

REVISTA DE CIENCIAS SOCIALES

OCTUBRE DE 1975

NUMERO 10

CONTENIDO:

DOS CASOS DE DESARROLLO INSTITUCIONAL Y SUS IMPLICACIONES PARA LA PRACTICA Y LA TEORIA SOCIAL	5
Jaime Darembaum Rosenstein Samuel Stone	
LA TESIS DE "LA SOCIEDAD DUAL": UNA REEXAMINACION DEL CASO DE COSTA RICA	33
Mitchell A. Seligson	
LA SOCIOLOGIA LATINOAMERICANA VISTA DESDE OTRA DISCIPLINA SOCIAL (TRABAJO SOCIAL)	49
Juan Mario Castellanos Laura Guzmán Diego Palma Teresita Quiroz	
CONSIDERACIONES ACLARATORIAS Y CRITICAS SOBRE LA TEORIA GENERAL DE LA ACCION	71
Ronald Fernández Pinto	
FACTORES QUE DETERMINAN EL RETRASO DE LA GRADUACION DE LOS ESTUDIANTES EGRESADOS A NIVEL DE LICENCIATURA EN EL AREA DE CIENCIAS SOCIALES DE LA U. DE C.R.	91
Manuel Sandí Murillo	
COLABORADORES	107

UNIVERSIDAD DE COSTA RICA
Ciudad Universitaria "Rodrigo Facio"
San José, Costa Rica

**LA TESIS DE "LA SOCIEDAD DUAL":
UNA REEXAMINACION DEL CASO DE COSTA RICA**

por:

Mitchell A. Seligson,
Universidad de Pittsburgh

INTRODUCCION

Las naciones latinoamericanas a menudo se caracterizan como sociedades duales, es decir, sociedades en las cuales diferencias económicas y de valores separan la clase media de la baja, y el habitante urbano del rural. Mientras que las diferencias económicas han sido bien documentadas, las diferencias de valores, por lo general no lo han sido. Un estudio cuantitativo en donde se investigaron las diferencias de valores en la América Latina, y que se llevó a cabo en Costa Rica hace unos años, apoya la tesis de "la sociedad dual". El presente artículo examina de nuevo esa investigación y descubre que la homogeneidad de valores es una descripción más correcta de la sociedad costarricense. Técnicas mejoradas y más apropiadas de analizar datos explican el nuevo hallazgo. Lo que se infiere es que si técnicas semejantes fueran aplicadas en otras investigaciones sobre la América Latina, podría invalidarse la tesis de la sociedad dual.

Desde hace mucho tiempo, los científicos sociales han creído que el status socio-económico (SSE) tiene un gran impacto sobre los valores del individuo. Entre los investigadores latinoamericanos, por ejemplo, esta creencia ha desempeñado un papel importante al explicar el subdesarrollo. De allí que se crea que tanto las grandes brechas entre la clase media urbana y la baja, como el contraste bien delineado entre la riqueza de la metrópoli comercial y la pobreza de la aldea rural, dividan a los latinoamericanos según dos sistemas de valores: el moderno y el tradicional. Se cree, por consiguiente, que el SSE divide las áreas urbanas en dos sistemas de valores de manera que, según se afirma, la clase media posee los valores progresistas y modernos, y la clase baja los tradicionales (Johnson, 1958)(1). De la misma manera, al sector urbano se le ve como la parte moderna, industrial y capitalista de la sociedad latinoamericana, mientras que al sector rural se le considera tradicionalista y semifeudal - en fin, atrasado (Davidson, 1947; Lambert, 1967; Tumín y Feldman, 1971: 471). Efectivamente, a la América Latina se le ve como una sociedad dual.

1. Johnson, John J.. *Political Change in Latin America. Emergence of the Middle Sectors*. (Stanford, University Press, 1958). Johnson, en un ensayo más reciente (1961), señala que los sectores medianos han cometido graves errores políticos, y que su liderazgo va menguando y siendo usurpado por grupos políticamente izquierdistas. Sin embargo Johnson no refuta su concepto original de que "los valores del sector medio" son distintos de los de sectores más tradicionales.

Sin embargo la tesis de la sociedad dual no es aceptada por todos los investigadores. Un disidente, el sociólogo mexicano Rodolfo Stavenhagen (1968), la ha calificado de totalmente falaz. Según tales disidentes, lo problemático de la tesis queda en el hecho de que la existencia de vínculos entre el SSE y los valores no ha sido establecido empíricamente, o sea cuantitativamente, sino que ha sido únicamente presumida. Este punto de vista sostiene que existe una concordancia fundamental de valores que corta a través de todos los sectores de la sociedad latinoamericana (Velíz, 1967), lo que imposibilita distinguir un sector verdaderamente moderno.

