) P_{i*}(t) | P_{i*}(t)$$
 [16]

En segundo lugar, introduciremos también un coeficiente regional de variación que mide la porporción de la renta regional (después de neutralizar el efecto de la diferencia entre los promedios de rentas regionales y nacionales) que se desplaza con la población entre las categorías de renta, con objeto de que la región logre la distribución nacional. Lo expresaremos así:

$$n_{i*}(t) = \left[ \sum_{j} \bar{y}_{*j} | P_{ij}(t) - e_{j}(t) P_{i*}(t) | -P_{i*}(t) \bar{y}_{i*}(t) - \bar{y}_{**}(t) | \right] /$$

$$\left[ P_{i*}(t) \bar{y}_{i*}(t) \right]$$
[17]

El primer término en la expresión (17) explica (4) el movimiento de la renta bruta entre las clases; el segundo término explica el movimiento de renta interregional con el fin de igualar la renta media. La diferencia nos dá la proporción neta de la renta nacional que tiene que desplazarse entre las clases para que la región alcance la distribución nacional.

En tercer lugar, se introduce una medida regional de la renta por familia (individuos aislados) que tiene que redistribuirse entre categorías de renta para que la región alcance la distribución nacional (neta de la renta para ser redistribuida interregionalmente):

$$\widehat{\widehat{y}}_{i*}(t) = \left[\sum_{j} \overline{y}_{*j} \mid P_{ij}(t) - e_{j}(t) P_{i*}(t) \mid / P_{j*}(t)\right] + \left[\overline{y}_{*i}(t) - \overline{y}_{**}(t)\right]$$
 [18]

El Cuadro n.º 3 muestra los resultados del análisis cross-sectional de las variaciones entre clases a nivel regional. En el pueden identificarse algunos modelos de carácter empirico:

- 1) En relación con el desarrollo regional, mientras que en una subpoblación (familias) hay una asociación mucho más fuerte de la esperada entre desarrollo regional y las variaciones entre clases regionales, en la otra subpoblación (individuos aislados) la asociación es mucho más débil y, en cierta medida, el resultado no es el esperado. En general, la importancia de esta asociación disminuye sensiblemente con el tiempo.
- (4) La renta media de la categoría de renta abierta (open income-class) (esto es ≥ 50.000) en cada región se contabilizó especialmente teniendo en cuenta una distribución específica Paretiana para cada región y para cada subpoblación.

2) Respecto al crecimiento regional, la asociación entre el crecimiento regional y las variaciones regionales entre clases que fue fuerte en los años cincuenta, desaparece en los años sesenta.

- 3) En el caso de las variaciones de la renta interregional, la asociación entre el coeficiente de variación intraregional de Williamson y la variación regional entre clases es importante, pero disminuye con el tiempo.
- 4) En relación a la redistribución de renta entre categorías de renta, descontada la redistribución interregional necesaria para que la región alcance la distribución nacional, el Cuadro n.º 4 muestra para cada región una tendencia clara hacia la divergencia.

Dicho brevemente, tenemos para cada región que:

$$\frac{d\hat{y}_{i*}(t)}{dt} > 0 \Leftrightarrow \frac{d\hat{y}_{*i}(t)}{dt} > 0$$

y para un amplio número de regiones:

$$\frac{d\hat{\tilde{y}}_{i*}(t)}{dt} > \frac{d\tilde{y}_{*i}(t)}{dt}$$

la medida de la redistribución de la renta regional crece más rápido que la renta media regional.

#### 4. CONCLUSIONES

Lo primero que debemos señalar es que de esta investigación no se deducen modelos empíricos claros. De hecho, los resultados, son bastante contradictorios. En algunos casos, parecen apoyar los resultados que en su día obtuvo Williamson; en otros, parecen contradecirlos, reduciendo por lo tanto el ámbito generalizador de su suposición empírica.

Tomando las categorías de renta como ejemplo, el estudio multidimensional no muestra una tendencia significativa hacia la convergencia al considerar las relaciones entre el desarrollo económico y la igualdad regional. En consecuencia, no es posible evitar plantearse el contenido ideológico de la idea de causalidad que está implicita en dicha relación. Sería conveniente aclarar también que estos resultados empíricos tampoco sugieren una ideología alternativa y, sin embargo, la dirección de causalidad no puede ser implicitamente alterada. Asimismo, deberíamos indicar que todavía se carece de una teoría articulada – tanto funcional como estructural – de la desigualdad espacial en el contexto del proceso de desarrollo económico. En conclusión, por ahora, cualquier conjetura empírica dentro de este área de investigación supone un alto grado de riesgo científico.

