

XXIX REUNION DE ESTUDIOS REGIONALES.

Competitividad regional en la UE ampliada.

BI-POLARIZACIÓN DE LA RENTA A NIVEL MUNDIAL.

LASSO DE LA VEGA, M^a Casilda / URRUTIA, Ana Marta

Universidad del País Vasco. Dept: Economía Aplicada IV. Bilbao

e-mail: elplamac@bs.ehu.es

Fax: 946017028

RESUMEN.

El concepto y la medición de la polarización de una distribución han atraído la atención de los economistas en los últimos años. En 1994 de manera independiente Esteban y Ray (Econometrica, 62) y Wolfson (American Economic Review, 84) han conceptualizado la noción de polarización y se han propuesto índices para medirla.

El objetivo de este trabajo es doble. En primer lugar se propone una extensión a la medida de polarización de Esteban-Ray que recoge la información de la dispersión intragrupos, de forma que este factor interactúa con el tamaño del grupo en el término de identificación y de manera que la variación de la polarización queda directamente recogida con la variación de la medida propuesta.

En segundo lugar, se analiza la bipolarización de la renta a nivel mundial en el período 1970-98. Para ello se aplica la medida propuesta, junto con otras medidas de polarización existentes, a la base de datos construida utilizando la misma metodología y las mismas fuentes que Sala-i-Martin en su trabajo "The Disturbing 'Rise' of Global Income Inequality".

INTRODUCCION

La forma en que los economistas habitualmente analizan la distribución de la renta consiste en caracterizarla a través de dos indicadores: la renta media y el grado de desigualdad con el que ésta se distribuye. El primero nos indica la eficiencia de la economía para producir renta. El otro nos habla del grado de justicia o equidad con el que se distribuye. Existe una amplia literatura sobre cómo medir la desigualdad con una gran variedad de medidas que se pueden utilizar.

Sin embargo hace ya una década de manera independiente Esteban y Ray (1994) y Wolfson (1994) argumentan que la desigualdad, tal como se mide habitualmente, no recoge adecuadamente la noción intuitiva del grado de tensión social asociado a una distribución determinada. Una propiedad común a las más populares de las medidas de desigualdad es el principio de transferencia de Pigou-Dalton, que establece el razonable criterio según el cual toda redistribución de renta que consista en la transferencia de renta de cualquier persona a otra más pobre que ella disminuye la desigualdad. Imaginemos que tomamos la renta media como línea divisoria de la sociedad y procedemos a igualar las rentas entre los individuos que están por encima de esta línea divisoria, haciendo otro tanto con los individuos que están por debajo. En ambos casos se trata de transferencias de renta de ricos a pobres, pero en un caso de los más ricos a los más pobres de entre los ricos y, en el otro caso de los más ricos entre los pobres a los más pobres entre los pobres. Se trata de transferencias que cumplen el principio de Pigou-Dalton, y por tanto reducen la desigualdad, sin embargo el resultado es una sociedad dividida en dos grandes bloques, ricos y pobres, en la que la conflictividad social es mayor, aunque la desigualdad haya disminuido. Por tanto la desigualdad puede no reflejar adecuadamente la tensión social inherente a una distribución dada.

El concepto y la medición de la tensión social o polarización de una distribución han atraído la atención de los economistas en los últimos años. Además de los trabajos citados de Esteban y Ray (1994) y Wolfson (1994) en los que se ha conceptualizado la noción de polarización, se han propuesto diversos índices para medirla (Esteban y Ray (1994), Wolfson (1994, 1997), Tsui y Wang (1998), Esteban, Gradín y Ray (1999), D'Ambrosio (2001),

Chakravarty y Majumder (2001) Chakravarty, Majumder y Roy (2001), Zhang y Kanbur (2001)).

En este contexto, uno de los objetivos de este trabajo es proponer, en la Sección I, una extensión a la medida de Esteban-Ray.

Después en la Sección II, se analiza el grado de polarización de la distribución de la renta entre pobres y ricos en el período 1970-98 utilizando para ello la medida propuesta en la Sección I junto con las medidas de polarización de Esteban-Ray, de Esteban-Gradín-Ray y de Wolfson, aplicando estas medidas a la base de datos construida con la misma metodología y utilizando las mismas fuentes que Sala-i-Martin (2002a).