El debate entre las “escuelas” de la sociedad dual y de la concordancia reviste una importancia que abarca más que el mero aspecto académico, puesto que sus posiciones determinan distintas recetas para remediar el subdesarrollo de la América Latina. Así, los que defienden la tesis de la sociedad dual incitan la introducción de valores modernos en los sectores rurales de la sociedad (por medio de la educación, los voluntarios del Cuerpo de Paz, etc.) y el engrandecimiento de la clase media, mientras que los que sostienen el punto de vista de la concordancia, desean que se ponga fin al sistema colonial, por imponer éste la anti-nación (es decir, los poderes imperialistas) a la nación en conjunto (González Casanova, 1970: 158--177), y que se termine el colonialismo interno (González Casanova, 1970: 71--103) de las áreas rurales por el sector urbano (Cotler, 1967-68).

Una resolución definitiva a este debate queda fuera de los alcances de este artículo. Sin embargo lo que se sostendrá aquí es que las técnicas imperfectas e incompletas de analizar datos, han inducido a los científicos sociales de orientación empírica (o sea cuantitativa), a apoyar la tesis de la sociedad dual, prescindiendo de lo que en realidad demuestran los datos. Trataremos de comprobar nuestro caso por medio de un nuevo examen de una serie de datos recolectados en Costa Rica, y cuya interpretación se empleó originalmente para apoyar la tesis de la sociedad dual, no obstante el hecho de que parecieran servir más para mantener el punto de vista de la concordancia.

En busca de una sociedad dual: Las diferencias entre las clases en la Costa Rica urbana

Los datos que se analizarán de nuevo aquí fueron recolectados por Robert C. Williamson (1962) en Costa Rica en 1960. Williamson estudió los valores en barrios de la clase media y de la baja en la capital de Costa Rica y encontró muchas diferencias estadísticamente significativas entre las dos y relacionadas éstas con el continuum tradicional-moderno (2). A base de estos hallazgos concluyó Williamson que “...la clase media..., más que la baja, está simbólicamente equipada para reaccionar ante el cambio social; es más agresivamente móvil hacia arriba; posiblemente se ajuste mejor a la realidad; y es más positiva hacia el presente y el futuro” (1962:207). En vista de los datos de Williamson, ¿es ésta una inferencia válida?

Las conclusiones de Williamson están completamente basadas en diferencias estadísticamente significativas (*chi*-cuadrado) entre las dos clases. Mientras que el

2. Williamson Richard C.. “Some Variables of Middle and Lower Class in Two Central American Cities”. *Social Forces*, 41 (December 1962): 207.

En un estudio reciente de los valores de las clases sociales de Chile, utilizando técnicas de analizar datos parecidos, Williamson (1972), llega a una conclusión parecida. Con respecto al estudio de 1962, se presentaron datos tanto sobre Costa Rica como sobre El Salvador. Sin embargo, este escritor reanaliza solamente la colección de datos sobre Costa Rica. Desafortunadamente la muestra no incluyó barrios de la clase alta, y por esto no será posible hacer afirmaciones en este artículo sobre los valores de la clase alta.

significado estadístico le informa al investigador que las diferencias halladas en el estudio son mayores que las que se esperarían si no hubiera ninguna diferencia dentro de la población; no declara nada, sin embargo, sobre la *intensidad* de la relación entre las variables. Por lo tanto, aunque aparezcan relaciones estadísticamente significativas, especialmente mientras vaya en aumento el tamaño del muestreo, puede resultar que la relación sea tan débil que pierda el significado *teórico*. Esto es particularmente cierto cuando se trata de verificar una hipótesis como la de la sociedad dual, la cual insinúa que se polarizan los valores del continuum tradicional-moderno. Se esperaría que una diferencia estadísticamente significativa sería acompañada de un alto grado de asociación. Desgraciadamente el análisis de Williamson hace caso omiso de la estadística de la intensidad de la relación y, por consiguiente, sus hallazgos tienden a perder un significado teórico. El informa que 36 de 46 relaciones son estadísticamente significativas, lo que da la impresión de que la clase media y la baja son llamativamente distintas. Sin embargo una investigación de la intensidad de la relación revela un cuadro distinto. De tal manera, una repetición de la investigación de Williamson (1962: 198-205), una que examine la intensidad de la asociación, revela que la mayoría de las 36 relaciones que son estadísticamente significativas, demuestra correlaciones de *tau-b* de .19 o más baja, y revela que solamente 3 de las 36 son más altas que .32 (3). Es decir, el hecho de que las relaciones significativas en el artículo de Williamson no estuvieran acompañadas de medidas de la intensidad de la relación, resultó en que se creara un cuadro engañoso de la dualidad de valores en Costa Rica. La existencia de una sociedad partida en dos sectores, el uno apartado del otro por los siglos en cuanto a sus valores, no se puede demostrar por asociaciones tan bajas. El no relatar la intensidad de la relación no es la única debilidad del estudio de Williamson que conduce a una interpretación no válida de los datos. Dos más se han encontrado.

En primer lugar es defectuoso el método que se utilizó para categorizar a los representantes de las clases. Williamson comenzó su análisis por dividir a quienes respondieron en dos clases (4), para luego proceder a formar cuadros cruzados entre las clases y sus actitudes, habiendo sido establecidas las clases a base de la ocupación, la educación, la residencia y el estilo de vida. La clasificación, sin embargo, es bastante arbitraria, puesto que Williamson no aclara cuáles eran las normas exactas que empleó en el proceso de clasificar. No se sabe, por ejemplo, la manera en que clasificó los casos ambiguos (e.g., el individuo con poca educación formal quien tiene un empleo que le impone vestir con decoro).

