

niske cene kapitala u jugoslovenskoj privredi od prirode svojinskih prava nad kreditom. Ova dva međusobno povezana faktora dovode Furubotna i Pejovicha do vrlo pesimističkih zaključaka.

U odeljku 4 i 5 dve pretpostavke iz ranijeg modela su modifikovane da bi realističnije mogle da odraze uslove koji postoje u Jugoslaviji. Analiza racioniranja kredita pokazala je da će posledice racioniranja biti manje oštre nego što je to u slučaju s modelom koga su analizirali Furubotn i Pejovich. Ova razlika u rezultatima se u velikoj méri može pripisati njihovoj specifikaciji procesa kojim se određuje optimalni nivo kredita. Druga pretpostavka odnosi se na mogućnost otplate glavnice duga iz amortizacije. Zbog toga je finansiranje investicija iz neisplaćenih ličnih dohodaka manje privlačno za jugoslovenskog samoupravljača. Autor je zatim u analizu uključio i otplatu duga iz amortizacije. U svim slučajevima, pokazuje F. Stephen, posledice investicionih odluka u samoupravnom preduzeću nemaju tako ekstremni karakter kao što to tvrde Furubotn i Pejovich.

## RAZDELITEV DOHOTKA V GOSPODARSKEM RAZVOJU

Miroslav GLAS\*

V sistematičnem raziskovanju problemov gospodarskega razvoja je v poveljnem času pozornost od vprašanj kapitala in investicij prešla na vprašanje zaposlenosti in razdelitve dohodka. Medtem ko je analiza vloge investicij vodila do varčevanja in s tem tudi od funkcionalne razdelitve dohodka<sup>1)</sup>, zlasti v smislu kategorij mezd in profita, pa je v sedanjem času poudarek na medosebni (personalni) razdelitvi dohodka. Pri tem gre za dohodke, ki jih prejemaajo posamezniki, bodisi kot neposredni člani gospodarskega procesa ali pa iz drugih izvorov, ter za neenakost, ki nastopa v razdelitvi teh dohodkov. Ta razdelitev pa se potem povezuje z rastjo gospodarstva kot rezultat te rasti, hkrati pa tudi kot ena od določljivk rasti same. Razdelitev dohodka se namreč v politiki dohodka pojavlja v ozadju uresničevanja določenega načela »pravičnosti« v delitvenih razmerjih, zlasti v oblikovanju delovnih dohodkov<sup>2)</sup>, nastopa kot faktor ohranjanja gospodarskega in širšega družbenega ravnovesja ter v poskusih stimuliranja gospodarske rasti, kjer se dohodek predpostavlja kot osnova motivacijskega mehanizma.

Ukvarjanje z razdelitvijo in zaposlenostjo je izraz nezadovoljstva z dosedanjimi razvojnimi rezultati, zlasti v nizu dežel v razvoju, izraz prehoda na vprašanja kvalitete razvoja. Zaupanje v avtomatizem gospodarske rasti, ki naj bi mimogrede rešila vprašanja razdelitve, ko bi se bistveno izboljšal nivo materialnega blagostanja, je povsem neupravičeno, saj je dejansko prišlo do stagniranja, ponekod pa celo do zniževanja realnega dohodka velikih skupin prebivalstva<sup>3)</sup>. Razvojna politika se zato vrednoti s poudarkom na rezultatih zaposlovanja in razdelitve, ne pa le po svojih kvantitativnih rezultatih, ki ne morejo biti samemu po svojih kvantitativnih rezultatih, ki ne morejo biti samemu sebi cilj. Pomen razdelitve dohodka je seveda v tem, da v blagovno-denarnem gospodarstvu dohodek nastopa kot sredstvo za potrošnjo, s tem pa prejemniku zagotavlja določeno materialno blago-

\*) Ekonomska fakulteta Borisa Kidriča, Ljubljana.

1) Zlasti velja to za neokeynesijansko tradicijo, npr. dela Kaldorja, Pasinettija in drugih.

2) Vsekakor lahko govorimo o »pravičnosti« v narekovajih, ker je slednja v literaturi omejena na razprave o delovnih dohodkih, brez poseganja v izvore drugih dohodkov.

3) Primerjaj Griffin (1977), Oshima (1977).

stanje, pa tudi določeno gospodarsko in družbeno moč, določen družbeni status. Ne glede na odstopanja v relaciji »dohodek« — potrošnja — blagostanje<sup>4)</sup> je zato dohodek na člana družine (gospodinjstva) kot potrošne celice temeljna določljivka blagostanja posameznika.

## 1. KONCEPT POVEZANOSTI RAZDELITVE DOHODKA Z GOSPODARSKIM RAZVOJEM

V ekonomski teoriji je dolgo časa razdelitev dohodka nastopala kot specifičen rezultat procesa gospodarjenja, kar je zlasti izrazito v neoklasičnem pristopu. Pareto<sup>5)</sup> je v svojem zakonu celo oblikoval tezo o tem, da je krivulja porazdelitve dohodka stabilna tako za različna obdobja kot za različne dežele.

Prelom s takšnim stališčem predstavlja delo Kuznetsa in Myrdala<sup>6)</sup>, ki sta razvila hipotezo o spreminjanju neenakosti v procesu gospodarskega razvoja (zlasti pod vplivom strukturnih sprememb, ki so v tem procesu izrazite). Nadaljnje delo Kuznetsa, Kravisa, Morgana, Oshime, in drugih<sup>7)</sup> je vodilo do oblikovanja t.i. »U-hipoteze«, po kateri se v procesu industrializacije delitvena razmerja poslabšajo, neenakost poveča, šele na višji fazi razvoja (pri Oshimi je to četrta faza povsem razvitih dežel<sup>8)</sup>) pa se prične neenakost zmanjševati. To značilno gibanje v neenakosti se povezuje z dualnimi značilnostmi gospodarstva v razvoju<sup>9)</sup>, kjer se dualizem izraža predvsem v razmerju med kmetijskim ter industrijskim sektorjem (ali tudi naravnim in polnatura-nalnim ter blagovnim sektorjem), v vlogi multinacionalnih korporacij v razvoju, itd. Pretok delovne sile iz agrarnega sektorja v razvijajoči se industrijski sektor pripelje namreč v pogojih monopolositične strukture, pozitivne zakonodaje o minimalnih mezdah, vloge sindikatov ter zaposlovanja, s tem pa do izrazitih razlik v višini in disperziji dohodka po sektorjih.

Takšnemu spreminjajnu neenakosti, ki je posledica dualnega razvoja, pa se v literaturi<sup>10)</sup> pripisuje tudi povratni katalitični učinek na gospodarski razvoj, in sicer predvsem zaradi tega, ker:

- razlike v dohodkih usmerjajo najbolj kvalificirani tehnični kader v sodobni sektor in s tem spodbujajo njegov razvoj,
- razlike v dohodkih omogočajo intenzivno varčevanje, slednje pa naj preko investicij ponovno pospešuje razvoj.

To pa pojasnjuje poskuse, pripisati eksogenemu vlpivanju na večjo izenačenost dohodkov kot socialno zaželenemu cilju negativne

4) Bentzel (1970).

5) Pareto (1961), tudi Bresciani-Turroni (1939).

6) Kuznets (1955), Myrdal (1957).

7) Kuznets (1963), Kravis (1960), Oshima (1962).

8) Oshima (1962).

9) S. Robinson (1976) je tudi poskusil preprosto analitično izpeljati zakonitost U-oblike spreminjanja disperzije dohodkov iz dualnih karakteristik sektorjev.

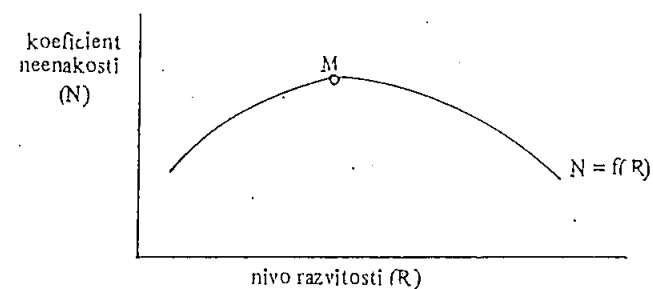
10) Primerjaj Gannagé (1968), Meade (1964).

razvojne učinke, z oblikovanjem teze o neizbežnem protislovju med cilji socialne politike in zahtevami sodobnega razvoja in učinkovitega gospodarjenja. Pomen razdelitve dohodka, pri katerem gre z ekonomskega vidika predvsem za vprašanje razporeditve produkcijskih faktorjev, pa prerašča te okvire, saj je neenakost dohodka tudi iniciativni faktor za migracije vas — mesto, jug — sever, itd., s tem pa zaradi oblikovanja pretiranih koncentraciji prebivalstva ustvarja številne probleme sodobnega sveta. Tako je medosebni razdelitvi dohodka priznano aktivno mesto v mehanizmu gospodarskega razvoja, zlasti v njegovi spontani, stihijni inaciji. Ta spoznanja sicer še niso izražena v enostavnih modelih rasti in razvoja, kjer ostaja še dalje pomembnejša funkcionalna razdelitev dohodka, vendar pa se tudi na tem področju intenzivno dela.