El trabajo concluye con algunas observaciones sobre la medida propuesta y sobre las posibilidades que quedan abiertas.

I MIDIENDO LA POLARIZACIÓN.

En Esteban y Ray (1994) la polarización se modeliza a partir de dos hechos. El primero asume que la homogeneidad dentro de los grupos aumenta la polarización. Este hecho queda recogido en el concepto de identificación por el que se supone que cada individuo de un grupo se siente identificado con los individuos de su mismo grupo, siendo la identificación entonces una función creciente del número de individuos en el grupo.

El segundo asume que la heterogeneidad entre los grupos aumenta la polarización. El concepto de antagonismo o alienación, por el que el individuo de un grupo siente antagonismo por los individuos de los otros grupos, recoge este hecho. La función de alienación caracteriza el antagonismo debido a las diferencias en renta.

Sea y_i la renta (medida en logaritmos) de cada individuo del grupo i y sea p_i el tamaño del grupo i . Si se toma como función de identificación p_i^α , y como función de alienación $|y_i - y_j|$, una forma de capturar la polarización efectiva que un individuo siente es tomar el producto de estas dos funciones para cada individuo. La polarización es entonces vista como suma de los antagonismos

efectivos entre los individuos que pertenecen a diferentes grupos y viene dada por:

$$ER(\mathbf{p}, \mathbf{y}) = K \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i p_j p_i^\alpha |y_i - y_j|, \quad K > 0 \quad 1 \leq \alpha \leq 1.6 \quad (1)$$

donde se asume que cada individuo dispone de la renta media del grupo al que pertenece, n es el número de grupos y K es un escalar de normalización. El parámetro α indica el grado de sensibilidad a la polarización. De hecho, Esteban y Ray (1994) derivan esta forma específica a partir de determinados axiomas razonables. Cuanto mayor sea el valor de α , mayor es la desviación del índice ER con respecto al coeficiente de Gini.

Si en la fórmula se toma $\alpha=0$ el resultado es el coeficiente de Gini aplicado a los logaritmos de la renta. También cuando $p_i=1$ (cada grupo tiene un único individuo o idéntico número de miembros) el índice ER coincide con el de Gini.

Los propios autores en el trabajo citado hacen notar que en la medida ER al evaluar la identificación no se considera la dispersión interna dentro de cada grupo. La propuesta de Esteban, Gradín y Ray (1999) es introducir linealmente esta información según la ecuación:

$$EGR(\alpha, \beta) = ER(\alpha) - \beta [G(f) - G(\mathbf{p}, \mathbf{y})] \quad (2)$$

donde ER es la medida de Esteban-Ray, $G(f)$ el índice de Gini de la distribución original y $G(\mathbf{p}, \mathbf{y})$ el índice de Gini para la distribución simplificada, que tiene en cuenta únicamente los porcentajes de población y la renta media de cada grupo, siendo $\mathbf{p}$ el vector del tamaño de los grupos y $\mathbf{y}$ el vector de las correspondientes medias. La expresión entre corchetes, la desigualdad total menos la desigualdad entre grupos, es una medida de la desigualdad interna dentro de los grupos. El parámetro β es un parámetro libre que mide la sensibilidad hacia la cohesión intragrupos. Esta medida en un caso particular coincide con la medida propuesta por Wolfson (1994).

La principal desventaja de esta extensión es que el término introducido para recoger la información de la desigualdad dentro de los grupos no es independiente con el antagonismo que los individuos sienten hacia individuos de otros grupos, medido por la distancia entre las medias, por lo que la

variación de la polarización no se recoge directamente con la variación de esta medida.

Es sabido que el índice de Gini para grupos disjuntos es descomponible como suma de la desigualdad inter e intragrupos, de donde el término introducido en la ecuación (2), para una representación simplificada de n polos, tiene la siguiente expresión:

$$G(f) - G(\mathbf{p}, \mathbf{y}) = G_w = \sum_{i=1}^n p_i s_i G_i \quad (3)$$

donde p_i y s_i son los respectivos porcentajes de población y renta del grupo i y G_i es su índice de Gini.

El problema que se plantea es que esta componente intragrupos no es independiente con respecto a la componente intergrupos. Así si aumenta la distancia entre los grupos, aunque la homogeneidad dentro de los mismos permanezca constante, la componente intragrupos, G_w , varía, al cambiar los pesos ligados a los porcentajes de renta.

