

# **ANÁLISIS DINÁMICO DE LA DISTRIBUCIÓN PERSONAL DE LA RENTA:**

## **LA MOVILIDAD DE LA DISTRIBUCIÓN PERSONAL <sup>(1)</sup>**

J.B.Pena Trapero  
Universidad de Alcalá de Henares

### **Introducción**

Un análisis estático de la distribución personal de la renta es incompleto y puede reflejar impresiones erróneas sobre la situación y comportamiento de los individuos. En primer lugar, porque únicamente el estudio del ciclo vital de las rentas de los individuos permite conocer el efecto real de los factores condicionantes de las rentas que no se producen de forma instantánea y que, además, evolucionan en el tiempo. En segundo lugar, porque si bien una distribución es la resultante de múltiples elementos (en este caso individuos), tiene particular interés conocer cómo los individuos cambian su posición dentro de la distribución.

Hay que reconocer, sin embargo, que es muy difícil disponer de datos longitudinales para períodos largos de tiempo, y por ello el análisis dinámico ha tenido menor desarrollo en los estudios aplicados que el que se apoya en información de corte transversal.

Por otra parte, los propios desarrollos teóricos presentan dificultades conceptuales a la hora de elaborar medidas de movilidad que puedan ser de fácil cálculo y de fácil interpretación. Como luego veremos, algunos autores han intentado crear un conjunto de propiedades deseables de tales medidas siguiendo una analogía con las medidas de desigualdad. Sin embargo, el problema aquí es mucho más complejo y los juicios de valor son de más dudosa interpretación. Piénsese por ejemplo en la siguiente pregunta: ¿Es buena o es mala la movilidad de la distribución?. Evidentemente, utilizando los juicios de valor aceptados corrientemente, la movilidad será buena si se pasa hacia una distribución más igualitaria; y será mala en caso contrario. Esto significa que a las medidas de movilidad se les tiene que asociar algún componente, o exigir el cumplimiento de determinadas condiciones que nos permitan saber si la movilidad es o no conveniente, y no simplemente limitarse a describir el puro mecanismo dinámico.

Existen varios enfoques metodológicos para abordar el análisis dinámico. Nosotros vamos a limitarnos a estudiar dos de ellos, concretamente los que se refieren a los índices de movilidad de HART y al índice de rigidez de SHORROCKS.

### **1. La movilidad y las Teorías de la Distribución Personal de las Rentas**

Entre las múltiples teorías de la distribución personal de la renta, la que se adapta mejor a un análisis dinámico es la llamada "Teoría Estocástica" según la cual la distribución depende esencialmente del azar. Es posible que la situación inicial de las rentas de una persona estén condicionadas por factores deterministas -influencias genéticas, herencias, etc...- pero a partir de esa situación inicial, son los factores aleatorios los que determinan la evolución y situación posteriores de los ingresos individuales y, por tanto, de la distribución.

SAHOTA (1988) indica que el principal autor de esta teoría es Robert GIBRAT (1931) que formula

---

<sup>1</sup> Esta ponencia forma parte de un estudio más general sobre Distribución Personal de la Renta en España, financiado por la Fundación BBV y realizado por un equipo de la U.A.H., dirigido por el autor.

la teoría estocástica basada en la "ley del efecto proporcional".

El modelo de GIBRAT es una cadena de Markov de primer orden. Es decir, expresando las variables en su forma logarítmica

en donde:  $Y_t$  = logaritmo de la renta y  $U_t$  = componente aleatorio que se supone incorrelacionado con  $Y_{t-1}$ , y serialmente incorrelacionado.

Un modelo más general es el modelo de GALTON de "regresión hacia la media". Este modelo lo podemos representar como

$$Z_{it} = \beta Z_{i,t-1} + u_{it} \quad [2]$$

Si  $\beta = 1$  estamos en el modelo GIBRAT.

