

СТАТИСТИЧЕСКО ОЦЕНЯВАНЕ НА ПОДОХОДНОТО НЕРАВЕНСТВО НА НАСЕЛЕНИЕТО

*Стоян Цветков**



1. Въведение

Вярното оценяване на равнището и динамиката на доходното неравенство на населението има важно значение за социалната и икономическата политика на държавата. Необоснованото неравенство при разпределението на доходите е една от предпоставките за социално недоволство, водещо до икономическа и политическа нестабилност на държавата. Както голямото, така и малкото доходно неравенство са еднакво несправедливи при определено социално-икономическо развитие на обществото. Няма рецепта за приемливата стойност на някакъв макропоказател, оценяващ неравенството при разпределението на доходите и богатството в една държава. Има специфика за всяка една страна, но едно е безспорно: при високо ниво на равнището на живот се срещат примери както за голямо, така и за относително малко неравенство, без това да води до негативни социални последици. Несправедливото доходно неравенство като негативен социален фактор влияе силно в относително бедни страни или в страни със значителен относителен дял на население, живеещо под прага на бедността.

Главната цел на изследването е да се анализира **пригодността на публикуваната информация от официалната статистика**¹ на страната за оценка на равнището и динамиката на доходното неравенство на населението. Едновременно с това авторът си поставя за цел да запознае читателите с основни методологически предпоставки за статистическа оценка на доходното неравенство и условията за сравнимост на стойностите на показатели, които го характеризират.

* Професор д-р, председател на Националния статистически институт в периода от 27 април 2007 г. до 25 януари 2008 година.

¹ Под *информация на официалната статистика* авторът има предвид статистическа информация, публикувана от Националния статистически институт в неговия интернет сайт, и периодични публикации, както книжни, така и на технически носител.

2. Теоретични предпоставки

2.1. Изисквания към информацията

Сравнителният анализ на доходното неравенство зависи от съпоставимостта на информацията, от които са пресметнати показателите за неравенство.

Да предположим наличието на две сравнявани съвкупности (или една съвкупност през два сравнявани периода) - X и Y , чиито единици са подредени ненамаляващо по признака „доход“, при което $x_i, y_i \geq 0$:

$$X_{(i)} = x_{(1)}, \dots, x_{(n)}$$
$$Y_{(i)} = y_{(1)}, \dots, y_{(n)}$$

1.

Сравнимостта на двете съвкупности по отношение на размера на неравенството (разсейването, вариацията) между единиците им по значенията на признака е възможна, ако са налице следните предпоставки²:

$$\sum_{i=1}^u x_{(i)} \geq \sum_{i=1}^k y_{(i)}$$
$$\sum_{i=1}^n x_{(i)} = \sum_{i=1}^n y_{(i)}$$

$k = 1, \dots, n-1.$

2.

Този израз означава, че при ненамаляваща наредба y **мажорира** x или че x **се мажорира** от y , т.е. след серия преразпределения на y може да се получи редът x и се записва $x \prec y$. Тези условия са заложили имплицитно в графичния модел на неравенството на Лоренц от 1905³ година.

Следователно, за да се сравнят две съвкупности по отношение на неравенството (вариацията, разсейването) на единиците им по значенията на изследвания метриран (количествен) признак, трябва да са налице следните условия:

- двете съвкупности трябва да се състоят от един и същ брой статистически единици - по n ;

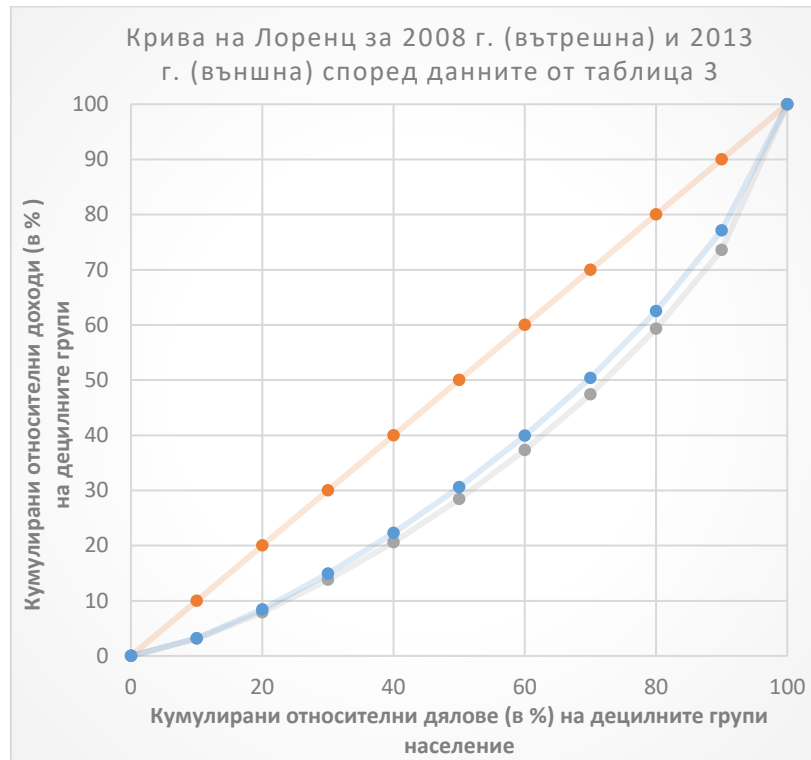
- сумарните величини на признаците X и Y трябва да са равни, т.е. $\sum_{i=1}^n x_i = \sum_{i=1}^n y_i$, и

- отношението на неравенство трябва да се запази за всяка двойка кумулирани стойности на x_i и y_i , разбира се, допуска се и равенство. Ако това условие не е налице, **кривите на концентрацията на Лоренц** на сравняваните редици от числа x_i и y_i се пресичат, поради което не става ясно коя от тях загражда по-голяма площ между себе си и диагонала на квадрата, т.е. не може да се каже в коя от двете редици от числа неравенството е по-голямо (фиг. 1).