Por lo tanto, al medir la variación de la polarización con la medida propuesta, en el caso de que aumente el antagonismo entre los grupos sin variar la identificación de los individuos dentro de los mismos, aumenta la medida ER pero no es posible conocer en qué sentido va a verse modificada la medida extendida EGR.

Así por ejemplo, supongamos una distribución de renta con 2 polos de igual tamaño de población, de forma que el polo de los pobres dispone de una renta media de 2, distribuida con un índice de Gini de 0,01, y el polo de los ricos dispone de una renta media de 3 con un índice de Gini de 0,9. El porcentaje de la renta de los pobres es por tanto el 40% frente al 60% de los ricos.

Supongamos ahora que aumenta la distancia entre las rentas medias de ambos grupos, manteniéndose iguales las distribuciones internas y las poblaciones, de forma que la renta media de los pobres es ahora de 1 y la de los ricos es 4.

Es evidente que la polarización ha aumentado puesto que ha aumentado la heterogeneidad entre los grupos y no ha variado la homogeneidad dentro de los mismos.

Si medimos la polarización con la medida de Esteban-Ray según la ecuación (1) para $\alpha=1,6$ y $K=1$, se obtiene un valor de 0,0669 en la primera situación frente a un valor de 0,2287 en la segunda, que indica claramente un aumento de la polarización.

Sin embargo esta variación no queda reflejada en la medida extendida de Esteban-Gradín-Ray. En efecto si tomamos $\beta=2$ y computamos la medida de la ecuación (2), teniendo en cuenta la ecuación (3), se obtienen unos valores de -0,4771 en el primer supuesto frente a -0,4933 en el segundo, que muestra un descenso en la medida en contra de la realidad.

En este contexto, se trata de proponer una extensión a la medida de polarización de Esteban-Ray que recoja en el término de identificación la información de la dispersión intragrupos de manera que la variación de la polarización quede directamente recogida con la variación de la medida propuesta

La desigualdad en la distribución de la renta dentro de cada grupo influye en la identificación que cada individuo siente con respecto al grupo al que pertenece. Por tanto se propone que la función de identificación no sólo dependa del número de individuos del grupo sino también de la igualdad de la distribución dentro del grupo.

El valor del índice de Gini del grupo puede ser interpretado como el valor esperado de la distancia de renta entre pares de individuos del grupo tomados al azar. Así, en el caso extremo en que la igualdad sea 1 la identificación viene dada directamente por el porcentaje de población en el grupo, p_i , y a mayor probabilidad de encontrar rentas dispersas en el grupo, es decir, para valores del índice de Gini mayores, la identificación desciende.

Por tanto una manera natural de extender la medida ER es:

$$P(\mathbf{p}, \mathbf{y}) = K \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i p_j (E_i p_i)^\alpha |y_i - y_j|, \quad K > 0 \quad 1 \leq \alpha \leq 1.6$$

donde y_i y p_i son, respectivamente, la renta media (medida en logaritmos) y el porcentaje de población del grupo i , y E_i es el índice de igualdad de Gini ($E_i = 1 - G_i$) del grupo i .

En el caso particular en el que no existiese desigualdad dentro de los grupos, es decir $E_i = 1$, entonces P coincide con la medida de polarización de

Esteban-Ray. Al igual que ella, al sustituir en la fórmula $\alpha=0$, la expresión que se obtiene es, salvo constante, el índice de Gini aplicado a los logaritmos de renta. A medida que α aumenta, la medida de polarización se aleja más de una medida de desigualdad, y así α se considera como el grado de sensibilidad a la polarización.

A medida que aumente la desigualdad dentro de los grupos, es decir, a medida que E_i tome valores menores, el valor de la polarización según P disminuye dado que disminuye la identificación con el propio grupo.

Es además evidente de la propia definición que esta medida P es invariante con respecto al tamaño de la población y que es posible normalizar la medida entre 0 y 1 sin más que una elección apropiada de K .

Otra forma de medir la polarización entre dos grupos de igual tamaño es el índice de Wolfson (1994), que se define como dos veces el área entre la curva de Lorenz y la línea tangente en la mediana. El índice de Wolfson W tiene la siguiente expresión:

$$W = \frac{2(2T - G)}{m/\mu} = \frac{2(\mu^* - \mu^L)}{m}$$

donde $T = 0.5 - L(0.5)$ y $L(0.5)$ denota el porcentaje de renta del 50% más pobre de la población; G es el índice de Gini de la distribución, m es la mediana de la renta y μ es la renta media, μ^* es la renta media de la distribución corregida que viene dada por $(1-G)$ veces la renta media, μ^L es la renta media del 50% más pobre de la población.