La segunda debilidad del análisis es el nivel de medida. Al mantenerse firme y exclusivamente apegado, a un análisis bivariado de variables dicotómicas y tricotómicas, Williamson tuvo forzosamente que tratar sus datos como si fueran todos en el nivel nominal de medida. En realidad muchos de los datos que recogió son de un nivel de medida más alto (tanto el ordinal como el interval); así es como descartó innecesariamente muchos datos valiosos.

3. Ibid., pp. 198-205. Estas 3 son la afiliación percibida de la clase, la educación del marido, y el ser dueño de una colección de cincuenta libros o más (las correlaciones de *tau-b*, varían entre .46 y .59). Sin embargo de éstas, solamente a la primera se le puede dar la interpretación estricta de que demuestra diferencias de valores entre las clases, puesto que las otras dos están estrechamente vinculadas a las diferencias económicas entre las clases.

4. Ibid. En realidad Williamson dividió a los respondedores primero en 5 clases (la más baja de la baja, la baja, la más alta de la baja, la más baja de la media y la media), pero en el artículo convierte a las 5 en 2 (la baja y la media).

Al considerarlos juntos, estos problemas de operacionalización y de análisis minan la validez de las conclusiones de Williamson. No obstante, la disponibilidad (para otros investigadores) de la colección original de sus datos no enteramente explotados, ofrece la rara oportunidad de analizarlos de nuevo (5). En este nuevo examen puede hacerse una prueba mucho más adecuada de la tesis de la sociedad dual.

En el nuevo análisis se hace caso omiso de las categorías de las clases media y baja, según fueron formuladas por Williamson; en lugar de ellas se sustituyen seis indicadores del SSE. Estos indicadores (el fondo social urbano o rural) la calidad de vivienda; el tipo de facilidad sanitaria de la casa; el número de hijos; el sueldo mensual de la familia; y la frecuencia semanal con que se come carne) no sólo comprenden una medida del SSE mucho más refinada y objetiva, sino que también le permiten al investigador que coloque a los respondedores en un continuum de clase media hasta clases bajas sin tener que crear una línea divisora artificial entre ellas. Además, para evitar el error de desperdiciar datos (un error que se cometió en el estudio original), el nuevo análisis se aprovecha plenamente de la colección de datos por medio del empleo de medidas de asociación más altas cuando sean apropiadas.

El análisis nuevo de los datos enfoca dos matrices correlacionadas distintas. La primera (Cuadro 1) concierne a la asociación de las variables del SSE con aquellas actitudes que se miden por medio de escalas ordinales (6). Al examinar el cuadro, se revela que la intensidad de las relaciones entre el SSE y las actitudes es muy débil; de las 42 *tau-b* de Kendall que se informaron, solamente 8 son más altas que .20, siendo .36 la correlación más alta. Sin embargo las correlaciones que se informaron en el Cuadro 1 no le dirán nada al investigador sobre la población más amplia, de la cual se extrajo al azar la muestra (es decir San José, Costa Rica), a menos que aplique una prueba de significado estadístico. Al aplicar la prueba de *chi*-cuadrado se nota que solamente 9 de las 42 correlaciones son estadísticamente significativas en el nivel de .05 o menos. Además, las correlaciones que son estadísticamente significativas están dispersas casi completamente al azar. No aparece ningún patrón de valores consistente. Finalmente, 3 de las correlaciones significativas no concuerdan con lo pronosticado. De todo esto puede concluirse que entre más objetivas y menos arbitrarias las medidas del SSE, más disminuye la validez de la hipótesis de la sociedad dual.

5. Ibid. Las tarjetas y el libro de las claves fueron proveídos por la Biblioteca de Datos Internacionales y el Servicio de Consulta (International Data Library and Reference Service) de la Universidad de California en Berkeley. El análisis de los datos se llevó a cabo usando los programas OSIRIS II de la Universidad de Michigan, los cuales fueron ejecutados en el sistema de IBM 360/50 de la Universidad de Pittsburgh.

6. Ibid. No todas las preguntas mencionadas en el artículo original se tratan aquí; lo que se examina son una o dos de cada una de las dimensiones que investigó Williamson. Fue necesario hacer esta limitación por motivo de la falta de espacio en la revista y por el hecho de que varias preguntas no guardaban una relación estrecha con el tema de este artículo. Debe de notarse que el artículo de Williamson informa una N de 245 (109 de la clase media y 136 de las clases bajas) aunque la colección de datos archivados le provee a la muestra urbana solamente 222 respondedores. Posiblemente contenga un erratum el artículo original o tal vez algunos casos se extraviaron inadvertidamente al preparar la colección de datos archivados. Se recomienda al lector el artículo de Williamson (1962) para los detalles sobre las preguntas, la muestra y los métodos del estudio.