Si  $\beta < 1$  nos encontraríamos ante una tendencia sistemática hacia el igualitarismo. En efecto, si recordamos que  $Z_{it} = \log(X_{it}/m_t)$ , los grupos de ingresos superiores a la media ( $X_{it} > m_t$ ) reciben en media incrementos proporcionales más bajos que los grupos con ingresos menores que la media ( $X_{it} < m_t$ ).

Un punto débil del modelo GIBRAT, es que si la perturbación aleatoria sigue las hipótesis del modelo clásico -homoscedástica y serialmente incorrelacionada- el proceso [1] sería no estacionario ya que la varianza de los ingresos aumentaría con el tiempo ( $\sigma^2_{Y_t} = t\sigma^2$ ).

Estudiando este aspecto, SAHOTA (op. cit. pg. 8) señala: "Se siguieron varias soluciones. KALECKI ofreció una solución al suponer que las perturbaciones estaban negativamente correlacionadas con las "y". Esta hipótesis, sin embargo, parecía artificial hasta que recibió una justificación de una fuente ajena, concretamente la hipótesis del ingreso permanente de Milton FRIEDMAN, (1957), según la cual, "individuos que han tenido un componente transitorio elevado (incluido en  $u$ ) en el pasado, probablemente tendrán ahora uno más bajo, lo que lleva a una correlación serial negativa".

## 2. El modelo Gibrat y el modelo Galton en España

A fin de verificar qué tipo de modelo sigue la distribución personal de la Renta en España, hemos procedido a hacer una estimación del modelo de regresión lineal de tipo galtoniano procediendo a verificar la hipótesis  $H_0: \beta=1$ .

El análisis dinámico exige el seguimiento de una muestra a lo largo del tiempo. No se dispone de ninguna muestra específica diseñada con esta finalidad. Una aproximación podrá ser el panel de declaraciones del IRPF elaborado por VALDES (1992) para el Instituto de Estudios Fiscales. Sin embargo, esta fuente que cubre los años 1982-1990 presenta numerosas dificultades, que la hacen desaconsejable.

Como fuente alternativa hemos utilizado la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares que al mantener a los encuestados durante dos años en la Encuesta, permite tener información de los ingresos trimestrales de las mismas personas perceptoras de renta a lo largo de ocho trimestres consecutivamente.

El período cubierto es el que corresponde a la parte muestral común entre 1988.1 y 1990.3 que aunque es superior a los dos años, es necesario para no perder la muestra común en razón del diseño que

obliga a renovar 1/8 en cada trimestre.

Los resultados de las regresiones entre dos trimestres sucesivos se exponen en el cuadro adjunto. El modelo estimado es:  $Z_{it} = \beta Z_{it-1} + u_t$ , con  $Z_{it} = \log(X_{it}/m_t)$ .

Donde  $m_t$  es la media geométrica de las rentas primarias reales en el trimestre  $t$  y  $X_{it}$  = Rentas primarias, en términos reales del individuo "i" en el trimestre "t".

Cuadro nº 1

Estadísticos estimados entre dos trimestres sucesivos en el modelo de GALTON. Años 1987-1990. Muestra común.

	$\hat{b}$	D.W	$R^{2*}$	n	H
Trimestre2/Trimestre1	0'852 (54'8)	1'87	0'77	883	0'148
Trimestre3/Trimestre2	0'789 (51'7)	1'95	0'75	888	0'148
Trimestre4/Trimestre3	0'764 (43'7)	1'96	0'67	905	0'195
Trimestre5/Trimestre4	0'759 (39'2)	1'78	0'627	915	0'222
Trimestre6/Trimestre5	0'756 (37'51)	1'84	0'605	622	0'231
Trimestre7/Trimestre6	0'786 (41'93)	1'73	0'655	925	0'197
Trimestre8/Trimestre7	0'840 (41'28)	1'69	0'648	927	0'202

$R^{2*}$  es redefinido al no existir en el modelo término independiente. Entre paréntesis el estadístico "t" de Student para la hipótesis nula.