De la propia expresión se observa que este índice va a ser muy sensible a la razón entre la mediana y la media de una distribución. En casos particulares, para distribuciones muy asimétricas, esta medida no va a estar normalizada entre 0 y 1. En particular si la mediana es muy próxima a cero y la media toma valores suficientemente grandes el valor del índice va a ser muy grande. Por ello, para distribuciones en las que la razón entre la mediana y la media sea muy pequeña esta medida no va a estar acotada. Además, por esta misma razón, para este tipo de distribuciones la medida va a ser muy sensible a variaciones de la razón de la mediana y de la media, independientemente de la tensión social entre los grupos de población.

II POLARIZACIÓN ENTRE POBRES Y RICOS A NIVEL MUNDIAL.

Uno de los objetivos del trabajo es estudiar si, en el mundo, la polarización entre pobres y ricos es cada vez mayor o si, por el contrario, se presenta una cierta tendencia a la convergencia. Para ello se ha construido una base de datos con la misma metodología y a partir de las mismas referencias que utiliza Sala-i-Martin en sus trabajos (Sala-i-Martin (2002a) y (2002b)) para estudiar la evolución de la desigualdad y la pobreza en el mundo en el período 1970-98. En este sentido el trabajo que aquí se presenta complementa los dos anteriores.

Los datos que se han tenido en consideración son las cifras de PIB en paridad de poder adquisitivo computadas por Heston, Summers y Aten (2001), y porcentajes de renta dentro de los países para el período 1970-1998 de la base de datos de Deininger y Squire, completada con los indicadores del Banco Mundial, para asignar un nivel de renta a cada persona en el mundo. A partir de esta base se mide específicamente el nivel de bi-polarización para distintos grados de sensibilidad hacia la polarización con la medida P que se ha propuesto y se comparan los resultados con los índices ER, EGR y W.

En este tipo de análisis es necesario agrupar previamente a la población en dos polos, pobres y ricos, para obtener una representación simplificada de la distribución original. Según la medida que se desee utilizar el criterio para la clasificación es diferente.

Así, en el caso de P, ER, EGR, se toma como punto de corte el valor de renta media y de esta forma se trata de minimizar la diferencia entre los índices de desigualdad de la distribución original y la simplificada. De acuerdo a este criterio se clasifica a la población, para cada año, en pobres y ricos, recogiendo en todos los años en torno a un 80% del total de la desigualdad.

El resultado de esta clasificación se recoge en la Tabla 1. Tal como puede observarse el porcentaje de pobres se mantiene en torno al 75% en todo el período, en tanto que su renta ha aumentado aproximadamente 5 puntos, de forma que el antagonismo entre pobres y ricos ha disminuido ligeramente.

Tabla 1. Población, renta e índice de Gini de los pobres y los ricos en el período 1970-98, tomando como umbral la renta media.

	Grupo de los pobres			Grupo de los ricos		
	% población	% renta	Gini	% población	% renta	Gini
1970	74.18	20.50	0.3314	25.82	79.50	0.3250
1971	74.37	20.67	0.3385	25.63	79.33	0.3277
1972	74.58	20.45	0.3514	25.42	79.56	0.3230
1973	74.45	20.08	0.3475	25.56	79.93	0.3255
1974	74.92	20.67	0.3577	25.08	79.33	0.3199
1975	74.52	20.79	0.3472	25.48	79.21	0.3294
1976	74.78	20.55	0.3580	25.22	79.45	0.3263
1977	73.93	19.98	0.3514	26.07	80.03	0.3403
1978	74.18	20.09	0.3593	25.82	79.91	0.3415
1979	74.58	20.68	0.3637	25.42	79.32	0.3363
1980	74.75	20.98	0.3616	25.25	79.02	0.3324
1981	74.99	21.65	0.3559	25.01	78.35	0.3382
1982	76.25	23.86	0.3658	23.75	76.14	0.3287
1983	75.72	23.42	0.3551	24.28	76.58	0.3358
1984	74.89	22.79	0.3370	25.11	77.21	0.3493
1985	75.36	23.18	0.3540	24.64	76.82	0.3492
1986	76.21	24.42	0.3640	23.79	75.58	0.3431
1987	74.78	23.00	0.3514	25.22	77.01	0.3561
1988	75.45	23.51	0.3538	24.56	76.49	0.3538
1989	75.72	23.25	0.3563	24.29	76.75	0.3552
1990	76.40	24.32	0.3546	23.61	75.68	0.3519
1991	76.77	25.35	0.3614	23.23	74.65	0.3442
1992	76.79	25.97	0.3715	23.21	74.03	0.3446
1993	76.92	26.98	0.3768	23.08	73.02	0.3404
1994	77.21	27.69	0.3838	22.79	72.31	0.3409
1995	77.19	28.14	0.3856	22.82	71.87	0.3432
1996	77.01	28.43	0.3885	23.00	71.57	0.3449
1997	76.02	27.63	0.3971	23.98	72.37	0.3514
1998	73.39	25.04	0.3593	26.61	74.96	0.3518

