

# Departament d'Economia Aplicada

## Polarització comarcal de rendes a Catalunya

Juan Antonio Duro

**D  
O  
C  
U  
M  
E  
N  
T  
D  
E  
T  
R  
E  
B  
A  
L  
L**

04.03



Universitat Autònoma de Barcelona

Facultat de Ciències Econòmiques i Empresarials

Aquest document pertany al Departament d'Economia Aplicada.

Data de publicació : **Març 2004**

Departament d'Economia Aplicada  
Edifici B  
Campus de Bellaterra  
08193 Bellaterra

Telèfon: (93) 581 1680  
Fax:(93) 581 2292  
E-mail: [d.econ.aplicada@uab.es](mailto:d.econ.aplicada@uab.es)  
<http://www.ecap.uab.es>

# **Polarització comarcal de rendes a Catalunya**

**Juan Antonio Duro<sup>\*</sup>**  
**Universitat Autònoma de Barcelona**

## **Sumari**

Sovint parlem de les comarques catalanes en termes de grups més o menys homogenis. Per exemple, les segmentem en riques i pobres, en dinàmiques i estancades, en interiors o costaneres, etc. Apart de l'interès com a instrument de síntesi, el grau de formació de grups cohesionats i distants entre si pot ser un assumpte rellevant en termes de cohesió territorial. En aquestes circumstàncies, la disponibilitat d'una mesura específica que permeti la quantificació precisa d'aquest fenomen sembla particularment útil. En aquest sentit, la literatura ens ha suggerit diverses mesures de polarització, entre les que s'haurien de destacar els Índexos de Polarització Generalitzada (Esteban, Gradín i Ray (1999)). El principal objecte d'aquest treball consisteix a aplicar aquestes mesures a la distribució comarcal de la renda a Catalunya al llarg del període 1990-2002. El principal resultat obtingut apunta cap a una creixent polarització econòmica de les comarques que, conjuntament amb l'increment observat en les desigualtats, recolzaria una actitud molt més decidida per part de l'administració en el reequilibri del territori.

---

<sup>\*</sup> Agraïixo el finançament procedent del projecte SGR2001-160, així com l'aprenentatge rebut per part del Dr Joan Esteban (IAE, CSIC). Els errors són de la meva exclusiva responsabilitat.

## 1. Introducció

L'anàlisi de la distribució territorial de la renda acostuma a centrar-se en la noció de desigualtat, i els seus instruments de mesura. Una de les propietats habitualment exigides als índexos de desigualtat més populars consisteix en el principi de *transferències progressives* o *Pigou-Dalton*. Aquest criteri estableix que qualsevol transferència des d'una observació fins a un altra més pobre, si no produeix cap alteració en el rànking de rendes, ha d'anar registrada com a un descens en el nivell de desigualtat<sup>1</sup>.

No obstant, darrerament han guanyat protagonisme altres aspectes associats a les distribucions que són imperfectament capturats per a les mesures tradicionals de desigualtat, com és el cas del Gini, del índexos de Theil o la família d'índexos d'Atkinson. Un d'aquests aspectes és la noció de polarització<sup>2</sup>. La polarització consistiria a observar en quina mesura les observacions bàsiques, en el nostre cas les comarques, es tendeixen a concentrar en un número reduït de grups distants entre sí. Aquesta noció de *clusterització* de la distribució, o de convergència cap a mitjanes locals, no satisfà de forma natural el principi Pigou-Dalton, que esdevé crucial en les mesures de desigualtat. En conseqüència, les discrepàncies conceptuais i fonamentals entre polarització i desigualtat promourien la necessitat d'elaborar anàlisis independents.

Joan Esteban (CSIC), Carlos Gradín (Universitat de Vigo) i Debraj Ray (Boston University) venen treballant des de fa prop de deu anys en la formalització d'aquesta concepte i en la seva mesura estadística. Com a resultat de la seva recerca han proposat per a la representació numèrica escalar d'aquest fenomen els Índexos de Polarització Generalitzada, IPG (Esteban, Gradín i Ray (1999)). Segons el nostre coneixement, aquests no ha estat fins ara aplicats a la distribució comarcal de la renda a Catalunya.

---

<sup>1</sup> Segarra i Allepús (1996) i Duro (2000), per exemple, han analitzat les desigualtats comarcals de la renda a Catalunya a través de la utilització dels índexos de Theil.

<sup>2</sup> Un altre dels aspectes distributius imperfectament capturats pels índexos de desigualtat estàndar és el de mobilitat. Al treball de Pons (1997), per exemple, es fa una anàlisi pel cas comarcal d'aquest aspecte a partir de la utilització de matrius de transició.

Aquest treball pretén solventar aquesta carència.<sup>3</sup> En concret, s'explora l'evolució de la polarització comarcal de la renda, pels casos de dos, tres i quatre grups, al llarg del període 1990-2002.

El treball s'organitza de la forma següent. A la secció segona es revisa el concepte de polarització, s'emfatitzen les diferències amb el concepte de desigualtat i es descriu de forma sintètica la mesura estadística proposada per Esteban, Gradín i Ray (1999). La secció tercera acull els principals resultats sorgits de l'aplicació d'aquesta mesura per a la distribució comarcal de la renda. Una secció final sintetitza les principals conclusions obtingudes.

## **2. El concepte de Polarització i la seva mesura estadística**

La idea bàsica és que la polarització captura d'una manera més adequada (que la desigualtat) el grau de conflicte latent present en una distribució. Això seria així perquè el seu objecte és examinar el grau en que les observacions conformen grups internament cohesionats i amb interessos contraposats. Malauradament, els índexos de desigualtat tradicionals no encerten a recollir satisfactòriament aquesta noció. Imagini's una distribució territorial de la renda on una comarca concentra tota la producció (renda). Aquest escenari extrem seria contemplat pels índexos de desigualtat usuals (incardinats amb les corbes de Lorenz) en termes de desigualtat màxima. No obstant, i pel que a la probabilitat d'eclosió de conflictes, probablement estaríem d'acord en que n'hi haurin situacions bastant més conflictives que l'anterior. Per exemple, si ens enfrontem a una distribució concentrada entorn a dos pols distants. Aquesta dualitat extrema constituiria, raonablement, un caldo de cultiu per a la fractura territorial.

Específicament, la qüestió fonamental que diferencia les nocions de polarització i desigualtat és que la primera no és consistent amb el principi de transferències progressives. Si es produeix una transferència progressiva entre observacions que dona lloc a una situació de proximitat, de manera que ara conformen un grup suficientment homogeni, el canvi seria percebut per a les mesures tradicionals de desigualtat com una

---

<sup>3</sup> Els IPG ha estat aplicats, per exemple, amb l'objectiu d'analitzar distribucions personals de la renda. Aquest ha estat el cas de Esteban, Gradín i Ray (1999) per cinc països de l'OCDE, de Huesca (2003) per

disminució mentre que, en termes de l'evolució de la polarització, s'hauria produït un empitjorament clar.

Recentment, Esteban, Gradín i Ray (2000) han proposat els Índexos de Polarització Generalitzada (IPG) com a mesura estadística del grau de polarització d'una població. Aquest índex pivota sobre dues funcions de comportament: la *identificació* i la *alienació*. La identificació seria una funció creixent del número de individus que pertanyen amb el mateix grup de renda. Per a qualsevol individu (comarca) quan més observacions hi siguin en el seu grup major serà el sentiment d'identificació. La funció d'alienació descriu l'antagonisme causat per la disparitat de renda. L'explotació d'aquests conceptes, conjuntament amb la necessitat de complir certs axiomes per part de la mesura, i de tenir-hi en compte l'error associat a les agrupacions, permet suggerir la següent formulació com a mesura de polarització<sup>4</sup>:

$$IPG(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i^{1+\alpha} p_j \left| \frac{y_i}{\mu} - \frac{y_j}{\mu} \right| - \beta(G - G_s) \quad (1)$$

on  $p_i$  i  $p_j$  són les poblacions relatives corresponents a les comarques "i" i "j";  $y_i$  e  $y_j$  són el PIB per càpita de les comarques "i" i "j";  $\mu$  és el PIB per càpita català;  $G$  és el quocient de Gini de la distribució comarcal del PIB per càpita;  $G_s$  és el quocient de Gini associat a les agrupacions;  $\alpha$  és un paràmetre que mesura la sensibilitat davant la polarització, i que per construcció pren valors entre 1 i 1.6; finalment, el paràmetre  $\beta$  mesura la sensibilitat de la mesura al grau de cohesió intra-grups.