La segunda matriz (cuadro 2) concierne a las 6 variables del SSE y aquellas variables dependientes medidas en una escala por intervalos o que son variables "simulados" ("dummy" variables) (7). Aquí se nota un patrón muy parecido al del Cuadro 1. Casi todos los coeficientes correlacionales de r de Pearson (8) son bastante bajos y, salvo en unos pocos casos de los que se hablará en seguida, la variación explicada se mantiene muy por debajo del nivel del 10 por ciento.

Hasta aquí, contrario a lo esperado, la relación entre los valores y las variables del SSE ha sido generalmente débil. Pareciera, entonces, que las diferencias del SSE no se traduzcan por grandes diferencias de valores entre los costarricenses en zonas urbanas. Sin embargo, antes de poder afirmar esto, es preciso un último paso en el análisis. El examen independiente de cada indicador del SSE, considerado solo, puede haber desinflado las correlaciones, puesto que la clase no se determina simplemente por el ingreso, el fondo social, el estilo de vivienda, etc. (cada uno considerado por sí mismo), sino que de una combinación de todos estos indicadores (más otros que no se miden en este estudio). Esto querría decir que todos los indicadores del SSE relacionados aquí operando conjuntamente, podrían constituir un pronosticador de actitudes de menor importancia que cualquier indicador tomado por aparte. Aunque Williamson también reconoce la importancia de los indicadores múltiples, su táctica los incorpora de una manera arbitraria y no metódica. Los coeficientes correlacionales múltiples pueden usarse para poner a prueba esta hipótesis por medio de un examen del efecto combinado de los 6 indicadores del SSE sobre cada variable actitudinal (9). Los resultados, que se presentan en el Cuadro 3, verifican esta hipótesis. En todos los casos los indicadores combinados del SSE producen una correlación más alta (y de tal modo explican una parte mayor de la variación) de la que produce cualquiera de ellos tomado por aparte. Sin embargo, aunque operen juntos los 6 indicadores de la clase con el fin de pronosticar las actitudes, todavía se encuentran bajas las correlaciones múltiples en la mayoría de los casos. De las 7 variables independientes que se han considerado, 5 producen correlaciones estadísticamente significativas. Sin embargo, solamente 3 de éstas explican más del 10 por ciento de la variación, cuando se consideran los efectos combinados del origen social, la calidad de la vivienda, el tipo de interior de la casa, el ingreso de la familia, el número de hijos, y la frecuencia con que se come carne. Por este motivo, aunque estén combinados los

7. Tanto algunas variables en el Cuadro 2 (e. g., las variables de sí-no) como algunos indicadores del SSE no son consideradas medidas de nivel interval, según la opinión de algunos. Sin embargo se ha acostumbrado últimamente presumir un nivel de medida interval para tales variables "simuladas" para poder aplicar la estadística de producto-momento, que es una estadística más potente. Un ejemplo reciente de esto, uno que enfoca la clase, se encuentra en la investigación de Hodge y Treiman (1968: 536-537; véase también Labovitz (1967, 1970, 1971) y Suits (1957). Todas las variables allí se analizaron tanto con una medida ordinal (τ - b) como con una medida interval (r de Pearson); sin embargo fueron menores las diferencias en la intensidad de la relación.

8. El modelo del r de Pearson presume que la relación de la población es lineal. Los "traza-dispersión" (scatterplots) para estos datos demuestran que no hay ninguna desviación significativa de la linealidad.

9. Los coeficientes correlacionales múltiples no deben de computarse cuando las variables independientes son correlacionados los unos con los otros en un alto grado (la multicolinealidad), puesto que la contribución independiente de cada variable carece de sentido. Para no cometer este error, fueron correlacionados los seis indicadores del SSE los unos con los otros. Se descubrió que las correlaciones llegan a .50 a lo máximo, lo que sugeriría que se emplearan los coeficientes correlacionales múltiples. Esta falta de correlación intensa entre los indicadores demuestra que cada uno mide un aspecto algo diferente del SSE, lo que disuadiría aún más de dividir las clases gruesamente como se hizo en el estudio de Williamson.

indicadores del SSE, resulta que todos en conjunto corresponden a solamente una pequeña parte de la variación total. Dado el presumido grado de separación entre los dos sistemas de valores, es dudoso que dicha porción de la variación sea suficiente para justificar la tesis de la sociedad dual.

Los dos coeficientes correlacionales que son moderadamente altos, deben de examinarse más detalladamente. Los indicadores del SSE combinados representan el 19 por ciento de la variación en el viajar afuera de la ciudad. Esto corresponde a los viajes de más de 18 kilómetros de la casa, y explican el 29 por ciento de la variación entre los matrimonios civiles y las uniones libres. Sin embargo la interpretación de estas correlaciones no necesariamente apoya la tesis de la sociedad dual, puesto que no se sabe si el viajar mucho y el matrimonio civil verdaderamente representan las actitudes modernas, o si meramente reflejan la posición económica de quien responde.