## 2. IZHODIŠČA ZA EMPIRIČNO PREVERJANJE ZVEZE MED NIVOJEM RAZVITOSTI TER STOPNJO NEENAKOSTI

Medtem ko so prej navedeni avtorji danes že nekakšna »klasična« razprav o povezanosti med razdelitvijo in razvojem, je ta zveza doživela večje število empiričnih raziskav, povezanih z imeni Adelmanove in Morrisove, Cheneryja in sodelavcev, Cromwella, Papaneka, Robertija, Paukerta, Berryja, Clineja, Fishlowa in drugih<sup>11)</sup>. Čeprav se razmerja v medosebni razdelitvi dohodka detaljno prikazujejo šele v obliki neke porazdelitvene funkcije, npr. Paretove ali lognormalne, se v empirični analizi uporabljajo sintetična merila, bodisi kvantilni deleži, ki še neposredno izražajo strukturo razdelitve, bodisi koeficienti neenakosti. Pri tem je običajno v vrednotenju rezultatov impliciran določen odnos do neenakosti, praktično se popolna enakost vrednoti kot idealno stanje.

Klasična teza o odvisnosti razdelitve od gospodarskega razvoja se tako izraža v naslednji nelinearni zvezi:



11) Adelman, Morris (1971, 1973), Chenery et al. (1974), Ahluwalia (1976), Cromwell (1977), Cline (1972), Berry (1972), Fishlow (1972), Papanek (1976), Paukert (1973), Roberti (1974).

toorej se v gospodarskem razvoju sprva neenakost povečuje, na določeni stopnji doseže maksimum (M) in potem monotono upada. Če bi imeli na ordinatni osi nek indeks enakosti, bi dobili značilno zrcalno U — obliko, po kateri se ta hipoteza tudi imenuje »U-hipoteza«.

V izvorni obliki govori hipoteza pravzaprav o spreminjanju razmerij v medosebni delitvi dohodka, ki naj bi bila zakonit spremljevalec gospodarskega razvoja v vsaki deželi. Zato bi morali za testiranje te hipoteze analizirati tudi dolgoročne časovne vrste za posamezne države, kjer bi morali izločiti subjektivne in druge kratkoročne (zlasti konjunkturne) vplive. V empirični verifikaciji pa se kot nadomestek teh časovnih vrst pojavljajo statistični preseki, uporablja se vzorec posameznih podatkov za države, za katere so taki podatki sploh ocenjeni. Na področju razdelitve dohodka namreč preprosto ne obstaja zadostno število časovnih vrst, pa tudi sicer dežele v razvoju, ki se nahajajo še levo od točke M, takih časovnih vrst sploh nimajo. Tako skušamo iz statističnega preseka, iz mednarodne primerjave, sklepati o zakonističnega preseka, iz mednarodne primerjave, sklepati o zakonitosti strukturnih sprememb. Ta postopek se je uveljavil z delom Hollisa Cheneryja, vendar pa ustreznih testov o veljavnosti tega sklepanja ni. Nekateri avtorji<sup>12)</sup> opozarjajo na negotovost in omejeno izpovedno moč tovrstne analize, kot predpostavke, ki omogočajo smiselne zaključke, pa lahko navedem:

- predpostavko, da podatki iz statističnega preseka niso pod premočnim učinkom kratkoročnih pojavov, npr. konjunkturnih gibanj, motenj v obnašanju ekonomskih subjektov ter v ekonomskih odnosih, kot jih lahko povzročijo vojne, revolucije, itd,
- predpostavko, da uporabljeni vzorec držav iz statističnega preseka (enakomerno) pokriva vse področje dogodkov (vrednosti spremenljivk), ki je pomembno za interpretacijo zakonitosti (s to predpostavko je tudi omejena smiselnost ekstrapolacije zaključkov izven vrednosti v preseku),
- predpostavko, da je vzorec iz statističnega preseka homogen z ustreznimi značilnostmi držav v preteklosti (da ni pomembnih sprememb v ciljih, vrednotah ter motivih ekonomskih subjektov, itd).

Ker želimo v analizi pravzaprav odgovoriti na vprašanje, ali je za dežele v razvoju res neizbežno, da zaradi razvoja sprejmejo poslabšanje delitvenih razmerij kot nujnost, zahteva prehod od časovnih vrst na mednarodno primerjavo pravzaprav predpostavko, da je razvoj teh dežel v splošnem »posnetek« zgodovinskih izkušenj danes razvitih dežel. Preprosto pristajanje na takšno predpostavko pomeni vulgarizirati Marxovo tezo, da »dežela, ki je industrijsko bolj razvita, kaže manj razviti deželi le sliko njene lastne bodočnosti«<sup>13)</sup>, zato si

<sup>12)</sup> Npr. Temin (1967) za Cheneryjevo analizo strukturnih sprememb v razvoju, Kuh (1959) za analizo investicijskih funkcij.

<sup>13)</sup> Karl Marx — Kapital, Kritika političke ekonomije, I. svezak, Kultura, Zagreb, 1947, predgovor, str. II—LIII.

moramo biti vnaprej v svesti omejene vrednosti rezultatov.<sup>14)</sup> Določeno olajšanje je v tem, da so empirične raziskave pokazale, da so spremembe v razdelitvi (merjene npr. s koeficienti neenakosti) dolgoročne ga značaja, dokaj neelastične na kratkoročne učinke.

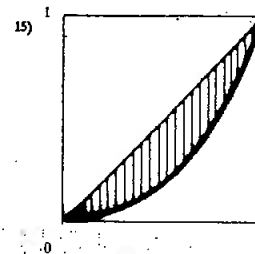
V analizi razdelitve dohodka je običajno merilo neenakosti Ginijev koeficient koncentracije<sup>15)</sup>, ki ob določenih pomanjkljivostih vendar velja kot zadovoljivo merilo in je tudi v največji meri dosegljiv. Prav zaradi neelastičnosti v izražanju delitvenih razmerij pa mnogi priporočajo komplementarno uporabo strukturnih meril, kvantilnih deležev, kjer so uporabni zlasti kvintili ter delež vrhnjih 5% subjektov razdelitve.<sup>16)</sup>

Razdelitev dohodka, ki je smiselna zaradi svoje zveze z blagostanjem, je razdelitev dohodka na člana gospodinjstva (v starejših virih se pojavlja družina) kot potrošne celice, seveda z upoštevanjem ekvivalentnega člana zaradi različne strukture gospodinjstev. Razdelitev pa, ki je pomembna z vidika proizvodnje in motivacije, je razdelitev dohodka na zaposlene ali v približku vsaj na osebe, ki prejemajo dohodek iz kakršnekoli dejavnosti. Razlike v opredelitvi subjekta razdelitve je treba vsekakor upoštevati, saj se ti razdelitvi v okviru iste dežele značilno razlikujeta. Običajno se podatki nanašajo na vse prebivalstvo neke dežele, v manjši meri pa lahko dobimo tudi podatke o razdelitvi za določene skupine prebivalstva, npr. za urbano ter ruralno, kmetijsko in nekmetijsko, posebej za mestno, itd., kar daje pomemben vpogled v strukturne vidike neenakosti. Koncept dohodka, ki bi moral z vidika blagostanja zajeti dohodke v najširšem smislu (tudi nedenarne oblike dohodkov, z upoštevanjem neto učinka davkov in transferjev), posebej pa razrešiti vprašanje vključevanja bogatstva, je v empiričnem delu zožen na denarne dohodke pred obdavčitvijo, s tem pa verjetno precenjuje neenakost v deželah v razvoju zaradi podcenjevanja naruralne potrošnje. Tudi obdobje opazovanja, kjer te

#### <sup>14)</sup> Upoštevati moramo vsekakor:

- da je družbeni in tehnološki okvir današnjega razvoja manj razvitih dežel povsem spremenjen,
- da je njihova današnja situacija pravzaprav posledica in hkrati pogoj stvarnega razvoja danes razvitih dežel, tako d dežele v razvoju ne morejo računati na iste dejavnike razvoja,
- da je današnja situacija, ko se zaradi omejenih surovinskih virov svet srečuje z naravnimi mejami rasti, bistveno spremenjena,

vse to pa pomeni, da iz dolgoročnih časovnih vrst danes razvitih dežel tudi nismo avtomatsko upravičeni do napovedovanja perspektive dežel v razvoju.



Ginijev koeficient je opredeljen kot kvocient ploščine šrafitiranega lika ter trikotnika pod črto popolne enakosti.

<sup>16)</sup> Prednosti kvantilnih deležev so zlasti v tem, da dajejo detajlnejši vpogled v strukturne spremembe v delitvi dohodka, s čimer se izognemo dvoumnosti sintetičnih meril neenakosti. Zato in zaradi statističnih razlogov jih mnogi avtorji preferirajo, npr. Lydall (1968), Timbergen (1975), Wiles (1976), Holesovsky (1977), Roberti (1975).

orija zahteva dolgoročni tok dohodkov, dejansko tok dohodka skozi vse življenje posameznega subjekta, je v empiričnem delu omejeno z letnim ali mesečnim dohodkom, s čimer precenjuje stvarno neenakost zaradi kratkoročnega učinka nihanj v gospodarskih gibanjih, zlasti zaposlovanju.