En el cuadro se dan los valores de  $\hat{b}$ ; el estadístico Durbin-Watson (D.W); el valor del  $R^2$  redefinido como cociente entre la suma de cuadrados no centrados de los residuos y la suma de cuadrados no centrados del regresando; el tamaño de la muestra (n); el índice de movilidad de HART (H).

A fin de verificar la hipótesis  $\beta = 1$ , hemos aplicado el test de raíces unitarias de DICKEY-FULLER (DF), al proceso autorregresivo [6]. En todos los casos, usando las Tablas de Blangiewicz y Charenza (1990), se rechaza la existencia de una raíz unitaria, al nivel de significación del 1%.

Dejando ahora aparte, el índice de movilidad de HART, al que dedicaremos particular atención en un apartado posterior, la lectura del cuadro nº 1 nos permite obtener las siguientes conclusiones:

- En ningún caso se puede aceptar la hipótesis de que  $\beta=1$ . Con ello, se indica que el modelo de comportamiento de la distribución, en España, es de tipo galtoniano y no el GIBRAT. Se rechaza, por tanto, la ley del efecto proporcional.
- En todos los casos los estimadores de  $\beta$  son significativos.
- Los estadísticos D.W del cuadro nº 1 no son aquí adecuados para detectar presencia de autocorrelación. El estadístico "h" de DURBIN señala la presencia de autocorrelación positiva en

las perturbaciones.

CREEDY, HART y KLEVMARKEN (1980) señalan que un "valor positivo de  $\hat{r}$  indica que los movimientos a través de cantidades de la distribución de los ingresos son más sistemáticos que en la ecuación [2]. Ello indicaría una tendencia desigualitaria que contrarrestaría una regresión hacia la media, mientras que un valor negativo de  $\hat{r}$  indica tendencia a disminuir los movimientos individuales por encima y por debajo de la escala de ingresos".

En nuestro caso, los valores estimados de  $\rho$ , han sido siempre positivos. Por ello, aunque se ha rechazado un comportamiento dinámico que verifique la ley del efecto proporcional de GIBRAT, ello no significa que la tendencia igualitaria hacia la media, como preconiza el modelo Galtoniano, se pueda aceptar sin poner de relieve la limitación antes señalada impuesta por el valor positivo de  $\rho$ .

### 3. Medidas de movilidad: Propiedades

Se entiende por movilidad el desplazamiento del orden que ocupa cada individuo en una distribución al modificarse ésta por el paso del tiempo.

Recientemente Anthony F. SHORROCKS (1993) al hacer el análisis del índice de movilidad de HART, al que luego aludiremos, establece un conjunto de propiedades que deben de verificar las medidas y los índices de movilidad. Generaliza así las propiedades que ya había establecido en un artículo anterior publicado en *Econometría* en 1978.

Tanto las medidas como los índices pretenden establecer una cierta ordenación de las estructuras de ingresos en las distintas situaciones. Intentan, además, establecer un conjunto de propiedades que pueden ser exigencias deseables, de forma análoga a los axiomas impuestos a los índices de desigualdad. La bondad de algunas de estas medidas es simplemente evidente, mientras no lo es tanto, y hasta podría ser discutida, la deseabilidad de otras, de forma que podrían ser desechadas. Además, es posible que algunas de ellas sean incompatibles con las otras.

Veamos, pues, cuáles son las propiedades que señala SHORROCKS. Sea  $X$  la matriz de observaciones, cuyo elemento característico  $x_{it}$  representa el ingreso del individuo  $i$  ( $i=1,2,\dots,n$ ) en el período  $t$  ( $t=1,2,\dots,T$ ). La matriz  $X$  puede ser considerada como una **estructura de ingresos**.