En busca de una sociedad dual: Las diferencias rurales-urbanas en Costa Rica

Con el fin de investigar las diferencias de valores entre la Costa Rica rural y la urbana, Williamson suministró (1963) su encuesta a una pequeña muestra de respondedores ($n=42$) en una aldea rural, San Ignacio de Acosta. Esta muestra se comparó con la muestra urbana de que se habló anteriormente (10). Encontró entre las dos varias diferencias de valores estadísticamente significativas. ¿Cómo resisten estos hallazgos el género de análisis que se seguía en las páginas precedentes?

La respuesta a esta pregunta la proveen los Cuadros 4 y 5. Primero se dividen los respondedores por zona de residencia (es decir, urbana o rural) (11) y luego se comparan las actitudes demostradas en las dos muestras. De las 20 variables registradas en los dos cuadros, solamente 8 demuestran un significado estadístico en el nivel de $p < .05$ (es decir, es significativa en 5 sobre 100 probabilidades) y la intensidad de la relación no alcanza un nivel más alto de .23 (la frecuencia con que se confiesa).

Puede suponerse que la razón por las diferencias tan pequeñas de actitudes entre los residentes rurales y los urbanos sea que los últimos, de un SSE más bajo, tienden a bajar los niveles de "la inmodernidad" de los primeros, mientras que los residentes rurales de ingreso más alto tienden a elevar los niveles rurales en su totalidad. Para probar esta hipótesis se controlaron varios factores del SSE (véase los Cuadros 4 y 5). Los resultados no la verifican; ni el número de correlaciones estadísticamente significativas, ni la intensidad de la relación se aumenta apreciablemente cuando se introducen los controles del SSE. La relación estadísticamente significativa de mayor intensidad en esta serie de correlaciones es .25.

Una hipótesis final debe probarse. La migración de la aldea a la ciudad se ha convertido en un fenómeno tan prevalente en la América Latina contemporánea (Beyer, 1967; Alberts, 1970) que permite creer que muchos de los residentes urbanos sean

10. Williamson, Richard C.. "Some Factors in Urbanism in a Quasi-rural Setting: San Salvador and San José". *Sociology and Social Research* 47 (January 1963): 187-200.

El tamaño de la muestra urbana de Williamson (1963) es de 217, y no de 245 informado en el artículo anterior (1962). Como ya se mencionó, la muestra proveída por la colección de tarjetas de IBM fue de 222.

11. *Ibid.* En vista de que todos los residentes rurales provenían de la misma aldea y que todos los residentes urbanos eran de San José, no hay ninguna ambigüedad al clasificarlos como respondedores urbanos o rurales. Por lo tanto los problemas que surgieron arriba al dividir a los respondedores con base en la clase, no se presentan en esta sección.

migrantes recién llegados del campo y quienes, por lo tanto, poseen valores rurales. En la encuesta original, no se hicieron preguntas sobre el número de años que el respondedor tenía de vivir en la ciudad. Sin embargo sí se hizo la pregunta siguiente: "Durante los primeros diez o quince años de su vida, ¿dónde vivió Ud.?" Con este dato es posible separar aquellos respondedores que pasaron su juventud en las áreas rurales, de los que siempre habían vivido en la ciudad. Sin embargo un examen de los no-migrantes no revela diferencias marcadamente notables entre las actitudes de éstos y los de la muestra en conjunto.

Conclusiones

La conclusión que resalta de este nuevo análisis es que la dualidad de actitudes basadas en la clase y en las diferencias entre los rurales y los urbanos, o sea, lo que se formuló como hipótesis, no existe según la muestra que se investigó, a pesar de la conclusión contraria de Williamson. Las actitudes con respecto a las prácticas como el control de la natalidad, las costumbres médicas, el sistema de chaperonazgo, el padrinzago, el asistir a la iglesia, etc., son todos semejantes entre la clase media y la baja, así como entre los grupos urbanos y los rurales.

Una metodología más sensata ha contrariado, por lo tanto, los hallazgos del investigador original; además, lo que es de mayor importancia, la metodología indica que otros datos sobre las diferencias de actitud en la América Latina deben de reexaminarse con instrumentos de investigación más eficaces. Es la esperanza que el presente estudio anime a los investigadores que, al presentar sus hallazgos, informen tanto sobre la intensidad de la relación como sobre los niveles de su significado. Hace ya demasiado tiempo que aceptamos tranquilamente el significado estadístico como si fuera teórico. Puede ser que las sociedades duales existan en otros países latinoamericanos, pero no deben de emplearse las pruebas estadísticas como la base única de llegar a tal conclusión. La existencia de las sociedades duales requiere una confirmación más empírica que las pequeñas diferencias de valores.

Algunos podrán afirmar que la ausencia de una sociedad dual en una nación tan pequeña como Costa Rica no es sorprendente, y que la posibilidad de no encontrarse una sociedad dual en los países latinoamericanos grandes como México y el Brasil, por ejemplo, será muy remota. Sin embargo, como lo ha demostrado Joseph Kahl (1965), en cuanto al sistema de valores urbano comparado con el rural, hay pocas diferencias estadísticamente significativas entre el México rural y la ciudad de México, o entre el Brasil rural y Río de Janeiro.