Kot merilo nivoja razvitosti je v empiričnem delu uveljavljen GNP per capita, včasih tudi GDP per capita (odslej oznaka PCGNP oziroma PCGDP), čeprav bi za aproksimacijo nivoja razvitosti v najširšem smislu bolj ustrezal indeks razvitosti, konstruiran kot povprečje iz 15 najpomembnejših socialno-ekonomskih spremenljivk<sup>17)</sup>. Tudi sam uporabljam PCGNP, ocene Svetovne banke, objavljene v publikaciji World Tables. Izhodišče te ocene je namreč leto 1964, kar ustreza glede na to, da so podatki za posamezne dežele razpršeni v obdobju 1957-72. Podatki o razdelitvi dohodka izhajajo skoraj v celoti iz publikacije Svetovne banke.<sup>18)</sup>

Ker želim testirati, ali je za spremembe v razdelitvi dohodka v gospodarskem razvoju zakonita U-relacija, sem modeliral ustrezno nelinearno zvezo ter jo primerjal z rezultati linearne relacije. V empiričnem delu so predložene naslednje funkcijske oblike:

$$N = a + bR \quad (1)$$

$$N = a + bR + cR^2 \quad (2)$$

$$N = a + b \ln R + c (\ln R)^2 \quad (3)$$

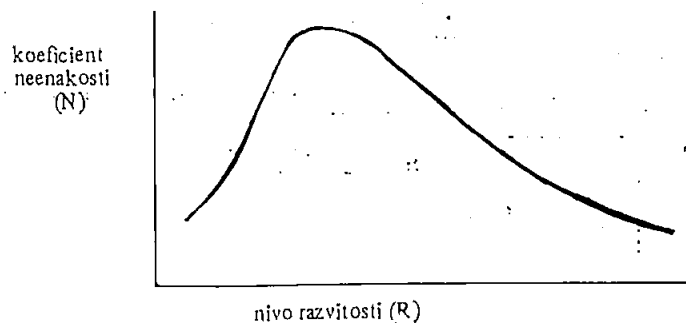
$$N = a + b/R \quad (4)$$

$$N = aR^b \quad (5)$$

medtem ko sem najboljše rezultate dosegel z naslednjo funkcijo:

$$N = a \exp(b(\ln R/R)^2) \quad (6)$$

ki jo je uporabil Horvat v testiranju slične zveze med nivojem razvitosti in stopnjo rasti<sup>19)</sup>. Podatki o razdelitvi dohodka nakazujejo značilno asimetrično obliko nelinearnosti:



17) Indeks razvitosti je razvil UN Research Institute for Social Development v Zenevi, vendar pa zanj nisem imel podatkov za vse dežele ter za vsa leta. Rezultati s tem indeksom so sicer dnli skoraj enake sugestije, vendar na manjši skupini držav, v primeru gospodinjstev so bili ti rezultati tudi boljši kot pri GNP per capita.

18) Jain (1974).

19) Horvat (1974).

Funkcijska oblika (2) je zato za širši interval vrednosti R neprijetna, ker zahteva simetričnost, medtem ko sta obliki (3), ki jo uporablja Ahluwalia<sup>20)</sup>, in (6) prilagojeni takšni zvezi. Ker se pri relaciji (2) neposredno ocenjujejo trije parametri, vpliva to na nižje t-vrednosti, parametri sami pa tudi nimajo neposredne ekonomske vsebine, absciso in ordinato točke M moramo posebej računati, tudi oblika zveze iz vrednosti parametrov ni neposredno jasna. Za velike vrednosti R postaja dominanten člen  $(\ln R)^2$ , kar onemogoča ekstrapolacije. Zato ima funkcijska oblika (6) prednosti, zlasti pri računalniški obdelavi podatkov. Značilnosti te funkcijske oblike so podane v dodatku I.

V testiranju zveze  $N = f(R)$  predstavlja R dejansko sintetično merilo strukturnih sprememb, ki so značilne v gospodarskem razvoju. Vendar pa je za analizo v mednarodnem okviru neizbežno upoštevati različnost družbeno-ekonomskih sistemov, ki se zato eksplicitno vgrajuje v funkcijsko obliko  $N = f(R,S)$ . Najenostavnejša metoda je uporaba umetne spremenljivke, z vrednostjo 1 za socialistične dežele (Jugoslavija in vzhodnoevropske dežele) ter vrednostjo 0 za ostale dežele. Kljub določenim nespodbitnim razlikam v institucionalni ureditvi ostalih dežel (zlasti med deželami v razvoju ter razvitimi kapitalističnimi deželami), so razlike takšne, da dopolnilna klasifikacija dežel ni nujna. Podatki se namreč večinoma nanašajo na obdobje 1960-1968, kjer je težko izločiti več homogenih skupin glede na institucionalno ureditev dežel. Seveda pa so razlike med socialističnimi in ostalimi deželami tako značilne, da je umetna spremenljivka v tem primeru upravičena. Razlike namreč niso omejene, zgolj na temeljno razliko v lastnini produkcijskih sredstev, ampak vključujejo večje število elementov<sup>21)</sup>. Ko sem kasneje vključeval v analizo dopolnilne socialne ekonomske spremenljivke, so slednje deloma prevzele sistemske razlike, vendar je vloga sistemske spremenljivke S izrazita. Določen problem za interpretacijo je v tem, da se pojavljajo navedene socialistične dežele v ozkem intervalu vrednosti PCGNP, kar ne omogoča ločenega ocenjevanja njihovih razvojnih trenda, vendar pa so se te dežele po svojih tendencah skladno vključile v splošno sliko.

### 3. EMPIRICNI REZULTATI

Gradivo o razdelitvi dohodka<sup>22)</sup> daje veliko število podatkov, katerih konceptijska izenačenost je sicer še negotova, saj se statistične

20) Ahluwalia (1976). Adelman, Morris (1973) sta uporabila obliko (2), vendar pa sta analizirala le dežele v razvoju, s PCGNP pod 1000\$, kjer pogoj simetričnosti ni odločilno vplival na rezultate.

21) Poleg razlike v lastninski strukturi, je značilna za socialistične dežele:

- večja enakopravnost žensk in večja izenačenost spolov v nivoju izobrazbe,
- manjše etnične in rasne razlike,
- planiranje, ki zmanjšuje nestalnost zaposlitve,
- stabilnejši kvalifikacijski diferenciali v delitvi dohodka, zato manj selitev med panogami in v večji meri izločeni ekstremni konjunkturni dohodki,
- načrtnjeja politika regionalnega razvoja,
- vpliv pozitivne zakonodaje, ki izloča iracionalne spremembe v zaslužkih, kot jih sicer poraja trg.

22) Jain (1974).

metodološke rešitve razlikujejo od dežele do dežele, pa tudi med posameznimi viri za isto deželo. Zlasti izrazita je zato razpršenost podatkov pri deželah v razvoju.

(a) Analiza razdelitve dohodka med gospodinjstva

V diagramu 1 je predstavljen vzorec podatkov za države, ki se nanašajo na razdelitev dohodka med gospodinjstva v nacionalnem okviru. Kjer obstaja za isto državo več zaporednih podatkov, so povezani s polno črto, če pa gre za par podatkov iz različnih virov, v istem letu, so povezani s črtkano črto.<sup>23)</sup> Na prvi pogled je izrazita velika razpršenost podatkov, ki se nujno izraža v nizko značilnih rezultatih:

$$\ln Gini = -0.807 - \frac{0.026}{250} \left( \ln \frac{PCGNP}{-16.91} - (-1.593) \right)^2$$

$$R^2 = 0.047, F(1,35) = 2.54$$

$$\text{ekstremna točka } M = (250, 0.4461)$$

Ocenjena regresijska krivulja je vrisana črtkano v diagramu. Krivulja sama sicer nakazuje pričakovano obliko, toda zaradi velikih individualnih odklonov je ocena povsem neznačilna (tako po  $t$ -kot po  $F$ -vrednosti). Rezultat je slabši, kot sta ga dobili za kvantilne deleže Adelmanova in Morrisova, vendar podobne kvalitete kot pri Cromwellu ter Papaneku.

Da bi vsaj deloma izločil poudarjena individualna odstopanja, sem analogno Paukertu<sup>24)</sup> uporabil analizo grupnih povprečij. Vse dežele sem glede na nivo PCGNP razdelil v sedem skupin, kjer so meje skupin določene tako, da pride do izraza U-tendenca (meje so razvidne iz diagrama 2). V diagramu 2 je podana vrednost povprečij za posamezne skupine držav za kvantilne deleže, delež vrhnjih 5% gospodinjstev ter Ginijev in Kuznetsov koeficient neenakosti, za socialistične in ostale države (črtkano za socialistične države). V diagramu so širine razredov enake, zato je diagram pravzaprav deformiran glede na prave vrednosti enake, zato je diagram pravzaprav deformiran glede na prave vrednosti PCGNP, z namenom, da pride U-tendenca bolj do izraza. Za nižje kvantilne deleže pravilnost spreminjanja še ni tako izrazita, za višje deleže ter koeficiente neenakosti pa prihaja do izraza. Razlika

<sup>23)</sup> Posamezne dežele so v diagramih podane z naslednjimi oznakami AR (Argentina), AU (Avstralija), BD (Bangladeš), BG (Bolgarija), BR (Brazilija), CA (Kanada), CH (Čile), CO (Kolumbija), CR (Kostarika), CZ (ČSSR), DE (Danska), EG (Egipt), FI (Finska), FR (Francija), GA (Gabon), GW (Zahodna Nemčija), GY (Gvajana), HO (Honduras), HU (Madžarska), IC (Slovaška), IN (Indija), JA (Japonska), JM (Jamajka), KE (Kenija), KO (Koreja), LE (Libanon), ME (Mehika), ML (Malezija), MW (Malavi), NE (Nizozemska), NO (Norveška), NZ (Nova Zelandija), PA (Panama), PE (Peru), PH (Filipini), PK (Pakistan), PO (Poljska), PR (Portoriko), PV (Zahodni Pakistan), RH (Rodezija), SL (Sri Lanka), SM (Surinam), SP (Spanija), SW (švedska), TA (Tanzanija), TH (Tajska), TN (Tunis), TU (Turčija), TW (Taiwan), UK (Velika Britanija), UR (Urugvaj), US (ZDA), VE (Venezuela), YU (Jugoslavija). Poleg oznake države je zapisano leto, na katero se nanaša podatek.

<sup>24)</sup> Paukert (1973).