El primer punto a considerar es el dominio de estructuras de ingresos  $X$  sobre el cual la medida está bien definida. Definamos el conjunto  $X_{nt} = \{x \mid \dim x = n \times T; x_{it} > 0\}$  [3]

En este conjunto se supone que todos los ingresos son positivos. El dominio podría estar constituido por uniones de conjuntos similares a los definidos en [3]. Existe, sin embargo, una estructura de ingresos que difícilmente puede ser tomada en consideración al tratar de medir la movilidad. Se trata de aquella estructura donde todos los individuos, en cada período de tiempo, reciben el mismo ingreso  $\mu_t$ . Eliminando estas estructuras, nos quedaría:

$$X_{nt}^0 = X_{nt} \setminus \{x \in X_{nt} \mid x_{it} = \mu_t, \forall i, t\}$$

$$X = \bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcup_{t=1}^{\infty} X_{nt}^0$$

Tenemos así, las siguientes propiedades:

- A1. **Dominio Universal.** Una medida de movilidad deberá ser bien definida para todo  $X \in \mathbb{R}$ .
- A2. **Continuidad.** El grado de movilidad varía continuamente con los ingresos en X.
- A3. **Simetría en relación con la población.** X y X' son igualmente móviles para cualquier  $X' = \Pi X$ , donde  $\Pi$  es alguna matriz de permutaciones.

Esta propiedad significa que el orden inicial en que están las filas de la matriz X(individuos) no afecta a las medidas de movilidad.

**Definición:** Una medida de movilidad es simétrica en relación con el tiempo si X y X' son igualmente móviles si  $X' = X\Pi$  para alguna matriz de permutaciones  $\Pi$ .

El que una medida sea simétrica respecto al tiempo significa que no viene afectada por los cambios en la secuencia temporal en que se reciben los ingresos. Dado que la secuencia temporal es importante, esta propiedad de las medidas de movilidad es dudoso que sea una propiedad deseable.

- A4. **Invarianza ante una replicación de la población.** X y X' son igualmente móviles si X' es una replicación de una población X.

Se entiende que X' es una replicación de una población X, si sus filas están repetidas en relación a X. Se trata así de captar la idea de que X' es la estructura agregada de r-subpoblaciones cada una teniendo la estructura de ingresos X.

Esta propiedad es la equivalente a la utilizada en las medidas de desigualdad para comparar distribuciones de diferentes tamaños de población.

Si la replicación se hiciese con las columnas de la matriz X, tendríamos una propiedad similar de invarianza respecto a una replicación del tiempo. Al igual que en el caso de la simetría temporal, esta propiedad es objetable.

**Definición:** Una estructura X es completamente inmóvil si y sólo si  $x_{is}/\mu_s = x_{it}/\mu_t$  para todo i, s, t. ( $\mu_s$ ;  $\mu_t$  renta media en s, t).

- A5. **Normalización.** La medida de movilidad debe ser un mínimo si X es completamente inmóvil.

- A6. **Normalización fuerte.** La medida de movilidad debe ser un mínimo si y sólo si X es completamente inmóvil.

**Definición:** Una estructura de ingresos X, ( $X = [x_1, x_2 \dots x_T]$ ), es perfectamente móvil si y sólo si  $_{-s}(x_s)$  y  $_{-t}(x_t)$  están incorrelacionados para todo t, s y todas funciones reales  $_{-s}, _{-t}$ . La idea que refleja esta definición es que cualquiera que sea la posición de un individuo en el momento s, no influye en la posición que pueda ocupar en el momento posterior t.

- A7. **Perfecta movilidad.** Una medida de movilidad debe ser un máximo si X es perfectamente móvil.

- A8. **Perfecta movilidad fuerte.** Una medida de movilidad debe de ser un máximo si y sólo si X es perfectamente móvil.

- A9. **Rango intervalo unidad.** El rango de un índice de movilidad debe de ser [0,1].

Con esta propiedad se acota el valor del índice reservándose el valor "0" para el caso de perfecta inmovilidad y el valor "1" para la movilidad perfecta.

- A10. **Invarianza de escala.** X y X' son igualmente móviles si  $X' = \lambda X$  para cualquier escalar  $\lambda > 0$ .

Una exigencia más fuerte la da la propiedad siguiente:

**A11. Invarianza de escala intertemporal.**  $X$  y  $X'$  son igualmente móviles si  $X = X\Lambda$  para cualquier matriz diagonal positiva  $\Lambda$ .

