

## ИЗМЕРВАНЕ НА ПРОМЕНИТЕ В ОТРАСЛОВАТА СПЕЦИАЛИЗАЦИЯ И ТЕРИТОРИАЛНАТА КОНЦЕНТРАЦИЯ НА ПРОМИШЛЕНОТО ПРОИЗВОДСТВО

*В студията е използван единен методологически подход (Янкова, 2007) за измерване на структурни изменения и неравномерност (специализация, концентрация), в основата на който е Евклидовото разстояние между сравняваните структури и отграничаването на две факторни влияния: промяна в степента на неравномерност ( $d_3$ ) и промяна в посоката на неравномерност ( $d_4$ ).*

*Представени са основни резултати от изследване на промени в отрасловата специализация на районите, териториалната концентрация на промишлените отрасли и на отраслово-териториалната структура на промишленото производство на страната. Оценена е зависимостта между структурни изменения и растеж.*

*JEL: R12; R50; O18*

Производствената специализация и териториалната концентрация са сложни процеси с регионална определеност и имат отношение към равномерността. Развитието на тези процеси придобива нарастваща значимост от гледна точка на интегриране икономиката на страната в Европейското икономическо пространство, повишаване на ефективността и намаляване на регионалните различия.

Провежданата държавна регионална политика в България е насочена основно към:

- намаляване на междурегионалните и вътрешнорегионалните различия в степента на икономическото, социалното и териториалното развитие;
- осигуряване на условия за ускорен икономически растеж и високо ниво на заетост;

---

<sup>1</sup> Нина Янкова е проф. д.ик.н. в Института за икономически изследвания при БАН, e-mail: [ninajankova@abv.bg](mailto:ninajankova@abv.bg).

- развитие на териториалното сътрудничество.

Промените в производствената специализация и териториалната концентрация имат определящо значение за реализиране на посочените насоки, залегнали в Закона за регионално развитие.<sup>2</sup> Изследването на тези процеси изисква не само отчитане на промените в равнището на специализация и/или концентрация, но и на промените в силата и насочеността на тези процеси. Известните от специализираната научна литература и най-често използвани измерители, а именно коефициента на Джини (Gini, 1921, р. 124-126) и коефициента на Херфиндал (Herfindall, 1950), не дават такава възможност, защото с тези измерители се оценява само равнището на неравномерност и промяната в специализацията и/или концентрацията се характеризира само като *нарастваща* или *намаляваща*.

**Целта** на студията е: а) да се разкрият аналитичните възможности на единен методологически подход за изследване на структурни изменения и неравномерност; б) с помощта на този подход да се извърши количествено оценяване на промени в отрасловата специализация на районите, териториалната концентрация на промишлени отрасли и отраслово-териториалната структура на промишленото производство; в) да се изследва зависимостта между структурни изменения и растеж.

При изследването е използвана информация на НСИ от Статистически годишник и “Районите, областите и общините в Р България”. Поради промени в териториалния обхват на районите NUTS II и промени в Националната класификация на икономическите дейности, изследването е насочено основно към периода 2002-2006 г., т.е. периода до присъединяването на страната към ЕС и шестте района за планиране.<sup>3</sup> Изследвани са промените и различията в отрасловата структура на шестте статистически района<sup>4</sup> в страната за периода 2008-2009 г.

## 1. Измерители на неравномерност

При оценяване на равнището и на промените в отрасловата специализация и териториалната концентрация на производството се използват *единични* и *обобщаващи* измерители. Известни от специализираната статистическа литература измерители са конструирани на основата на статистическа структура, формирана при използване на един индикатор.

Статистическата структура се разглежда като статистическо понятие, означаващо вътрешния строеж на статистическа съвкупност, изразен количествено чрез относителните дялове на частите в цялото (Янкова, 2007). В

---

<sup>2</sup> Закон за регионално развитие. София: ДВ, бр. 50/30.05.2008.

<sup>3</sup> Закон за регионално развитие. София: ДВ, бр. 14/20.02.2004.

<sup>4</sup> Закон за регионално развитие. София: ДВ, бр. 50/30.05.2008.

съответствие с това определение, отделните относителни дялове удовлетворяват условията

$$\sum_{i=1}^n f_i = 1 \text{ и } f_i \geq 0 \text{ за } i = 1, \dots, n, \quad (1)$$

където с  $f_i$  е означен  $i$ -ят относителен дял на  $n$ -мерната структура  $F(f_1, f_2, \dots, f_n)$ .

Като *единични измерители* се използват относителните дялове на съответни статистически структури и/или разликите, респ. отношенията между съответни относителни дялове.

Необходимата статистическа информация за определяне на единични и обобщаващи измерители за отраслова специализация и териториална концентрация се представя в табл. 1, по редовете на която се отразяват отрасли, а по колони – териториални единици.

Таблица 1

Схема на отраслово-териториално разпределение

| Отрасъл | Район           |                 |     |                 |     |                 | Общо                 |
|---------|-----------------|-----------------|-----|-----------------|-----|-----------------|----------------------|
|         | 1               | 2               | ... | $j$             | ... | $m$             |                      |
| 1       | $Z_{11}$        | $Z_{12}$        | ... | $Z_{1j}$        | ... | $Z_{1m}$        | $Z_{1\bullet}$       |
| 2       | $Z_{21}$        | $Z_{22}$        | ... | $Z_{2j}$        | ... | $Z_{2m}$        | $Z_{2\bullet}$       |
| ⋮       | ⋮               | ⋮               |     | ⋮               |     | ⋮               | ⋮                    |
| $i$     | $Z_{i1}$        | $Z_{i2}$        | ... | $Z_{ij}$        | ... | $Z_{im}$        | $Z_{i\bullet}$       |
| ⋮       | ⋮               | ⋮               |     | ⋮               |     | ⋮               | ⋮                    |
| $n$     | $Z_{n1}$        | $Z_{n2}$        | ... | $Z_{nj}$        | ... | $Z_{nm}$        | $Z_{n\bullet}$       |
| Общо    | $Z_{\bullet 1}$ | $Z_{\bullet 2}$ | ... | $Z_{\bullet j}$ | ... | $Z_{\bullet m}$ | $Z_{\bullet\bullet}$ |

С  $Z_{ij}$  е означен разглежданият индикатор за  $i$ -я отрасъл в  $j$ -я район. При такава постановка единичният измерител  $S_{ij}$ , характеризиращ равнището на специализация на  $i$ -я отрасъл в  $j$ -я район се определя по формулата

$$S_{ij} = \frac{Z_{ij}}{Z_{\bullet j}} \quad (i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m), \quad (2)$$

а единичният измерител  $C_{ij}$  за равнището на концентрация на  $i$ -я отрасъл в  $j$ -я район се определя по формулата

$$C_{ij} = \frac{Z_{ij}}{Z_{i\cdot}} \quad (i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m). \quad (3)$$

От начина на определяне на измерителите  $S_{ij}$  и  $C_{ij}$  следва, че всъщност те са относителни дялове в статистически структури съответно по колони и редове на табл. 1. Относителните дялове, които имат най-големи стойности идентифицират съответно отраслите на специализация по райони и районите на концентрация за отраслите. С разликата, респ. отношението в стойностите на съответните относителни дялове за начална и крайна година на изследван период се оценява промяната в равнището на отраслова специализация и на териториална концентрация.

Въз основа на информация, представена в общ вид в табл. 1, са конструирани индекси (Захариев, 1974), характеризиращи равнището на отраслова специализация

$$I_{ij}^S = \frac{Z_{ij}}{Z_{\cdot j}} : \frac{Z_{i\cdot}}{Z_{\cdot\cdot}} = \frac{Z_{ij} * Z_{\cdot\cdot}}{Z_{i\cdot} * Z_{\cdot j}} = I_{ij} \quad (4)$$

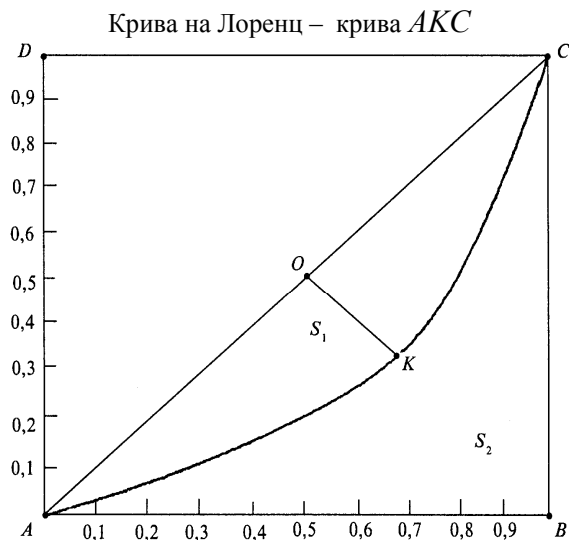
и равнището на териториална концентрация

$$I_{ij}^C = \frac{Z_{ij}}{Z_{i\cdot}} : \frac{Z_{\cdot j}}{Z_{\cdot\cdot}} = \frac{Z_{ij} * Z_{\cdot\cdot}}{Z_{i\cdot} * Z_{\cdot j}} = I_{ij}. \quad (5)$$

От начина на определяне на индексите  $I_{ij}^S$  и  $I_{ij}^C$  се вижда, че те имат една и съща стойност, която се означава с  $I_{ij}$ . Колкото по-голямо е варирането в стойностите на тези индекси, толкова неравномерността е по-голяма. С индексите  $I_{ij}$  се търси решение на задачата за едновременно отчитане на равнището на производствена специализация и на териториална концентрация на  $i$ -я отрасъл в  $j$ -я район на страната. Като единични измерители на неравномерност обаче, тяхната информативност е твърде ниска. С тях не се прави разлика между промени в отраслова специализация и промени в териториална концентрация.

При отчитане изискванията на системния подход, възниква задачата за конструиране на *обобщаващ измерител*, отчитащ промяната при всички относителни дялове. С най-голяма популярност в специализираната литература и в емпиричните изследвания на неравномерност, е кривата на Лоренц (Lorenz, 1905) и построеният на тази основа коефициент на Джини (фиг. 1).