² Маршал, А., И. Олкин. Неравенства: теория мажоризации и ее приложения. М., „Мир“, 1983, с. 12 - 15.

³ Lorenz M. O. Methods of measuring concentrations of wealth. J. Amer. Statist. Assoc. 9, 1905, p. 209 - 219.

Фигура 1



Очевидно е, че при изследване на две реални съвкупности или на една и съща съвкупност през два сравнявани периода едва ли първите две изисквания могат да бъдат изпълнени, а третото идва като допълнително затруднение за сравнителните изследвания.

За да станат сравними изходните данни по отношение на броя на сравняваните статистически единици и сумарната величина на признака (първите две от формулираните изисквания) за всички сравнявани съвкупности, се прилага **квантилна групировка**. При условие, че единиците на всички сравнявани съвкупности, след като се подредят ненамаляващо (например), се групират в един и същ квантилен порядък, например в децилни групи, т.е. всяка група да се състои от 10% от единиците в съответната съвкупност, и се пресметне относителният доход на всяка децилна група, се създава възможност за оценяване на неравенството на сумарните доходи на десетте равнопроцентни групи. По този начин се оказва, че сумарната величина на признака е една и съща за всички съвкупности - по 100%, и освен това е равен броят на сравняваните елементи на всички съвкупности - доходите на 10-те децилни групи. Следователно са изпълнени първите две изисквания към информацията, позволяваща сравнителен анализ на неравенството. Разбира се, при такава постановка се игнорират различията вътре в квантилните групи, което означава, че **изчисленият показател за неравенството между квантилните групи ще бъде с по-ниска стойност от оценката на неравенството от индивидуални данни**. Но „цената“ на подцененото неравенство е нищожна в сравнение с възможността да се правят коректни сравнителни анализи между различни съвкупности или на динамиката на неравенството в една и съща съвкупност.

Липсата на трето условие за сравнимост изисква проблемът да се разгледа от по-различен ъгъл. Според аксиомата за симетричност на съвкупности (The symmetry axiom for population - SAP⁴) „За

⁴ Sen, A. On Economic Inequality. Oxford Univ. Pres (Glarendon), London and New York, 1973, p. 59.

всяко разпределение на доходите (y_1, \dots, y_n) разглеждаме разпределение x на всеки nr индивида, при което $x_i = x_{2i} = \dots = x_{ri} = y_1$, за $1 \leq i \leq n$, където r е всяко цяло число. Тогава $F^{nr}(x) = rF^n(y)$ “.

Смисълът на тази аксиома се изразява в това, че ако съвкупности с един и същ брой статистически единици, имащи **идентични разпределения**, се обединят в едно цяло като обща съвкупност, тогава размерът на средното неравенство на цялата съвкупност трябва да бъде равен на средния размер на неравенствата от всяка подсъвкупност. Тази аксиома дава възможност на А. Сен да докаже важна теорема:

Нека y^1 и y^2 са две разпределения на доходите с еднакъв среден доход за съвкупности с брой на населението - съответно n^1 и n^2 , и нека кривата на Лоренц за y^1 да бъде изцяло вътрешна на кривата на Лоренц за y^2 , т.е. $y^1 Ly^2$. Оказва се, че за всяка симетрична, строго монотонно растяща функция F^n , удовлетворяваща SAP, е валидно съотношението $(F^{n^1} / n^1) \angle (F^{n^2} / n^2)$. Това означава, че неравенството в разпределение y^1 е по-малко от неравенството в разпределение y^2 . Ако не е налице условието $y^1 Ly^2$, то за всяка симетрична, строго монотонно растяща функция F^n , удовлетворяваща SAP, е възможно съотношението $(F^{n^1} / n^1) \geq (F^{n^2} / n^2)$.

Описаната квантилна групировка не осигурява при всички сравнявани съвкупности третото условие за сравнимост на неравенствата. Оказва се, че кривите на Лоренц за различни квантилни разпределения могат и да се пресичат, което означава, че нередко квантилната групировка не осигурява идентични разпределения, което е съществено, за да могат да се сравняват стойностите на функциите, удовлетворяващи SAP. При това положение функциите от типа F^n могат да имат произволни съотношения за различни сравнявани съвкупности. Разбира се, този проблем има решение чрез изглаждане (моделиране, изравняване) с помощта на подходяща функция на всички сравнявани емпирични квантилни редове, което ще осигури действието на SAP. Изчисленият показател за неравенство (подходяща строго монотонно растяща функция) от изгладените стойности ще показва вярно съотношенията на неравенство за всички сравнявани съвкупности. В специализираната литература могат да се намерят различни предложения на функции, моделиращи например кривата на Лоренц, но в това изследване те не са обект на обсъждане⁵.

2.2. Изисквания към показателите

Неравенството между единиците на изследваната съвкупност по значенията на метриран (количествен) признак на практика е едно от свойствата на едномерното разпределение - статистическото разсейване, вариация, дисперсия. За измерването на статистическото разсейване се ползват различни показатели. В книгите по приложна статистика се предлагат почти половин дузина измерители, но само някои от тях отговарят на следното изискване:

$$3. \quad x \prec y \Rightarrow F^n(x) < F^n(y),$$

което означава, че ако са налице условията за сравнимост на информацията, то и функцията (показателят), който измерва неравенството, трябва да отрази строго неравенството. Казано по друг начин, функцията, измерваща неравенството, трябва да бъде строго монотонно растяща⁶ функция.

⁵ Вж. например: Gupta, M. Functional Form Estimating the Lorenz curve. Econometrica, vol. 32, 1984.

⁶ Нищо не пречи функцията да бъде строго монотонно намаляваща, но тогава на по-голямото неравенство ще съответства мярка с по-ниска стойност (Маршал, А., И. Олкин, цит. изт., с. 21 - 22).