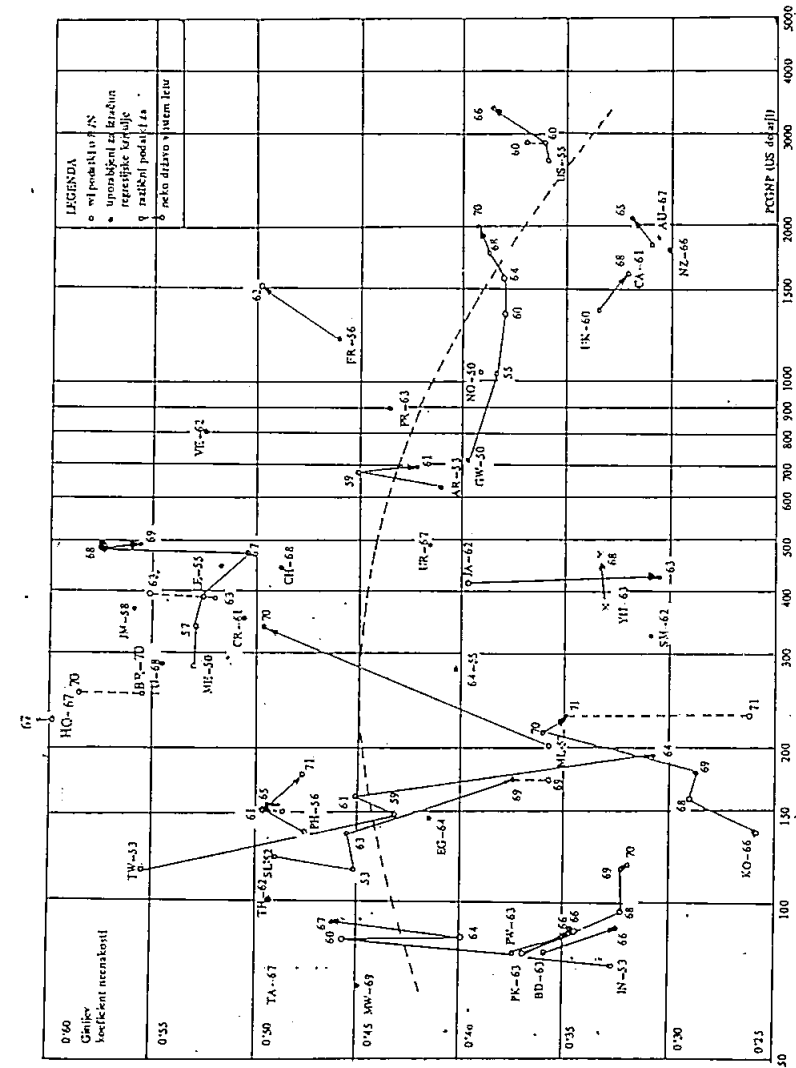


Diagram 1. Gospodinjstva v nacionalnem obsegu

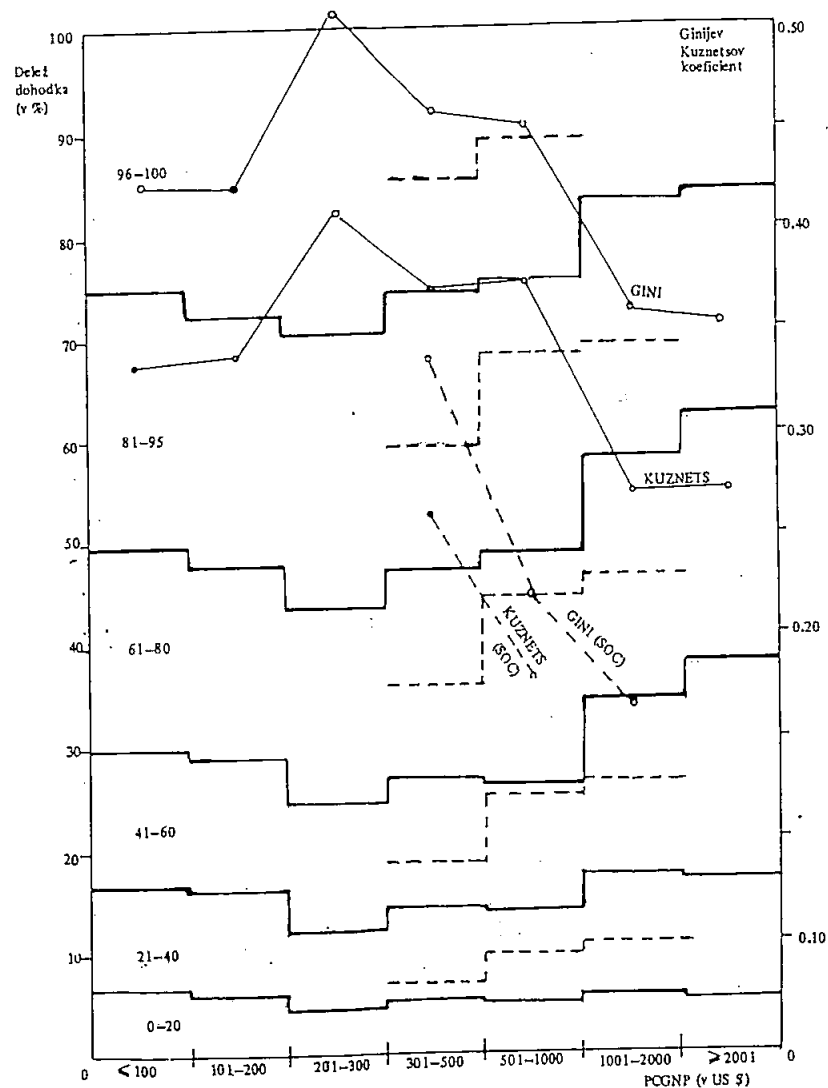


Diagram 2. Spreminjanje kvantilnih deležev in koeficientov neenakosti v socialističnih (črtkano) ter nesocialističnih državah, s PCGNP kot merilom razvitosti

med družbeno-ekonomskimi sistemi je nedvomno velika, čeprav ozek interval za socialistične dežele ne dopušča ekstrapolacije ugotovljenih tendenc. Značilna je izrazita sličnost tendenc v obeh sistemih, seveda na različnih absolutnih nivojih deležev. V primeru grupiranja dežel so individualni odkloni izločeni v taki meri, da so regresijski rezultati presenetljivo značilni, podani so v tabeli 1.

Tabela 1. Ocene regresijske enačbe nelinearne oblike za podatke za grupna povprečja za razdelitev dohodka med gospodinjstva

Merilo neenakosti	Ocenjeni parametri In A	Ocenjeni parametri B	R <sup>2</sup> /F (1,5)	Koordinate ekstremne točke
Kvintili prvi	1.540 (23.00)	0.0701 (1.90)*	0.3042 (3.62)*	(500, 4.665)
drugi	2.162 (51.33)	0.0709 (3.64)	0.6710 (13.24)	(300, 8.688)
tretji	2.521 (133.32)	0.0719 (9.50)	0.9371 (90.33)	(250, 12.441)
četrti	2.950 (156.95)	0.0262 (5.31)	0.8193 (28.21)	(150, 19.106)
peti	4.008 (295.65)	-0.0680 (-12.54)	0.9630 (157.34)	(250, 55.037)
vrhnjih 5%	3.345 (100.86)	-0.0926 (-8.42)	0.9209 (70.81)	(200, 28.361)
Ginijev koeficient	-0.762 (-15.68)	-0.0682 (-4.43)	0.7567 (19.66)	(300, 0.4667)

Opomba: v oklepaju so podane t-vrednosti za posamezne ocene in so neznačilne vrednosti označene z zvezdico.

V ocenjevanju se pokaže prednost funkcijske oblike (6), saj dobimo takoj tudi koordinate ekstremne točke M za posamezno merilo neenakosti. O rezultatih lahko dodam naslednje:

- abscise ekstremnih točk posameznih meril se razlikujejo, torej prihaja v razvoju do strukturnih premikov med posameznimi skupinami gospodinjstev — te informacije sami koeficienti neenakosti ne dajejo v detaljni obliki, zato se kvantilni deželi zelo koristni za analizo,
- prvi in drugi kvintil se spreminjata v najmanjši meri, njino spreminjanje je tudi neizrazito, za ostale kvintile pa značilno. Ta različnost tendenc se izraža potem v vrednosti F-testa za Ginijev koeficient,
- prvi štirje kvintili imajo U-obliko spreminjanja in šele peti kvintil ima zrcalno U-obliko ter se tako pojavlja kot komplement gibanju

ostalnih kvintilov. Ker je gibanje prvih dveh kvintilov neizrazito, nakazuje ta analiza dejstvo, da se v razvoju predvsem poveča in nato zmanjšuje delež najbogatejših 5% gospodinjev, naslednjih 15% ima dokaj konstanten delež, srednji sloj, tj. tretji in četrti kvintil, pa je tisti, ki sprva izgublja, nato pa vztrajno povečuje svoj delež, in sicer četrti kvintil že od nivoja razvitosti 150\$, tretji pa se vključuje nekoliko kasneje, pri 250\$. Prva dva kvintila šele na visokem nivoju razvitosti pričneta sodelovati v delitvi rezultatov razvoja in še to v manjši meri.

Ta slika strukturnih sprememb nakazuje specifičen scenarij dualnega razvoja, v katerem se industrijski delavski razred diferencira nasproti agrarnemu prebivalstvu in slednje ostaja relativno dolgo dobo v podrejenem položaju, njegov položaj se v relativnem smislu celo poslabša, čeprav lahko absolutni nivo počasi raste. Prav ta neenakomernost pa je usmerila pozornost na vprašanja zaposlovanja, ker lahko slednje s čim hitrejšim vključevanjem delavskih množic v produktivnejšo dejavnost omogoči čim širše sodelovanje v delitvi rezultatov razvoja.