El primer terme de l'expressió (1) és l'Índex de Polarització Simplificada (Esteban i Ray (1994), que es basa en les nocions d'identificació i alienació i que compleix certs axiomes exigibles. En particular, la necessitat de complir aquests axiomes restringeix el valor adoptable pel paràmetre  $\alpha$  a l'interval 1-1,6<sup>5</sup>.

---

Mèxic o de Gradín (2001) per Galícia. En l'àmbit territorial, Esteban (2000) ha explorat la polarització associada a la distribució provincial de la renda a Espanya.

<sup>4</sup> Esteban i Ray (1994) estableixen quatre axiomes que ha de complir una mesura de polarització:

Axioma 1: la polarització és una qüestió de grups. Les observacions aïllades tenen una paper irrellevant en la generació de conflictes.

Axioma 2: la polarització augmenta amb el grau de cohesió interna dels grups (concepte identificació)

Axioma 3: la polarització augmenta quan més gran és l'heterogeneïtat entre grups (concepte antagonisme)

Axioma 4: la polarització augmenta quan disminueix el número de grups

<sup>5</sup> En el cas en que  $\alpha$  fos igual a 0 l'índex de polarització simplificada, la primera part de l'IPG, seria equivalent al Gini. De fet, quan més petit és el valor d'aquest paràmetre més pròxim estarà l'índex al

Adicionalment, l'expressió de l'índex inclou un segon terme que és una diferència de Ginis, l'aplicat a la distribució comarcal i el generat per a la distribució simplificada a través del grups. Aquesta diferència vindria a aproximar-nos el grau de disparitat interna present al grups, es a dir, la manca de cohesió intra-grups. Seria doncs, l'*error d'agregació*. El paràmetre  $\beta$  pot adoptar un valor lliure. No obstant, i donat que el primer terme s'assembla a un Gini i l'error es una diferència de Ginis, semblaria intuïtiu seleccionar un valor igual a 1. De tota manera, i per poder fer inferència general, és útil la consideració d' altres valors.

Els grups serien construïts, per ser-hi consistents, en base a la minimització de l'error d'agregació, és a dir, es minimitzaria la distància de rendes mitjanes entre les observacions que pertanyen a cadascun dels grups. Per a la seva representació òptima s'utilitzaria el criteri establert per Davies i Shorrocks i (1989), segons el qual el punt de tall entre dos grups adjacents és igual a la mitjana combinada de tots dos grups<sup>6</sup>.

Pel que fa referència a l'elecció del número de grups, sabem que quan més gran sigui aquest la representació simplificada (nascuda de les agrupacions) s'assemblarà més a l'original. No obstant, i atesa l'evidència acumulada, sembla que per un número superior a quatre grups les millores en termes de capacitat explicativa, o representació, no compensen la pèrdua lligada a la inclusió d'un grup addicional. De tota manera, seria instructiu poder oferir una indicació sobre quin és el número de grups òptim. Davies i Shorrocks (1989) estableixen un criteri informal basat en l'observació de l'increment marginal en l'ajust de la distribució agrupada quan s'inclou un grup més. No obstant, voldríem comptar amb un criteri més sistemàtic. El propi Esteban (2000) suggereix la utilització del valor final de l'IPG com a mecanisme per seleccionar el número de grups més adequat. La intuïció seria que donat que l'augment en el número de grups, per una banda, tendeix a generar una reducció en el valor del Índex de Polarització Simplificada i, conseqüentment, en l'IPG i donat que el mateix augment tendeix a produir una reducció en l'error d'agregació, i per tant augment en l'IPG, el valor final d'aquest índex podria ser utilitzat com a criteri de selecció.

---

Gini. És per aquesta raó que té un particular interès la fixació de valors del paràmetre suficientment elevats.

<sup>6</sup> La delimitació dels grups a partir de l'aplicació de l'algoritme de Davies i Shorrocks (1989) és consistent amb el marc conceptual utilitzat en la mesura de polarització IPG, i que no és més que les conegudes corbes de Lorenz .

Finalment, pot ser útil fer alguns comentaris sobre d'altres mesures de polarització suggerides a la literatura, com és el cas de l'índex de Wolfson (1994) o la mesura de Zhang i Kanbur (2001). L'índex de Wolfson (W) és deriva a partir de la corba de Lorenz i és representa com el doble de l'àrea entre la corba de Lorenz i la tangent corresponent a la renda mitjana. Encara que ha conegut un cert ressò, la seva principal restricció és que només serveix per explorar el grau de bipolarització d'una distribució, la qual cosa limita la seva aplicació general<sup>7</sup> <sup>8</sup>. Per altra banda, Zhang i Kanbur (2001) han proposat darrerament com a mesura de polarització el ràtio entre la desigualtat inter-grups/desigualtat intra-grups<sup>9</sup>. Aquest índex, però, sembla menys atractiu que l'IPG per varies raons: en primer lloc, Zhang i Kanbur (2001) no deriven la mesura de forma formal sinó que utilitzen com a marc la coneguda descomposició de la desigualtat per grups. Per altra banda, la mesura Z-K no endogeneïtza el tamany dels grups, per la qual cosa no considera els efectes que sobre la polarització poden causar l'aparició i desaparició de grups lligada a la mobilitat de les observacions. Per exemple, imagini's una distribució inicial on les observacions es col·lapsen en quatre pols d'igual tamany, dos pols amb rendes inferiors a la mitjana i dos pols amb renda superior. Imagini's ara que aquesta distribució inicial es transforma en una de tipus bipolar gràcies a un procés de transferències progressives que provoquen la fusió de cadascun del parell de pols. Aquesta transformació seria vista pels índexos IPG com un increment del grau de polarització degut a l'aparició de dos grups d'entitat important i dispersos. No obstant, la mesura Z-K registraria un descens ja que hauria disminuït la desigualtat entre grups<sup>10</sup>.

---

<sup>7</sup> Es podria demostrar que a l'índex és un cas particular dels IPG quan els paràmetres  $\alpha$  i  $\beta$  prenen un valor igual a 1 i s'utilitza la renda mediana com a separador dels intervals (enlloc de la mitjana). Per exemple, a un dels darrers treballs on s'ha aplicat W és per a l'anàlisi de la distribució internacional de rendes.

<sup>8</sup> Per exemple, un dels darrers treballs on s'aplica aquest índex és a Seshanna i Decornez (2003), els quals exploren el grau de bipolarització existent a la distribució internacional de rendes.

<sup>9</sup> Aquest ràtio seria computable per a qualsevol mesura de desigualtat additivament descomposable, com és el cas dels índexos de Theil. Una mesura de desigualtat additivament descomposable és aquella que potser descomposada en dos factors: un factor intra-grups, que captura el grau promig de disparitats existents dintre dels grups, i un factor inter-grups que captura la rellevància de les diferències entre els grups, suposant disparitats internes nul·les.

<sup>10</sup> En particular, la mesura Z-K només consideraria els efectes sobre la polarització de dos factors: els canvis en l'homogeneïtat (cohesió) dels grups i les variacions en la distància de rendes entre els grups.



### 3. Principals resultats per a la distribució comarcal de la renda

Abans d'entrar en la presentació dels resultats, i la seva discussió, hem de dedicar unes línies a descriure l'origen de les dades bàsiques utilitzades. Així, pels còmputos necessitem dues dades: els PIB comarcals i la població. Per una banda, el PIB, valorat en euros constants, prové de les estimacions fetes anualment per a la Caixa de Catalunya. En concret, la sèrie utilitzada, que cobreix el període 1990-2002, prové de la sèrie homogènia 1996-2002 disponible a Caixa Catalunya (2003) i la seva extensió cap enrera a partir de la utilització les taxes de creixement del PIB real interanuals que figuren a l'estimació de la renda comarcal de 1997 (Caixa Catalunya (1998). En referència a la població, aquesta es refereix a la població resident estimada a 1 de juliol, i ha estat capturada del servidor de l'Institut d'Estadística de Catalunya<sup>11</sup>.