На това условие отговарят средната разлика на Джини, дисперсията, респективно - стандартното отклонение, всички начални моменти на разпределението и т.н.⁷ Това са абсолютни показатели, в чиито стойности се отразява мащабът на измерване на признака. Ето защо показателят, характеризиращ подходното неравенство, трябва да не зависи от мащаба⁸ на измерване по следния начин: ако функцията $F^n(x)$ е мярка на неравенството, би трябвало $F^n(x) = F^n(ax)$, където $a > 0$. Казано по друг начин: показателят, характеризиращ подходното неравенство, трябва да бъде **обобщаваща оценка на относителните размери на абсолютните разлики** между доходите на лицата от изследваната съвкупност.

Най-популярната мярка за измерване на подходното неравенство, която отговаря на описаните условия, е **коэффициентът на Джини**, чийто явен вид може да се запише така:

$$4. \quad G_R = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|}{2\bar{x}.n^2} \in (0,1),$$

където:

x_i и x_j са възможните значения на признака за всички единици от изследваната съвкупност;

- n - общият брой на единиците от съвкупността;
- \bar{x} - средната аритметична от значенията на признака на всички единици.

Както се вижда, това е относителна мярка на статистическото разсейване (вариация, дисперсия, неравенство) в една съвкупност по значенията на някакъв метриран (количествен) признак. Стойностите на G_R са в отворения интервал 0 и 1 (или 0 - 100%, ако се изчислява в проценти).

Крайните граници на коефициента на Джини са симетрични: $\frac{1}{n} \leq G_R \leq 1 - \frac{1}{n}$. Те илюстрират как стойността на този показател зависи от n (брой на единиците в изследваната съвкупност). G_R се интерпретира разбираемо: колкото стойността му е по-близка до 0, толкова неравенството е по-малко и колкото стойността му е по-близка до 1, толкова неравенството е по-голямо. Смисълът му може да бъде изразен в контекста на познавателния смисъл на кривата на Лоренц:

- в колкото по-малък брой единици (например лица) се концентрира по-голяма част от сумарната величина на признака (доход, богатство), толкова неравенството е по-голямо и колкото по-равномерно се разпределя доходът (богатството) между населението (членовете на домакинствата), толкова неравенството е по-малко;

- геометричният смисъл на стойността на коефициента на Джини е относителният дял на площта, заключена между диагонала на квадрата и кривата на Лоренц, от цялата площ под диагонала на квадрата (фиг. 1).

⁷ В повечето книги по приложна статистика като измерител на статистическото разсейване (вариация, неравенство) се предлага т.нар. средноаритметично линейно отклонение. Това е мярка, която няма качеството да измерва разсейването. Вж. Sen, A. On Economic Inequality. Oxford Univ. Press (Glarendon), London and New York, 1973, p. 25.

⁸ Вж. Маршал, А., И. Олкин, цит. изт., с. 416.

Любопитно е, че носителят на Нобелова награда А. Сен, на основата на коефициента на Джини, предлага **индекс на нивото на общественото благосъстояние** (S)⁹:

$$5. \quad S = R_y(1 - G_R),$$

където с R_y се бележи брутният вътрешен продукт (или разполагаемият доход например) на човек от населението.

Според тази формула неравенството на доходите влияе отрицателно на общественото благосъстояние и колкото по-голямо е неравенството, толкова по-зле влияе на общественото благосъстояние.

Ефективна мярка на неравенството може да бъде и **нормираната дисперсия**¹⁰, която приема стойности в отворения интервал 0 и 1 (или 0 - 100%, ако се изчислява в проценти) и също като коефициента на Джини има симетрични крайни граници, зависещи от броя на единиците, между които се разпределя сумарната величина на признака:

$$6. \quad \frac{1}{n} \leq S_D = \frac{\sigma^2}{\bar{x} \frac{\bar{x}_3}{\bar{x}_2}} \leq 1 - \frac{1}{n},$$

където:

$\sigma^2 = \bar{x}_2 - \bar{x}^2$ е дисперсията, т.е. мярката за статистическо разсейване;

$\bar{x}_2 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n}$ - втори начален момент на разпределението, $x_i \geq 0$;

$\bar{x}_3 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^3}{n}$ - трети начален момент на разпределението.

Нормираната дисперсия се интерпретира аналогично на коефициента на Джини.

Всички показатели, характеризиращи свойствата на едномерните разпределения, като описаните по-горе, са доста абстрактни и трудно разбираеми за по-широкия кръг потребители на статистическа информация. Затова често подходящото неравенство се илюстрира с **отношението на доходите на последната (най-високодоходната) и първата (най-нискодоходната) квантилна група**.

На основата на информация за доходите на децилни групи от населението може да се пресметне **децилен коефициент** на подходящото неравенство, който показва колко пъти доходът на най-богатите 10% лица от наблюдаваните домакинства (например) е по-голям от дохода на най-бедните 10% лица от същата съвкупност:

⁹ Sen, A. On the Weights and Measures Information constraints in Social Welfare Analysis. *Econometrica*. 1977, VOL. 45(7), pp. 1539 - 1572.

¹⁰ Вж. например: Цветков, Ст. Развитие на статистическите изследвания на стопанската система, С., УИ „Стопанство“, 2011. Има и други възможности за нормиране на дисперсията, например идеята на проф. Кирил Гатев в: Гатев, К.: Методи за статистически анализ на икономически и социални структури. С., Наука и изкуство, 1987, с. 55, и други.

$$7. \quad K_d = \frac{d_{10}}{d_1},$$

където d_1 е сумарният доход на най-бедните 10% лица, а d_{10} е сумарният доход на най-богатите 10% лица.