#### (b) Analiza razdelitve dohodka med prejemnike

Ko gre za razdelitev dohodka med gospodinjstva, je podatkov za socialistične dežele zelo malo, zato v tem primeru analiza razlik med družbeno-ekonomskimi sistemi ni možna. Nekoliko drugače je, če se usmerimo na prejemnike dohodka kot subjekt razdelitve. Prejemniki dohodka so pri tem definirani kot vsi posamezniki, ki prejemajo katerokoli vrsto dohodka. Primerjalna kategorija v socialističnih državah so pri razpoložljivih podatkih delavci. V tem primeru prihaja do ožje opredelitve kot pri prejemnikih dohodka, ti skupini nista homogeni, razlika je predvsem v aktivnih subjektih izven družbenega (državnega) sektorja, ki v socialističnih državah niso vključeni, v zajemanju agrarnega sektorja, itd. Zaradi tega seveda skupini nista homogeni in tako umetna sistemska spremenljivka  $S$  meri učinek razlik v družbeno-ekonomskem sistemu ter razlik v opredelitvi subjekta razdelitve. Ker nimamo dopolnilnih podatkov, ne moremo kvantitativno razmejiti obeh učinkov, iz poznavanja stvarne situacije pa lahko sklepamo, da bo spremenljivka  $S$  v tem primeru izražala precenjeno vrednost sistemskih razlik.<sup>25)</sup>

Analiza grupnih povprečij je za to skupino opazovanj dala rezultate, slične tistim pri gospodinjstvih. Statistična kvaliteta rezultatov je bila nekoliko slabša, ker je bilo v skupini le 32 opazovanj nasproti 65 pri gospodinjstvih, za katera so podatki pogostejši; tako povprečja niso učinkovito izločila individualnih vplivov. Vendar pa to ni toliko pomembno, ker so rezultati za individualne podatke presenetljivo dob-

<sup>25)</sup> Sicer skupina »delavci« v nesocialističnih deželah itak ni skladna z delavci v socialističnih deželah, kajti v slednjih je zaradi privatne lastnine produkcijskih sredstev delitev med (medzne) delavce le segment celotne delitve, v prvih pa gre za skoraj vse zaposlene prebivalce.

ri. Medtem ko pri gospodinjstvih rezultati za individualne podatke niso zadovoljivi, pa so pri prejemnikih dohodka precej boljši. V dose-danji literaturi empiričnega testiranja U-hipoteze takšnih ločenih poskusov za različne subjekte razdelitve ni najti, običajno se nanaša analiza na gospodinjstva ali celo nekritično uporablja podatke za različne koncepte. Vendar pa sem že prej opozoril na bistvene razlike, ki zahtevajo izrecno pazljivo uporabo konceptov subjekta razdelitve. V diagramu 3 so predstavljena opazovanja za to skupino držav v analizi. Že vrisani podatki nakazujejo, da je spreminjanje razdelitve v procesu razvoja dosti pravilnejše kot v diagramu 1, tudi trendi za posamezne dežele so značilnejši, predvsem pa imamo na razpolago dosti večje število podatkov za socialistične dežele. Enaki diagrami za ostala merila neenakosti (npr. kvantilne deleže) pokažejo slične rezultate, zato jih lahko opustimo.

Regresijska analiza je ponovno potrdila, da je relacija (6) najučinkovitejša, čeprav je v tem primeru tudi (3) dala zadovoljive rezultate. Ker smo tu vključili še umetno sistemska spremenljivko, ima ocenjena relacija obliko:

$$\ln N = \ln a + b \cdot \left( \ln \frac{PCGNP}{PCGNP^*} \right)^2 + d \cdot S \quad (7)$$

rezultati za nekatera najznačilnejša merila pa so podani v tabeli 2. V primereh z rezultati za gospodinjstva je nivo neenakosti razdelitve dohodka med prejemnike dohodka v splošnem višji in maksimalna vrednost Ginijevega koeficienta na ocenjeni krivulji doseže pri PCGNP 200 \$ vrednot 0.5448, v socialističnih deželah pa 0.2365, tj. dobri dve petini vrednosti nesocialističnih dežel. Regresijska analiza zato sugerira naslednje:

- Da se tendence spreminjanja neenakosti v socialističnih deželah skladajo s splošnimi tendencami (v regresijskih ocenah izvira to seveda že iz konstrukcije relacije (7)), in sicer so socialistične dežele po nivoju razvitosti že v intervalu monotonega zniževanja neenakosti. Jugoslavija se tudi v tem primeru skladno vključuje v skupino socialističnih dežel.
- Razlika med socialističnimi in ostalimi deželami je tolikšna, da ob sedanjih trendih spreminjanja neenakosti ostale dežele dolgoročno, brez večjih sprememb v sistemu verjetno tudi trajno, zaostajajo za rezultati razdelitve v socialističnih deželah, kar je seveda prednost slednjih v zgodovinskem soočanju sistemov (če štejemo večjo ena-post kot pozitivno vrednoto v medčloveških odnosih).
- V gospodarskem razvoju se delitvena razmerja vendar dolgoročno spreminjajo, kar se izraža tako v kvantilnih deležih kot tudi v koeficientih neenakosti. Značilno je, da pride pri skupini prejemnikov dohodka do spremembe tendenc v razdelitvi na nižji etapi razvoja: kot pri gospodinjstvih (primerjaj abscise točke M)

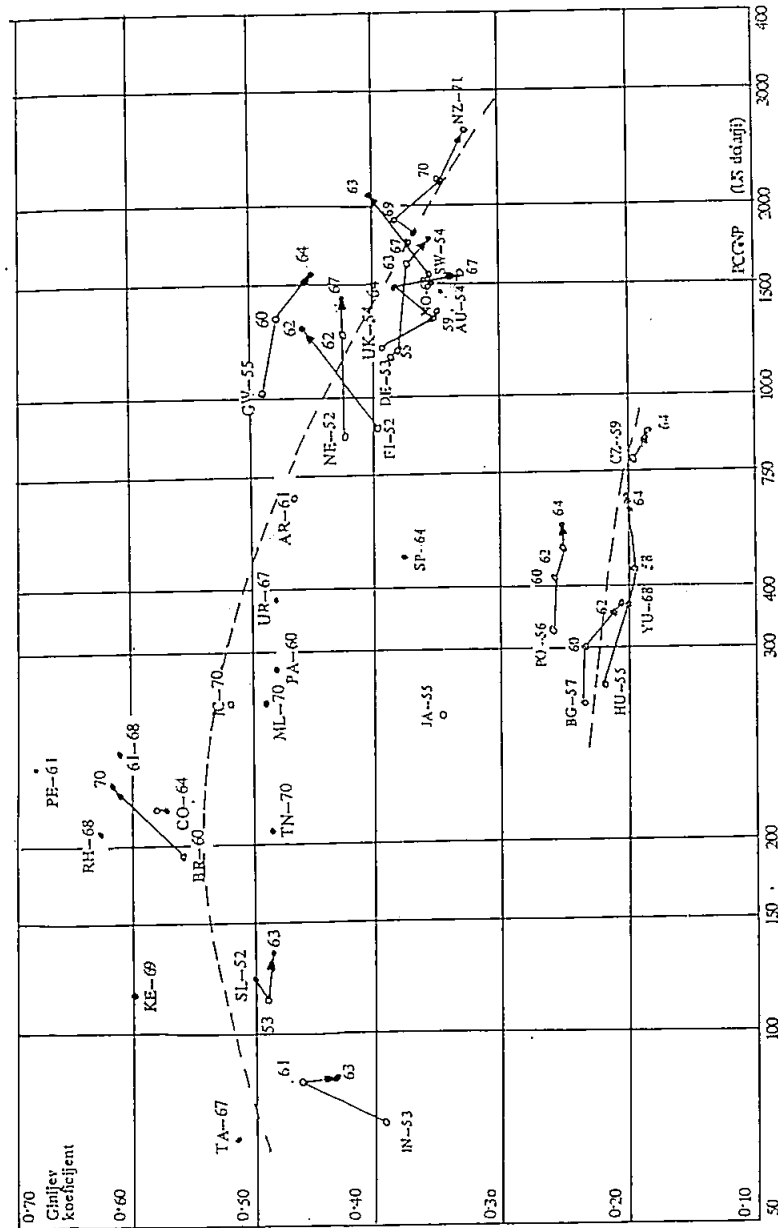


Diagram 3. Prejemniki dohodka v nesocialističnih državah ter delavci v socialističnih državah po vrednosti Ginijevega koeficienta za posamezne države, urejene po višini PCGNP

Tabela 2. Regresijski rezultati za skupino 28 dežel (med njimi 5 socialističnih) za prejemnike dohodka (delavce) za nelinearno regresijsko funkcijo

Merilo neenakosti	Ocene parametrov ln A	B	D	R <sup>2</sup> /F	Koordinate ekstremne točke
Kvintili:					
prvi	rezultati so neznačilni				
drugi	1.9234 ( 32.434)	0.1032 (4.588)	0.6464 (6.230)	0.6584 (27.02)	(200, 6.8442)
tretji	2.2018 ( 43.673)	0.0687 (6.209)	0.3962 (4.560)	0.6769 (29.28)	(100, 9.8927)
četrti	2.7406 ( 49.708)	0.0426 (4.521)	0.1637 (1.890)	0.4491 (12.01)	( 75, 15.4963)
peti	4.1436 (119.656)	-0.0474 (-6.433)	-0.4736 (-8.256)	0.7962 (53.74)	(100, 63.0293)
spodnjih 50%	2.7135 ( 48.705)	0.1165 (4.461)	0.7343 (7.574)	0.7082 (33.76)	(250, 15.0820)
spodnjih 80%	3.5921 ( 70.021)	0.0559 (5.172)	0.4197 (4.979)	0.6426 (25.27)	(100, 36.3102)
vrhnjih 5%	3.5922 ( 53.731)	-0.1299 (-5.792)	-0.9585 (-8.231)	0.7724 (46.82)	(175, 36.3139)
Ginijev koeficient	-0.6073 (-17.113)	-0.0780 (-5.798)	-0.8347 (-13.445)	0.8795 (99.57)	(200, 0.5448)

V diagramu 4 so spremembe v delitvenih razmerjih, kakor jih izražajo ocenjene regresijske krivulje, vrisane za določene kvantilne deleže v intervalu PCGNP 50—1250 \$ (črtkano so vrisane ustrezne krivulje za socialistične dežele, ekstrapolirane na ves interval).