#### *Resultats per a la bipolarització comarcal de la renda*

A la Taula 1 figuren els resultats obtinguts quan s'aplica l'IPG pel cas de dos grups endògenament definits d'acord amb el mètode Davies i Shorrocks (1989)<sup>12</sup>. D'aquesta manera, amb aquest exercici pretenem explorar si la distribució comarcal de la renda a Catalunya s'ha encaminat cap una situació de bipolaritat. Els càlculs s'han fet per a diferents combinacions de paràmetres  $\alpha$  i  $\beta$  amb l'objecte de verificar si els patrons tenen una validesa general.

Les dades suggereixen que el grau de bipolarització comarcal, en termes de PIBs per càpita, ha crescut de forma significativa. En particular, i després d'una davallada fins l'any 1992, d'aleshores ençà la bipolarització ha exhibit una trajectòria continuada de creixement. El gràfic 2 il·lustra de manera visual aquest patró. Aquesta evolució podria ser hipotèticament explicada per tres factors: les variacions en els tamanys del grups ( $p$ ), en el *gap* de rendes entre grups ( $y_i - y_j$ ) i en l'error d'agregació ( $G - G_s$ ). Pel que fa en aquest últim, inclòs a la darrera columna de la taula 1, i visualitzable la seva evolució a la gràfica 2, no sembla haver determinat significativament l'augment de la

---

<sup>11</sup> [www.idescat.es](http://www.idescat.es)

<sup>12</sup> Sembla útil subratllar que pel cas de dos grups el criteri de minimització implicaria utilitzar la pròpia renda mitja com a llindar dels dos grups.

bipolarització, donat que malgrat algunes oscil·lacions s'ha mantingut en un nivell bastant estable al llarg del període. Així, les causes s'han de cercar en els altres dos factors.

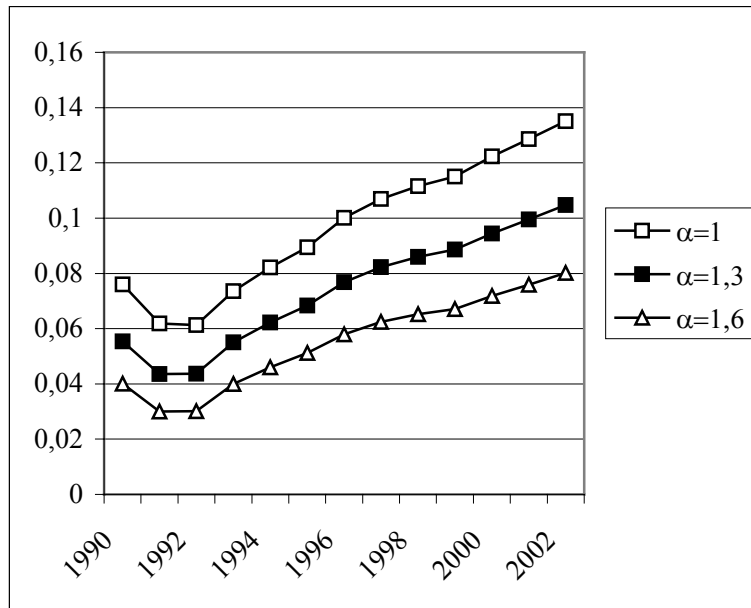
La Taula 2, conjuntament amb la Gràfica 3, ens subministren dades força il·lustratives en aquest sentit. Per una banda, posen de relleu un procés d'equiparació en el tamany dels dos grups. Així, el grup de renda baixa, que aglutinava al 1990 el 71% de la població catalana, ha passat a concentrar el 54%, mentre que el grup de renda alta ha passat del 29% al 46%. Per altra banda, el període ha vist un eixamplament de la disparitat entre els grups. Específicament, el gap de rendes ha passat dels 24 fins als 33 punts percentuals. Per tant, els dos grups de comarques no només s'han fet més similars en tamany sinó que a més son més distants. No es d'estranyar, doncs, l'apreciable ascens en el grau de dualització de les comarques catalanes<sup>13</sup>.

Taula 1: Índex de Polarització Generalitzada dos grups

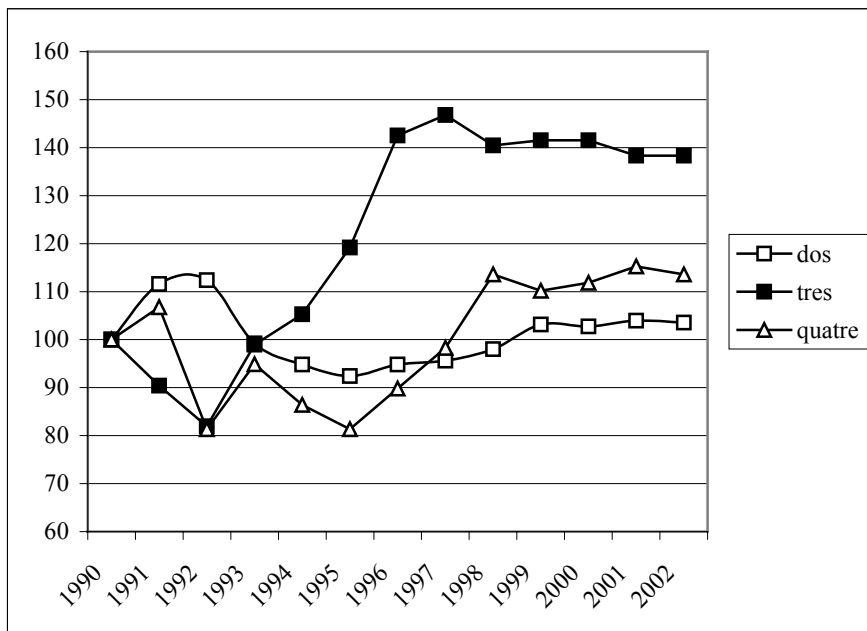
	$\beta = 0,5$			$\beta = 1$			$\beta = 1,5$			Error absolut
	$\alpha = 1$	$\alpha = 1,3$	$\alpha = 1,6$	$\alpha = 1$	$\alpha = 1,3$	$\alpha = 1,6$	$\alpha = 1$	$\alpha = 1,3$	$\alpha = 1,6$	
1990	0,0885	0,0680	0,0527	0,0760	0,0554	0,0401	0,0634	0,0428	0,0276	0,0251
1991	0,0759	0,0576	0,0440	0,0619	0,0436	0,0300	0,0479	0,0296	0,0161	0,0280
1992	0,0754	0,0578	0,0442	0,0613	0,0437	0,0301	0,0473	0,0296	0,0161	0,0282
1993	0,0860	0,0675	0,0525	0,0736	0,0550	0,0400	0,0611	0,0426	0,0276	0,0249
1994	0,0940	0,0741	0,0579	0,0821	0,0622	0,0460	0,0702	0,0503	0,0341	0,0238
1995	0,1011	0,0799	0,0628	0,0895	0,0683	0,0512	0,0780	0,0568	0,0396	0,0232
1996	0,1120	0,0887	0,0698	0,1001	0,0768	0,0579	0,0882	0,0649	0,0460	0,0238
1997	0,1189	0,0943	0,0744	0,1069	0,0823	0,0624	0,0950	0,0704	0,0504	0,0240
1998	0,1239	0,0983	0,0775	0,1116	0,0860	0,0652	0,0993	0,0737	0,0530	0,0246
1999	0,1281	0,1016	0,0801	0,1151	0,0886	0,0671	0,1022	0,0756	0,0541	0,0259
2000	0,1352	0,1073	0,0847	0,1223	0,0944	0,0718	0,1094	0,0815	0,0589	0,0258
2001	0,1416	0,1125	0,0889	0,1286	0,0995	0,0759	0,1156	0,0864	0,0629	0,0261
2002	0,1481	0,1177	0,0932	0,1351	0,1047	0,0802	0,1221	0,0918	0,0672	0,0260

<sup>13</sup> Al annexe és proporcionen dades sobre les comarques incloses a cadascun dels dos grups pels dos anys extrems, és a dir, 1990 i 2002.