De la misma manera, quizás sea tan valiosa como la evidencia de Kahl, en cuanto a apoyar los presentes hallazgos sobre Costa Rica, la percepción de un sociólogo costarricense. La conclusión de Eugenio Rodríguez Vega (1953: 107-08) basada en la observación cuidadosa de sus paisanos, y con atención personal, merece citarse en este punto:

Tal vez podría afirmarse, sin pecar de exageración, que todos en Costa Rica son clase media: si no por los medios económicos de que disponen, al menos por la mentalidad de que están dotados; la psicología de clase media es, realmente, el denominador común de la psicología costarricense.... Hasta el momento no podemos señalar en Costa Rica una clara delimitación de clases, precisamente porque la única diferencia que hay entre los diversos sectores es económica, siendo las otras diferencias de poca importancia.

Aunque la intención de este estudio no es la de menospreciar la severidad de las diferencias económicas que separan a los ricos de los pobres en Costa Rica, lo que se ha encontrado en esta investigación apoya firmemente la conclusión de Rodríguez Vega.

Por supuesto, lo citado arriba está basado únicamente en evidencia impresionista y no verifica las conclusiones de este estudio. Afortunadamente, existe ahora nueva evidencia cuantitativa que apoya aún más el punto de vista de la concordancia. El estudio de Fonseca Tortós (1971) evita muchas de las trampas en las cuales cayó el de Williamson, utilizando una muestra mucho más grande (N= 893), seleccionada del área metropolitana entera de San José. Además, puesto que se dividió la muestra en cuatro estratos (alto, medio, pobre, y tugurio) puede comprobarse la hipótesis de la sociedad dual en su totalidad, sin eliminar el estrato alto y el tugurio, que sí fueron eliminados en el estudio de Williamson. El Dr. Fonseca Tortós (1971:70) concluye que, "...puede afirmarse que una muy alta mayoría de la gente de los cuatro estratos percibe posibilidades de movilidad, y no existe, en este respecto una diferencia estadísticamente significativa entre un estrato y otro". Una de las variables del estudio, la que trata de la posibilidad de matricularse en la universidad, sí demostró una relación estadísticamente significativa, pero la correlación fue baja (coeficiente de Cramér de .24), lo que hace a Fonseca Tortós (1971:70) notar que, "...el número de gente de los estratos bajos que percibe que sus hijos pueden llegar a la Universidad es mucho más alto del esperado". Sin embargo, casi sin excepción, el estudio confirma el punto de vista de la concordancia (12).

12. Fonseca Tortós, Eugenio. *Estratificación Social: Algunos Aspectos de la Movilidad Social y Planificación Familiar, Costa Rica*. San José, Costa Rica: Universidad de Costa Rica, Proyecto de Estratificación Social No. 9. (1971): 70.

El estudio entero también incluyó una pequeña muestra rural (N=129), pero ésta no fue analizada en la publicación de Fonseca Tortós. Hasta el momento no se han publicado los hallazgos completos del estudio, faltando todavía bastante que analizar al comparar la muestra rural con la urbana y en cuanto a varias dimensiones incluidas en la encuesta, como, por ejemplo, la solidaridad de clases, la hostilidad de clases, el aislamiento de clases, etc. Un análisis de la anomia (Hernández Ureña, *et al.*, 1972), por ejemplo, sí demuestra que existe más anomia entre el grupo bajo y el rural, pero en vista de que la escala de anomia que se empleó (Srole--Sheppard) no fue redactada de modo que se eliminara la forma de contestar de "Sí" o "No", es probable que una gran parte de la supuesta diferencia en los niveles de anomia se debe principalmente, si no completamente, a "response set". Es decir, puesto que los respondedores de la clase baja tienden a contestar "sí" a las preguntas que les hacen los entrevistadores de la clase media, sin hacer caso del contenido de las preguntas, se anticiparía un porcentaje alto de contestaciones de "sí" entre los de la clase baja. Las ocho preguntas en la escala de anomia usada (Hernández Ureña, *et al.*, 1972: 10) se redactaron de tal manera que una respuesta de "sí" indica la anomia.

NOTAS

Este artículo fue traducido del inglés por Susan Berk Seligson, y revisado por la Dirección de la Revista de Ciencias Sociales de la Universidad de Costa Rica. Apareció originalmente en *Social Forces*, vol. 51, No.1 (septiembre de 1972), pp. 91-98.

El autor desea agradecer a los profesores Paul Beck, James Malloy y Michael Margolis por las valiosas sugerencias que hicieron en cuanto a los primeros borradores de este artículo.