La propiedad A10 es equivalente a la exigida a los índices de desigualdad que deben de ser invariantes a cambios de escala. Esta propiedad permite, por ejemplo, comparar países con diferentes unidades monetarias, sin necesidad de reducirlos a una unidad común.

La propiedad A11 permitiría hacer lo mismo, a través del tiempo, aunque hayan cambiado en el tiempo las relaciones de las unidades monetarias.

Si la propiedad A11 no se verifica será necesario, si se hacen comparaciones a lo largo del tiempo, deflacionar los valores de los ingresos para reducirlos a una base referencial común.

La última propiedad exigida por SHORROCKS es quizás la más compleja. Se trata de saber bajo qué circunstancia una estructura de ingresos  $X'$  es más móvil que otra estructura alternativa  $X$ . Se pretende establecer un juicio de valor similar al principio de transferencia de PIGOU-DALTON en el análisis de desigualdad.

Se trata de encontrar algún criterio que no entre en conflicto con el principio de normalización, ni cambie la media de los ingresos, ni de los ingresos relativos, de los individuos en el período afectado, por transferencias entre individuos.

Refiriéndonos a matrices con sólo 2 períodos, se puede formular la siguiente propiedad.

**A12. Condición ATKINSON-BOURGUIGNON.** La estructura de ingresos  $X'$  es más móvil que  $X \in \mathbb{R}_{n2}^+$  si  $X'$  es obtenida por un intercambio simple, a partir de  $X$ .

**Definición:** La estructura de ingresos  $X'$  es obtenida de  $X \in \mathbb{R}_{n2}^+$  por un intercambio simple si, para algún  $i, j$  y  $t$  tales que  $(x_{i1} - x_{j1})(x_{i2} - x_{j2}) > 0$

$$\begin{aligned} x'_{it} &= x_{jt}; x'_{jt} = x_{it} \\ x'_{ks} &= x_{ks} \text{ para } s \neq t \text{ y } \forall k \\ x'_{kt} &= x_{kt} \text{ para todo } t \text{ y todo } k \neq i, j \end{aligned}$$

El nombre de esta condición la atribuye SHORROCKS a los autores que pusieron el énfasis en este problema. (Veáse ATKINSON y BOURGUIGNON (1982)).

### 3.1. El índice de movilidad de HART

Examinados en el apartado anterior las propiedades exigidas a los índices de movilidad, vamos ahora a ocuparnos de algunos índices concretos de movilidad.

Como señala SHORROCKS (op. cit. pg. 1): "Peter Hart ha sido el primero en la investigación sobre la movilidad". Y en otra parte: "La discusión de la movilidad en HART está encuadrada en términos de  $r(\ln X_t, \ln X_{t+1})$  [coef. de correlación lineal simple entre los logaritmos de los ingresos en  $t$  y  $t+1$ ] que puede ser considerado como un índice de estabilidad de los ingresos. La forma precisa que debería de tomar un índice de movilidad no es clara, aunque HART está en favor de  $1/r$ ". (Ver HART (1976) y HART (1983)).

SHORROCKS, presenta el índice de HART, sin embargo, como:  $H(X_t, X_{t+1}) = 1 - r(\ln x_t, \ln x_{t+1})$  [4]

ya que esta especificación es mejor, afirma, bajo la perspectiva de las propiedades señaladas en el apartado anterior.

### 3.1.1. Las propiedades del índice de HART

Se demuestra que el índice de HART, verifica todas las propiedades excepto la A1 (Dominio homogéneo), A6 (Normalización fuerte) y A8 (Perfecta movilidad fuerte).

Además, también cumple la simetría respecto del tiempo, ya que el cambio de los períodos de referencia ( $t$  y  $t+1$ , ó  $t+1$  y  $t$ ) no afectan al coeficiente de correlación. No verifica la invarianza respecto a la replicación temporal, ya que sólo considera dos períodos, pero esta propiedad, como ya se ha indicado, es discutible.