Фигура 1



При построяването на кривата на Лоренц *AKC* се използват кумулативните относителни дялове на наблюдаваните единици, които се нанасят по абсцисната ос и кумулативните относителни дялове на наблюдавания признак (показател), които се нанасят по ординатната ос.

При равни относителни дялове се отчита пълна равномерност и кривата на Лоренц съпада с диагонала *AC* (фиг. 1). Кривата на Лоренц дава възможност за построяване на измерители на концентрация (неравномерност)

$$K_1 = \frac{OK}{OB} \quad (6)$$

$$K_2 = \frac{l}{AC}, \quad (7)$$

където *OK*, *OB*, *AC* са дължините на съответните отсечки на фиг. 1, а *l* е дължината на кривата на Лоренц. Колкото по-големи са стойностите на тези коефициенти, толкова неравномерността е по-голяма.

Друг широко използван измерител, построен при използване кривата на Лоренц, е коефициентът на Джини *G*. Той има вида

$$G = \frac{S_1}{S_1 + S_2}, \quad (8)$$

където с  $S_1$  се означава концентрационната площ, заградена между диагонала  $AC$  и кривата  $AKC$ , а със  $S_2$  – площта на фигурата  $ABCKA$ , която се нарича неконцентрационна. От начина на конструиране на коефициента на Джини се вижда, че той се изменя в границите  $[0,1]$ .

При зададени относителни дялове, коефициентът на Джини се определя по формулата

$$G = 1 - \sum_{i=1}^n x_i y_i - 2 \sum_{i=2}^n x_i \left( \sum_{m=1}^{i-1} y_m \right), \quad (9)$$

където с  $x_i$  и  $y_i$  са означени  $i$ -тите относителни дялове съответно на разпределенията (структурите) на предприятията и на продукцията.

С коефициента на Джини промяната в степента на неравномерност се оценява само като *нарастваща* или *намаляваща* и при различни структури може да се получи една и съща стойност, т.е. настъпилата структурна промяна *да не се отчете*.

Друг също широко използван обобщаващ измерител на неравномерност (специализация, концентрация, диверсификация, децентрализация) е коефициентът на Херфиндал, известен и като коефициент на Херфиндал-Хиршман, който в литературата на руски език се представя като коефициент на Херфиндал-Гродски (Козловская, 1975, с. 29). Този коефициент се определя по формулата

$$H = \frac{\sum_{i=1}^n f_i f_i}{\sum_{i=1}^n f_i}, \quad (10)$$

където с  $f_i$  е означен  $i$ -ят относителен дял на изследваната структура. Коефициентът на Херфиндал се представя като средна аритметична от относителните дялове, претеглени със същите относителни дялове и стойностите му се изменят в интервала  $[1/n, 1]$ . Тъй като отделните относителни дялове удовлетворяват условие (1), коефициентът на Херфиндал се определя като

$$H = \sum_{i=1}^n f_i^2. \quad (11)$$

И с този измерител промяната в степента на неравномерност се оценява като *нарастваща* или *намаляваща* и при различни структури промяната не винаги се отчита.

Разгледаните измерители на равнището на отраслова специализация и териториална концентрация предхождат развитието на статистическия структурен анализ. Като отделно направление на общата теория на статистиката, статистическият структурен анализ води началото си от 60-те години на XX век. Конструирани са значителен брой обобщаващи измерители за структурни изменения, които биха могли да се използват при оценяване на неравномерност. *Основната задача*, която се решава с тези измерители е да се оцени промяната в структурната динамика за два съседни периода. Тази задача може да бъде решена с много измерители (Янкова, 2007, с. 28), което несъмнено затруднява избора на обобщаващ измерител. Представянето на  $n$ -мерна статистическа структура като точка в  $n$ -мерното Евклидово пространство дава възможност за изграждане на *единен методологически подход* при изследване на структурни изменения и неравномерност, в основата на който е математическото понятие “разстояние”.

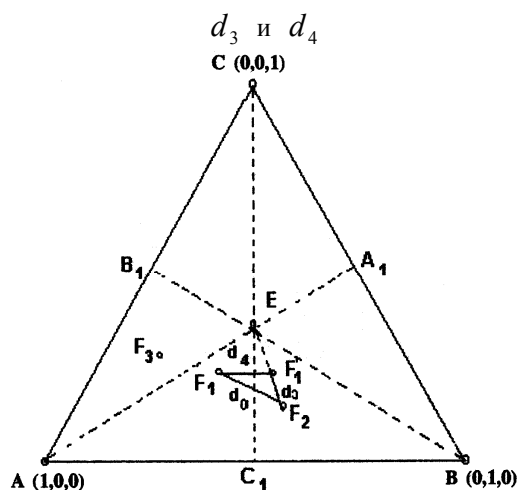
Изборът на *Евклидовото разстояние* се обуславя от възможността за разлагане на общото структурно изменение на две факторни влияния и на тази основа – графично представяне на силата и насочеността на структурната динамика при брой на относителните дялове  $n \geq 3$ .

Единствено при тримерните статистически структури има възможност за графично представяне и тези структури са точки от  $\Delta ABC$  (фиг. 2). С  $A(1,0,0)$ ,  $B(0,1,0)$  и  $C(0,0,1)$  са означени т.нар. *крайни структури*, а с  $E$  – *равномерната структура*, на която всички относителни дялове са равни.

Алгоритъмът (Янкова, 2007, с. 29) за разлагане на общото структурно изменение (различие) се представя с помощта на примерните тримерни структури  $F_1(0,45;0,30;0,25)$  и  $F_2(0,37;0,47;0,16)$  (фиг. 2).

Фигура 2

Схема на разлагане на общото структурно изменение  $d_0$  на факторни влияния



Общото структурно изменение  $d_0$  се определя с Евклидовото разстояние

$$d_0 = |F_1 F_2| = \sqrt{\sum_{i=1}^3 (f_{i1} - f_{i2})^2} = 0,2083, \quad (12)$$

където с  $f_{i1}$  и  $f_{i2}$  са означени относителните дялове на двете сравнявани структури. На тази основа нормираният измерител  $K_d$ , характеризиращ общото структурно изменение, се определя като

$$K_d = \frac{d_0}{\sqrt{2}} = 0,1473. \quad (13)$$

С  $\sqrt{2}$  е означено максималното разстояние между две статистически структури, което не зависи от размерността им.

При използване на означенията

$$d_1 = |F_1 E| = 0,1472 \quad \text{и} \quad d_2 = |F_2 E| = 0,2237, \quad (14)$$

факторното влияние  $d_3$  се определя по формулата

$$d_3 = |d_2 - d_1| = 0,0765 \quad (15)$$

и характеризира промяната в степента на неравномерност, а факторното влияние  $d_4$  се определя по формулата

$$d_4 = |F_1 F_1'| = 0,1571 \quad (16)$$

и характеризира промяната в посоката на неравномерност (преструктурирането). С  $F_1'$  е означена помощна структура, която се намира по отсечката  $EF_2$  и е на същото разстояние от  $E$ , както началната структура  $F_1$  (фиг. 2).

Факторните влияния  $d_3$  и  $d_4$  удовлетворяват неравенството на триъгълника

$$d_0 \leq d_3 + d_4, \quad (17)$$



като равенство се получава само когато или  $d_3 = 0$ , или  $d_4 = 0$ .

Във връзка с възможността за графично представяне развитието на статистическа структура и прогнозиране (Янкова, 2007) при продължаване на очертана тенденция от отчетен период, при факторното влияние  $d_3$  се въвежда положителен и отрицателен знак, а при факторното влияние  $d_4$  се въвежда положителна и отрицателна посока. При такава постановка факторното влияние  $d_3$  се определя по формулата

$$d_3 = d_2 - d_1 \quad (18)$$

и има положителна стойност, ако изследваната структура в своето развитие се отдалечава от равномерната структура  $E$  и отрицателна стойност, ако се приближава.

Положителна и отрицателна посока при факторното влияние  $d_4$  се въвежда в съответствие с приетото в математиката определение, а именно: отрицателната посока съвпада с посоката на движение на часовниковата стрелка, а положителната посока е против посоката на движение на часовниковата стрелка. При оценяване на структурни промени, посоката се определя спрямо равномерната структура  $E$ .

Така представеният алгоритъм за разлагане на общото структурно изменение на факторни влияния при тримерни структури е валиден и при  $n > 3$ . Този факт дава възможност да се формира система от измерители  $d_0, K_d, d_1, d_2, d_3, d_4$ , с помощта на която неравномерността се изследва като процес. Във връзка с това за всяка година на изследвания период се оценяват структурните промени спрямо начална година, приета за базисна. *С помощта на факторните влияния  $d_3$  и  $d_4$  силата и насочеността на структурните промени се представя графично в равнинна координатна система, независимо от размерността на изследваната структура.* На тази основа може да се проследи и развитието на изследвана статистическа структура в перспектива, но провеждане на такъв род изследвания е извън целите на настоящата студия.

Понастоящем, както беше посочено, статистическият структурен анализ предоставя значителен брой обобщаващи измерители за структурни изменения (различия), които *могат да се използват и при оценяване на неравномерност.* С тези обобщаващи измерители обаче структурната промяна, в т.ч. промяната в неравномерността отново се оценява само като *нарастваща* или *намаляваща*.

Възможността за използване на единен методологически подход за изследване на структурни изменения и неравномерност е посочена за първи път от проф. К. Гатев (Гатев, 1987). В основата му е интегралният коефициент на структурни изменения

$$K_S = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (f_{i2} - f_{i1})^2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n f_{i1}^2 + \sum_{i=1}^n f_{i2}^2}} = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (f_{i2} - f_{i1})^2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n f_{i1}^2 + \sum_{i=1}^n f_{i2}^2}}, \quad (19)$$

където  $f_{i1}$  и  $f_{i2}$  са  $i$ -те относителни дялове на сравняваните структури. В числителя на коефициента  $K_S$  е Евклидовото разстояние между сравняваните структури, а в знаменателя – сборът от квадратите на относителните дялове на двете сравнявани структури, който (с изключване на крайните структури) е по-малък от  $\sqrt{2}$ .