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2. Renta e índice de Gini de los pobres y los ricos en el período 1970-98, tomando como umbral la mediana de la renta.

	Grupo del 50% más pobre		Grupo del 50% más rico	
	% renta	Gini	% renta	Gini
1970	8.71	0.1909	91.29	0.5075
1971	8.71	0.1930	91.29	0.5066
1972	8.30	0.1913	91.70	0.5069
1973	8.23	0.1902	91.77	0.5097
1974	8.17	0.1900	91.83	0.5069
1975	7.63	0.1845	92.37	0.5202
1976	7.29	0.1856	92.71	0.5234
1977	7.34	0.1882	92.66	0.5228
1978	7.21	0.1889	92.79	0.5243
1979	7.95	0.1993	92.05	0.5101
1980	8.25	0.2153	91.76	0.5044
1981	8.57	0.2083	91.43	0.5055
1982	8.83	0.1989	91.18	0.4990
1983	7.78	0.1945	92.23	0.5152
1984	8.48	0.2002	91.52	0.5120
1985	8.13	0.1963	91.87	0.5104
1986	8.88	0.2201	91.12	0.4953
1987	9.19	0.2291	90.81	0.4899
1988	9.13	0.2319	90.87	0.4936
1989	8.66	0.2283	91.34	0.5085
1990	9.12	0.2271	90.88	0.5049
1991	9.33	0.2319	90.67	0.4869
1992	9.55	0.2424	90.45	0.4847
1993	9.62	0.2396	90.38	0.4772
1994	9.79	0.2476	90.21	0.4732
1995	9.96	0.2509	90.04	0.4701
1996	10.04	0.2555	89.96	0.4665
1997	9.61	0.2557	90.39	0.4648
1998	10.42	0.2527	89.58	0.4697

Fuente: Elaboración propia.

Atendiendo a los niveles de desigualdad interna, se observa que en ambos grupos la desigualdad aumenta en el período de estudio o, lo que es lo mismo, la identificación en ambos polos ha disminuido. Por tanto la polarización entre pobres y ricos ha disminuido en el periodo 1970-98.

Si lo que se desea es estimar la polarización con el índice de Wolfson, W, la clasificación de la población se hace tomando como umbral de renta la mediana. En la Tabla 2 se presenta los porcentajes de renta y los índices de Gini para el 50% de la población más pobre y el 50% de la más rica.

También en esta clasificación aumenta el porcentaje de renta de los pobres, aunque ligeramente. El índice de desigualdad de los pobres aumenta en más de 5 puntos, en tanto que el de los ricos desciende en torno a 4 puntos. A priori no es posible conocer la tendencia de la polarización en el período.

En la Tabla 3 se presentan los índices de polarización W y el ER, EGR y P para los valores 1 y 1.6 del parámetro de sensibilidad a la polarización.

El índice de Wolfson para esta base de datos toma valores mayores que 1 y además a lo largo de todo el período muestra muchas oscilaciones. Probablemente, dada la naturaleza de los datos, la variabilidad de esta medida se deba más a la sensibilidad que muestra frente a variaciones de la razón entre la mediana y la media que a cambios bruscos de la polarización en este período.

Este índice junto con los ER, EGR y P para el valor 1 del parámetro de sensibilidad a la polarización se presentan en el Gráfico 1.