CUADRO Núm. 3a

CORRELACIONES CROSS-SECTIONAL ENTRE VARIACIONES ENTRE
CLASES REGIONALES Y CRECIMIENTO REGIONAL DE LA
RENTA MEDIA

	-	Correlación $\overline{y}_{i*}$ (t)					
Subpoblación	Medida	1950	1960	1970			
Familias	m <sub>i *</sub> (t)	63	- 65	57			
	n <sub>i*</sub> (t)	77	65	62			
	ŷ <sub>i*</sub> (t)	47	,43	30			
Individuos	m <sub>i*</sub> (t)	18	<b>-</b> .12	37			
aislados	n <sub>i*</sub> (t)	<b>-</b> .06	35	13			
	ŷ <sub>i*</sub> (τ)	.20	.14	.12			
Combinados	m <sub>í*</sub> (t)	<b>– .67</b>	<b>6</b> 1	<b>-</b> .37			
	n <sub>i*</sub> (t)	– .78	57	40			
	$\widehat{\widehat{\mathbf{y}}}_{i*}(t)$	51	<b>3</b> 7	06			

CUADRO Núm. 3b

## CORRELACIONES ENTRE VARIACIONES ENTRE CLASES REGIONA-LES Y CRECIMIENTO REGIONAL DE RENTA MEDIA

		Correlación g <sub>i*</sub> (t)*			
Subpoblación	Medida	1950-60	1960-70		
		<del></del>			
Familias	m <sub>i*</sub> (t)	34	01		
Individuos aislados	m <sub>i*</sub> (t)	<b>22</b>	29		
Combinados	m <sub>i*</sub> (t)	44	15		
		. <u></u>			

$$\hat{y}_{j^*}(t) = (\hat{y}_{j^*}(t) - \hat{y}_{j^*}(t-1)) / \hat{y}_{j^*}(t-1)$$

$$|$$
CUADRO Núm. 3c

## CORRELACIONES CROSS-SECTIONAL ENTRE VARIACIONES REGIO-NALES ENTRE CLASES Y COEFICIENTE DE VARIACION INTRAREGIONAL DE WILLIAMSON

		Correlación w <sub>i*</sub> (t)			
Subpoblación	Medida	1950	1960		
Familias	m <sub>i+</sub> (t)	.62	.51		
	n <sub>i*</sub> (t)	.51	.22		
Individuos aislados	m <sub>i*</sub> (t)	.43	.32		
	n <sub>i*</sub> (t)	10	.08		
Combinados	m <sub>i*</sub> (t)	.61	.50		
	n <sub>i*</sub> (t)	.53	.25		

#### CUADRO Núm. 4

# REDISTRIBUCION DE LA RENTA ENTRE CATEGORIAS DE RENTA POR REGIONES DESCONTADA LA REDISTRIBUCION DE RENTA INTERREGIONAL PARA QUE LA RENTA NACIONAL ALCANCE LA DISTRIBUCION NACIONAL $(\mathring{V}_{|_{\bullet}}(t))$