BIBLIOGRAFIA

- ALBERTS, JOOP. *La migración interna de Costa Rica*. San José: CELADE, Serie AS, num. 8. 1970.
- BEYER, GLENN H. (ed.) *The Urban Explosion in Latin America*. Ithaca: Cornell University Press. 1967.
- COTLER, J. "The Mechanics of Internal Domination and Social Change in Peru". *Studies in Comparative International Development* 3: 12. 1967 -68.
- DAVIDSON, W. "Rural Latin American Culture". *Social Forces* 25 (March): 249-252. 1947.
- GONZALEZ CASANOVA, PABLO *Democracy in Mexico*. New York: Oxford University Press. 1970.
- HODGE, R.W., y D.J.TREIMAN "Class Identification in the United States". *American Journal of Sociology* 73 (March): 535-547. 1968.
- JOHNSON, JOHN J. *Political Change in Latin America. The Emergence of the Middle Sectors*. Stanford: Stanford University Press. 1958.
"Whither the Middle Sectors?" *The Virginia Quarterly Review* 37 (Autumn): 508-521. 1961.
- KAHL, J.A. "Social Stratification and Values in Metropolis and Provinces: Brazil and Mexico". *America Latina* 8 (January-March): 23-36. 1965
- LABOVITZ, SANFORD "Some Observations on Measurement and Statistics". *Social Forces* 46 (December): 151-160. 1967.
"The Assignment of Numbers to Rank Order Categories". *American Sociological Review* 35 (June): 515-524. 1970.
"In Defense of Assigning Numbers to Ranks". *American Sociological Review* 36 (June): 521-522. 1971.
- LAMBERT, JACQUES *Latin America: Social Structure and Political Institutions*. Berkeley and Los Angeles: University of California Press. 1967.

- RODRIGUEZ VEGA, EUGENIO. *Apuntes para una sociología costarricense*. San José, Costa Rica: Editorial Universitaria, Sección Tesis de Grado y Ensayos, No. 4. 1953.
- STAVENHAGEN, RODOLFO. "Seven Fallacies About Latin America". En James Petras y Maurice Zeitlin (eds.), *Latin America: Reform or Revolution?* New York: Fawcett. 1968.
- SUITS, DANIEL B. "Use of Dummy Variables in Regression Equations". *Journal of the American Statistical Association* 52 (December): 548 -551. 1957.
- TUMIN, MELVIN M. *Social Class and Social Change in Puerto Rico* (segunda edición). Indianapolis: Bobbs-Merrill. 1971.
- VELIZ, CLAUDIO *The Politics of Conformity in Latin America*. London: Oxford University Press. 1967
- WILLIAMSON, RICHARD C. "Some Variables of Middle and Lower Class in Two Central American Cities". *Social Forces* 41 (December): 195- 207. 1962.
 "Some Factors in Urbanism in a Quasi-rural Setting: San Salvador and San José". *Sociology and Social Research* 47 (January): 187 -200. 1963.
 "Social Class, Mobility and Modernism: Chileans and Social Change". *Sociology and Social Research* 56 (January): 149 -163. 1972.

Adiciones

- FONSECA TORTOS, EUGENIO *Estratificación social: algunos aspectos de la movilidad social y planificación familiar, Costa Rica*. San José, Costa Rica: Universidad de Costa Rica, Proyecto de Estratificación Social No. 9. 1971.
- HERNANDEZ UREÑA, RAFAEL; ALBAN BRENES CHACON Y GONZALO ADIS CASTRO. *Anomia y planificación familiar*. San José, Costa Rica: Universidad de Costa Rica, Proyecto de Estratificación Social No. 7. 1972.

Cuadro 1. El SSE y las actitudes en el Costa Rica urbano:
datos nominales y ordinales

	vistas de hijos a padrinos	asistir la iglesia (esposo)	asistir la iglesia (esposa)	frecuencia con que se confiesa	participar en asociaciones voluntarias	satisfacción del esposo para con su ocupación	* (muestra total= 222)
fondo social del respondedor (urbano o rural)	.01+	.13	.14	.09	.05	.11	99-214
calidad de vivienda	-.09	.02	-.16	.09	.04	.23	99-214
tipo de interior (facilidad sanitaria)	-.02	-.04	-.16	.03	.27	.34	102-216
número de hijos	.01	-.02	.00	-.05	.03	-.00	102-214
ingreso mensual de la familia	.21	.02	-.15	.14	.36	.23	99-204
frecuencia semanal con que se come carne	.14 (.001)+	-.02	-.16 (.05)	.06	.32	.21 (.02)	102-215

* Varía debido al no responder.

+ Las correlaciones son todas *tau-b*.

+ Los números entre paréntesis son los niveles de significación estadística de *chi-cuadrado* al nivel de $p < .05$.

Cuadro 2. El SSE y las actitudes en el Costa Rica urbano:
datos intervalles

	aprobación del esposo del control de la natalidad	aprobación de la esposa del control de la natalidad	Estado civil del respondedor: (casado civilmente o viviendo en unión libre)	movilidad residencial	viajar fuera de la ciudad	número de amigos íntimos	aprobación de la estructura de las clases en Centroamérica	N* (muestra total=222)
fondo social del respondedor (urbano o rural)	.07*	.01	.32 (.001)	-.05	.04	.06	.03	163-210
calidad de vivienda	.01	.06	.34	-.06	.14	-.13	.06	162-210
tipo de interior (facilidad sanitaria)	.16	.20	.28 (.001)	.09	.29 (.001)	.00	-.07	160-209
número de hijos	.09 (.05)	.19 (.01)	.03 (.001)	.07	.08 (.001)	-.07	-.01	163-214
ingreso mensual de la familia	.24	.18	.26	-.14	.35	-.18	-.10	158-190
frecuencia semanal con que se come carne	.22 (.01)	.14	.45 (.001)	-.12	.36 (.001)	-.08	-.06	163-203

* Varía debido al no responder.