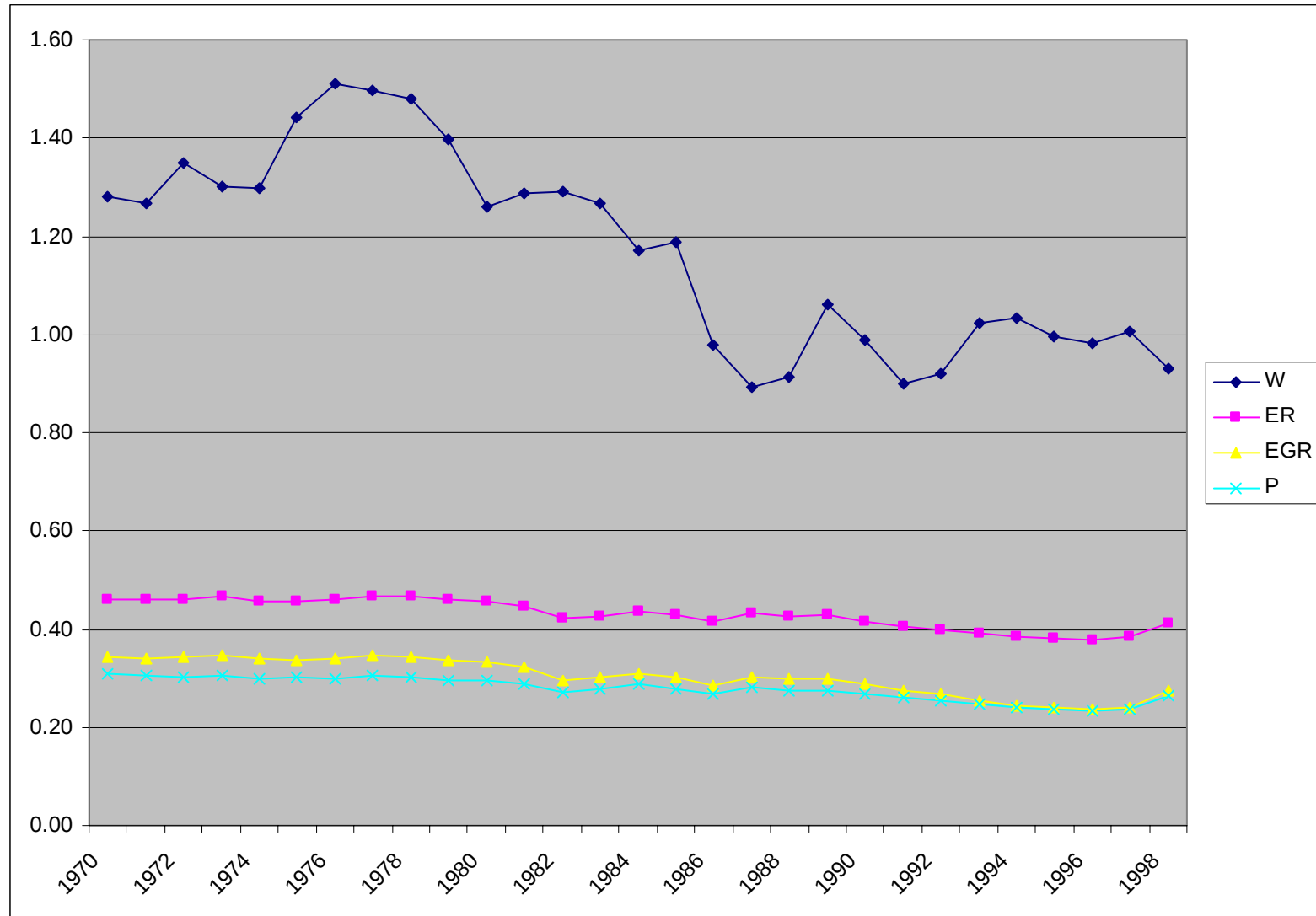
Como puede observarse el índice W presenta grandes oscilaciones, en cuanto a los otros se confirma la conclusión obtenida del análisis de los dos polos: el nivel de polarización ha disminuido en este periodo.

Tabla 3. Nivel de bipolarización en el mundo en el período 1970-98 según los índices de Wolfson, W, de Esteban-Ray, ER, de Esteban-Gradín-Ray, EGR, y P, para los valores $\alpha=1$ y $\alpha=1.6$ del parámetro de sensibilidad a la polarización.