Друга възможност е пресмятането на **квинтилен коефициент** на доходно неравенство, който показва колко пъти доходът на най-богатите 20% лица от наблюдаваните домакинства е по-голям от дохода на най-бедните 20%:

$$8. \quad K_q = \frac{q_5}{q_1}.$$

Очевидно квинтилният коефициент изравнява различията в сравнение с децилния, защото данните за доходите са окрупнени в по-голяма степен, т.е. неравенството е показано в „по-смекчен“ размер. Разбираемо е, че описаните квантилни коефициенти не са от типа на строго монотонно растящите функции. Освен това те са приблизителна мярка за неравенството, след като се изчисляват от информация за част от единиците на изследваната съвкупност, т.е. игнорират преразпределението на дохода както вътре в сравняваните квантилни групи, така и между единиците, които не се включват в сравняваните квантилни групи.

3. Информацията на НСИ за оценка на доходното неравенство

Националният статистически институт (НСИ) провежда две **текущи представителни статистически изследвания**, които осигуряват подходяща количествена информация за оценяване на неравенството на населението по размер на получавания доход.

Първото изследване е **Статистика на бюджетите на домакинствата (СБД) в Република България**, което изучава **постъпленията на доходи по източници и разходите на видовете домакинства за продукти и услуги**. Това изследване се провежда от НСИ непрекъснато от първата половина на 50-те години на миналото столетие. Наред с показателите, характеризиращи условията и качеството на живота от гледна точка на доходите и потреблението, с важно значение е **оценяването на годишния дял на разходите на домакинствата за основните потребителски стокови групи. Тази информация се ползва и при конструирането на индекса на потребителските цени** - основна мярка за оценка на инфлацията в страната.

Второто изследване се провежда по методология на Евростат и неговият предмет са **доходите и условията на живот на видовете домакинства (EU-SILC¹¹)**. Началото на това изследване е година преди влизането на страната ни в Европейския съюз (ЕС). С негова помощ чрез размера на доходите на видовете домакинства се разработва информация, характеризираща **бедността и социалното включване**. Чрез EU-SILC не се наблюдава за какво домакинствата изразходват доходите си.

Двете изследвания имат **един и същ обект - съвкупността на домакинствата** в страната. Те в значителна степен могат взаимно да се допълват при проучване на условията на живот на населението. Предметите на изследване се припокриват, що се отнася до оценяването на размера на доходите и - макар и от различни гледни точки - на качеството на живот. Независимо от това двете изследвания на съвкупността на домакинствата са доста различни както по отношение на специфичния

¹¹ European union statistics on income and living conditions.

познавателен смисъл на предлаганите показатели, така и по отношение на оценката на едни и същи параметри на разпределението на лицата от домакинствата по размера на дохода на лице.

Домакинствата са сложна, съставна статистическа единица, защото могат да се състоят от един и повече членове. Броят на лицата, които внасят доход в различните домакинства, е различен, различни по вид и размер са видовете доходи, различен е броят на лицата в зависими възрасти и/или в зависимо материално положение. Всичко това предполага, че доходите на домакинствата в значителна степен са функция от броя на лицата в тях. Налице е корелационна зависимост: домакинствата с повече лица получават по-висок доход на домакинство и в същото време - по-нисък доход на лице. Това означава, че при изследване на подоходното неравенство на населението е нелогично да се оценява разликата между доходите на домакинствата. Трябва да се измерва разликата между доходите на лицата от домакинствата. Следователно **при оценката на подоходното неравенство изследваната съвкупност са членовете на домакинствата, а не домакинствата.**

С тази особеност при разработката на показателите за доходите се съобразяват стриктно както в СБД, така и в EU-SILC. Само че **има сериозна разлика:**

- В СБД лицата от домакинствата се възприемат равностойно независимо от тяхната възраст, така че показателите „на лице“ за доходи (и разходи при СБД) се отнасят за **отделните физически лица.**
- В EU-SILC показателите „на лице“ се отнасят за т.нар. **еквивалентен брой лица в домакинството.** Според възприетата методология от Евростат едно от възрастните лица в домакинството получава тегло 1, всяко следващо възрастно лице - тегло 0.5, а лицата, които не са навършили 14 години, т.е. децата, получават тегло 0.3. **Сумата от теглата образува еквивалентния брой лица в домакинството.** Общият разполагаем нетен доход (например) за всяко домакинство се разделя на неговия еквивалентен размер и се формира общ разполагаем нетен **доход на еквивалентна единица.**

Казаното дотук означава, че двете изследвания на доходите на домакинствата по отношение на подоходното неравенство са **несъпоставими както от гледна точка на статистическите единици, така и от гледна точка на доходите на тези „единици“.**

Поради прилаганата методология **в извадката на EU-SILC еквивалентният брой лица е по-малък от фактическия брой лица в извадката на СБД,** дори в двете извадки действителният брой на лицата да е един същ. Това означава, че ако сумарният доход на двете извадки - на СБД и на EU-SILC - е един същ и е равен броят на действителните лица, то средният размер на **индивидуалните доходи на еквивалентните лица е с по-висока стойност.**

Ако се предположи, че НСИ по едно и също време провежда двете представителни статистически изследвания на съвкупността на домакинствата (СБД и EU-SILC) с еднакви като модел и по обем извадки, едва ли и в двете извадки ще има един и същ брой членове. Но дори броят им да е един и същ, информацията в двете изследвания, отнасяща се до подоходното неравенство, ще има за обект различни статистически единици: в едното - фактически брой, в другото - еквивалентен брой и различно равнище на индивидуалните доходи. Освен това редно е да се припомни, за което и да е от двете изследвания, че в два различни периода не само броят на лицата, но и сумарната величина на признака ще бъде различна поради естественото изменение на доходите на домакинствата във времето.