Gràfica 1: Evolució Índex Bipolarització comarcal. 1990-2003. IPG( $\beta=1$ )



Gràfica 2: Error d'agregació absolut



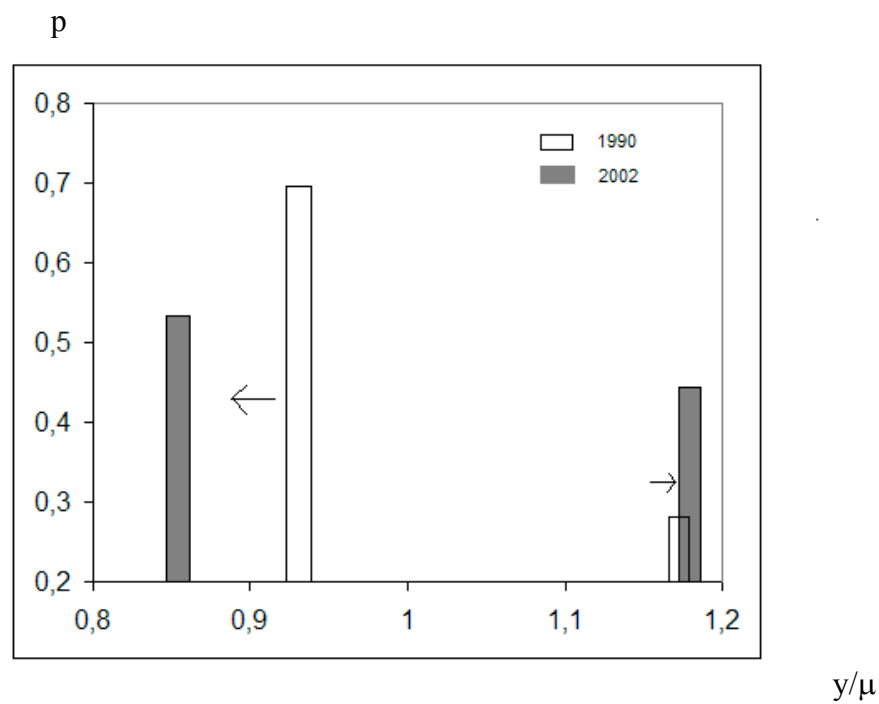
Nota: sèries indexades en relació al valor en l'any inicial (1990=100)

Taula 2: Característiques grups. Cas dos grups

	Grup Renda Baixa		Grup Renda Alta	
	p	y/μ	p	y/μ
1990	71%	93	29%	117
1991	71%	94	29%	115
1992	34%	87	66%	107
1993	46%	89	54%	109
1994	46%	89	54%	110
1995	47%	88	53%	111
1996	47%	87	53%	112
1997	48%	86	52%	113
1998	48%	86	52%	113
1999	54%	87	46%	115
2000	54%	86	46%	116
2001	54%	86	46%	117
2002	54%	85	46%	118

Nota: p denota la població relativa e  $y/\mu$  és el PIB per càpita relatiu (al promig català)

Gràfica 3: Tamany i rendes grups. Cas Bipolarització.



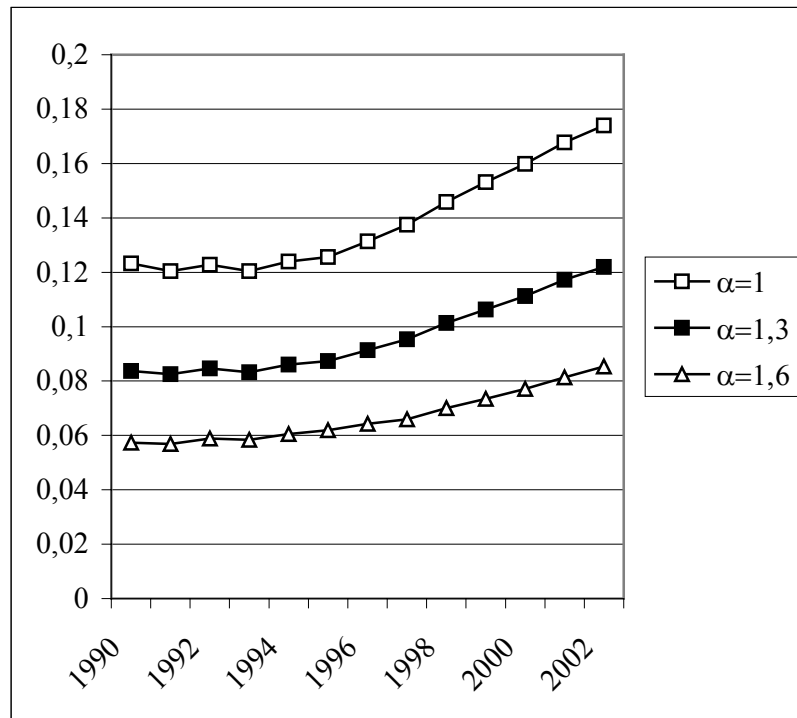
### *Resultats per a la tripolarització*

La Taula 3 reflecteix els índexos de polarització corresponents a l'avaluació per tres grups. L'anàlisi de l'evolució de la tripolarització posa de manifest un patró creixent. L'error d'agregació, novament, no és pas el factor explicatiu d'aquesta tendència ja que, de fet, ha crescut de manera rellevant, la qual cosa hauria provocat el decreixent de l'índex i no pas el seu creixement. La Taula 4 i la Gràfica 5 permeten indagar en els possibles mecanismes explicatius de l'augment en la tripolarització. Pel que a la distància entre les rendes del grups, la disminució significativa en la renda mitjana del grup de comarques pobres ha jugat un paper rellevant. En referència als canvis en els tamanys i als seus efectes, la igualació observada en el pes relatiu del grup de renda mitjana i del grup de renda elevada clarament ha afavorit, aiximateix, l'evolució ascendent de l'índex.

**Taula 3: Índex de Polarització Generalitzada per tres grups**

	$\beta = 0,5$			$\beta = 1$			$\beta = 1,5$			Error
	$\alpha = 1$	$\alpha = 1,3$	$\alpha = 1,6$	$\alpha = 1$	$\alpha = 1,3$	$\alpha = 1,6$	$\alpha = 1$	$\alpha = 1,3$	$\alpha = 1,6$	Absolut
1990	0,1279	0,0884	0,0620	0,1232	0,0837	0,0573	0,1185	0,0790	0,0526	0,0094
1991	0,1246	0,0867	0,0611	0,1204	0,0825	0,0568	0,1161	0,0783	0,0526	0,0085
1992	0,1266	0,0885	0,0626	0,1228	0,0846	0,0588	0,1189	0,0808	0,0550	0,0077
1993	0,1250	0,0879	0,0630	0,1204	0,0832	0,0584	0,1157	0,0786	0,0537	0,0093
1994	0,1289	0,0910	0,0655	0,1240	0,0860	0,0605	0,1190	0,0811	0,0556	0,0099
1995	0,1312	0,0930	0,0675	0,1256	0,0874	0,0619	0,1200	0,0818	0,0563	0,0112
1996	0,1381	0,0979	0,0710	0,1314	0,0913	0,0643	0,1247	0,0846	0,0577	0,0134
1997	0,1444	0,1023	0,0728	0,1375	0,0954	0,0659	0,1306	0,0885	0,0590	0,0138
1998	0,1524	0,1079	0,0766	0,1458	0,1013	0,0700	0,1392	0,0947	0,0634	0,0132
1999	0,1597	0,1130	0,0801	0,1531	0,1063	0,0734	0,1464	0,0997	0,0667	0,0133
2000	0,1665	0,1180	0,0837	0,1599	0,1113	0,0771	0,1532	0,1047	0,0704	0,0133
2001	0,1743	0,1237	0,0879	0,1678	0,1172	0,0814	0,1613	0,1107	0,0750	0,0130
2002	0,1805	0,1285	0,0918	0,1740	0,1220	0,0853	0,1675	0,1155	0,0788	0,0130

Gràfica 4: Evolució Índex Tripolarització comarcal. 1990-2003. IPG( $\beta=1$ )