### 3.2. La familia de índices de SHORROCKS

Antes de comentar los resultados de la aplicación del índice H de HART, vamos a estudiar otra familia de índices que, aunque concebidos inicialmente para medir el grado en que los ingresos se igualan cuando se alarga el periodo temporal, y son, por tanto, válidos para medir la estabilidad de los ingresos, pueden ser utilizados también como índices de movilidad. Nos estamos refiriendo a los índices de **rigidez** de SHORROCKS (1978) y su complemento a 1, considerado por el autor como índice de movilidad, aunque esta concepción sea criticada por CREEDY, HART y KLEVMARKEN (1980) (op. cit. pg. 197).

El índice de rigidez de SHORROCKS, se define de la siguiente forma:

Consideremos una población de "n" individuos con ingresos contabilizados en "m" períodos consecutivos. Sea  $y_i^k$  el ingreso recibido por el individuo "i" en el período k.

Notemos por  $m^k = \frac{1}{n} \sum_i^n y_i^k$ , el ingreso medio del período k, y  $m = \sum_k m^k$  el ingreso medio extendido a los "m" períodos.

Restringiéndonos ahora a las medidas de desigualdad que son funciones convexas de los ingresos relativos, vamos a designar por  $I(Y)$  al índice de desigualdad asociado al vector Y de los ingresos

acumulados por los "i" individuos en los "m" períodos, es decir:  $Y = (y_1 \dots y_n)$  donde  $Y_i = \sum_{k=1}^m Y_i^k$   $i=1, 2, \dots, n$ .

Entonces:  $I(Y) = g(Y/\mu) = g(\sum_k Y^k/\mu) = g(\sum_k w_k Y^k/\mu^k)$

$\leq \sum_k w_k g(Y^k/\mu^k)$  dada la convexidad de la función. [5]

En donde  $w_k = \mu^k/\mu$ , es decir,  $w_k$  es la relación de los ingresos medios en el período  $k$  y los ingresos medios de todo el período.

$$\text{De [5] se deduce que } I[Y] \leq \sum_k w_k I(Y^k) \quad [6]$$

Es decir, el índice de desigualdad de los ingresos de todo el período no puede exceder la suma ponderada de los índices de desigualdad correspondientes a cada período individual.

Partiendo de todo lo anterior, el índice de rigidez de SHORROCKS se define como:

$$R = \frac{I(Y)}{\sum_k w_k I(Y^k)} \leq 1 \quad [7]$$

Al ir variando el período " $k$ " se van obteniendo los valores de la "rigidez" para los períodos sucesivos.

El índice  $R$  según el propio SHORROCKS "representa el valor en que se reduce la igualdad cuando el período se amplía. Así si  $R = 0.80$ , por ejemplo, la desigualdad de los ingresos de un período será el 80% de la desigualdad media contabilizada para cada período individual".

Se trata en definitiva de un índice que mide la **estabilidad de la desigualdad** a medida que se amplía el intervalo a que se refieren los ingresos. Por esta razón, el índice  $M = 1 - R$  es considerado por el autor a que nos referimos como una medida de la movilidad de los ingresos en la sociedad.

Así si  $R = 1$ , la desigualdad de los ingresos no se modifica al ir ampliando el período de referencia. Esto significa que los ingresos relativos no varían a lo largo del tiempo, lo que puede interpretarse como una sociedad completamente inmóvil (por lo que a los ingresos significa).

Supongamos, por otra parte, que la distribución  $Y$  de  $m$ -períodos se considera fija. Entonces en una sociedad más móvil, los cambios en los ingresos relativos serán más frecuentes y pronunciados, por lo que los valores del índice de desigualdad de cada subperíodo aumentarán y el valor de  $R$  disminuirá. De esta forma vemos que el índice  $M = 1 - R$ , puede, en efecto, ser considerado como una medida de la movilidad.