При изследване на неравномерност сравнението се извършва спрямо равномерната структура  $E$  и съответният коефициент на неравномерност има вида

$$K_R = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left(f_{i1} - \frac{1}{n}\right)^2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n f_{i1}^2 + \frac{1}{n}}}. \quad (20)$$

От начина на определяне на коефициента  $K_R$  се вижда, че с него фактически се оценява степента на неравномерност посредством нормиране на Евклидовото разстояние на изследвана структура до равномерната структура, т.е. с коефициента  $K_R$  има възможност за отчитане *само* на факторното влияние  $d_3$  - промяна в степента на неравномерност.

Известни са два основни подхода при конструирането на обобщаващи измерители за структурни изменения – *статистически* и *аналитичен* (Янкова, 2001, с. 22). Наред с представената интерпретация в съответствие със статистическия подход, на коефициента на Херфиндал (формула 11) може да се даде интерпретация и в съответствие с аналитичния подход, а именно: този коефициент фактически е квадрата на Евклидовото разстояние между изследваната структура и началото на координатната система. Следователно с разликата в стойностите на коефициента на Херфиндал за началната и крайната година на изследван период отново се дава оценка само на факторното влияние  $d_3$  - промяна в степента на неравномерност.

В студията, при оценяване на промените в производствената специализация и териториална концентрация, се използва системата измерители  $d_0, K_d, d_1, d_2, d_3, d_4$ . Тя се използва както при изследване на промени в производствена специализация на райони и на промени в териториална концентрация на отрасли, така и при тяхното съвместно изменение. Когато се изследва производствена специализация на териториални единици, структурните промени се оценяват въз основа на относителните дялове  $S_{ij}$  (размерността на съответните структури е  $n$ ), а когато се изследва териториалната концентрация на отраслите се използват относителните дялове  $C_{ij}$  (размерността на съответните структури е  $m$ ). При съвместно изследване на промените в производствената специализация и териториалната концентрация се използват относителните дялове

$$SC_{ij} = \frac{Z_{ij}}{Z_{..}} \quad (21)$$

и размерността на съответната структура е  $n * m$ . Като елементи на статистическа структура, относителните дялове  $SC_{ij}$  удовлетворяват условия (1). Поради това използването им предоставя много по-големи възможности при изследване развитието на сложни процеси и явления, имащи отношение към неравномерността, в сравнение с единичните измерители - коефициентите  $I_{ij}$ .

Развитието на отрасловата специализация и териториалната концентрация при използването само на един индикатор може да доведе до неправилни изводи относно настъпилите промени и факторите, които ги обуславят и това се отчита от изследователите. При изследване на промените в производствената специализация на промишлеността в страната за периода 1965-1970 г. (Захариев, 1974) се разглеждат промените в отрасловите структури на общата продукция, основните фондове и персонала за три икономически района (Североизточен, Югоизточен и Западен) и окръзите (настоящите области). Настъпилите промени се оценяват въз основа на абсолютните обеми за трите показателя и на промените в относителните дялове на отраслите. Равнището на специализация на икономическите райони и окръзите в основните отрасли на промишлеността по показателя *обща продукция* за 1970 г. е оценено с индекса  $I_{ij}$ , представен с формула (4).

При изследване на териториалната концентрация на промишлеността на Беларуския икономически район в бившия СССР, в качеството на групировъчни признаци за всички промишлени пунктове на територията на района се използват показателите “численост на промишлено-производствения персонал, обем на общата продукция, стойност на промишлено-производствените фондове” (Козловская, 1974, с. 113), т.е. използват се същите

показатели, посочени по-горе. Равнището на производствена специализация се оценява с коефициента на Херфиндал и негови модификации.

Трите показателя обем продукция, персонал и основни производствени фондове несъмнено по-пълно характеризират промените в специализацията и концентрацията на промишленото производство, но тяхното влияние е различно. Във връзка с това и необходимостта от комплексно отчитане влиянието и на трите показателя е полезно да се конструира статистическа структура, наречена *център на тежестта*. Координатите на тази структура се определят като средна аритметична на съответните относителни дялове на отрасловите структури на продукцията, персонала и основните фондове. Тази структура също се разглежда като точка в  $n$  – мерно Евклидово пространство, където с  $n$  е означен броят на отраслите.

С помощта на центъра на тежестта се разкрива възможност за оценяване силата на влияние на отделните показатели. Колкото по-малко е разстоянието от центъра на тежестта до съответния индикатор (структура), толкова влиянието е по-силно.

Без да се навлиза в подробности относно предимствата и недостатъците на показателите обща продукция и заети лица, като отделни индикатори за изследване на специализация и/или концентрация, необходимо е да се посочи, че тяхното съвместно разглеждане (посредством център на тежестта) при изследване на неравномерност ще съдейства за разширяване и задълбочаване на анализа и повишаване качеството на получените оценки. При използване на два показателя, с центъра на тежестта фактически се моделира тяхното равностойно участие.

Процесите специализация и концентрация най-често се изследват поотделно. С помощта на коефициентите  $SC_{ij}$  има възможност за тяхното съвместно изследване. Разглеждането на промените в тези два процеса като “две страни на едно и също монета” (Zizi, 2009, р. 99-113) има все повече поддръжници. Необходимата информация за провеждане на такъв род изследвания, при използване на един индикатор, се представя в табл. 1.

През последните години като основни обобщаващи измерители на промените в производствената специализация и териториалната концентрация се използват коефициентите на Херфиндал и на Кругман. По своята същност коефициентът на Кругман е известният от статистическата литература (Гатев, 1987, с. 23) обобщаващ измерител за структурни изменения *индекс на различията*, който се определя по формулата

$$\sum_{i=1}^n |f_{it} - f_{i0}|. \quad (22)$$

И така, с коефициента на Кругман се оценява общото структурно изменение, а с коефициента на Херфиндал – само факторното влияние  $d_3$  - промяна в степента на неравномерност. Това *обяснява несъответствието в получените резултати за промените в специализацията и концентрацията при използването на двата измерителя* (Zizi, 2009, p. 106-109).

В студията, поради трудности от информационен характер, при оценяване на промените в отрасловата специализация и териториалната концентрация на промишленото производство се използва показателят обем промишлена продукция.

## 2. Промени в отраслова специализация на страната и районите

През първото десетилетие на XXI-ви век развитието на отрасловата специализация и териториалната концентрация на промишленото производство отново привлича вниманието на изследователите. За страните-членки на ЕС развитието на тези процеси е от съществено значение за реализирането на Европейската регионална политика, насочена към икономическо, социално и териториално сближаване.

В началните години на прехода към пазарно стопанство дялът на промишлеността в структурата на брутна продукция в материалната сфера спада от 62,50% през 1991 г. на 52,27% през 1994 г. (Национални сметки ..., с. 126-129). Тези данни показват значително намаляване на относителния дял на промишлеността за сравнително кратък период. Икономическата криза в страната през 1996-1997 г. почти не оказва влияние при развитието на отрасловата структура на промишлеността (Янкова, 2008).

Преструктурирането на промишлеността фактически започва след 2000 г. и е основен фактор за намаляване на междурегионалните и вътрешнорегионалните различия и реализиране на регионална политика, насочена към териториално сближаване.

Изследването на промените в отрасловата структура на промишлеността в страната и по райони за планиране<sup>5</sup> се основава на коефициентите на специализация  $S_{ij}$ .

---

<sup>5</sup> Северозападен (СЗ – Видин, Враца, Монтана); Северен централен (СЦ – Велико Търново, Габрово, Ловеч, Плевен, Русе); Североизточен (СИ – Варна, Добрич, Разград, Силистра, Търговище, Шумен); Югоизточен (ЮИ – Бургас, Сливен, Ямбол); Южен централен (ЮЦ – Кърджали, Пазарджик, Пловдив, Смолян, Стара Загора, Хасково); Югозападен (ЮЗ – Благоевград, Кюстендил, Перник, София-столица, Софийска).

2.1. Промени в промишлената структура на страната

Промените в промишлената структура на страната за периода 2002-2007 г. се изследват при използване на данни на НСИ за продукцията на предприятията и поделенията от промишлеността. С оглед постигане съпоставимост на информацията се използва 14-отраслова класификация на отраслите на промишлеността, получена въз основа на НКИД-2003 с обединяване на Добив на енергийни ресурси, Производство на кокс и рафинирани нефтопродукти, Преработваща промишленост (н.д.) и Снабдяване с електроенергия, газ и вода в Сборен отрасъл.