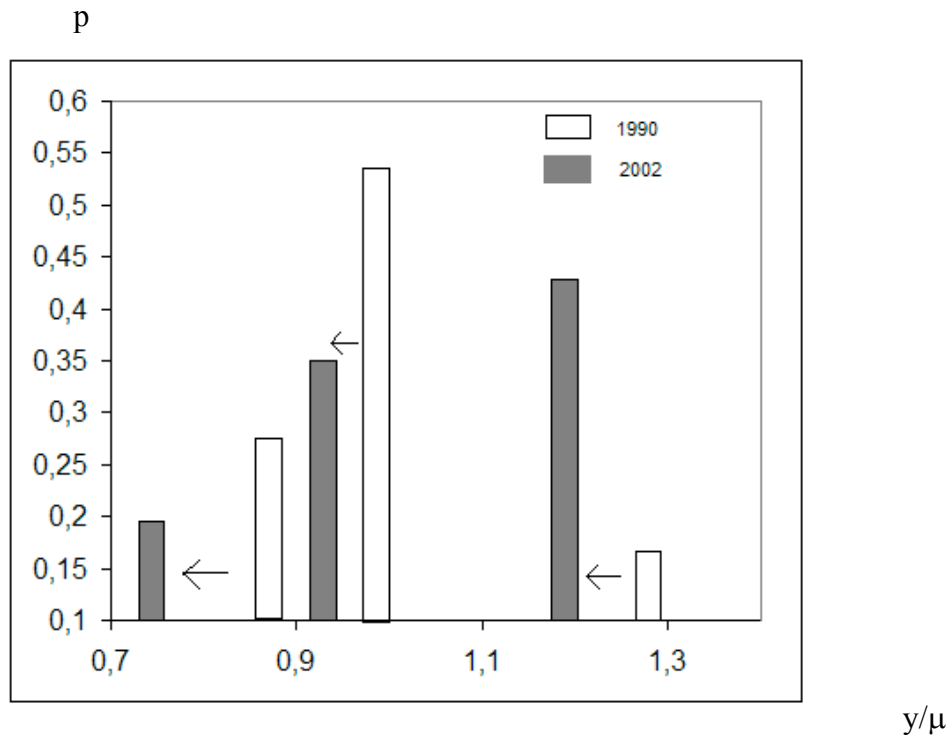


Taula 4: Característiques grups. Cas tres grups

	Grup Renda Baixa		Grup Renda Mitja		Grup Renda Elevada	
	p	y/ $\mu$	p	y/ $\mu$	p	y/ $\mu$
1990	28%	86	54%	98	17%	128
1991	31%	87	51%	100	17%	125
1992	32%	86	51%	101	17%	124
1993	34%	86	54%	103	13%	127
1994	34%	85	53%	104	13%	126
1995	36%	85	54%	105	10%	129
1996	36%	84	54%	105	10%	130
1997	20%	77	33%	94	47%	114
1998	21%	77	34%	95	45%	115
1999	21%	76	37%	95	42%	116
2000	21%	76	37%	94	42%	117
2001	21%	75	38%	94	42%	118
2002	20%	74	36%	92	44%	118

Nota: p denota la població relativa e y/ $\mu$  és el PIB per càpita relatiu (al promig català)

Gràfica 5: Tamany i rendes grups. Cas Tripolarització.



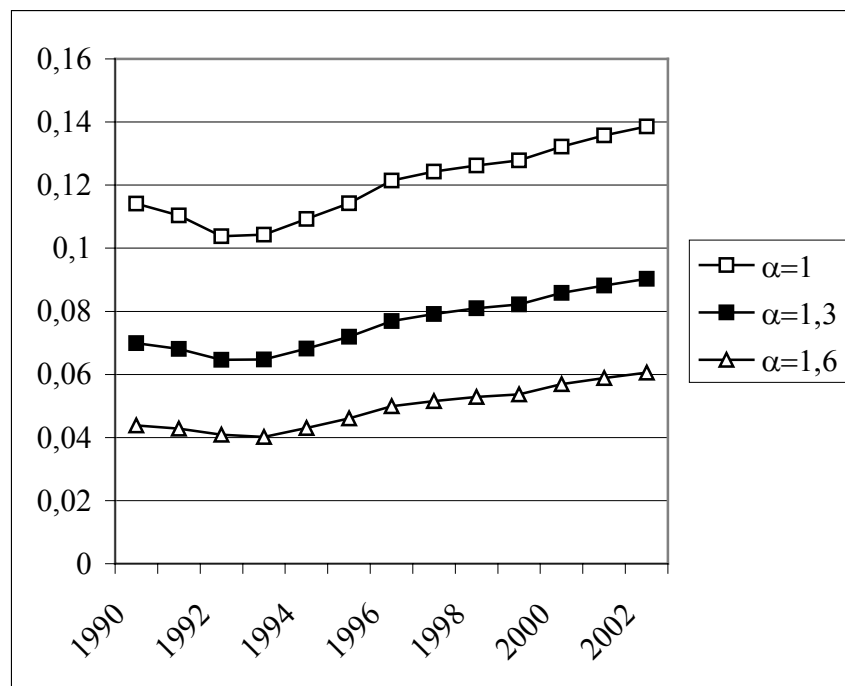
#### Resultats per a la 4-polarització

S'han refet els càlculs pel cas de quatre grups. Els resultats obtinguts apareixen reflectits a la Taula 5. Les dades manifesten un creixement de l'índex, independentment dels paràmetres  $\alpha$  i  $\beta$  seleccionats. L'error d'agregació torna a no ser un factor significant en aquesta evolució donada la seva aparent estabilitat. Observi's que les variacions en els tamany dels grups han promogut una major homogeneïtzació. En particular, les dades evidencien una igualació en l'entitat dels grups localitzats a l'entorn de la mitja. Addicionalment, vegi's com el grup de renda elevada assoleix una pes reduït, la qual cosa és indicativa de que la estructuració a quatre grups seria una descripció pitjor de la distribució comarcal. Per altra banda, els resultats mostren que la divergència de rendes entre els grups s'ha eixamplat ja que en tots els casos la renda s'ha allunyat del promig català.

Taula 5: Índex de Polarització Generalitzada per quatre grups

	$\beta = 0,5$			$\beta = 1$			$\beta = 1.5$			Error absolut
	$\alpha = 1$	$\alpha = 1.3$	$\alpha = 1.6$	$\alpha = 1$	$\alpha = 1.3$	$\alpha = 1.6$	$\alpha = 1$	$\alpha = 1.3$	$\alpha = 1.6$	
1990	0,1170	0,0729	0,0468	0,1141	0,0699	0,0438	0,1111	0,0670	0,0408	0,0059
1991	0,1135	0,0712	0,0459	0,1104	0,0681	0,0428	0,1072	0,0650	0,0397	0,0063
1992	0,1061	0,0670	0,0433	0,1038	0,0646	0,0409	0,1014	0,0622	0,0386	0,0048
1993	0,1070	0,0675	0,0430	0,1043	0,0647	0,0402	0,1015	0,0620	0,0374	0,0056
1994	0,1118	0,0708	0,0455	0,1093	0,0682	0,0430	0,1068	0,0657	0,0405	0,0051
1995	0,1166	0,0743	0,0485	0,1142	0,0719	0,0461	0,1118	0,0695	0,0437	0,0048
1996	0,1241	0,0796	0,0526	0,1214	0,0769	0,0499	0,1188	0,0743	0,0473	0,0053
1997	0,1272	0,0821	0,0545	0,1243	0,0791	0,0515	0,1213	0,0762	0,0486	0,0058
1998	0,1296	0,0843	0,0562	0,1262	0,0810	0,0529	0,1229	0,0776	0,0495	0,0067
1999	0,1310	0,0855	0,0570	0,1278	0,0822	0,0537	0,1245	0,0789	0,0504	0,0065
2000	0,1355	0,0891	0,0603	0,1322	0,0858	0,0569	0,1289	0,0825	0,0536	0,0066
2001	0,1392	0,0916	0,0622	0,1358	0,0882	0,0588	0,1324	0,0849	0,0554	0,0068
2002	0,1420	0,0937	0,0639	0,1386	0,0903	0,0606	0,1353	0,0870	0,0573	0,0067