### 3.2.1. Propiedades del índice $M$ de SHORROCKS

Quizás la propiedad más interesante es la que señala el propio autor al indicar que "la mayor ventaja de este método es que capta los hechos más importantes de los ingresos relativos sin imponer una estructura teórica particular a los datos" (op. cit. pg. 175).

Si nos referimos a las propiedades deseables que se exponían al comienzo de este apartado, suponiendo que el índice de desigualdad incluido en  $R$ , es elegido como una función continua e invariante a las replicaciones, el índice de movilidad  $M = 1 - R$  satisface 9 de las 12 propiedades, todas menos la A7,



A8 y A11. Las demostraciones pueden verse en el artículo de referencia ("On the Hart Measure of Income Mobility").

#### 4. Los índices de movilidad de HART y de SHORROCKS en el caso español

Expuestas en los apartados anteriores las propiedades exigibles a los índices de movilidad, así como las definiciones de los índices de movilidad de HART y de SHORROCKS y sus propiedades, vamos ahora a ocuparnos de la aplicación de dichos índices al caso español.

Utilizando la muestra común de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares para los 8 trimestres sucesivos a partir de 1987.1, cuya descripción ya se dió en un apartado anterior, se han obtenido los siguientes valores para el índice de HART.

Cuadro nº 2			
Índice de HART (8 trimestres sucesivos)			
Período inicial: 1987.1.			
3	Trimestre 1/Trimestre 2	3	0'148
3	T3/T2	3	0'148
3	T4/T3	3	0'195
3	T5/T4	3	0'222
3	T6/T5	3	0'231
3	T7/T6	3	0'197
3	T8/T7	3	0'202
3	Tamaño muestral	3	956

Si se tiene en cuenta que este índice está normalizado, al no tener rentas negativas, dando el valor 1 en caso de perfecta movilidad y cero en el extremo opuesto, podemos deducir, a la vista de los valores, que la distribución personal de la renta en España es muy poco móvil.

Por lo que se refiere al índice de Rigidez de SHORROCKS, se ha trabajado con la misma muestra de 956 perceptores de ingresos, comunes en ocho trimestres sucesivos en la Encuesta Continua.

En cada caso se han utilizado como índices de desigualdad los siguientes:

- El índice de Gini, notado por  $G$
- Un índice de "entropía" propuesto por Theil, notado por  $Co$ , cuya fórmula es:

$$Co = 1/n \sum_i \log \mu/Y_i$$

- El coeficiente de Theil, que forma parte también de la familia de índices basados en la "entropía". Lo notamos como  $C_1$  y tiene la siguiente formulación:  $C_1 = 1/n \sum_i (Y_i/\mu) \log(Y_i/\mu)$

Finalmente el cuadrado del coeficiente de variación,  $C_2$ :  $C_2 = 1/n \sum_i [(Y_i/\mu)^2 - 1]$

En todos estos índices  $Y_i$  representa el ingreso, en términos reales, del perceptor  $i$ -ésimo y  $\mu$  los ingresos medios de la muestra.

Todos los índices que acabamos de señalar se han escogido por pertenecer a la familia de índices que son independientes de la media, aditivamente descomponibles y funciones convexas estrictas de los ingresos relativos como demuestra el propio SHORROCKS (1980).

A fin de poder calcular el índice de rigidez  $R$ , los índices de desigualdad se han obtenido para cada trimestre, así como para los trimestres acumulados, es decir el primer trimestre; el 1º + el 2º; el 1º + 2º + 3º y así sucesivamente.

A partir de los índices de desigualdad se han calculado los índices de rigidez, para el conjunto total y para cada cohorte. Los resultados se presentan en el cuadro nº 3.