Следователно, като се имат предвид изискванията към информацията за сравнителни анализи на подоходното неравенство, могат да се направят два категорични извода:

• **Първият:** информацията за индивидуалните доходи на населението от двете изследвания на домакинствата (СБД и EU-SILC) е несъпоставима, защото разликата в оценките няма да се дължи само на стохастичните грешки в двете извадки, а на същностни различия в методологията за оценка на броя на лицата в извадките и вследствие на това - на индивидуалните данни за дохода на лице.

• **Вторият:** индивидуалната информация за доходното неравенство в динамика на което и да е от двете изследвания също е несъпоставима, доколкото - от една страна - обикновено сумарните доходи на домакинствата нарастват всяка следваща година спрямо предходните, независимо дали икономиката е в подем, или в рецесия, и от друга - едва ли броят на лицата (фактически или еквивалентни) в домакинствата в две последователни извадки може да бъде един и същ, дори броят на наблюдаваните домакинства в годините да не се променя.

Изложените теоретични предпоставки и направените току-що изводи налагат при статистическото оценяване на доходното неравенство за целите на сравнителните анализи изходната информация да бъде преработена в квантилни редове за разпределение от един и същ порядък. В практиката у нас и в чужбина най-често се разработват квинтилни или децилни равнопроцентни групировки на подредените ненамаляващо единици от изследваните съвкупности.

3.1. Публикувана информация¹² за доходното неравенство от СБД

От началото на 90-те години на миналото столетие НСИ предлага ежегодно в публикацията „Бюджети на домакинствата в Република България“ годишна информация за доходите на децилни групи лица от домакинствата. Такива данни могат да се получат за последния 11-годишен период от сайта на НСИ чрез системата ИНФОСТАТ (табл. 1).

1. Доходи на децилни групи лица от домакинствата по данни от ИНФОСТАТ на НСИ¹³

Години	Относителен дял на дохода на групата (%)										
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	общо
2008	3.3	5.1	6.2	7.1	8.0	9.1	10.4	12.0	14.6	24.3	100.0
2009	3.2	5.2	6.5	7.4	8.3	9.3	10.6	12.1	14.6	22.9	100.0
2010	3.1	5.2	6.5	7.4	8.2	9.3	10.5	12.3	14.5	23.0	100.0
2011	2.8	5.1	6.3	7.2	8.2	9.3	10.6	12.0	14.4	24.0	100.0
2012	3.0	5.1	6.1	7.1	8.0	9.2	10.3	12.0	14.4	24.8	100.0
2013	3.1	4.8	5.9	6.8	7.8	9.0	10.0	12.0	14.3	26.4	100.0
2014	3.0	5.0	6.2	7.1	8.0	9.1	10.4	12.2	14.8	24.2	100.0
2015	3.1	5.0	6.2	7.3	8.2	9.3	10.4	12.4	14.6	23.6	100.0
2016	3.1	5.1	6.3	7.3	8.0	9.1	10.4	11.9	14.5	24.0	100.0
2017	3.2	5.2	6.1	7.2	8.2	9.0	10.4	12.0	14.6	24.2	100.0
2018	3.1	5.2	6.3	7.1	7.9	8.9	10.5	12.2	14.7	24.1	100.0

¹² В статията се имат предвид както книжните публикации на НСИ, така и възможностите, които предоставя сайтът на НСИ чрез рубриката „ИНФОСТАТ - направи си сам статистическа справка онлайн“.

¹³ www.nsi.bg; „ИНФОСТАТ - направи си сам статистическа справка онлайн“.

Информацията от табл. 1 позволява да се пресмятат различни показатели - квантилни и децилни коефициенти, коефициент на Джини, нормирана дисперсия и други. Оценката на неравенствата по години чрез различни показатели е показана в табл. 2.

2. Показатели за доходното неравенство по данни от СБД¹⁴

Показатели	Години										
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
K_d	7.3	7.1	7.3	8.4	8.3	8.5	8.2	7.7	7.7	7.7	7.8
K_q	4.6	4.4	4.2	4.9	4.9	5.1	4.9	4.7	4.7	4.7	4.7
G_R	0.2953	0.2812	0.2831	0.2957	0.3028	0.3172	0.3006	0.2936	0.2918	0.2955	0.2954
S_D	0.1941	0.1795	0.1813	0.1933	0.2009	0.2155	0.1975	0.1905	0.1909	0.1939	0.1936

Оказва се, че през периода най-богатите 10% лица от домакинствата получават между 7.1 и 8.5 пъти по-високи доходи от най-нискодоходните 10%, като след 2014 г. неравенството се снижава и се стабилизира около различия в размер 7.7 пъти. Същата тенденция се потвърждава както от квинтилния коефициент, така и от коефициента на Джини и нормираната дисперсия.

Информацията в табл. 1 отговаря на първите две от изискванията, дефинирани с израз 2: сравняваните елементи (стойности) са по 10 и сумарната им величина е една и съща - по 100%. За да се проследи обаче динамиката на неравенството между доходите на децилните групи, е необходимо да се провери наличието на третото изискване. Проверката налага да се кумулират относителните дялове на доходите, като се започне от ниските стойности (табл. 3). Ако е налице еднопосочност на отношенията на неравенство за всяка едноименна двойка кумулирани стойности на сравнявани квантилни редове, то показателите, измерващи строго неравенството (имат се предвид коефициентът на Джини и нормираната дисперсия), са сравними и може да се прецени в кое квантилно разпределение доходното неравенство е по-голямо.