Gràfica 6: Evolució Índex 4-polarització comarcal. 1990-2003



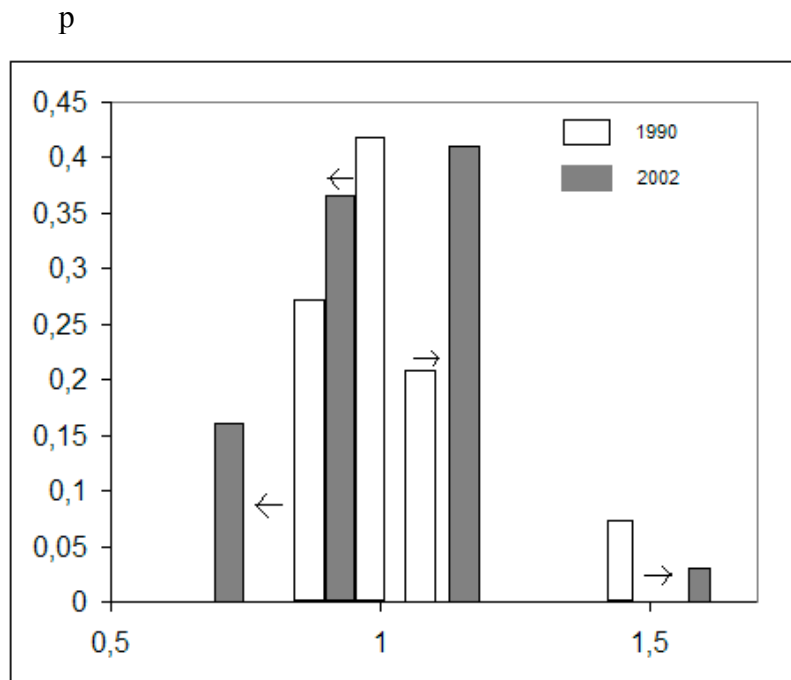


Taula 6: Característiques grups. Cas quatre grups

	Renda Baixa		Renda mitjana-baixa		Renda mitjana-alta		Renda elevada	
	p	y/μ	p	y/μ	p	y/μ	p	y/μ
1990	28%	86	43%	97	21%	107	8%	144
1991	30%	86	41%	99	21%	106	8%	140
1992	13%	78	21%	92	49%	101	17%	124
1993	19%	80	27%	95	41%	104	12%	127
1994	17%	79	29%	94	43%	105	10%	130
1995	17%	78	30%	94	45%	106	8%	136
1996	17%	77	30%	93	47%	108	6%	144
1997	18%	76	30%	92	46%	109	6%	143
1998	20%	76	29%	93	46%	110	6%	140
1999	21%	76	33%	94	40%	111	6%	141
2000	20%	75	33%	93	42%	112	4%	155
2001	19%	74	35%	92	42%	113	4%	155
2002	17%	72	38%	91	42%	114	4%	158

Nota: p denota la població relativa e  $y/\mu$  és el PIB per càpita relatiu (al promig català)

Gràfica 7: Tamany i rendes grups. Cas 4-polarització.



$y/\mu$

*Quina seria la representació agrupada comarcal endògena més significativa?*

Amb els resultats anteriors a la ma es pot suscitar una pregunta immediata: quin és el número de grups òptim? dos, tres, quatre grups? Un criteri informal, com s'ha assenyalat anteriorment, consistiria en examinar com augmenta marginalment la capacitat explicativa al introduir-hi un grup més en les simplificacions. Des d'aquest punt de vista, semblaria que la distribució agrupada a quatre pols és una opció inferior. Observi's com el percentatge de la desigualtat inter-comarcal original explicable per la distribució agrupada a quatre pols (veure Taula 7) no reporta guanys molt apreciables. Observi's, per altra part, que el percentatge d'explicació associat a la distribució bipolar es força elevat, un 76%, i a més creixent en el temps. No sembla obvi aparentment dilucidar si és la distribució a dos o a tres grups la descripció sintètica millor de la distribució. Un criteri operatiu podria provenir del propi valor de l'IPG. D'acord amb aquest, semblaria que la distribució simplificada a tres grups és lleugerament superior (explica el 88% de la distribució comarcal de la renda) a la bipolar, encara que s'ha d'assenyalar que aquesta última ha augmentat significativament la seva capacitat descriptiva.

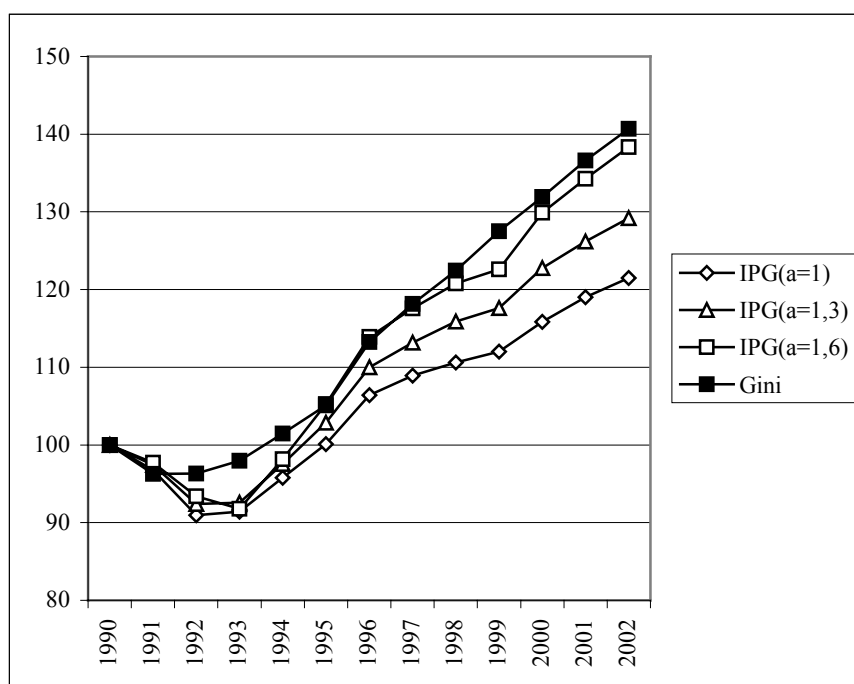
Taula 7: Percentatge de desigualtat explicada per la representació simplificada a dos, tres i quatre grups.

	Dos Grups	Tres Grups	Quatre Grups
1990	67%	88%	92%
1991	62%	88%	91%
1992	61%	89%	93%
1993	66%	87%	92%
1994	69%	87%	93%
1995	71%	86%	94%
1996	72%	84%	94%
1997	73%	85%	93%
1998	73%	86%	93%
1999	73%	86%	93%
2000	74%	87%	93%
2001	75%	87%	93%
2002	76%	88%	94%

### *Polarització comarcal versus desigualtat*

Per acabar, pot ser instructiu fer un anàlisi comparatiu de l'evolució de la polarització i la desigualtat comarcals durant el període d'anàlisi. En aquest sentit, un dels esforços dels investigadors s'han centrat en tractar de trobar situacions reals on aquestes mesures hagin evolucionat d'una manera heterogènia amb l'objecte d'enfortir la separació entre tots dos conceptes. El Gràfic 7 reproduïx el perfil temporal traçat per a les dues mesures distributives. Es constata que des de 1993 els patrons han estat qualitativament bastant similars. Evidentment, si es detallen els creixements específics es trobaran algunes diferències. Així, mentre que el Gini ha augmentat prop d'un 40% al llarg del període els índexos de polarització més sensibles ( $\alpha=1,3$  i  $\alpha=1,6$ ) ho han fet a un ritme força inferior, proper al 20%. De tota manera, també s'observen diferències qualitatives que és centren en els primers anys del període, on mentre la desigualtat comarcal experimenta un lleuger ascens (el Gini s'incrementa un 2% al 1991-93) la polarització dibuixa una sensible reducció (entre un 5 i un 6% segons l'índex).

Gràfica 8: Evolució de la desigualtat i polarització comarcal (tres grups). 1990-2002



## 4. Conclusions

Els estudis sobre desigualtat territorial abunden a la bibliografia acadèmica, tant nacional com internacional. En l'àmbit comarcal, sense anar més lluny, comptem amb els treballs de Segarra i Allepús (1996) i Duro (2000), entre d'altres. No obstant, l'anàlisi del grau de polarització està molt menys difós, probablement per a la seva recent irrupció a la literatura. Donat que no existeix cap anàlisi de la polarització comarcal de la renda a Catalunya i que aquest és un concepte fonamentalment diferent al de desigualtat, aquest estudi ha fet una primera aplicació empírica. L'índex de polarització utilitzat és l'IPG proposat per Esteban, Gradín i Ray (1999), el qual ens sembla una opció superior a d'altres mesures alternatives, com és el cas de l'índex de Wolfson (1994) ó la mesura de Zhang i Kanbur (2001). L'anàlisi de la polarització comarcal de la renda a Catalunya al llarg del període 1990-2002 ha permès obtenir els següents resultats:

Primer, la bipolarització de la distribució comarcal de la renda, és a dir, el grau en que les comarques catalanes s'estan agrupant entorn a dos pols de rendes distants entre sí, ha augmentat significativament. La creixent dualitat s'atribueix tant a la major similitud observada en els tamanys dels dos grups comarcals com a l'amplificació en la distància en termes de renda mitjana. A més, les dades indiquen que la simplificació comarcal a dos grups ha anat guanyant de forma rellevant capacitat explicativa.