- Med najizrazitejšimi premiki je delež vrhnjih 5 % prejemnikov dohodka, ki se ponovno pojavljajo ob precej nespremenjenem deležu naslednjih 15 % kot komplement deležu preostalih 80 % prejemnikov. Med slednjimi delež prvega kvintila nima značilnih trendov, da in je ta del prejemnikov dohodka izločen iz razvojnih procesov.
- Zanimiva je primerjava strukturnih deležev med sistemi: v socialističnih deželah je prišlo do bistvenega povečanja deleža nižjih skupin (delež spodnjih 50 % delavcev je npr. podvojen nasproti isti skupini prejemnikov dohodka) ter do velikega zmanjšanja deleža vrhnjega kvintila, še zlasti izrazito vrhnjih 5 %, kar je predvsem rezultat revolucioniranja lastninske strukture. Relativno majhne pa so spremembe v četrtem kvintilu, ki nekako predstavlja srednji



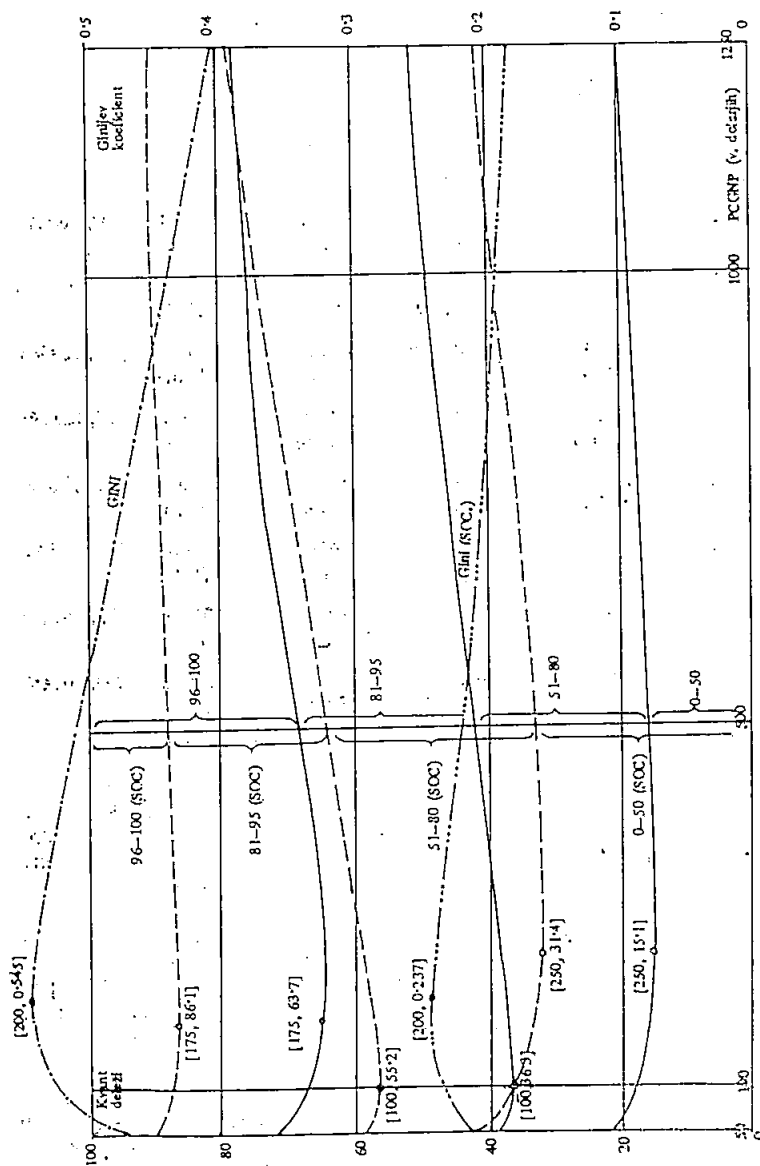


Diagram 4. Spreminjanje deležev dohodka v razvoju za nekatere kvantilne deleže ter Ginijev koeficient neenakosti

sloj in čvrsto ohranja svoje ekonomske in politične pozicije v vsakem sistemu, čeprav je njegova razredna struktura verjetno nekoliko spremenjena. Predpostavljamo lahko, da gre za tiste skupine, ki imajo v pogojih hierarhične ureditve sistemov podoben položaj v sedanjih profesionalni delitvi dela — tehnirokratski sloj.

- Do spremembe v tendencah delitve (abscise ekstremnih točk) prihaja relativno zgodaj, tudi že okoli PCGNP 100 \$, torej v začetku razvojnih procesov v deželah v razvoju. To verjetno pomeni, da zahteva učinkovita organizacija gospodarskega procesa določena čvrsta delitvena razmerja, ki se monotono spreminjajo. V tem je nasproti razdelitvi med gospodinjstva precejšnja razlika, saj lahko pri slednjih zaradi korektivnih prerazdelitvenih mehanizmov ter različne strukture gospodinjstev najdemo zelo različne težnje.
- Diagram 4 opozarja na slabost ocenjevanja z nelinearno zvezo (7) glede na primerjavo sistemov — ker ne ocenjujemo ločeno relacije za socialistična gospodarstva, se zaradi gostitve teh gospodarstev v relativno ozkem intervalu ocenjene tendence obnašajo skladno s tendencami nesocialističnih gospodarstev. S tem pa nam ekstrapolacija že po PCGNP 1250 \$ nakazuje določene nesprejemljive rezultate — deleži nekaterih spodnjih kvantilnih skupin bi namreč že nakazovali izenačenje v razdelitvi dohodka, ki ga realno ne moremo pričakovati. Zato je potrebno rezultate za socialistične dežele interpretirati z ustrezno previdnostjo, zlasti tudi zaradi neskladnosti statističnih konceptov, na katero sem že opozoril.

Rezultati testiranja pri gospodinjstvih so povsem nespodbudni za hipotezo o zakonitem spreminjanju delitvenih razmerij v gospodarskem razvoju. Morda lahko iz ugodnih rezultatov grupiranih podatkov in iz večinoma značilnih t-vrednosti regresijskega koeficienta nelinearnega člana sklepamo, da je v ozadju težnja, da strukturne spremembe v razvoju sprva nekoliko poslabšajo in nato izboljšujejo delitvena razmerja — toda variabilnost individualnih podatkov je tolikšna, da ta težnja za posamezno deželo ne predstavlja prave ekonomske zakonitosti, mpa se lahko delitvena razmerja, bodisi pod vplivom načrtno politike, razdelitve dohodka, bodisi pod vplivom tradicije, ustaljenih norm, itd., oblikujejo na povsem specifične načine. Čeprav prehod na grupiranje podatkov uspešno izrazi tendence k U-obliki, slednje s tem nimajo več svojstva ekonomske zakonitosti kot objektivne, neizbežne nujnosti za vsako družbo. Rezultati grupiranih podatkov le kažejo, da lahko dežele, ki so prepustile svoj razvoj stihijским zakonitostim tržnega gospodarstva, ki ne upošteva socialnih vidikov razvoja, pričakujejo sprva določeno poslabšanje delitvenih razmerij. S tem pa rezultati testiranja dejansko predstavljajo potrdilo nezaupnice dosedanjih strategij razvoja, ki je pričakovala tekoče reševanje vseh problemov s spontano gospodarsko rastjo. Podatki za testiranje so namreč iz obdobja, ko je ta strategija prevladovala, in zato ilustrirajo njene nezaželeno rezultate. Vendar pa kažejo rezultati tudi možnost, da lahko posamezna država učinkovito posega v razvojni proces in preoblikuje delitvena razmerja skladno s težnjami svoje socialne politike, saj ne deluje nikakršen »železni« zakon razdelitve v gospodarskem razvoju.

Ko gre za prejemnike dohodka, torej za oblikovanje dohodkov aktivnejšega dela prebivalstva, je ta »stopinja prostosti« za ukrepanje posameznih dežel ožja, saj se kaže U-tendenca kot objektivni rezultat transformacije gospodarske strukture, ki spremlja razvojne procese. Zato je v oblikovanju delitvenih razmerij za to skupino subjektov razdelitve pričakovati, da nastopa dejanska relacija razvoj — razdelitev in tako lahko poseganje v ta delitvena razmerja vpliva na sam razvojni proces. V primeru te skupine prejemnikov dohodka je zato razprava o zvezi med učinkovitostjo in enakostjo lahko upravičena. Seveda pa ta ugotovitev ne pomeni, da potem v razvoju posamezna družba ne sme voditi določene socialne politike izenačevanja blagostanja. Postavlja se namreč ravno vprašanje mehanizmov pretoka dohodkov od prejemnikov dohodka kot subjektov produkcijskega procesa do gospodinjstev kot potrošnih celic. Če se posamezna dežela v razvoju odloči za tržni mehanizem kot ekonomski koordinacijski mehanizem, zlasti v pogojih privatne lastnine produkcijskih faktorjev, je zato neposredno poseganje v delitvena razmerja zaposlenih lahko negativno za gospodarski razvoj, saj vpliva na substitucijo produkcijskih faktorjev (zlasti v smeri kapitalno zahtevnejše tehnologije) ter na motivacijo individualnih producentov. S tem postajata dve področji ekonomske politike ključni, ki lahko posredno vplivata na ustrežnejšo razdelitev dohodka brez negativnih razvojnih rezultatov:

- Področje zaposlovanja — z zagotavljanjem produktivne zaposlitve vsem aktivnim prebivalcem se jim zagotavlja možnost sodelovanja v produktivni dejavnosti, v razdelitvi dohotka ter potrošnji ter oblikovanje določenega družbenega statusa,
- z ustrežno politiko obdavčevanja dohodkov ter transferjev prebivalstvu pa se relativno neizenačena razdelitev med prejemnike dohodka lahko transformira v bolj izenačeno razdelitev med gospodinjstva.