3. Проверка на отношенията на неравенство

Години	Кумулирани относителни дялове на дохода на групите (%)									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
2008	3.3	8.4	14.6	21.7	29.7	38.8	49.1	61.1	75.7	100.0
2009	3.2	8.4	14.9	22.3	30.6	39.9	50.4	62.5	77.1	100.0
2010	3.1	8.3	14.8	22.2	30.4	39.8	50.3	62.5	77.0	100.0
2011	2.8	7.9	14.2	21.4	29.6	39.0	49.6	61.6	76.0	100.0
2012	3.0	8.1	14.2	21.2	29.2	38.4	48.7	60.7	75.2	100.0
2013	3.1	7.9	13.8	20.6	28.4	37.3	47.4	59.3	73.6	100.0
2014	3.0	8.0	14.2	21.3	29.3	38.4	48.8	61.0	75.8	100.0
2015	3.1	8.0	14.2	21.5	29.7	39.0	49.4	61.8	76.4	100.0
2016	3.1	8.3	14.6	21.9	30.0	39.1	49.6	61.5	76.0	100.0
2017	3.2	8.3	14.4	21.6	29.8	38.8	49.2	61.2	75.8	100.0
2018	3.1	8.4	14.6	21.7	29.6	38.6	49.0	61.3	75.9	100.0

¹⁴ Изчисленията са на автора.

Прегледът на двойките кумулирани стойности на съседни или несъседни години показва обаче, че отношенията на неравенство за някои квантилни редове не са в една и съща посока. Например така е за първите две години (2008 и 2009), за годините 2016 и 2017, за 2017 и 2018 и други. Построените от такава информация **криви на Лоренц ще се пресичат** и няма да е ясно коя от тях загражда по-голяма площ между себе си и диагонала на квадрата. Иначе казано, няма да е валидна формула 3, т.е. **показателите за неравенство няма да са съпоставими**, защото не е налице предпоставката да е валидна SAP.

Трябва да се има предвид, че от наличната информация (табл. 1) G_R и S_D измерват **неравенството само между сумарните доходи на децилните групи (или средноаритметичните доходи на децилните групи, което е едно и също, тъй като тези показатели не зависят от мащаба на измерване)**. Стойностите на G_R и S_D в табл. 2 игнорират неравенствата във всяка от децилните групи. Това означава, че G_R и S_D ще бъдат с по-висока стойност, ако се изчислят от индивидуалните значения на признака за всяка единица.

3.2. Информация за доходното неравенство от EU-SILC

Чрез ИНФОСТАТ, на основата на данните от EU-SILC, НСИ предлага готови изчисления на **квинтилния коефициент и коефициента на Джини** (табл. 4).

4. Квинтилен коефициент (K_q) и коефициент на Джини (G_R) според информацията от EU-SILC¹⁵

Показатели	Години										
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
K_q	6.5	5.9	5.9	6.5	6.1	6.6	6.8	7.1	7.7	8.2	7.7
G_R (%)	35.9	33.4	33.2	35.0	33.6	35.4	35.4	37.0	37.7	40.1	39.6

От една страна, готовите изчисления улесняват потребителя, но от друга - потребителят се лишава от възможността да провери доколко са сравними стойностите на коефициента на Джини, за да се приемат за достоверни съотношенията му за различните години.

Трябва да се подчертае, че според EU-SILC **стойностите на двата показателя нареждат нашата страна през последните години на едно от челните места в Европейския съюз по размера на доходното неравенство на населението.**

Любопитно би било да се покажат и стойностите на децилния коефициент на неравенство. Такава възможност обаче не се предлага, за сметка на информация за абсолютните стойности на самите 9 децила, които отделят 10-процентните групи еквивалентни лица от домакинствата, подредени намаляващо по дохода на еквивалентно лице (табл. 5).

¹⁵ www.nsi.bg; „ИНФОСТАТ - направи си сам статистическа справка онлайн“.

5. Стойности на децилите според информацията от EU-SILC¹⁶

(Левове)

Децили	Години										
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Първи	1825	2334	2453	2293	2235	2322	2496	2619	2360	2727	2930
Втори	2480	3164	3453	3217	3254	3350	3712	3727	3456	3923	3997
Трети	3038	3971	4294	4038	4035	4176	4708	4665	4352	4888	5022
Четвърти	3610	4774	5098	4824	4865	4945	5573	5569	5210	5902	5998
Пети	4247	5530	5900	5700	5593	5718	6476	6516	6163	7022	7022
Шести	5070	6302	6764	6633	6387	6641	7403	7600	7263	8262	8254
Седми	5880	7367	7844	7642	7281	7651	8574	8793	8524	9688	9732
Осми	6968	8773	9275	9146	8581	9225	10196	10743	10227	11848	11803
Девети	9055	11401	11740	11770	10850	11976	13462	14023	13529	15371	15302

В таблицата са отразени горните граници на първите девет децила, както казват съставителите на данните, което означава, че десетият децил е напълно пренебрегнат. Табл. 5 предполага възможността да се изчислят сравнително елементарни показатели, представляващи относителните размери на различията между крайни квантили¹⁷, като например **квинтилно отклонение**:

$$9. \quad \delta_k = \frac{k_4 - k_1}{k_1 + k_4} \in (0,1),$$

където:

k_1 е максималният доход на първите 20% еквивалентни лица;

k_4 - максималният доход на първите 80% еквивалентни лица (или минималният доход на най-богатите 20% еквивалентни лица).

Интерпретацията на този показател е разбираема: колкото стойността му е по-близка до 0, толкова неравенството е по-малко и колкото е по-близка до 1, толкова е по-голямо. Това е много приблизителна оценка на неравенството, тъй като се пресмята само от две значения на признака на подредените ненамаляващо единици от изследваната съвкупност. Освен това **сравняването на крайните квантили подценява неравенството, защото първият квинтил (k_1) е стойността на максималния доход на лице на най-бедните 20%, а последният квинтил (k_4) е минималният доход на най-богатите 20% еквивалентни лица**. Не е коректно и пресмятането на коефициента на Джини (или нормираната дисперсия) от данните в табл. 5, защото това са само 9 от няколкото хиляди възможни значения на признака на еквивалентните лица в извадката, като се игнорират доходите на подмножествата от населението с най-ниски и най-високи доходи¹⁸.