Segon, també s'ha efectuat l'anàlisi pel cas de tres grups. Els resultats mostren un ascens en la tripolarització de les comarques, explicable tant per la major homogeneïtat de tamanys com per l'augment en el *gap* de rendes entre els grups. Per altra banda, és interessant emfatitzar que la representació simplificada a tres pols contribueix a explicar prop dels 90% de les desigualtats comarcals, xifra molt elevada.

Tercer, l'anàlisi de la polarització per quatre grups va, anàlogament, en línia amb la creixent desestructuració del territori trobada amb els dos casos anteriors. De tota manera, la reduïda dimensió del grup de renda més elevada suggereix que les estructuracions tripolar i/o bipolar de la distribució comarcal poden ser opcions superiors.

Quart, pel que fa a la selecció del número de grups òptim, sembla que la simplificació a tres grups seria la alternativa preferida.

Finalment, la comparació dels patrons temporals documentats per a la desigualtat comarcal de la renda, mesurada a través de l'índex de Gini, i per una selecció d'índexos de polarització, dibuixa una trajectòria bastant similar entre 1993 i 2002. Malgrat això, a l'interval 1991-1993 es revela un patró dissimilar, amb un lleuger creixement de la disparitat comarcal de rendes i disminució de la polarització.

Per tant, l'anàlisi de la polarització comarcal de la renda a Catalunya posa de relleu una creixent fractura econòmica del territori. Aquesta evolució, conjuntament amb el significatiu augment de les desigualtats comarcals, reclamaria l'atenció, i actuació decidida, dels *policy-makers* en ordre a atenuar aquest procés. El fet que el creixement econòmic català durant aquests anys hagi estat acompanyat per un empitjorament de la distribució territorial de la renda, en totes dues dimensions, desigualtat i polarització, no fa més que recolzar la conveniència d'explorar quins han estat els principals factors explicatius, aspecte que resulta bàsic en ordre al mateix disseny de polítiques estructurals eficients.

## Bibliografia

- CAIXA DE CATALUNYA, *Estimació PIB comarcal 1997*, (1998)
- CAIXA DE CATALUNYA, *Estimació PIB comarcal 2002*, (2003)
- DAVIES, J.B. i A. SHORROCKS, “Optimal Grouping of Income and Wealth Data”, *Journal of Econometrics*, 42, (1989), pàg. 97-108.
- DURO, J.A., “La desigualtat comarcal de la renda a Catalunya: mesura i altres aspectes d’interès”, *Nota d’Economia*, 67, (2000), pàg. 79-89.
- ESTEBAN, J., “Un Análisis de la Polarización de la Renta Provincial en España, 1955-1993”, *Moneda y Crédito*, pàg. 11-50, (2000).
- ESTEBAN, J. i D. RAY, “ On the measurement of polarization”, *Econometrica*, 62 (1994), pàg. 819-852.
- ESTEBAN, J, C. GRADÍN i D. RAY, “Extensions of a Measure of Polarization”, *Papeles de Trabajo*, Nº 21, Instituto de Estudios Económicos de Galicia-Pedro Barrié de a Maza, (1999).
- GRADÍN, C., “Polarización y desigualdad en Galicia y España, un análisis comparativo”, *Revista de Estudios Regionales*, 59, (2001), pàg. 47-68.
- HUESCA, L., “Análisis de la polarización del ingreso de los hogares en Mexico durante 1984-2000”, *Investigación Económica*, 62 (2003), pàg. 89-123.
- PONS, J., “Distribució comarcal de la producció a Catalunya: augmentaran les desigualtats en el futur?”, *Revista Econòmica Banca Catalana*, 112 (1997), pàg. 31-36.
- SEGARRA, A. i J. ALLEPÚS, “Convergència i distribució comarcal de la renda a Catalunya: 1979-1991”, *Revista Econòmica de Catalunya*, 30, (1996), pàg. 9-19.
- SESHANNA, S. i S. DECORNEZ, “Income Polarization and Inequality across countries: An Empirical Study”, *Journal of Policy Modelling*, 25 (2003), pàg. 335-358.
- WOLFSON, M., “Divergent Inequalities: Theory and Empirical Results”, *The Review of Income and Wealth*, 43 (1994), pàg. 401-422.
- ZHANG, X. i R. KANBUR, “What difference do polarization measures make? an application to China”, *Journal of Development Studies*, 37 (2001), pàg. 85-98.

## ANNEXE

(contingut comarcal grups endògenament delimitats)

### a) Cas dos grups

1990			2002		
	p	y/μ		p	y/μ
<i>Grup renda alta</i>			<i>Grup renda alta</i>		
Ribera d'Ebre	0,38%	443	Ribera d'Ebre	0,34%	503
Val d'Aran	0,10%	218	Val d'Aran	0,12%	181
Alta Ribagorça	0,06%	166	Alta Ribagorça	0,05%	146
Pallars Sobirà	0,09%	165	Pallars Jussà	0,19%	142
Pallars Jussà	0,21%	140	Pallars Sobirà	0,10%	135
Segarra	0,28%	137	Tarragonés	2,89%	119
Tarragonés	2,60%	136	Segarra	0,30%	116
Baix Camp	2,17%	121	Barcelones	32,64%	116
Gironés	2,08%	120	Gironés	2,21%	113
Selva	1,61%	117	Segrià	2,62%	109
Segrià	2,68%	115	Baix Camp	2,27%	109
Baix Penedes	0,62%	115	Selva	1,88%	103
Vallès Oriental	4,29%	112	<i>Grup renda baixa</i>		
Solsonés	0,18%	110	Solsonés	0,18%	98
Cerdanya	0,20%	102	Vallès Oriental	5,11%	96
Vallès Occidental	10,66%	102	Ripollès	0,40%	95
Alt Penedès	1,15%	101	Alt Camp	0,56%	94
<i>Grup renda baixa</i>			Vallès Occidental	11,66%	94
Urgell	0,49%	99	Garrotxa	0,75%	92
Alt Camp	0,56%	98	Urgell	0,49%	91
Barcelones	38,15%	97	Alt Empordà	1,58%	91
Alt Empordà	1,49%	96	Pla d'Urgell	0,47%	89
Baix Empordà	1,48%	95	Cerdanya	0,23%	89
Pla d'Urgell	0,48%	94	Baix Llobregat	10,95%	88
Baix Llobregat	10,05%	93	Alt Penedès	1,29%	88
Garrotxa	0,76%	92	Conca de Barbera	0,29%	87
Osona	1,94%	91	Baix Empordà	1,64%	86
Alt Urgell	0,31%	90	Alt Urgell	0,30%	86
Conca de Barbera	0,30%	90	Noguera	0,54%	86
Baix Ebre	1,07%	89	Baix Ebre	1,05%	85
Noguera	0,58%	89	Bages	2,44%	83
Anoia	1,36%	88	Osona	2,05%	82
Garraf	1,27%	87	Terra Alta	0,19%	80
Ripollès	0,45%	86	Pla de l'Estany	0,40%	76
Montsià	0,89%	85	Priorat	0,14%	76
Bages	2,50%	82	Bergueda	0,60%	76
Pla de l'Estany	0,37%	80	Montsià	0,91%	75
Bergueda	0,65%	79	Anoia	1,48%	75
Priorat	0,16%	75	Garrigues	0,30%	71
Terra Alta	0,21%	75	Baix Penedes	1,00%	69
Maresme	4,80%	74	Garraf	1,73%	66
Garrigues	0,32%	71	Maresme	5,66%	63

Nota: p denota la població relativa e y/μ és el PIB per càpita relatiu (al promig català)