		Familia	s	Indiv	riduos a		Co	mbinad	los
Regiones	1950	1960	1970	1950	1960	1970	1950	1960	1970
1 2 3 4 4 5 6 7 8 9 10 11 12 123 14 15 16 17 18 19 20 21 223 224 225 226 229 330 334 335 337 338 349 441 442 443 445 446 447 449	424 163 516 291 193 286 124 464 306 310 360 358 244 444 496 82 181 311 187 546 282 323 461 200 171 231 454 454 454 454 454 454 454 454 454 45	603 287 979 670 246 703 221 786 635 690 527 576 464 575 1018 287 298 858 107 575 107 107 107 107 107 107 107 107 107 107	1094 7773 2174 1638 574 1414 357 1239 959 700 1182 875 1442 835 824 941 796 1686 847 7752 1702 562 1398 1709 1079 1079 882 670 1134 1329 1047 904 1221 1180 1081 1329 1140 575 1130 1081 1130 1081 1130 1095 1141 1130 1095 1141 1130 1095 1141 1130 1095 1141 1141 1150 1150 1150 1150 1150 115	78 1500 78 1500 117 47 3545 78 234 1911 25 279 102 44 67 82 90 102 91 123 78 76 106 82 397 71 172 95 124 104 117 162 46 401 81 84 59 97 72 182 216 66 88 133	182 178 231 123 338 140 109 330 238 101 243 157 120 129 139 244 40 234 244 40 234 157 246 244 157 229 125 227 164 189 217 161 161 162 163 163 163 163 164 165 165 165 165 165 165 165 165 165 165	280 257 642 437 208 318 395 657 394 253 381 299 210 263 360 223 110 263 360 223 194 441 2261 187 385 319 213 228 108 231 294 319 213 228 415 266 349 223 129 415 266 418 417 266 418 418 419 419 419 419 419 419 419 419 419 419	313 113 407 164 186 219 122 225 303 326 267 212 300 153 130 312 364 61 118 272 201 415 154 132 210 155 263 401 122 263 401 122 263 401 122 126 126 127 201 127 201 128 201 129 129 129 129 129 129 129 12	407 185 484 370 262 501 214 786 485 487 496 295 408 387 683 219 468 374 187 596 295 184 469 469 521 148 529 529 529 529 529 529 529 529 529 529	587 475 1415 1475 1415 1475 954 344 1591 685 947 716 578 1081 412 430 516 402 991 497 443 1151 601 771 184 706 491 492 902 744 500 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 663 97 662 97 742 97 742 97 742 97 742 97 742 97 742 97 742 97 742 97 743 97 744 97 745 97 745 97 745 97 745 97 745 97 745 97 745 97 745 97 745 97 745 97 97 97 97 97 97 97 97 97 97 97 97 97

#### REFERENCIAS

- Alonso, William: "Urban and Regional Imbalance in Economic Development," Economic Development and Cultural Change", 1968.
- Chenery, H. et al.: Redistribution with Growth, Oxford University Press, 1974. Friedmann, J.: "The Crisis of Transition: A Critique of Strategies of Crisis Management", Development and change, Vol. 10, 1979.
- Gilbert, A. (ed.): Development Planning and Spatial Structure, Jhon Wiley, 1976. Mera, Koichi: On the Urban Aglomeration and Economic Efficiency, Economic Development and Cultural Change, 1972.
- Paauw, D. and J. Fei: The Transition in Open Dualistic Economics: Theory and Southeast Asian Experience, Yale University Press, 1975.
- Williamson, J. G.: "Regional Inequalities and the Process of National Develops ment, "Economic Development and Cultural Change"; 13, 4, (2), 1965.
- Winship, Christopher: "A Re-evaluation of Indexes of Segregation", Social Forces, Vol. 55, 1976.

#### RESUMEN

El objeto de este trabajo es reconsiderar el axioma original de Williamson sobre la desigualdad regional referido al proceso de desarrollo nacional bajo una nueva dimensión: la distribución de las disparidades en la renta de la población de las regiones. Se volverá a comprobar la relación dinámica entre desigualdad y desarrollo de una forma general y, en concreto, la hipótesis de la convergencia.

En lugar del coeficiente de variación de Williamson introducimos un conjunto de Indices de Disimilaridad Regional (Regional Dissimilarity Indices) que miden las diferencias de la distribución espacial de la población de acuerdo con sus niveles de renta.

#### RESUME

L'objet de ce travail est reconsidérer l'axiome original de Williamson sur l'inégalité régionale mis en rapport avec le procés de développement national sous une nouvelle dimension: la distribution des disparités dans les rentes de la population des régions. On vérifie de nouveau la rélation dinamique entre inégalité et développement d'une manière générale et, en concret, l'hypothèse de la convergence.

Au lieu coefficient de variation de Williamson, on introduit un groupe d'Indices de Dissimilitude Régionale (Regional Dissimilarity Indices) qui mesurent les différences de la distribution spatiale de la population d'accord avec ses niveaux de rente.

#### SUMMARY

It is the purpose of this paper to reeximine Williamson's original axiom of regional inequality as it relates to the process of national development under a new dimension: income distribution disparities within the population of the regions. The dynamic association between inequality and development in general and the convergence hypothesis in particular will be retested.

Instead of Williamson's coefficient of variation we introduce a set of Regional Dissimilarity Indices that measures the dissimilarity of the spatial distribution of population by income at the national level.