¹⁶ www.nsi.bg: „ИНФОСТАТ - направи си сам статистическа справка онлайн“.

¹⁷ По аналогия на т.нар. **квартилно отклонение**, което се предлага като приблизителна мярка на статистическото разсейване (вариация, неравенство) в много помагала по приложна статистика.

¹⁸ Има и една досадна неточност в предлаганото от системата ИНФОСТАТ заглавие на таблицата, съдържаща стойностите на 9-те децила - „Разпределение на доходите по децилни групи“, което въвежда в заблуда потребителите, защото на практика в таблицата **доходите на децилните групи липсват**.

3.3. Една съпоставка, която предизвиква сериозни въпроси

Публикуваната информация от двете изследвания дава възможност да се сравнят само квинтилните коефициенти на неравенство. (Информацията от СБД позволява да се обединят доходите на последните две и на първите две децилни групи и по този начин да се изчислят относителните доходи на крайните квинтили и съответните квинтилни коефициенти.) Оказва се следното (табл. 6):

6. Квинтилни коефициенти на неравенство по данни от две изследвания на НСИ на съвкупността на домакинствата в Р България¹⁹

Източник на информация	Години										
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
EU-SILC - K_q	6.5	5.9	5.9	6.5	6.1	6.6	6.8	7.1	7.7	8.2	7.7
СБД - K_q	4.6	4.4	4.2	4.9	4.9	5.1	4.9	4.7	4.7	4.7	4.7

Според EU-SILC неравенството е значително по-голямо в сравнение с „показанията“ на СБД. Различията между стойностите на K_q от двете изследвания са трудно обясними, особено като се добави и това, че от данните на EU-SILC се вижда тенденция към растеж на неравенството след 2013 г., докато според СБД след същата година настъпва период на стабилизиране на неравенството на по-ниско равнище в сравнение с достигнатия преди това максимум. Преди да се коментират различията между стойностите на квинтилния коефициент по данни от СБД и EU-SILC, е необходимо да се отговори на въпроса **доколко е правомерно това сравнение.**

Според обявената на интернет сайта на НСИ методология СБД и EU-SILC са две ежегодни представителни статистически изследвания на една и съща съвкупност. Това означава, че доколкото може да има различия между показателите, те трябва да се дължат на три причини. Едната е **стохастичната грешка при двете извадки**, която едва ли трябва да предизвика съществени различия в оценките. Втората е **различията в методологията** за изчисляване на стойностите на оценяваните показатели. Третата причина е **вероятна систематична грешка** в едно от двете или в двете изследвания едновременно.

За да се провери дали извадките за двете изследвания са от една и съща съвкупност, би трябвало да се направят необходими сравнения. Ето някои от по-важните:

Първо, разпределението (структурата) на наблюдаваните домакинства по основните изследвани признаци трябва да е приблизително еднакво в двете изследвания за една и съща година.

Второ, би трябвало средните доходи на физическите или еквивалентните лица на двете изследвания да не се различават статистически значимо за една и съща година.

Трето, би трябвало разпределенията на физическите или еквивалентните лица по признака „разполагаем доход“ (например) да не се различават съществено.

В публикувания Доклад за качеството на изследването „Статистика на доходите и условията на живот“ е следвана стандартната европейска структура за подобна оценка и най-

¹⁹ www.nsi.bg; „ИНФОСТАТ - направи си сам статистическа справка онлайн“.

добросъвестно експертите от НСИ са направили сравнение със „Статистика на бюджетите на домакинствата“ за 2018 година. Оказва се, че разпределенията на двете извадки от домакинства не се различават особено по множество признаци като: „тип на домакинството“ (от гледна точка на броя на лицата в него), „структура на лицата в домакинствата по възраст“, „структура на лицата в домакинствата по образование“, „икономическа активност“, „статус в заетостта“, „тип на жилището“ и други. Като се изключат различията по признака „структура на общия доход по източници“, се оказва, че по изброените признаци двете извадки имат приблизително еднаква структура, което може само да се адмирира.

Информацията в доклада за качеството за средните аритметични доходи на физическите и еквивалентните лица от двете изследвания не е показана, но се оказва, че линиите на бедност (50, 60 и 70 на сто от медианния доход) са доста близки по стойност - разликите между публикуваните стойности са под 1%. По-съществени са различията при относителните дялове на бедните, които за цитираните относителни дялове от медианния доход според EU-SILC са по-високи съответно с 6.6%, 5.5% и 4.5%. Този факт подсказва, че двете извадки на скалата на признака „разполагаем доход“ се разполагат на различни по размер отсечки. При условие, че е налице приблизително равенство на медианния доход, може да се направи заключението, че по размера на разсейването разпределенията в двете извадки се различават съществено.

Разпределенията на (физически или еквивалентни) лица от домакинствата на скалата на признака „доход“ не са показани, но за сметка на това са дадени децилните разпределения на еквивалентните лица по признака „среден разполагаем доход“ за 2018 година (табл. 7).

7. Среден еквивалентен разполагаем доход по децилни групи през 2018²⁰ година

(Левове)

Номер на децилната група	Наблюдение на домакинските бюджети	Статистика на доходите и условията на живот
I	2964	2153
II	4025	3423
III	4688	4248
IV	5379	5146
V	6145	6102
VI	7087	7211
VII	8217	8571
VIII	9500	10338
IX	11200	12884
X	16647	28758

Табл. 7 илюстрира добре различията в диапазоните на доходите в двете извадки, което означава, че в извадката от EU-SILC в сравнение с извадката от СБД са попаднали относително повече домакинства с размер на доходите на еквивалентно лице в двата края от възможната скала на

²⁰ www.nsi.bg; Индикатори за бедност и социално включване. Доклад за качеството.

признака. Това потвърждава направеното предположение, че по размер на разсейването разпределенията на единиците в двете извадки по признака „доход“ са доста различни.