Таблица 2

Отраслова структура на промишлената продукция на страната (%)

| Отрасъл   | 2002          | 2003          | 2004          | 2005          | 2006          | 2007          |
|---|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| 1. Добив, без добива на енергийни ресурси                             | 0.0247        | 0.0228        | 0.0267        | 0.0278        | 0.0372        | 0.0319        |
| 2. Производство на хранителни продукти, напитки и тютюневи изделия    | <b>0.1657</b> | <b>0.1666</b> | <b>0.1564</b> | <b>0.1482</b> | <b>0.1360</b> | <b>0.1401</b> |
| 3. Производство на текстил и облекло                                  | 0.0776        | 0.0833        | 0.0789        | 0.0703        | 0.0658        | 0.0629        |
| 4. Производство на лицеви кожи и изделия от тях                       | 0.0096        | 0.0104        | 0.0070        | 0.0066        | 0.0062        | 0.0049        |
| 5. Производство на дървен материал и изделия от него, без мебели      | 0.0153        | 0.0165        | 0.0179        | 0.0167        | 0.0154        | 0.0150        |
| 6. Производство на дървесна маса, хартия и картон; издателска дейност | 0.0369        | 0.0387        | 0.0355        | 0.0344        | 0.0311        | 0.0321        |
| 7. Производство на химични вещества, продукти и влакна                | 0.0656        | 0.0607        | 0.0521        | 0.0525        | 0.0471        | 0.0457        |
| 8. Производство на изделия от каучук и пластмаси                      | 0.0208        | 0.0242        | 0.0240        | 0.0265        | 0.0278        | 0.0298        |
| 9. Производство от други неметални минерални суровини                 | 0.0379        | 0.0386        | 0.0416        | 0.0478        | 0.0541        | 0.0574        |
| 10. Металургия и производство на метални изделия, без машини          | <b>0.0998</b> | <b>0.1129</b> | <b>0.1549</b> | <b>0.1519</b> | <b>0.1834</b> | <b>0.1769</b> |
| 11. Производство на машини и оборудване, без електро-оптично          | 0.0590        | 0.0598        | 0.0587        | 0.0593        | 0.0582        | 0.0625        |
| 12. Производство на електро-оптично и друго оборудване                | 0.0433        | 0.0437        | 0.0372        | 0.0408        | 0.0415        | 0.0460        |
| 13. Производство на превозни средства                                 | 0.0132        | 0.0135        | 0.0141        | 0.0146        | 0.0154        | 0.0167        |
| 14. Сборен отрасъл  | <b>0.3306</b> | <b>0.3083</b> | <b>0.2948</b> | <b>0.3028</b> | <b>0.2809</b> | <b>0.2780</b> |
| Общо  | 1.0000        | 1.0000        | 1.0000        | 1.0000        | 1.0000        | 1.0000        |

При изследване на промените в отрасловата структура на промишлеността се приема, че първите три отрасли с най-голям относителен дял са *структуроопределящи*. За периода 2002-2007 г. с най-голям относителен дял е Сборният отрасъл, следван от отраслите Производство на хранителни продукти, напитки и тютюневи изделия и Металургия и производство на метални изделия, без машини. В тези три отрасли се произвежда около 60% от промишлената продукция на страната.

За разглеждания период 2002-2007 г. се отчита тенденция на намаляване на относителните дялове на отрасъл Производство на хранителни продукти, напитки и тютюневи изделия и на Сборния отрасъл и тенденция на нарастване на относителния дял на отрасъл Металургия и производство на метални изделия, без машини, в резултат на което за периода 2004-2005 г. се отчита преструктуриране – промяна в подредбата по големина на структуроопределящите отрасли.

Промените в промишлената структура на страната, оценени със системата измерители  $d_0, K_d, d_1, d_2, d_3, d_4$ , са представени в табл. 3.

Таблица 3  
Система измерители, характеризиращи промените в промишлената структура на страната за периода 2002-2007 г.

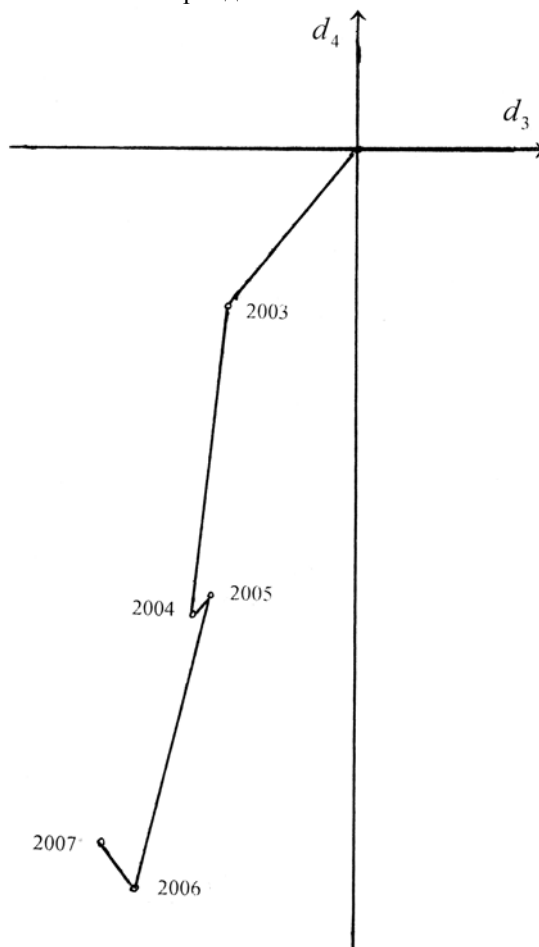
| Период    | $d_0$  | $K_d$ (%) | $d_1$  | $d_2$  | $d_3$   | $d_4$  | Посока при $d_4$ |
|-----------|--------|-----------|--------|--------|---------|--------|------------------|
| 2002-2003 | 0.0274 | 1.94      | 0.3088 | 0.2914 | -0.0174 | 0.0205 | отрицателна      |
| 2002-2004 | 0.0684 | 4.83      | 0.3088 | 0.2874 | -0.0214 | 0.0626 | отрицателна      |
| 2002-2005 | 0.0647 | 4.57      | 0.3088 | 0.2891 | -0.0196 | 0.0596 | отрицателна      |
| 2002-2006 | 0.1066 | 7.54      | 0.3088 | 0.2790 | -0.0298 | 0.0973 | отрицателна      |
| 2002-2007 | 0.1029 | 7.27      | 0.3088 | 0.2750 | -0.0338 | 0.0917 | отрицателна      |
| 2002-2003 | 0.0274 | 1.94      | 0.3088 | 0.2914 | -0.0174 | 0.0205 |                  |
| 2003-2004 | 0.0473 | 3.34      | 0.2914 | 0.2874 | -0.0040 | 0.0468 |                  |
| 2004-2005 | 0.0167 | 1.18      | 0.2874 | 0.2891 | 0.0017  | 0.0165 |                  |
| 2005-2006 | 0.0426 | 3.02      | 0.2891 | 0.2789 | -0.0102 | 0.0407 |                  |
| 2006-2007 | 0.0129 | 0.91      | 0.2789 | 0.2750 | -0.0039 | 0.0121 |                  |

Общото структурно изменение, оценено с коефициента  $K_d$ , нараства до 7,27% спрямо приетата за базисна 2002 г. Разстоянията  $d_2$  намаляват по години на разглеждания период и обуславят отрицателните стойности за факторното влияние  $d_3$ , което е указание за *по-равномерно участие на отраслите с промишлената структура на страната*. Стойностите на факторното влияние  $d_4$  нарастват по години на изследвания период, при това те са значително по-големи в сравнение с тези за факторното влияние  $d_3$  и са довели до преструктуриране.

Във втората част на табл. 3 са представени стойностите на системата измерители за съседни години на периода 2002-2007 г. Отчита се вариране при общото структурно изменение с *тенденция на намаляване на структурните промени*. Този извод се потвърждава и от развитието на промишлената структура на страната за периода 2002-2007 г., представено на фиг. 3.

Фигура 3

Развитие на отрасловата структура на промишлената продукция в страната за периода 2002-2007 г.



Отрицателните стойности при факторното влияние  $d_3$  са указание за промени водещи към по-равномерно участие на отраслите. Откроява се определящата роля на факторното влияние  $d_4$  - промяна в посоката на неравномерност (преструктурирането). По принцип, отрицателната посока при факторното



влияние  $d_4$  не трябва да се свързва с негативни структурни промени, а само с коректността при графичното представяне.

Доколко отчетените структурни промени са ефикасни обаче? В отговор на този въпрос се изследва зависимостта между структурни изменения и растеж (индекс на изменение на промишлената продукция).

По презумпция, реализирането на структурни промени трябва да води до по-добри резултати, но едновременно с това води и до по-голямо напрежение в системата. Поради това е логично да се постави въпроса: *по-големите структурни промени водят ли и до по-голямо нарастване на промишлената продукция?*

За да се отговори на този въпрос се изследват зависимостите:

$$Y = a_0 + a_1 * d_0 \quad (23)$$

$$Y = a_0 + a_1 * d_3 \quad (24)$$

$$Y = a_0 + a_1 * d_4, \quad (25)$$

където с  $Y$  е означен индексът на изменение на промишлената продукция, а стойностите на измерителите  $d_0, d_3, d_4$  за съседни години на периода 2002-2007 г. са независими променливи (табл. 3). Използването на линейна функция е продиктувано от краткия отчетен период, който се разглежда.

Уравнения (23) – (25) имат следния конкретен вид

$$Y = 1,1410 + 0,1767 * d_0, \quad R = 0,3286 \quad (23a)$$

$$Y = 1,1410 + 4,7187 * d_3, \quad R = 0,6282 \quad (24a)$$

$$Y = 1,1289 + 1,7087 * d_4, \quad R = 0,4826. \quad (25a)$$

Зависимостта между индекса на изменение на промишлената продукция  $Y$  и общото структурно изменение  $d_0$  се оценява като слаба – съответният коефициент на корелация е  $R = 0,3286$ . От уравнения (24a) и (25a) се вижда, че факторното влияние  $d_3$  оказва доста по-силно влияние в сравнение с това на факторното влияние  $d_4$ .

Посочените резултати от изследването са интересни с това, че по-големите стойности за факторното влияние  $d_4$  (преструктурирането) влияят по-слабо на индекса на изменение на промишлената продукция в сравнение със стойностите на факторното влияние  $d_3$ . Отрицателните стойности при факторното влияние  $d_3$  са указание за промени към по-равностойно присъствие на отделните отрасли на промишлеността, което несъмнено е

положителна тенденция в развитието на промишлената структура, защото дава възможност за по-пълно използване потенциала на страната.

## 2.2 Развитие на отрасловата структура на районите

Отраслите Производство на хранителни продукти, напитки и тютюневи изделия и Сборния отрасъл са сред структуроопределящите при всички райони (табл. 4). За периода 2002-2006 г. промяна в тройката структуроопределящи отрасли се отчита само в Северозападния район, при който отрасъл Производство на текстил и облекло отстъпва място на отрасъл Производство на други неметални минерални суровини и в Североизточния район, при който отрасъл Производство на химични вещества, продукти и влакна отстъпва място отново на отрасъл Производство на продукти от други неметални минерални суровини.