CUADRO Nº 3  
Índices de Rigidez, por trimestre, según los  
diferentes índices de desigualdad utilizados

	Índice $C_0$	Índice $C_1$	Índice $C_2$	Índice $C_3$
Trimestre 1	1'000	1'000	1'000	1'000
Trimestre 2	0'931	0'938	0'920	0'975
Trimestre 3	0'931	0'903	0'901	0'962
Trimestre 4	0'876	0'870	0'881	0'950
Trimestre 5	0'845	0'829	0'749	0'938
Trimestre 6	0'830	0'803	0'746	0'926
Trimestre 7	0'804	0'785	0'746	0'919
Trimestre 8	0'780	0'771	0'746	0'911

La lectura del cuadro nº 3 nos indica que, para el conjunto total, el índice de rigidez, cualquiera que sea el índice de desigualdad en que se apoye, tiene un valor bastante elevado. Existen diferencias según el índice de desigualdad, que van de 0'746 en el 8º trimestre, para el índice  $C_2$ , a 0'911 en el caso del índice de Gini para ese mismo trimestre, sin embargo, aún tomando el caso de menor rigidez, que corresponde al índice  $C_2$ , tenemos que acumulando los ingresos de 8 trimestres, la desigualdad es únicamente el 75% de considerar los ingresos de cada trimestre de forma aislada.

Si se recuerda ahora que el complemento a uno del índice R es una medida de la movilidad, tenemos que llegamos a resultados bastante parecidos a los obtenidos por el índice de HART. Así, si para poder compararlos, tomamos los valores medios de los índices para los 8 trimestres tendremos los siguientes resultados.

CUADRO N° 4  
Comparación de los índices de movilidad  
(media de los 8 trimestres)

[illegible]

Como se ve, el único que difiere bastante es el que se basa en el índice de de Gini, que muestra muy escasa movilidad. Este comportamiento hacia una mayor rigidez del índice de Gini lo encontró también el propio SHORROCKS en su citado estudio de la estabilidad de los ingresos en los Estados Unidos de América.

## **BIBLIOGRAFÍA**

- ATKINSON, A.B. y BOURGUIGNON, F. (1982): "The comparison of multidimensional distributions of economic states". *Review of Economic Studies*, 49. pgs. 183-201.
- CHAMPERNOWNE, O.G. (1953): "A Model of Income Distribution", *Economic Journal*, 63. pgs. 318-351.
- CREEDY, J.; HART, P.E.; KLEVMARKEN, N.A. (1980): "Income Mobility in Great Britain and Sweden". Artículo incluido en "The Statics and Dynamics of Income". Tieto Limited, págs. 195-211.
- FRIEDMAN, Milton (1957): "A Theory of the consumption function". Princeton, N.J. Princeton University Press. 1957.
- GIBRAT, Robert (1931). "Les inégalités Economiques". Paris. Recueil Sirey.
- HART, P.E. (1976): "The dynamics of earnings, 1963-1973". *Economic Journal*, 86, pg. 557.
- HART, P.E. (1983): "The size mobility of earnings". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 45. pg. 184.
- HART y PRAIS (1956). HART, P.E. y PRAIS, S.J. (1956): "The analysis of Business concentration: a statistical approach". *Journal of the Royal Statistical Society. A*. 119. 150-181.
- SAHOTA, Gian Singh. (1978) op. cit. pg. 7.
- SHORROCKS, A.F. (1978): "The Measurement of Mobility". *Econometría*. Vol. 46, nº 5. Sept. 1978.
- SHORROCKS, A.F. (1978): "Income Inequality and Income Mobility". *Journal of Economic Theory*. 19 pags. 376-393.
- SHORROCKS, A.F. (1980): "The class of additively descomposable inequality measures". *Econometrica*, 48 pgs. 613-625.
- SHORROCKS, A.F. (1980): "Income Stability in the United States". Incluido en "The Statics and Dynamics of Income". Tieto Limited.
- SHORROCKS, A.F. (1993): "On the Hart Measure of Income Mobility", incluido en "Industrial Concentration and Economic Inequality". *Essays in Honor of Peter Hart*. Editado por Mark Casson y John Creedy. Edward Elgar (1993).
- VALDES, Teofilo (1992): "Diseño del Panel de declaraciones del IRPF y Patrimonio" en "Las rentas de las familias y su distribución". Documento de Trabajo. Instituto de Estudios Fiscales.