## b) Cas tres grups

	p	y/μ		p	y/μ
<i>Grup renda alta</i>			<i>Grup renda alta</i>		
Ribera d'Ebre	0,38%	443	Ribera d'Ebre	0,34%	503
Val d'Aran	0,10%	218	Val d'Aran	0,12%	181
Alta Ribagorça	0,06%	166	Alta Ribagorça	0,05%	146
Pallars Sobirà	0,09%	165	Pallars Jussà	0,19%	142
Pallars Jussà	0,21%	140	Pallars Sobirà	0,10%	135
Segarra	0,28%	137	Tarragonès	2,89%	119
Tarragonès	2,60%	136	Segarra	0,30%	116
Baix Camp	2,17%	121	Barcelones	32,64%	116
Gironès	2,08%	120	Gironès	2,21%	113
Selva	1,61%	117	Segrià	2,62%	109
Segrià	2,68%	115	Baix Camp	2,27%	109
Baix Penedes	0,62%	115	<i>Grup renda mitja</i>		
Vallès Oriental	4,29%	112	Selva	1,88%	103
Solsonés	0,18%	110	Solsonés	0,18%	98
<i>Grup renda mitja</i>			Vallès Oriental	5,11%	96
Cerdanya	0,20%	102	Ripollès	0,40%	95
Vallès Occidental	10,66%	102	Alt Camp	0,56%	94
Alt Penedès	1,15%	101	Vallès Occidental	11,66%	94
Urgell	0,49%	99	Garrotxa	0,75%	92
Alt Camp	0,56%	98	Urgell	0,49%	91
Barcelones	38,15%	97	Alt Empordà	1,58%	91
Alt Empordà	1,49%	96	Pla d'Urgell	0,47%	89
Baix Empordà	1,48%	95	Cerdanya	0,23%	89
<i>Grup renda baixa</i>			Baix Llobregat	10,95%	88
Pla d'Urgell	0,48%	94	Alt Penedès	1,29%	88
Baix Llobregat	10,05%	93	Conca de Barbera	0,29%	87
Garrotxa	0,76%	92	<i>Grup renda baixa</i>		
Osona	1,94%	91	Baix Empordà	1,64%	86
Alt Urgell	0,31%	90	Alt Urgell	0,30%	86
Conca de Barbera	0,30%	90	Noguera	0,54%	86
Baix Ebre	1,07%	89	Baix Ebre	1,05%	85
Noguera	0,58%	89	Bages	2,44%	83
Anoia	1,36%	88	Osona	2,05%	82
Garraf	1,27%	87	Terra Alta	0,19%	80
Ripollès	0,45%	86	Pla de l'Estany	0,40%	76
Montsià	0,89%	85	Priorat	0,14%	76
Bages	2,50%	82	Bergueda	0,60%	76
Pla de l'Estany	0,37%	80	Montsià	0,91%	75
Bergueda	0,65%	79	Anoia	1,48%	75
Priorat	0,16%	75	Garrigues	0,30%	71
Terra Alta	0,21%	75	Baix Penedes	1,00%	69
Maresme	4,80%	74	Garraf	1,73%	66
Garrigues	0,32%	71	Maresme	5,66%	63

Nota: p denota la població relativa e y/μ és el PIB per càpita relatiu (al promig català)



### c) Cas quatre grups

	p	y/μ		p	y/μ
<i>Grup renda alta</i>			<i>Grup renda alta</i>		
Ribera d'Ebre	0,38%	443	Ribera d'Ebre	0,34%	503
Val d'Aran	0,10%	218	Val d'Aran	0,12%	181
Alta Ribagorça	0,06%	166	Alta Ribagorça	0,05%	146
Pallars Sobirà	0,09%	165	Pallars Jussà	0,19%	142
Pallars Jussà	0,21%	140	Pallars Sobirà	0,10%	135
Segarra	0,28%	137	Tarragonès	2,89%	119
Tarragonès	2,60%	136	<i>Grup renda mitja-alta</i>		
Baix Camp	2,17%	121	Segarra	0,30%	116
Gironès	2,08%	120	Barcelones	32,64%	116
<i>Grup renda mitja-alta</i>			Gironès	2,21%	113
Selva	1,61%	117	Segrià	2,62%	109
Segrià	2,68%	115	Baix Camp	2,27%	109
Baix Penedes	0,62%	115	Selva	1,88%	103
Vallès Oriental	4,29%	112	<i>Grup renda mitja-baix</i>		
Solsonés	0,18%	110	Solsonés	0,18%	98
Cerdanya	0,20%	102	Vallès Oriental	5,11%	96
Vallès Occidental	10,66%	102	Ripollès	0,40%	95
Alt Penedès	1,15%	101	Alt Camp	0,56%	94
<i>Grup renda mitja-baix</i>			Vallès Occidental	11,66%	94
Urgell	0,49%	99	Garrotxa	0,75%	92
Alt Camp	0,56%	98	Urgell	0,49%	91
Barcelones	38,15%	97	Alt Empordà	1,58%	91
Alt Empordà	1,49%	96	Pla d'Urgell	0,47%	89
Baix Empordà	1,48%	95	Cerdanya	0,23%	89
Pla d'Urgell	0,48%	94	Baix Llobregat	10,95%	88
<i>Grup renda baixa</i>			Alt Penedès	1,29%	88
Baix Llobregat	10,05%	93	Conca de Barbera	0,29%	87
Garrotxa	0,76%	92	Baix Empordà	1,64%	86
Osona	1,94%	91	Alt Urgell	0,30%	86
Alt Urgell	0,31%	90	Noguera	0,54%	86
Conca de Barbera	0,30%	90	Baix Ebre	1,05%	85
Baix Ebre	1,07%	89	<i>Grup renda baixa</i>		
Noguera	0,58%	89	Bages	2,44%	83
Anoia	1,36%	88	Osona	2,05%	82
Garraf	1,27%	87	Terra Alta	0,19%	80
Ripollès	0,45%	86	Pla de l'Estany	0,40%	76
Montsià	0,89%	85	Priorat	0,14%	76
Bages	2,50%	82	Bergueda	0,60%	76
Pla de l'Estany	0,37%	80	Montsià	0,91%	75
Bergueda	0,65%	79	Anoia	1,48%	75
Priorat	0,16%	75	Garrigues	0,30%	71
Terra Alta	0,21%	75	Baix Penedes	1,00%	69
Maresme	4,80%	74	Garraf	1,73%	66
Garrigues	0,32%	71	Maresme	5,66%	63

Nota: p denota la població relativa e y/μ és el PIB per càpita relatiu (al promig català)

## Últims documents de treball publicats

NUM	TÍTOL	AUTOR	DATA
04.03	Polarització comarcal de rendes a Catalunya	Juan Antonio Duro	Març 2004
04.02	Análisis de agrupaciones provinciales a partir del enfoque de desigualdad y polarización: una nota	Juan Antonio Duro	Març 2004
04.01	Producción, empleo y eficiencia productiva de la empresa española	Oriol Roca Segalés, Hector Sala Lorda.	Gener 2004
03.10	Subjective Income Expectations, Canonical Models and Income Risk	Xavier Ramos, Christian Schluter.	Desembre 2003
03.09	Es Barcelona una ciudad policéntrica ?	Ivan Muñoz, Anna Galindo, Miguel Angel Garcia.	Desembre 2003
03.08	Does persistence of social exclusion exist in Spain?	Ambra Poggi.	Octubre 2003
03.07	Relating Severe Poverty and Chronic Poverty	Shahin Yaqub	Juny 2003
03.06	Regional decomposition of CO2 emissions in the world: a cluster analysis	Vicent Alcántara, Rosa Duarte, Teresa Obis	Abril 2003
03.05	On the regional impact of public capital formation in spain	Alfredo Marvao Pereira i Oriol roca Sagalés	Abril 2003
03.04	Demand and revenue implications of an integrated public transport policy. The case of Madrid	Anna Matas	Març 2003
03.01	Eficacia y eficiencia de los subsidios asistenciales en la lucha contra la pobreza en España: Una valoración a partir de EspaSim	Horacio Levy, Magda Mercader	Març 2003
03.03	Barcelona, Metropolis policentrica en red	Joan Trullén i Rafael Boix	Febrer 2003
03.02	Factor decomposition of spatial income inequality: a revision	Juan Antonio Duro	Febrer 2003
02.11	Long-run Inflation-Unemployment Dynamics: The Spanish Phillips Curve and Economic Policy	Marika Karanassou, Hector Sala, Dennis J. Snower	Novembre 2002
02.10	Spillover effects of public capital formation : evidence from the spanish regions	Oriol Roca-Sagales, Alfredo Pereira.	Setembre 2002