	W	$\alpha=1$			$\alpha=1.6$		
		ER	EGR	P	ER	EGR	P
1970	1.2797	0.4617	0.3446	0.3095	0.3392	0.2221	0.1786
1971	1.2659	0.4594	0.3408	0.3052	0.3381	0.2195	0.1753
1972	1.3507	0.4616	0.3428	0.3028	0.3403	0.2215	0.1721
1973	1.3020	0.4663	0.3478	0.3068	0.3433	0.2249	0.1748
1974	1.2974	0.4583	0.3393	0.2987	0.3389	0.2199	0.1693
1975	1.4435	0.4578	0.3375	0.3009	0.3373	0.2170	0.1716
1976	1.5104	0.4600	0.3396	0.2990	0.3397	0.2193	0.1692
1977	1.4975	0.4684	0.3455	0.3052	0.3434	0.2205	0.1725
1978	1.4806	0.4665	0.3425	0.3011	0.3428	0.2187	0.1693
1979	1.3975	0.4589	0.3350	0.2952	0.3383	0.2144	0.1659
1980	1.2586	0.4552	0.3321	0.2939	0.3360	0.2130	0.1657
1981	1.2874	0.4472	0.3231	0.2900	0.3308	0.2068	0.1647
1982	1.2915	0.4214	0.2954	0.2710	0.3153	0.1893	0.1541
1983	1.2663	0.4269	0.3015	0.2773	0.3179	0.1925	0.1586
1984	1.1706	0.4349	0.3097	0.2870	0.3215	0.1963	0.1658
1985	1.1888	0.4301	0.3021	0.2783	0.3192	0.1913	0.1589
1986	0.9780	0.4160	0.2865	0.2666	0.3111	0.1817	0.1519
1987	0.8935	0.4329	0.3033	0.2803	0.3197	0.1901	0.1597
1988	0.9145	0.4265	0.2973	0.2756	0.3168	0.1876	0.1576
1989	1.0615	0.4287	0.2997	0.2760	0.3192	0.1903	0.1578
1990	0.9892	0.4166	0.2878	0.2691	0.3121	0.1834	0.1550
1991	0.8990	0.4058	0.2758	0.2607	0.3051	0.1751	0.1497
1992	0.9199	0.3999	0.2666	0.2539	0.3007	0.1674	0.1443
1993	1.0215	0.3905	0.2549	0.2466	0.2940	0.1584	0.1396
1994	1.0318	0.3836	0.2453	0.2401	0.2896	0.1514	0.1353
1995	0.9972	0.3798	0.2398	0.2370	0.2866	0.1466	0.1333
1996	0.9803	0.3775	0.2357	0.2346	0.2844	0.1426	0.1314
1997	1.0071	0.3858	0.2414	0.2369	0.2881	0.1437	0.1304
1998	0.9294	0.4123	0.2761	0.2650	0.3009	0.1647	0.1480

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 1. Nivel de bipolarización en el mundo en el período 1970-98 según los índices de Wolfson, W, de Esteban-Ray, ER, de Esteban-Gradín-Ray, EGR, y P, para el valor $\alpha=1$ del parámetro de sensibilidad a la polarización.



CONCLUSIONES.

En este trabajo se ha propuesto una extensión de la medida de polarización de Esteban-Ray que incorpora la información de la desigualdad de renta dentro de cada grupo en la función de identificación del individuo en el grupo. El índice de desigualdad escogido en este trabajo es el índice de Gini, cualquier otro índice de desigualdad conduciría a resultados análogos y en determinados contextos podría resultar más apropiado la elección de algún otro.

Además, la dispersión de renta no afecta únicamente al sentimiento de identificación con el propio grupo, sino que también afecta al antagonismo que siente el individuo con respecto a la renta de los otros grupos. Así, en la medición del antagonismo que siente un individuo de un grupo con respecto a cualquier otro es posible considerar, además de la distancia entre las rentas medias (en logaritmos) de los grupos a los que pertenecen, la información referente a la dispersión de rentas de ambos grupos. Entonces la función de antagonismo debe ser extendida para incluir no sólo las distancias entre rentas sino también los niveles de igualdad dentro de los grupos.