Pri deželah v razvoju je lahko takšna usmeritev ekonomske politike najuspešnejša. Nekoliko drugače pa je možno voditi politiko razdelitve in blagostanja v drugih institucionalnih pogojih. Interval vodenja racionalne politike dohodka je v okviru določenega institucionalnega sistema dokaj omejen in radikalne spremembe delitvenih razmerij lahko dosežemo le z radikalno spremembo družbeno-ekonomskega sistema. Sistem z družbeno ratio, vgrajeno preko družbenega planiranja, lahko vključuje probleme razdelitve enakovredno drugim problemom gospodarskega procesa in z odpravo privatnega monopola nad produkcijskimi sredstvi doseže bistveno spremembo faktorjev delitve dohodka ter motivacijske strukture. Zato je tako teoretično kot z vidika empiričnih rezultatov neupravičeno pričakovati konvergenco sistemov na področju razdelitve dohodka, saj je v procesu koncentracije in centralizacije kapitala učinek lastninskega monopola kot vira dohodka neločljiv element neenakosti in bistvenega izenačevanja dohodkov brez odpravljanja privatne lastnine produkcijskih sredstev ni pričakovati.

V empiričnih raziskavah se je pokazalo, da je Jugoslavija pravzaprav izkoristila tiste možnosti v spremembi delitvenih razmerij, ki

so vezane na osnovno institucionalno strukturo socializma, ob predpostavki seveda, da samoupravni sistem ne daje bistvenih možnosti nasproti etatičnemu sistemu (manjše razlike v pozitivni smeri so itak vidne v diagramu 3). Tedaj ostaja seveda jugoslovanski družbi možnost, da spreminja delitvena razmerja z aktivnim spreminjanjem preostalih objektivnih socialno-ekonomskih pogojev oblikovanja dohodka (večje izenačevanje znanja in šolske izobrazbe, odpravljanje nasprotja vas-mesto, nasprotja fizično-umsko delo ter ustreznih dohodkovnih diferencialov, itd), z izenačevanjem možnosti žensk in moških, z zagotavljanjem možnosti zaposlovanja vsem, itd. Hkrati seveda lahko oblikujemo drugačna delitvena razmerja s prestrukturiranjem dela potrošnje v kolektivne oblike zadovoljevanja potreb. Zato so za doseganje ugodnih rezultatov z vidika razdelitve dohodka pomembne naloge: doseganje čim večje stopnje rasti, intenzivno zaposlovanje nezaposlenih ter prehajanje v produktivnejše dejavnosti. To naj bi zagotavljalo Jugoslaviji hitrejše pomikanje po razvojni krivulji neenakosti v smeri izenačevanja ob hkratni rasti splošnega nivoja zadovoljevanja potreb.

DODATEK: lastnosti nelinearne relacije (6)

V relaciji

$$N = A e^{B (\ln R/R^*)^2} \quad (1)$$

gre za triparametrsko funkcijo, kjer pa se v logaritmirani obliki

$$\ln N = \ln A + B (\ln R/R^*)^2 \quad (2)$$

ocenjujeta le parametra A in B, kajti parameter  $R^*$ , ki vstopa v nelinearni člen, moramo oceniti za vsako relacijo vnaprej in vstopa v ocenjevanje relacije (2) kot znana konstanta.  $R^*$  dobimo bodisi z oceno iz prostoročno vrisane regresijske krivulje v diagramu (R, N), bodisi z oceno iz podobne nelinearne regresijske krivulje, npr. logaritemske parabole II. stopnje, ali pa preprosto variramo večje število vrednosti R v nekem smiselnem intervalu in potem izberemo tisto, ki daje statistično najboljši rezultat (slednje je pri uporabi elektronskega računalnika povsem običajen postopek).

Deriviramo (1) po R in poiščemo potrební pogoj za ekstremno vrednost funkcije. Pogoj je:

$$\ln R/R^* = 0 \rightarrow R = R^*$$

torej predstavlja  $R^*$  absciso ekstremne točke funkcije (1). Če uvrstimo to vrednost v (1), dobimo

$$N(R = R^*) = A$$

lorej je parameter A ordinata ekstremne točke  $T(R^*, A)$ . Tako lahko ekstremno vrednost funkcije (1) dobimo ocenjeno neposredno iz ocenjene regresijske funkcije (2), zgolj z antilogaritmiranjem ocene  $\ln A$ . Če poiščemo drugi odvod,  $d^2N/dR^2$ , lahko ugotovimo, da je le-ta v bistvu funkcija parametra B, in sicer velja:

- $B > 0$ : ekstremna točka je minimum  
 $B = 0$ : tedaj  $N = A$  in imamo premico, vzporedno abscisni osi, z ordinato A  
 $B < 0$ : ekstremna točka je tedaj maksimum

Hkrati je od vrednosti parametra B odvisna tudi elastičnost funkcije:

$$E_{NR} = \frac{dN}{dR} \frac{R}{N} = 2B R^* \ln \frac{R}{R^*} = f(B) | R^*$$

zato parameter B (ob danem  $R^*$ ) opredeljuje obliko krivulje (1), predstavlja parameter sploščenosti in oblike funkcije. Vsak od parametrov ima tako neposredno vsebino, zato ima funkcija (1) prednosti pred ostalimi funkcijskimi oblikami. Pri tem bo  $R^*$  v relevantnem področju pozitivne vrednosti, A bo pozitiven za vsa merila neenakosti, medtem ko bo  $\ln A$  za koeficiente neenakosti negativen zaradi zahteve po standardiziranju vrednosti teh koeficientov v interval  $[0,1]$ , za uporabljene kvantilne deleže pa bo pozitiven. Predznak ocene B bo bistven, saj opredeljuje način spreminjanja določenega merila neenakosti z razvojem.

Dodatne spremenljivke (npr. umetno institucionalno spremenljivko S) ocenjujemo v aditivni zvezi

$$\ln N = \ln A + B(\ln R/R^*)^2 + D \cdot S \quad (3)$$

ki seveda z antilogaritmiranjem preide v originalno multiplikativno obliko:

$$N = A e^{\frac{B (\ln R/R^*)^2 + D \cdot S}{e}} \quad (4)$$

in v primeru, da je  $S > 0$ , pomeni tedaj:

- $D > 0$ : ekspanzijo krivulje v ordinatni smeri  
 $D < 0$ : kontrakcijo vrednosti ordinate

tako da lahko neposredno iz predznaka regresijskega koeficienta ugotovimo smer vpliva posamezne dodatne socialno-ekonomske spremenljivke. V aditivni zvezi lahko ocenjujemo tudi sočasni učinek več dodatnih spremenljivk, kjer pa zaradi ekonomske vsebine spremenljivk hitro naletimo na problem multikolinearnosti. Pri tem apriorno postavljeni multiplikativni odnos dodatne spremenljivke v (4) predstavlja,

zlasti v primeru institucionalne spremenljivke, smiselno obliko, saj pomeni isto razmerje med sistemi na različnih nivojih razvitosti. To ocenjujemo kot bolj smiselno od aditivne zveze, npr. pri logaritemski parabolli, saj pridemo pri slednji z ekstrapolacijo do nereálnih rezultatov spreminjanja meril neenakosti za socialistične dežele. Če ne moremo zagotoviti ločenega ocenjevanja tendenc za posamezne sisteme, potem nam multiplikativna zveza zagotavlja bolj realne rezultate.

#### LITERATURA:

- Adelman Irma, Cynthia T. Morris (1973), *Economic Growth and Social Equity in Developing Countries*, Stanford University Press, Stanford, Cal.
- Ahluwalia S. Montek (1976), »Income Distribution and Development: Some Stylized Facts«, *American Economic Review*, Papers and Proceedings, Vol. 66, ss. 128-35.
- Bentzen Ragnar (1970), »The Social Significance of Income Distribution Statistics«, *Review of Income and Wealth*, ser. 16, ss. 253-64.
- Berry Albert (1972), »Some Determinants of Changing Income Distribution in Colombia: 1930-1970«, mimeo, *Discussion paper 137*, Yale Economic Growth Center, New Haven.
- Bresciani-Turroni C. (1939), »Annual Survey of Statistical Data: Pareto's Law and the Index of Inequality of Incomes«, *Econometrica*, Vol. 7, ss. 107-33.
- Chenery Hollis et al. (1973), *Redistribution with Growth*, Oxford University Press for World Bank and the Institute of Development Studies, Oxford.
- Cline R. William (1972), *Potential Effects of Income Redistribution on Economic Growth*, Praeger, New York.
- Cromwell Jerry (1977), »The Size Distribution of Income: an International Comparison«, *Review of Income and Wealth*, ser. 23, ss. 291-308.
- Fishlow Albert (1972), »Brazilian Size Distribution of Income«, *American Economic Review*, Papers and Proceedings, Vol. 62, ss. 391-402.
- Garnagé Elias (1968), »The Distribution of Income in Underdeveloped Countries«, v Marchal, Ducros, eds., *The Distribution of National Income*, Macmillan, London, St. Martin's Press, New York, ss. 326-353.
- Griffin B. Keith (1977), »Increasing Poverty and Changing Ideas about Development«, *Development and Change*, Vol. 8, ss. 491-508.
- Holesovsky Vaclav (1977), *Economic Systems: Analysis and Comparison*, McGraw-Hill Book Co., New York etc.
- Horvat Branko (1974), »The Relation between rate of growth and level of development«, *Journal of Development Studies*, ss. 382-394.
- Jain Shail (1974), *Size Distribution of Income: Compilation of Data*, IBRD Bank Staff Working Paper No. 190, tudi (1976) John Hopkins Press, Baltimore.
- Kravis Irving (1960), »International Differences in the Distribution of Income«, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 42, ss. 408-416.
- Kuznets Simon (1955), »Economic Growth and Income Inequality«, *American Economic Review*, Vol. 45, ss. 1-28.
- Kuznets Simon (1963), »Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations, VIII. Distribution of Income by Size«, *Economic Development and Cultural Change*, Part II.