Таблица 4

Структуроопределящи отрасли\* в районите и страната

| Район             | Структуроопределящи отрасли |           | Относителен дял (%) |         |
|-------------------|-----------------------------|-----------|---------------------|---------|
|                   | 2002 г.                     | 2006 г.   | 2002 г.             | 2006 г. |
| Северозападен     | 2, 3, 14                    | 2, 9, 14  | 78,20               | 66,56   |
| Северен централен | 2, 11, 14                   | 2, 11, 14 | 50,00               | 49,00   |
| Североизточен     | 2, 7, 14                    | 2, 9, 14  | 62,54               | 50,71   |
| Югоизточен        | 2, 3, 14                    | 2, 3, 14  | 71,25               | 85,88   |
| Южен централен    | 2, 10, 14                   | 2, 10, 14 | 52,74               | 47,97   |
| Югозападен        | 2, 10, 14                   | 2, 10, 14 | 69,45               | 67,00   |
| Общо за страната  | 2, 10, 14                   | 2, 10, 14 | 59,61               | 60,03   |

\* Използва се наименованието на отраслите от в табл. 2.

Промените в отрасловата структура на промишлеността на районите за планиране за периода 2002-2006 г., спрямо приетата за базисна 2002 г., са оценени със системата измерители  $d_0, K_d, d_1, d_2, d_3, d_4$  (табл. 5).

Таблица 5

Система измерители, характеризиращи промените в промишлената структура на районите за планиране за периода 2002-2006 г.

| Район             | $d_0$  | $K_d$ (%) | $d_1$  | $d_2$  | $d_3$   | $d_4$  |
|-------------------|--------|-----------|--------|--------|---------|--------|
| Северозападен     | 0,1875 | 13,26     | 0,5952 | 0,4304 | -0,1648 | 0,0760 |
| Северен централен | 0,0481 | 3,40      | 0,2080 | 0,2025 | -0,0054 | 0,0472 |
| Североизточен     | 0,1113 | 7,87      | 0,2866 | 0,2410 | -0,0456 | 0,0931 |
| Югоизточен        | 0,4054 | 28,67     | 0,3587 | 0,6753 | 0,3166  | 0,1846 |
| Южен централен    | 0,0828 | 5,86      | 0,2500 | 0,2011 | -0,0488 | 0,0600 |
| Югозападен        | 0,3507 | 24,80     | 0,3950 | 0,3616 | -0,0334 | 0,3341 |
| Общо за страната  | 0,1066 | 7,54      | 0,3088 | 0,2790 | -0,0297 | 0,0973 |

От табл. 5 е видно, че промените в промишлената структура на районите варират в широки граници. Структурните промени за периода 2002-2006 г. водят до по-равномерно присъствие на отраслите (стойностите за  $d_2$  са по-малки от тези за  $d_1$ ). Налице е значително вариране по райони в стойностите на факторните влияния  $d_3$  и  $d_4$ . Резултатите от проведеното изследване на промените в отрасловата структура на промишлеността на районите за периода 2002-2006 г., дават основание да се направят следните обобщения:

- Най-голямо структурно изменение, измерено с коефициента  $K_d$ , се отчита за Югоизточния (28,67 %) и Югозападния (24,80 %), а най-малко за Северния централен район (3,40 %), при средно за страната общо структурно изменение от 7,54%.
- Отрасловата структура на промишлеността в Северния централен и Южния централен се характеризира с най-ниска степен на неравномерност в сравнение с останалите райони за планиране. За изследвания период факторното влияние  $d_3$  е с положителен знак само при Югоизточния район за планиране. При останалите райони е с отрицателен знак, което е указание за промени водещи към по-равномерно отраслово присъствие.
- За изследвания период се отчита значително преструктуриране в отрасловата структура на районите (стойностите на факторното влияние  $d_4$  са значително по-големи от съответните стойности на факторното влияние  $d_3$ ). Изключение от посочената тенденция прави Северозападния район, при който тенденцията към по-равномерно участие на отраслите се проявява по-силно ( $d_3 = -0,1648$ ).
- Развитието на Сборния отрасъл (Добив на енергийни ресурси; Производство на кокс и нефтопродукти; Преработваща промишленост (н.д.); Снабдяване с електроенергия, газ и вода) има определяща роля за промените в отрасловата структура на районите.

### 2.3. Различия между промишлените структури на районите

Различията между промишлените структури на районите за планиране за началната и крайната година на периода 2002-2006 г. се оценяват с нормирания измерител  $K_d$  (табл. 6).

През 2002 г. най-голяма близост в промишлените структури се отчита между Северния централен и Южния централен район (7.93%), а най-голямо различие – между Северозападния и Североизточния район (38.81%). Най-големи

структурни различия се отчитат между Северозападния район и останалите райони на страната.

През 2006 г. обаче различията в промишлената структура на районите се проявяват най-силно между Югоизточния район и останалите райони на страната, а различието между Северния централен и Южния централен район отново е най-малко – 7.89%. Като основна причина за отчетеното нарастване на общите структурни различия при Югоизточния район е значителното нарастване на относителния дял на Сборния отрасъл за района. За Северозападния район през 2006 г. се отчита намаляване на междуотраслово-междурайонните различия в сравнение с тези през 2002 г. Увеличаване на различието е отчетено единствено спрямо Югозападния район (от 18.32% за 2002 г. на 32.05% за 2006 г.).

Таблица 6  
Различия между районите за планиране в отрасловата структура на промишлеността ( $K_d$  %)

| Район   | СЗ | СЦ    | СИ    | ЮИ    | ЮЦ    | ЮЗ    |
|---------|----|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2002 г. |    |       |       |       |       |       |
| СЗ      | х  | 35.32 | 38.81 | 23.80 | 30.91 | 18.32 |
| СЦ      |    | х     | 15.22 | 16.50 | 7.93  | 21.68 |
| СИ      |    |       | х     | 21.81 | 14.26 | 25.21 |
| ЮИ      |    |       |       | х     | 12.09 | 13.81 |
| ЮЦ      |    |       |       |       | х     | 15.84 |
| ЮЗ      |    |       |       |       |       | х     |
| 2006 г. |    |       |       |       |       |       |
| СЗ      | х  | 24.62 | 27.31 | 19.34 | 22.81 | 32.05 |
| СЦ      |    | х     | 12.25 | 42.09 | 7.89  | 24.13 |
| СИ      |    |       | х     | 44.45 | 13.75 | 24.86 |
| ЮИ      |    |       |       | х     | 39.57 | 47.06 |
| ЮЦ      |    |       |       |       | х     | 19.79 |
| ЮЗ      |    |       |       |       |       | х     |

Резултатите от изследване на различията между промишлените структури на районите за планиране за периода 2002-2006 г. показват, че средните отраслови структурни различия между районите, измерени с коефициента  $K_d$  нарастват от 20,77 % за 2002 г. на 26,80% за 2006 г. Това е указание за нарастване на междурайонните различия в отрасловата структура на промишлеността.

Различията между промишлените структури на районите за 2006 г. , оценени с помощта на системата измерители  $d_0, K_d, d_1, d_2, d_3, d_4$  са представени в табл. 7.

Таблица 7

Система измерители, характеризиращи различията в промишлените структури на районите за 2006 г.

| Сравнявани райони | $d_0$  | $K_d$ (%) | $d_1$  | $d_2$  | $d_3$   | $d_4$  |
|-------------------|--------|-----------|--------|--------|---------|--------|
| СЗ – СЦ           | 0.3482 | 24.62     | 0.4304 | 0.2025 | -0.2278 | 0.1806 |
| СЗ – СИ           | 0.3862 | 27.31     | 0.4304 | 0.2410 | -0.1893 | 0.2519 |
| СЗ – ЮИ           | 0.2736 | 19.34     | 0.4304 | 0.6753 | 0.2450  | 0.0972 |
| СЗ – ЮЦ           | 0.3225 | 22.81     | 0.4304 | 0.2011 | -0.2292 | 0.1551 |
| СЗ – ЮЗ           | 0.4532 | 32.05     | 0.4304 | 0.3616 | -0.0687 | 0.4106 |
| СЦ – СИ           | 0.1732 | 12.25     | 0.2025 | 0.2410 | 0.0385  | 0.1548 |
| СЦ – ЮИ           | 0.5953 | 42.09     | 0.2025 | 0.6753 | 0.4728  | 0.1981 |
| СЦ – ЮЦ           | 0.1117 | 7.89      | 0.2025 | 0.2011 | -0.0014 | 0.1113 |
| СЦ – ЮЗ           | 0.3413 | 24.13     | 0.2025 | 0.3616 | 0.1591  | 0.2259 |
| СИ – ЮИ           | 0.6299 | 44.55     | 0.2410 | 0.6753 | 0.4343  | 0.2726 |
| СИ – ЮЦ           | 0.1941 | 13.75     | 0.2410 | 0.2011 | -0.0399 | 0.1738 |
| СИ – ЮЗ           | 0.3516 | 24.86     | 0.2410 | 0.3616 | 0.1206  | 0.2696 |
| ЮИ – ЮЦ           | 0.5596 | 39.57     | 0.6753 | 0.2011 | -0.4742 | 0.1622 |
| ЮИ – ЮЗ           | 0.6656 | 47.06     | 0.6753 | 0.3616 | -0.3137 | 0.4295 |
| ЮЦ – ЮЗ           | 0.2799 | 19.79     | 0.2011 | 0.3616 | 0.1605  | 0.1710 |

През 2006 г. най-голямо различие се отчита при отрасловите структури на промишлеността между Югоизточния и Югозападния район (47.06%) и то в по-голяма степен се дължи на факторното влияние  $d_4$  - различие в посоката на неравномерност. Сравнително големи различия се отчитат и при двойките райони ЮИ-СИ, ЮИ-СЦ и ЮИ-ЮЦ, но при тях различието в степента на неравномерност ( $d_3$ ) оказва по-силно влияние. Посочените различия в много голяма степен се дължат на високия относителен дял на Сборния отрасъл в промишлената структура на Югоизточния район.

Резултатите от изследване развитието на промишлената структура (отрасловата специализация) на страната и районите, както и оценяването на междуотрасловите и междурайонни различия, дават основание да се направи извода за осъществяване на динамичен процес на реструктуриране на промишлеността в регионален и междурегионален разрез за изследвания периода 2002-2006 г.