Otra cuestión que también sigue abierta es que, tal como ya señalan Esteban y Ray (1994), un modelo de polarización perfectamente simétrico puede no ser del todo apropiado, especialmente en determinados contextos, puesto que por ejemplo el sentimiento de antagonismo que siente un pobre frente a un rico no es simétrico al sentimiento del rico hacia el pobre. La medida de polarización que se ha propuesto en este trabajo alcanza sus valores máximos en distribuciones perfectamente simétricas. En muchos contextos de la realidad puede que la polarización no alcance sus valores extremos en distribuciones de este tipo.

En cuanto al análisis de la bipolarización a nivel mundial cabe destacar que la polarización entre pobres y ricos ha disminuido ligeramente en el período 1970-98.

Si se toma como umbral de renta la renta media, puede observarse que el antagonismo entre pobres y ricos ha disminuido ligeramente y, dado que en ambos grupos la desigualdad ha aumentado, en ambos polos la población está menos identificada.

Si se toma como umbral de renta la mediana, se observa como las rentas medias de los pobres y de los ricos se han acercado ligeramente y, en cuanto a la igualdad dentro de los grupos, se observa como las rentas de los pobres se han igualado si bien las de los ricos se han dispersado.

Este análisis puede ser extendido para analizar si en el descenso de la polarización juega un papel determinante la situación de la población de dos grandes países como China e India en sus correspondientes grupos.

Por otra parte, otro estudio que queda abierto es determinar si la población mundial está mejor representada por una simplificación en dos polos o en una de tres o de más polos. Creemos que este análisis es interesante, tanto más al comprobar que la representación en dos polos, a pesar de recoger por sí misma en torno al 80% de la desigualdad de la distribución de la renta a nivel mundial, tiende a ser una peor simplificación de la distribución mundial, dado que este porcentaje tiende a la baja en el periodo considerado. Cabe preguntarse si se tiende a un mundo de tres polos.

BIBLIOGRAFÍA

- Chakravarty, S Majumder, A. Roy, S. (2001) A Treatment of Absolute Indices of Polarization. Indian Statistical Institute, mimeo.
- Chakravarty, S. Majumder, A. (2001) Inequality, Polarization and Welfare: Theory and Applications. Australian Economic Papers, 40.
- D'Ambrosio, C. (2001) Household Characteristics and the Distribution of income in Italy: An Application of Social Distance Measures. The Review of Income and Wealth, 47, n. 1, 43-64.
- Deininger, K. Squire, L. (1996). A New Data Set Measuring Income Inequality. World Bank Economic Review, 10, 565-91.
- Esteban J, Gradín C, Ray D (1999) Extensions of a measure of polarization with and application to the income distribution of five OECD countries. Luxembourg Income Study Working Paper Series 218, Maxwell School of Citizenship and Public Affairs Syracuse University, Syracuse, New York.
- Esteban J, Ray D (1994) On the measurement of Polarization. Econometrica 62: 819-852.
- Esteban J, Ray D (1999) Conflict and Distribution. Journal of Economic Theory 87: 379-415.
- Gradín, C. (2000) Polarization by sub-populations in Spain, 1973-91. The Review of Income and Wealth, 46, n. 4, 457-74.
- Penn World Tables <http://pwt.econ.upenn.edu/>
- Sala-i-Martin, X. (2002a) The Disturbing 'Rise' of Global Income Inequality. NBER working paper 8904.
- Sala-i-Martin, X. (2002b) The World Distribution of Income (estimated from individual country distributions). NBER working paper 8933.
- Summers, R. Heston, A. (1991) The Penn World Table (Mark 5): an expanded set of international comparisons, 1950-1988. Quarterly Journal of Economics, 106 (2), May, 327-68.
- The World Bank (2002). World Development Indicators 2002. CD-ROM. (Madrid, Ediciones Mundi-Prensa).
- Tsui, K. Wang, Y. (1998) Polarisation Ordering and New Classes of Polarisation Indices. Memo, the Chinese University of Hong-Kong University.
- Wolfson, M. (1994) When Inequalities Diverge. American Economic Review, 84 (2), 353-58.

- Wolfson, M. (1997) Divergent Inequalities: Theory and Empirical Results. *The Review of Income and Wealth*, 43, n. 4, 401-22
- Zhang, X. Kanbur R. (2001) What Difference Do Polarisation Measures Make?. *Journal of Development Studies*, 37 (3), 85-98.