Информацията от табл. 7 прави напълно възможен сравнителния анализ на подоходното разпределение от двете изследвания на домакинствата в страната за 2018 г.: първо, показателят за дохода е един същ - разполагаме доход, **второ,** доходът и за двете изследвания е изчислен на еквивалентно лице и **трето,** за двете изследвания квантилните разпределения са от един и същ порядък - в децилни групи лица, подредени ненамаляващо по признака „разполагаме доход“. Това, че вместо сумарните доходи са дадени средните доходи на децилните групи, не променя възможността за сравнение, защото средните аритметични доходи за всяка децилна група са пресметнати от едни и същи относителни дялове - по 10% от единиците в съответната съвкупност.

В табл. 8 са показани стойностите на показателите за подоходно неравенство, пресметнати от данните в табл. 7.

8. Показатели за подоходно неравенство, изчислени от средните еквивалентни разполагаеми доходи на децилни групи от домакинствата през 2018 година

Показатели	СБД	EU-SILC
K_q	4.0	7.5
K_d	5.6	13.4
G_R - %	27.3	39.1
S_D - %	17.0	27.9

Тези стойности на изчислените показатели за двете изследвания са съпоставими и могат да се сравняват. Разликите между СБД и EU-SILC не могат да се обяснят с такива причини като: различия в методологията за пресмятане на показателя за доход на човек; грешка на репрезентативността, защото различията са обезпокоително големи или с непригодност на изходните данни за сравнителни анализи, тъй като двете редици от числа (двата квантилни реда) от табл. 7 се мажорират и следователно са напълно сравними.

Сумарният доход на еквивалентните лица, в която и да е от двете извадки (СБД или EU-SILC), е равен по стойност на сумарния доход на физическите лица в същата извадка, което означава, че и **физическите, и еквивалентните лица си „преразпределят“ една и съща сума от доходи.** С изключение на едночлените домакинства еквивалентните лица във всички останали домакинства „получават“ по-висок среден доход. Това означава, че не се увеличават абсолютните разлики между индивидуалните доходи, а по-скоро намаляват относителните размери на тези разлики. Иначе казано, **логично е да се очаква по-голямо относително неравенство между доходите на физическите лица в сравнение с доходите на еквивалентните лица.** Илюстрацията на това твърдение е в табл. 9, в която за данните от СБД веднъж са изчислени показателите за неравенство при средните доходи на физическите лица, и втори път - при средните доходи на еквивалентните лица за 2018 година. За еквивалентните доходи в извадката от СБД показателите за неравенство имат по-ниски стойности, което е според очакванията.

9. Показатели за неравенството по разполагаем доход на еквивалентни лица, изчислени от децилни редове за разпределение по данни на СБД за 2018 година²¹

Показатели	Разполагаем доход на физическо лице	Разполагаем доход на еквивалентно лице
K_q	4.7	4.0
K_d	7.7	5.6
G_R - %	29.5	27.3
S_D - %	19.4	17.0

Да предположим две неща: първо, че средноаритметичните доходи на физическите лица в двете сравнявани извадки (от СБД и от EU-SILC) са приблизително равни, и второ, че разпределенията на лицата по средноаритметичен доход в двете извадки не се различават съществено (статистически значимо). Тогава трябва да се очаква следното: по данните на СБД показателите за неравенство, изчислени от доходи на човек, да имат по-високи стойности отколкото показателите за неравенство, изчислени от доходите на еквивалентните лица по данните на EU-SILC. Разполагаемата информация обаче сочи точно обратното (вж. показателите в табл. 8), което вероятно означава, че предположенията, изказани в този абзац, не са верни. Това повдига един основателен въпрос: **дали двете извадки са от една и съща съвкупност?** Казано по друг начин, ако двете изследвания са от една и съща съвкупност, то в едно от тях или в двете едновременно вероятно има допусната немалка систематична грешка. Възниква сериозен въпрос: **на кое от двете изследвания трябва да се вярва за размера на подоходното неравенство?**

4. Заключение

Въведеното от Евростат изследване EU-SILC за статистическо оценяване на социалните права в страните от ЕС определя методологията на показателите, чрез които да се правят европейски сравнения, включително и по размера на подоходното неравенство. Това означава, че **официалната информация за подоходното неравенство в страната е по данните на EU-SILC**. Следователно оценката в доклада на ЕК²², че неравенството у нас е „критично“, е правилна. На фона на информацията от табл. 7 обаче възниква въпросът **дали тази оценка не е пресилена** вследствие например на надценяването на неравенството от EU-SILC?

Ако се приеме, че оценката на подоходното неравенство чрез EU-SILC е вярна, **трябва ли да се пренебрегнат оценките на същото явление чрез изследването на СБД**, което също предлага официална статистическа информация? Тези оценки грешни ли са? Да припомним, че изследването на СБД дава важна информация освен за условията на живот, но и за оценяване на националния индекс на потребителските цени, при който за тегла се използват и крайните парични потребителски разходи на домакинствата²³. Следователно **от СБД в някаква степен зависи верността на оценката на инфлацията.**

²¹ Изчисленията са на автора.

²² Европейска комисия. Проект на съвместен доклад относно заетостта на Комисията и на Съвета, придружаваш Съобщението на Комисията относно годишния обзор на растежа за 2019 г., Брюксел, 21.11.2018 г. COM (2018) 761 final, с. 32 - 34.

²³ Вж. www.nsi.bg; Инфлация и индекси на потребителските цени. Метаданни и методология.

Съмненията, изказани дотук, в никакъв случай не внушават, че едното изследване надценява, а другото подценява неравенството. Истинското неравенство може да бъде със стойност както между двете различаващи се оценки, така и извън тях. Очевидно е, че **се налага внимателна ревизия и на двете изследвания**, за да се установи каква е причината за значителните различия между показателите за неравенство, изчислени според данните на СБД и EU-SILC.