### 3. Териториална концентрация на структуриращите промишлени отрасли

За периода 2002-2007 г. се отчитат значителни различия и промени в относителните дялове на районите в териториалната структура на промишлеността на страната.

Таблица 8

Относителен дял на районите в териториалната структура на промишлената продукция на страната

| Район             | 2002 г.       | 2003 г.       | 2004 г.       | 2005 г.       | 2006 г.       | 2007 г.       |
|-------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Северозападен     | 0.0525        | 0.0466        | 0.0458        | 0.0423        | 0.0387        | 0.0358        |
| Северен централен | <b>0.1278</b> | <b>0.1266</b> | <b>0.1235</b> | 0.1206        | 0.1145        | 0.1136        |
| Североизточен     | 0.1087        | 0.1056        | 0.1036        | 0.1032        | 0.1042        | 0.1149        |
| Югоизточен        | 0.0633        | 0.0668        | 0.0682        | <b>0.1588</b> | <b>0.1820</b> | <b>0.1687</b> |
| Южен централен    | <b>0.2044</b> | <b>0.2169</b> | <b>0.2250</b> | <b>0.2200</b> | <b>0.2205</b> | <b>0.2192</b> |
| Югозападен        | <b>0.4433</b> | <b>0.4375</b> | <b>0.4339</b> | <b>0.3551</b> | <b>0.3401</b> | <b>0.3478</b> |
| Общо              | 1.0000        | 1.0000        | 1.0000        | 1.0000        | 1.0000        | 1.0000        |

За периода 2002-2007 г. с най-голям относителен дял е промишлената продукция в Югозападния, а с най-малък – в Северозападния район, но и при двата района се отчита тенденция към намаляване. Намаляването на относителния дял на промишлената продукция в Югозападния район трябва да се разглежда като позитивна промяна, защото води до по-равномерно териториално разположение на промишлеността в страната, докато при Северозападния район промяната се оценява негативно.

Вариането в относителните дялове на районите, оценено с коефициента на вариация е както следва: за 2002 г. –  $v = 79,95 \%$ , а за 2007 г. –  $v = 59,09 \%$ . Този резултат е доказателство за това, че *участието на районите в териториалната структура на промишлеността в страната през 2007 г. е по-равномерно в сравнение с това през 2002 г.*

По-значими промени в териториалната структура на промишлеността в страната през 2005 г. спрямо 2004 г. се отчитат при Югозападния район, чийто относителен дял намалява от 0,4339 на 0,3551 и при Югоизточния район, чийто относителен дял се увеличава от 0,0682 на 0,1588. Тези промени в много голяма степен се дължат на Сборния отрасъл.

Промените в териториалната концентрация на промишлените отрасли се изследват при използване на коефициентите  $C_{ij}$  – формула (3), характеризиращи равнището на концентрация на  $i$  – отрасъл в  $j$  – район. Резултатите от изследването са отразени в табл. 9.

В своето развитие, териториалната структура на промишлеността в страната се променя към по-равномерно участие на районите. Доказателство за това са намаляващите стойности на разстоянието  $d_2$  по години на периода 2002-2006 г. и съответно – отрицателните стойности за факторното влияние  $d_3$ .

Таблица 9

Система измерители, характеризиращи промените в териториалната структура на промишлеността за периода 2002-2007 г.

| Период    | $d_0$  | $K_d$ (%) | $d_1$  | $d_2$  | $d_3$    | $d_4$  |
|-----------|--------|-----------|--------|--------|----------|--------|
| 2002-2003 | 0.0158 | 1.12      | 0.3264 | 0.3250 | - 0.0014 | 0.0157 |
| 2002-2004 | 0.0251 | 1.78      | 0.3264 | 0.3240 | - 0.0023 | 0.0249 |
| 2002-2005 | 0.1317 | 9.32      | 0.3264 | 0.2450 | - 0.0813 | 0.0898 |
| 2002-2006 | 0.1594 | 11.27     | 0.3264 | 0.2371 | - 0.0893 | 0.1125 |
| 2002-2007 | 0.1447 | 10.24     | 0.3264 | 0.2412 | - 0.0851 | 0.1006 |
| 2002-2003 | 0.0158 | 1.12      | 0.3264 | 0.3250 | - 0.0014 | 0.0157 |
| 2003-2004 | 0.0098 | 0.69      | 0.3250 | 0.3240 | - 0.0010 | 0.0098 |
| 2004-2005 | 0.1200 | 8.51      | 0.3240 | 0.2450 | - 0.0790 | 0.0790 |
| 2005-2006 | 0.0284 | 2.01      | 0.2450 | 0.2371 | - 0.0079 | 0.0269 |
| 2006-2007 | 0.0191 | 1.35      | 0.2371 | 0.2412 | 0.0041   | 0.0185 |

Представените в табл. 9 стойности на системата измерители са в потвърждение на посочената значителна промяна в териториалната структура на промишлеността през 2005 г. и спрямо базисната 2002 г., и спрямо предходната 2004 г. Промяната в териториалната структура на промишлеността за периода 2004-2005 г. се дължи на равностойното участие и на двете факторни влияния  $d_3 = -0,0790$  и  $d_4 = 0,0790$ , които са най-големи в сравнение с останалите съседни години на изследвания период.

Логично е да се търси обяснение на посочената значителна промяна в териториалната структура на промишлеността в страната за периода 2004-2005 г. Във връзка с това се разглеждат промените в териториалната структура на структуроопределящите отрасли.

Промените в териториалната структура на отрасъл *Производство на хранителни продукти, напитки и тютюневи изделия* са свързани с нарастване на относителния му дял във всички райони на страната с изключение на Югозападния. От 0.3476 през 2002 г., относителният дял на отрасъла в Югозападния район намалява на 0.3008 през 2006 г. Въпреки това в този район се произвежда най-голям дял от продукцията на отрасъла.

Относителният дял на отрасъл *Производство на текстил и облекло* в Северозападния, Северния централен и Североизточния район в много голяма степен се запазва. При южните райони обаче се отчитат значителни изменения. В Югоизточния и Южния централен район относителният дял на отрасъла нараства съответно с 7.02% и 2.13%, а в Югозападния намалява с 7.79%. През 2006 г. в южните райони на страната (ЮИ, ЮЦ, ЮЗ) е съсредоточено 71.49% от производството на отрасъла.

С най-големи относителни дялове в териториалната структура на отрасъл *Производство на химични вещества, продукти и влакна* са Североизточен,

Югозападен и Южен централен район. В тях през 2002 г. се произвежда 87.54%, а през 2006 г. – 83.56%.

От табл. 10 се вижда, че в Серозападния район се произвежда около 8% от продукцията на отрасъл *Производство на продукти от други неметални минерални суровини*. За Югоизточния район се отчита двойно нарастване на относителния дял на отрасъла за периода 2002-2006 г. При останалите райони е налице сравнително равномерно и устойчиво отраслово присъствие. С най-голям относителен дял в териториалната структура на отрасъла е Североизточният район. В него през 2002 г. се произвежда  $\frac{1}{4}$  от продукцията, а през 2006 г. този дял е по-голям.

Таблица 10

Териториална структура на структуроопределящите отрасли (относителен дял)

| Година | СЗ  | СЦ     | СИ     | ЮИ     | ЮЦ     | ЮЗ     | Общо   |
|--------|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|        | Производство на хранителни продукти, напитки и тютюневи изделия |        |        |        |        |        |        |
| 2002   | 0.0225  | 0.1392 | 0.1634 | 0.0806 | 0.2467 | 0.3476 | 1.0000 |
| 2006   | 0.0248  | 0.1445 | 0.1700 | 0.0944 | 0.2655 | 0.3008 | 1.0000 |
|        | Производство на текстил и облекло                               |        |        |        |        |        |        |
| 2002   | 0.0492  | 0.1684 | 0.0829 | 0.1234 | 0.2489 | 0.3272 | 1.0000 |
| 2006   | 0.0470  | 0.1654 | 0.0727 | 0.1954 | 0.2702 | 0.2493 | 1.0000 |
|        | Производство на химични рещества, продукти и влакна             |        |        |        |        |        |        |
| 2002   | 0.0121  | 0.1078 | 0.3554 | 0.0047 | 0.2143 | 0.3057 | 1.0000 |
| 2006   | 0.0066  | 0.1474 | 0.3102 | 0.0104 | 0.2348 | 0.2906 | 1.0000 |
|        | Производство на продукти от други неметални минерални суровини  |        |        |        |        |        |        |
| 2002   | 0.0830  | 0.2266 | 0.2511 | 0.0487 | 0.1729 | 0.2177 | 1.0000 |
| 2006   | 0.0795  | 0.1776 | 0.2752 | 0.0990 | 0.1657 | 0.2030 | 1.0000 |
|        | Металургия и производство на метални изделия, без машини        |        |        |        |        |        |        |
| 2002   | 0.0216  | 0.0787 | 0.0589 | 0.0213 | 0.1837 | 0.6359 | 1.0000 |
| 2006   | 0.0133  | 0.0521 | 0.0541 | 0.0213 | 0.1498 | 0.7093 | 1.0000 |
|        | Производство на машини и оборудване, без електро-оптично        |        |        |        |        |        |        |
| 2002   | 0.0326  | 0.3308 | 0.0839 | 0.0466 | 0.3081 | 0.1980 | 1.0000 |
| 2006   | 0.0269  | 0.3087 | 0.0888 | 0.0470 | 0.3712 | 0.1574 | 1.0000 |
|        | Сборен отрасъл  |        |        |        |        |        |        |
| 2002   | 0.1014  | 0.0668 | 0.0531 | 0.0670 | 0.1469 | 0.5648 | 1.0000 |
| 2003   | 0.0861  | 0.0735 | 0.0576 | 0.0701 | 0.1617 | 0.5510 | 1.0000 |
| 2004   | 0.0819  | 0.0705 | 0.0589 | 0.0555 | 0.1741 | 0.5590 | 1.0000 |
| 2005   | 0.0727  | 0.0664 | 0.0540 | 0.3506 | 0.1551 | 0.3011 | 1.0000 |
| 2006   | 0.0644  | 0.0652 | 0.0527 | 0.4649 | 0.1509 | 0.2019 | 1.0000 |

Продукцията на отрасъл *Металургия и производство на метални изделия, без машини* е произведена основно в Югозападния и Южния централен район. През 2006 г. в тези райони е произведена 85% от продукцията на отрасъла.