- Lecaillon Jacques, Dimitrios Germidis (1976), »Income differentials and the dynamics of development«, *International Labour Review*, Vol. 114, ss. 27—42.
- Lee Eddy (1977), »Development and Income Distribution«, *World Development*, ss. 279—289.
- Lydall Harold (1968), *The Structure of Earnings*, Clarendon Press, Oxford.
- Meade J. E. (1964), *Efficiency, Equality and the Ownership of Property*, Allen and Unwin, London.
- Morgan Theodore (1975), *Economic Development: Strategy and Concept*, Harper and Row, Publ., New York, Etc.
- Myrdal Gunnar (1957), *Economic Theory and Under-Developed Regions*, London.
- Oshima T. Harry (1962), »International Comparison of Size Distribution of Income with Special Reference to Asia«, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 44, ss. 439—45.
- Oshima T. Harry (1977), »Review Article: New Directions in Development Strategies«, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 25, ss. 555—79.
- Papanek Gustav (1976), »Economic Growth, Income Distribution, and the Political Process in Less Developed Countries«, *Symposium on Income Distribution and Economic Inequality*, Bad Homburg.
- Paukert Felix (1973), »Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence«, *International Labour Review*, Vol. 108, ss. 97—125.
- Pareto Vilfredo (1961), *Corso di Economia politica*, libro secondo, Paolo Boringhieri, Torino.
- Roberti Paolo (1974), »Income Distribution: A Time-Series and a Cross-Section Study«, *Economic Journal*, Vol. 84, ss. 629—38.
- Robinson Sherman (1976), »A Note on the U-Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development«, *American Economic Review*, Vol. 66, ss. 437—40.
- Swamy Subramanian (1967), »Structural Changes and the Distribution of Incomes by Size: The Case of India«, *Review of Income and Wealth*, ser. 13, ss. 155-74.
- Temin Peter (1967), »A Time-Series Test of Patterns of Industrial Growth«, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 15, ss. 174-82.
- Tinbergen Jan (1975), *Income Distribution, Analysis and Policies*, North-Holland Publ. Co., Amsterdam, American Elsevier Publ. Co., New York, 2nd printing.
- Ward J. Richard (1972), »Aspects of the Income Inequality Problem in the Less Developed Countries«, *Economia Internazionale*, Vol. 25, ss. 122-38.
- Weisskoff Richard, Adolfo Figueroa (1977), *Traversing the Social Pyramid: A Comparative Review of Income Distribution in Latin America*, Yale University, Economic Growth Center, New Haven, Conn.
- Wilber K. Charles, James H. Weaver (1975), »The Role of Income Distribution in the Process of Development«, *Ekonomiska analiza*, ss. 202-224.
- Wiles Peter (1974), *Distribution of Income: East and West*, North-Holland Publ. Co., Amsterdam.

THE DISTRIBUTION OF INCOME IN THE PROCESS  
OF ECONOMIC DEVELOPMENT

Miroslav GLAS

Summary

One of evident characteristics of postwar development programmes is primarily their orientation toward the attainment of high growth rates. The dissatisfaction with attained results in many underdeveloped countries during the 1970, demanded the shaping of new concepts of development patterns where the questions of income distribution and of inequality should be given the priority. Empirical investigations of post-war performance showed that in the course of economic development, the distribution of (personal) incomes as a rule first worsens, where especially the most discriminated strata of population suffer a loss, and only later in the process of development do the inequalities weaken. Such empirical facts form the basis for the so-called U-hypothesis, formulated by Kuznets, Kravis, Oshima and many others. This was a subject of testing by Adelman and Morris, Chenery et al., and a number of other authors in the last decade.

In this paper, different quintiles and the Gini index of concentration were chosen as measures of inequality ( $N$ ), and GNP per capita as a measure of development ( $R$ ) for testing their statements. The starting point was a constructed nonlinear regression, whose form has many advantages over the commonly used logparabolic form:

$$N = a \cdot \exp(b(\ln R/R^*)),$$

$R^*$  denoting an exogenously estimated level of development, meaning the abscissa of the turning point in the U-hypothesis and  $a$  and  $b$  are estimated parameters in the logarithmic form of the above relationship.

Empirical analysis was conducted separately for households and income recipients (workers in socialist countries) as subjects of income distribution. Usually, the analyses of the other authors concerns only households but their empirical results are, without exception, worse than expected. The regression analysis in this paper for the distribution of income among households also does not confirm the existence of any stronger relationship between inequality and development, showing extremely high individual deviations (despite the expected form of nonlinear relationship). We can thus conclude that on any level of development, either traditions or conscious income distribution policy could heavily influence and essentially change the degree and pattern of inequality; in this way, the latter is no longer directly determined by the level of development.

When testing the same relationship for the income recipients as subjects of income distribution (for statistical reasons, workers are used as equivalent subjects in the case of socialist countries), the investigation shows clearly that relating the distribution of income to the level of economic development does have meaning. We may explain this by stating that the phases of production and distribution in the economic process

are strongly interrelated and should not be separated or treated as unrelated in economic policy. When completing the used regression function with a dummy variable for socialist countries and estimating it in the following form:

$$\ln N = \ln a + b (\ln R/R^*)^2 + d \cdot \text{SOC},$$

we obtain the results compactly presented in the table following the summary. This table shows that the major changes in the course of development occur in the top 5 per cent of income recipients, which is complementary to the movement of the share of the lower 80 per cent while the share of the next upper 15 per cent recipients remains relatively untouched. The share of the top 5 per cent income recipients first climbs and only after a certain point (around 175 \$ GNP per capita) does slowly start to diminish, clearly indicating that in the countries on a low level of development the income concentration is often very expressed so as the concentration of the wealth (this later just to a higher degree, as many investigations confirmed). The results show, therefore, that for the dual economies unfavourable changes in the income distribution in precisely that early stage of development rather devalorize the attained level of development (stimulating discussions about the quality of development), pointing out that until a degree of development of 250-300 \$ GNP per capita, the majority of the population stays out of the advantageous development streams and only thereafter (especially through massive employment) does their position improve. When one imagines that in the countries with low development performance it takes some decades to surpass in growth this first stage, despite their pronounced growth orientation, the reality of the distribution problem is easily realized in its importance. Our empirical investigations, based on inappropriate statistical data, do not show that, in the course of development, there is some deterioration of absolute incomes for the lowest strata, as reported by some authors, but their stagnation in the relative income distribution already shown means also a worsening of their position in the real indicators of economic welfare compared to the acquiring strata. The changes in the distribution are altogether limited to the relatively narrow domain. The abolition of private property ownership structure was practically the sole determinant of the revolutioning of income distribution structure, characterized by a decisive improvement of the income of the lowest strata of population, the most neglected in nonsocialist countries. "The middle strata" always succeeded to keep its strong positions in the economic as well in the political life, thanks to their positions in the social hierarchy and to the professional division of labour in different system's arrangements.

The high significance of empirical results for this group of subjects of distribution does justify the devotion of more attention to the issue of distribution, and indicates that a new development concept, thrusting the position of human beings (and therefore employment, distribution of income, basic human needs and other elements of social welfare) to the foreground, could thus serve as a base for the realization of more acceptable income distribution patterns in the course of development.

Table: Regressions for the sample of income recipients

Inequality measure	Estimates			R <sup>2</sup> /F	Coordinates of turning point PCGNP*
	ln a	b	d		
quintiles:					
I	insignificant results (no significant changes)				
II	1.9234 (32.434)	0.1032 (4.588)	0.6464 (6.230)	0.6584 (27.02)	200 6.8442
III	2.2918 (43.673)	0.0687 (6.209)	0.3962 (4.560)	0.6769 (29.28)	100 9.8927
IV	2.7406 (49.708)	0.0426 (4.521)	0.1637 (1.890)	0.4491 (12.01)	75 15.4963
V	4.1436 (118.656)	-0.0474 (-6.433)	-0.4736 (-8.256)	0.7962 (55.74)	100 63.0293
lowest 50%	2.7135 (48.705)	0.1165 (4.461)	0.7343 (7.574)	0.7082 (33.76)	250 15.0820
top 5%	3.5922 (53.731)	-0.1299 (-5.792)	-0.9585 (-8.231)	0.7724 (46.82)	175 36.3139
Gini index of inequality	-0.6073 (-17.113)	-0.0780 (-5.798)	-0.8347 (-13.445)	0.8795 (99.57)	200 0.5448

(t-values are given in parentheses, except for R<sup>2</sup>, where F-values are given)