+ Las correlaciones son todas r de Pearson.

+ Los números entre paréntesis son los niveles de significación estadística de la prueba de z en el nivel de $p < .05$.

**Cuadro 3. Los índices combinados del SSE y las actitudes:
los coeficientes correlacionales múltiples ***

	aprobación del esposo del control de la natalidad	aprobación de la esposa del control de la natalidad	Estado Civil del respondedor: casado civilmente o viviendo en unión libre	movilidad residencial	viajar afuera de la ciudad	número de amigos íntimos	aprobación de la estructura de las clases en Centroamérica
índices combinados del SSE (coeficientes correlacionales múltiples)	.30	.33	.54	.18	.44	.25	.12
porcentaje de la variación explicada	9	11	29	3	19	6	1
niveles de significación estadística	.01	.01	.001	ns	.001	.05	ns

N = (varía debido al no responder).

Cuadro 4. La residencia y las actitudes en Costa Rica:
datos nominales y ordinales

	confiar en cónyuge	visitas de hijos a padrinos	prácticas médicas (tradicionales o modernas)	asistir la iglesia (esposo)	asistir la iglesia (esposa)	asistir la iglesia (hijos)	frecuencia con que se confiesa	participación en asociaciones voluntarias	satisfacción del esposo para con su ocupación	N* (total urbano=222; total rural=42)
residencia (urbana o rural)	-.06	.02	-.03	.20 (.05)	.09	.11 (.05)	.23 (.05)	.11	-.01	150-254
controlados:										
(1) ingreso mediano (> ₡ 500 mensuales)	-.02	-.08	-.09	.06	.05	.14	.21	.08	.13	82-125
(2) ingreso bajo (< ₡ 500 mensuales)	.18	.14	-.00	.26	.17	.12	.25	-.02	-.21	55-109
(3) 0-4 hijos	-.04	.04	-.05	.18	.09	.12	.22	.13	.03	96-169
(4) 5-11 hijos	-.04	.00	.09	.15	.03	-.03	.20	.10	-.20	48-91
(5) vivienda buena	-.03	-.00	-.03	.19	.05	.12	.20	.11	.03	132-232
(6) no migrante	-.06	-.04	.00	.18	.01	-.02	.19	.07	-.06	173-216

* Varía debido al no responder. + Vivienda mala no se controló porque el N total era muy pequeño, alrededor de 20. La prueba exacta de Fisher se aplicó, pero no hubo ningunas correlaciones estadísticamente significativas. + Las χ^2 correlaciones son τ_{au-b} .

Los números entre paréntesis son χ^2 -cuadrado en el nivel de $p < .05$.

Cuadro 5. La residencia y las actitudes en Costa Rica: datos intervalales

	aprobación del esposo del control de la natalidad	casado civilmente o viviendo en unión libre	movilidad residencial	viajar afuera del lugar	aprobación del sistema de chaperonazgo	número de amigos íntimos	votó en las últimas elecciones	aprobación de la estructura de las clases en Centroamérica	satisfacción con su vida	la ideología protestante de trabajar mucho	N* (total urbano=222; total rural=42)
residencia urbana o rural)	.21+ (.01)	-.03	.14 (.05)	.17 (.01)	.02	.04	-.07	.13 (.05)	.04	.04	197-259
(1) ingreso mediano (> Q 500 mensuales)	-.03 (.05)	-.06	.03 (.02)	.12 (.01)	-.02	-.10	.03	.03	.11	-.03	101-131
(2) ingreso bajo (< Q 500 mensuales)	.23 (.05)	-.11	.25 (.02)	.11 (.01)	.06	.12	-.11	.21 (.05)	-.11	.04	83-107
(3) 0-4 hijos	.14 (.05)	-.12	.15 (.02)	.18 (.01)	-.01	-.04	-.05	.07	.11	.02	135-170
(4) 5-11 hijos	.25 (.05)	.05	.15 (.02)	.15 (.01)	.08	.20	-.07	.24	-.07	.05	71-91
(5) vivienda buena	.21 (.01)	.03	.18 (.05)	.20 (.01)	.03	-.02	-.05	.12	.07	.03	175-230
(6) no migrante	.27 (.005)	.07	.18 (.05)	.05 (.01)	.09	.04	-.11	.13	.01	.04	176-216

* Varía al no responder

+ Vivienda mala no se controló porque el N total era muy pequeño, alrededor de 20. La prueba exacta de Fisher se aplicó, pero no hubo ningunas correlaciones estadísticamente significativas

† Las correlaciones son todas r de Pearson.

+ Los números entre paréntesis son niveles de significación estadística de la prueba t en el nivel de p < .05.