За периода 2002-2006 г. се отчита 1.86 пъти нарастване на продукцията на отрасъл *Производство на машини и оборудване, без електро-оптично*. Този отрасъл е локализиран основно в Северния централен, Южния централен и Югозападния район. През 2006 г. в тези райони е произведена 83.73% от продукцията на отрасъла.



Развитието на разгледаните дотук структуроопределящи отрасли не обяснява значителните промени в териториалната структура на промишлеността за периода 2004-2005 г. (табл. 9). Поради това интерес представляват промените в Сборния отрасъл.

Произведената продукция в *Четиринадесетия сборен отрасъл* нараства 1.6 пъти за периода 2002-2006 г. В този отрасъл през 2002 г. е произведена 33.06%, а през 2006 г. – 28.09% от промишлената продукция на страната, т.е. отчита се намаляване на относителния дял на отрасъла в промишлената структура на страната. Териториалната структура на отрасъла по години на периода 2002-2006 г., представена в табл. 10, сочи най-значими промени за Югоизточния и Югозападния район. За периода 2004-2005 г. се отчита твърде голяма промяна. Нарастването на относителния дял на отрасъла в Югоизточния е съпроводено с намаляване в Югозападния район. Такава, но по-слаба промяна се отчита и за периода 2005-2006 г. Поради сборния характер на отрасъла е трудно да се идентифицират съответните причини.

Количествена оценка на промените в териториалната структура на структуроопределящите отрасли, с помощта на системата измерители  $d_0, K_d, d_1, d_2, d_3, d_4$ , е представена в табл. 11.

Таблица 11

Система измерители, характеризиращи промените в териториалната структура на структуроопределящите отрасли за периода 2002-2006 г.

| Структуроопределящ отрасъл                                      | $d_0$  | $K_d$<br>(%) | $d_1$  | $d_2$  | $d_3$   | $d_4$  |
|---|--------|--------------|--------|--------|---------|--------|
| Производство на хранителни продукти, напитки и тютюневи изделия | 0.0531 | 3.75         | 0.2609 | 0.2315 | -0.0294 | 0.0416 |
| Производство на текстил и облекло                               | 0.1087 | 7.68         | 0.2350 | 0.2038 | -0.0312 | 0.0970 |
| Производство на химични вещества, продукти и влакна             | 0.0658 | 4.65         | 0.3329 | 0.3017 | -0.0312 | 0.0551 |
| Производство на продукти от други неметални минерални суровини  | 0.0762 | 5.39         | 0.1852 | 0.1594 | -0.0258 | 0.0665 |
| Металургия и производство на метални изделия, без машини        | 0.0857 | 6.06         | 0.5310 | 0.6043 | 0.0733  | 0.0416 |
| Производство на машини и оборудване, без електро-оптично        | 0.0786 | 5.56         | 0.2953 | 0.3192 | 0.0241  | 0.0719 |
| Четиринадесети сборен отрасъл                                   | 0.5398 | 38.17        | 0.4427 | 0.3527 | -0.0904 | 0.4748 |

Видно е, че най-значими териториални структурни промени се отчитат при Сборния отрасъл. При останалите отрасли промените са в сравнително тесни граници.

Резултатите от проведеното изследване на промените в териториалната структура на структуроопределящите отрасли за периода 2002-2006 г. дават основание да се направят следните обобщения:

- Най-големи промени за периода 2002-2006 г. се отчитат в териториалната структура на продукцията на Сборния отрасъл – 38.17%, които в много голяма степен се обуславят от факторното влияние  $d_4$  (преструктурирането). Именно промените в този отрасъл обуславят посочената значителна промяна в териториалната структура на промишлената продукция на страната за периода 2004-2005 г.
- За периода 2002-2006 г. е налице тенденция към по-равномерно присъствие на районите в произведената продукция на отраслите: Производство на хранителни продукти, напитки и тютюневи изделия; Производство на текстил и облекло; Производство на химични вещества, продукти и влакна; Производство на продукти от други неметални минерални суровини. Доказателство за това са отрицателните стойности при факторното влияние  $d_3$ . За териториалните структурни промени при тези отрасли факторното влияние  $d_4$  е оказвало двойно по-голямо въздействие.
- При отрасъл Металургия и производство на метални изделия, без машини се отчита нарастване на неравномерността (стойността на факторното влияние  $d_3$  е положителна), т.е. промените водят до нарастване на териториалната концентрация. В Югозападния район през 2006 г. е произведена 70.93% от продукцията на отрасъла;
- При отрасъл Производство на машини и оборудване, без електро-оптично също се отчита нарастване на неравномерността, но факторното влияние  $d_4$  е оказвало много по-силно въздействие. Промените за изследвания период са довели до намаляване на относителния дял на произведената продукция в Северния централен район и нарастване в Южния централен район.

#### 4. Отраслово-териториална структура на промишлеността

При оценяване на промените в отраслово-териториалната структура на промишленото производство се използват коефициентите  $SC_{ij}$  (формула (21)). През 2002 г. трите отрасли с най-голям относителен дял са в Югозападния район. Това са: Сборния отрасъл (0.1868), Металургия и производство на метални изделия, без машини (0.0635), Производство на хранителни продукти, напитки и тютюневи изделия (0.0576) и в тях се произвежда 30.79% от промишлената продукция на страната. В резултат на настъпили промени, структуроопределящи отрасли за 2006 г. са: Сборен отрасъл в Югоизточен район и отново отраслите Металургия и производство на метални изделия, без машини и Сборен в Югозападния район. В тези отрасли се произвежда 31.74% от промишлената продукция на страната.

Стойностите на системата измерители за количествено оценяване на промените в 84-мерната отраслово-териториална структура на промишлената продукция са представени в табл. 12.

Таблица 12

Система измерители, характеризирайки промените в отраслово-териториалната структура на промишленото производство в страната

| Период    | $d_0$  | $K_d$ (%) | $d_1$  | $d_2$  | $d_3$    | $d_4$  |
|-----------|--------|-----------|--------|--------|----------|--------|
| 2002-2003 | 0.0226 | 1.60      | 0.2099 | 0.1992 | - 0.0107 | 0.0194 |
| 2002-2004 | 0.0562 | 3.97      | 0.2099 | 0.2062 | 0.0037   | 0.0556 |
| 2002-2005 | 0.1362 | 9.63      | 0.2099 | 0.1804 | - 0.0295 | 0.1233 |
| 2002-2006 | 0.1854 | 13.11     | 0.2099 | 0.1940 | - 0.0158 | 0.1776 |
| 2002-2003 | 0.0226 | 1.60      | 0.2099 | 0.1992 | - 0.0107 | 0.0194 |
| 2003-2004 | 0.0413 | 2.92      | 0.1992 | 0.2062 | 0.0070   | 0.0400 |
| 2004-2005 | 0.1166 | 8.24      | 0.2062 | 0.1804 | - 0.0258 | 0.1064 |
| 2005-2006 | 0.0512 | 3.62      | 0.1804 | 0.1940 | 0.0137   | 0.0476 |

От първата част на табл. 12 се вижда, че по години на изследвания период се отчита нарастване на общото структурно изменение, измерено с нормирания измерител  $K_d$ , спрямо приетата за базисна 2002 г. При това сумата от общите структурни промени за съседни години (втората част на табл. 12) е 20.07%, а за целия период – 13.11%. Разликата между посочените оценки е указание за промени в насочеността на структурната динамика. Колкото по-голяма е тази разлика, толкова по-променлива е насочеността при структурните промени. При 84-мерна структура и сравнително краткия период на изследване, разлика от 7 % може да се приеме за значима. Варирането при факторното влияние  $d_3$  е указание за периодично “приближаване” и “отдалечаване” от равномерната структура  $E$ . Общо за периода 2002-2006 г. се отчита слабо намаляване на степента на неравномерност в отраслово-териториалната структура на промишлената продукция ( $d_1 = 0,2099$  и  $d_2 = 0,1940$ ).

По години на изследвания период спрямо базисната 2002 г. се отчита нарастване на стойностите на факторното влияние  $d_4$ . При това те са многократно по-големи от тези за факторното влияние  $d_3$ , както спрямо базисната 2002 г., така и при съседни години. Такъв род промени водят до преструктуриране.

От втората част на табл. 12 се вижда, че стойността на общото структурно изменение за периода 2004-2005 е 8.24%, т.е. много по-голяма в сравнение с промените за останалите съседни години. Това значително изменение се обуславя от промените в териториалната структура на Сборен отрасъл.

## 5. Промени в отрасловата структура на страната и статистическите райони<sup>6</sup> за периода 2008-2009 г.

Световната финансова и икономическа криза несъмнено оказва влияние върху обема на промишлената продукция и развитието на отрасловата структура на промишлеността на страната и статистическите райони.

Промените в отрасловата структура на промишлеността за периода 2008-2009 г. се оценяват въз основа на данни за продукцията на предприятията от промишлеността (НСИ – Статистически годишник). Въз основа на НКИД-2008 се формира 13-мерна отраслова структура: 1) Добивна промишленост; 2) Производство на хранителни продукти, напитки и тютюневи изделия; 3) Производство на текстил, облекло, обувки и други изделия от обработени кожи без косъм; обработка на кожи; 4) Производство на дървен материал, хартия, картон и изделия от тях (без мебели); печатна дейност; 5) Производство на химични продукти; 6) Производство на изделия от каучук, пластмаси и други неметални минерални суровини; 7) Производство на основни метали и метални изделия, без машини и оборудване; 8) Производство на компютърна и комуникационна техника, електронни и оптични продукти; 9) Производство на електрически съоръжения; 10) Производство на машини и оборудване с общо и специално предназначение; 11) Производство на превозни средства; 12) Производство (н. д.); ремонт и инсталиране на машини и оборудване; 13) Сборен отрасъл, включващ подсекторите Производство на кокс и рафинирани нефтопродукти, Производство на лекарствени вещества и продукти, Производство и разпределение на електрическа и топлинна енергия и на газообразни горива, Доставка на води; канализационни услуги, управление на отпадъци и възстановяване.

Количествена оценка на промените в промишлената структура на статистическите райони се дава със системата измерители  $d_0, K_d, d_1, d_2, d_3, d_4$ .

Промяната в 13-мерната отраслова структура на промишлената продукция в страната за периода 2008-2009 г., оценена с коефициента  $K_d$ , е 2.56%. Съответните стойности при 14-мерната отраслова структура на промишлената продукция за съседни години на периода 2002-2006 г. варират в интервала от 0.91 до 3.34% (табл. 3). Тук е необходимо да се посочи, че непосредственото сравняване на стойностите на коефициента се затруднява от различната размерност на изследваните структури и промяната в териториалния обхват на районите. Въпреки това може да се направи извода, че промяната в

<sup>6</sup> Шестте статистически района са: Северозападен (Видин, Враца, Ловеч, Монтана, Плевен); Северен централен (Велико Търново, Габрово, Разград, Русе, Силистра) Североизточен (Варна, Добрич, Търговище, Шумен); Югоизточен (Бургас, Сливен, Стара Загора, Ямбол); Югозападен (Благоевград, Кюстендил, Перник, Софийска, София); Южен централен (Кърджали, Пазарджик, Пловдив, Смолян, Хасково).

структурата на промишлената продукция на страната за периода 2008-2009 г. е сравнима със средната промяна за съседни години на периода 2002-2006 г.

Промените в отрасловата структура на промишлената продукция на статистическите райони е логично да са по-големи от съответната промяна общо за страната. Това се потвърждава от стойностите на обобщаващия измерител  $K_d$ , които варират от 3.36% в Югоизточния до 7.54% в Северозападния статистически район (табл. 13).

Таблица 13  
Система измерители, характеризиращи промените в отрасловата структура на промишлеността в статистическите райони за периода 2008-2009 г.

| Статистически район | $d_0$  | $K_d$<br>(%) | $d_1$  | $d_2$  | $d_3$   | $d_4$  | Посока      |
|---------------------|--------|--------------|--------|--------|---------|--------|-------------|
| Северозападен       | 0.1066 | 7.54         | 0.2576 | 0.2956 | 0.0380  | 0.0930 | отрицателна |
| Северен централен   | 0.0677 | 4.78         | 0.2127 | 0.2469 | 0.0342  | 0.0542 | положителна |
| Североизточен       | 0.0577 | 4.08         | 0.2524 | 0.2629 | 0.0105  | 0.0555 | отрицателна |
| Югоизточен          | 0.0475 | 3.36         | 0.5536 | 0.5199 | -0.0337 | 0.0325 | положителна |
| Югозападен          | 0.0631 | 4.46         | 0.3105 | 0.3141 | 0.0035  | 0.0626 | положителна |
| Южен централен      | 0.0484 | 3.42         | 0.1841 | 0.2147 | 0.0306  | 0.0346 | отрицателна |
| Общо за страната    | 0.0362 | 2.56         | 0.2637 | 0.2814 | 0.0178  | 0.0305 | отрицателна |

За периода 2008-2009 г. се отчита значително вариране в стойностите на факторните влияния при отделните статистически райони. С изключение на Югоизточния, при останалите статистически райони стойностите на факторното влияние  $d_4$  (преструктурирането) са значително по-големи от тези за факторното влияние  $d_3$ . Положителните стойности при факторното влияние  $d_3$  са указание за нарастване на неравномерността.

Зависимостта между промените в структурата на промишлената продукция на статистическите райони и съответния индекс на изменение ( $Y$ ) се оценява с уравненията

$$Y = 0,7526 + 1,0710 * d_0, \quad R = 0,3062 \quad (26)$$

$$Y = 0,7895 + 0,9072 * d_3, \quad R = 0,4548 \quad (27)$$

$$Y = 0,7549 + 0,8496 * d_4, \quad R = 0,3468. \quad (28)$$

Резултатите от изследването сочат, че за периода 2008-2009 г. факторното влияние  $d_3$  (нарастването на неравномерността) е оказвало *по-силно влияние* върху индекса на изменение на промишлената продукция ( $R = 0,4548$ ) в сравнение с факторното влияние  $d_4$  (преструктурирането) и с общото структурно изменение  $d_0$ .

Различията между статистическите райони в отрасловите структури на промишлената продукция са отразени в табл. 14.

Таблица 14  
Различия между статистическите райони в отрасловата структура на промишлената продукция ( $K_d$  %)

| Район   | СЗ | СЦ    | СИ    | ЮИ    | ЮЦ    | ЮЗ    |
|---------|----|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2002 г. |    |       |       |       |       |       |
| СЗ      | x  | 17.93 | 13.51 | 27.22 | 18.75 | 16.46 |
| СЦ      |    | x     | 16.88 | 41.45 | 21.14 | 8.03  |
| СИ      |    |       | x     | 31.91 | 19.76 | 15.64 |
| ЮИ      |    |       |       | x     | 32.40 | 38.15 |
| ЮЦ      |    |       |       |       | x     | 15.97 |
| ЮЗ      |    |       |       |       |       | x     |
| 2006 г. |    |       |       |       |       |       |
| СЗ      | x  | 17.17 | 12.01 | 21.28 | 16.06 | 16.05 |
| СЦ      |    | x     | 16.38 | 36.87 | 20.75 | 7.97  |
| СИ      |    |       | x     | 26.01 | 16.84 | 15.78 |
| ЮИ      |    |       |       | x     | 26.03 | 34.32 |
| ЮЦ      |    |       |       |       | x     | 15.98 |
| ЮЗ      |    |       |       |       |       | x     |

Видно е, че за изследвания период 2008-2009 г. различията между статистическите райони намаляват при повечето двойки райони и се запазват само при СИ-ЮЗ и ЮЦ-ЮЗ. Средното структурно различие между районите намалява от 22.35% през 2008 г. на 19.97% през 2009 г.

\*

Резултатите от проведеното изследване дават основание да се направят следните изводи:

- Отрасловата структура на промишлеността на страната и на районите за периода 2002-2006 г. се отдалечава от 2002 г., приета за базисна. Промените са свързани с по-равномерно присъствие на промишлените отрасли в икономиката на страната и районите. За периода 2008-2009 г. – начални години на икономическата криза в страната, промените са свързани с нарастване на неравномерността.
- Отчетени са съществени промени в развитието на промишлената структура на районите, при което реструктурирането (факторното влияние  $d_4$ ) е оказвало по-силно въздействие в сравнение с промяната в степента на неравномерност (факторното влияние  $d_3$ ).
- За периода 2002-2006 г. зависимостта между структурни изменения и растеж се оценява като положителна, т.е. колкото по-големи са структурните изменения, толкова нарастването на промишлената продукция е по-голямо. За периода 2008-2009 г. по-големите промени в

отрасловата структура на промишлеността на статистическите райони се свързва с по-малко намаляване на промишлената продукция, т.е. зависимостта отново е положителна, но съответната линия е изместена. Във връзка с оценяване влиянието на реструктурирането (факторното влияние  $d_4$ ) върху индекса на изменение на продукцията е необходимо изследванията да продължат, в т.ч. с отчитане на лага.

- Резултатите от изследването за периода 2002-2006 г. сочат *нарастване* на регионалните различия в структурата на промишлената продукция, а за периода 2008-2009 г. – *намаляване* и са в подкрепа на тезата, че при стабилна икономическа среда регионалните различия нарастват, а при нестабилна (кризисна) – намаляват.

**В заключение**, в съответствие със системния подход, промените в промишлената структура на страната са оценени в отраслов, териториален и отраслово-териториален разрез. Проведеното изследване разкрива аналитичните възможности на използвания методологически подход и съответната система измерители за изследване на процеси, имащи отношение към равномерността. Развитието на отрасловата специализация и териториалната концентрация на промишленото производство оказва влияние върху равнището на социално-икономическо развитие на районите, намаляване на различията и по-пълно използване на териториалния потенциал. Във връзка с това има основания да се смята, че провеждането на такъв род изследвания ще бъде необходимо и полезно.

### Използвана литература

- Gini, C. 1921. Measurement of Inequality of Incomes. – The Economic Journal, 31, p. 124-126.
- Herfindall, O. C. 1950. Concentration in the Steel Industry. Columbia University.
- Lorenz, M. 1905. Method of Measuring the Concentration of Wealth. – Journal of the American Statistic Association, Vol. 70.
- Zizi Goschin, D. L. Constantin, M. Roman, B. Ileany. 2009. Regional Specialization and Geographic Concentration of Industry in Romania. – South-Eastern Europe Journal of Economics, Vol 7, Spring 2009, N 1.
- Гатев, К. 1987. Методи за статистически анализ на икономически и социални структури. С., Наука и изкуство.
- Закон за регионално развитие. София: ДВ, бр. 14/20.02.2004.
- Закон за регионално развитие. София: ДВ, бр. 50/30.05.2008.
- Захариев, Ив., Д. Танкова. 1974. Специализация на икономическите райони и окръзите в НР България в отраслите на промишлеността. С., Издателство на Българската академия на науките.
- Козловская, Л. 1975. Териториальная концентрация промышленности (экономические и социальные аспекты). Минск.
- Национални сметки за България – източници, методи и оценки. С.
- Янкова, Н. 2008. Измерване на регионални различия – методология, методи, емпирични резултати. Дисертация. С.
- Янкова, Н. 2001. Сравнителен анализ на обобщаващи измерители за структурни изменения (различия). – Статистика, N 2.
- Янкова, Н. 2007. Статистическо изследване на структурни изменения. – Академично издателство “Проф. Марин Дринов”, С.