

## **КОМПАРАТОРНАЯ ИДЕНТИФИКАЦИЯ МОДЕЛИ ФОРМИРОВАНИЯ ИНДЕКСА УСТОЙЧИВОГО РАЗВИТИЯ**

**К.Э. ПЕТРОВ**

Предлагается единая методика определения индексов и индикаторов, которые используются для оценки уровня устойчивого развития страны. Разработан подход к построению модели формирования индекса устойчивого развития, учитывающего три основных компонента: экономический, экологический и социальный. Рассматривается метод компараторной структурно-параметрической идентификации модели на множестве возможных структур, описываемых полиномом Колмогорова–Габо́ра.

### **ВВЕДЕНИЕ**

Глобализация мировой экономики, увеличение масштабов производства, его интенсификация сопровождаются не только экономическим ростом, увеличением объема ВВП, но и негативными социальными, экологическими последствиями, комплексной деградацией среды обитания. При повышении доходов населения и уровня потребления наблюдается опережающее ухудшение качества жизни. Все это привело к изменению целевой установки развития общества и переходу от концепции экономического роста к концепции устойчивого развития, которая была сформулирована на конференции ООН по окружающей среде и развитию в Рио-де-Жанейро в 1992 г. Ее суть состоит в осознании взаимосвязи и необходимости комплексного системного планирования развития общества с учетом экономического, социального и экологического аспектов. Однако переход от декларативной поддержки концепции на уровне программ ООН, международных конференций, правительственных и общественных организаций к ее конструктивной реализации на региональном, национальном, территориальном, корпоративном уровнях вызвал серьезные затруднения [1]. Одной из причин явилась недостаточность или отсутствие системы метрик для количественного скалярного измерения состояния различных элементов общества и единой адаптивной методологии синтеза моделей их формирования, в связи с чем актуальной стала разработка методологии структурно-параметрической идентификации моделей скалярного многофакторного оценивания состояния элементов общества.

### **ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ**

Будем полагать, что определено множество иерархически организованных показателей, достаточно полно характеризующих уровни развития экономики, социальной сферы и состояние окружающей среды. Следует отметить, что за исключением экономики, где сложилась общепризнанная система

первичных и обобщенных показателей, характеризующих состояние элементов экономики, начиная от отдельного предприятия, отрасли и заканчивая национальным и мировым уровнями, такого единодушия нет в социальной и экологической сферах. Так, в настоящее время число первичных экологических характеристик колеблется от 70 до 150 [2–5]. Такой разброс связан со стремлением отразить региональные и национальные особенности экологических систем. Однако это не имеет принципиального значения, так как методология оценивания должна быть инвариантной к конкретному количественному и качественному составу характеристик, что позволит, используя единую методологию, формировать оценки как на мировом, так и на территориально-административном (проблемно-ориентированные оценки) уровнях.

Обобщенные многофакторные скалярные оценки общего уровня развития общества и его основных аспектов принято называть индексами [1, 6]. Индекс развития любого территориально-общественного образования определяется функцией [7]

$$I_0 = F_0(A_0, I_i), \quad i = \overline{1, 3}, \quad (1)$$

где  $I_1, I_2, I_3$  — соответственно индексы развития экономики, социальной сферы и состояния экологии;  $A_0$  — кортеж параметров модели.

Каждый из индексов  $I_i, i = \overline{1, 3}$  является скалярной многофакторной оценкой множества показателей  $I_{ij}, i = \overline{1, 3}, j = \overline{1, n}$ , которые называются индикаторами и характеризуют состояние (качество) элементов системы

$$I_i = F_i(A_i, I_{ij}), \quad i = \overline{1, 3}, \quad j = \overline{1, n}, \quad (2)$$

где все обозначения соответствуют введенным выше. Например, индекс состояния экологии — функция индикаторов, характеризующих качество воды, воздуха, почвы, биологическое разнообразие, толщину озонового слоя и т.п. [4].

В свою очередь, индикаторы — это функции кортежей первичных показателей качества  $K_j = \langle k_{jl} \rangle, j = \overline{1, n}, l = \overline{1, L_j}$  соответствующих элементов системы

$$I_{ij} = F_j(A_j, K_j), \quad j = \overline{1, n}. \quad (3)$$

Например, индикатор качества воздуха учитывает концентрации оксидов азота и серы, твердых частиц и т.п. [4]. Отметим, что рассмотренная трехуровневая иерархия формирования индексов не является обязательной и может быть расширена или сужена.

Цель настоящей статьи — разработка единой методологии определения индексов и индикаторов на множествах показателей уровня, лежащего ниже, вплоть до первичных. Такая методология должна давать возможность определять в каждом случае конкретный вид функции многофакторного оценивания, т. е. решать задачу структурно-параметрической идентификации модели оценивания и, кроме этого, быть универсальной, инвариантной к виду и количеству оцениваемых факторов, адаптивной к особенностям социально-экономического уровня, на котором производится оценка.

## МЕТОДОЛОГИЯ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ИНДИКАТОРОВ И ИНДЕКСОВ

Первый шаг на пути к созданию такой универсальной методологии — приведение множества разнородных по семантике, размерности, измерительным шкалам первичных характеристик к изоморфному виду. Учитывая разнообразие показателей, наиболее универсальным можно считать их представление в безразмерном виде и измерение в интервальной шкале с функцией преобразования

$$y = ax + b, \quad (4)$$

где  $b$  — начало отсчета;  $a$  — масштабный коэффициент;  $x$  — измеряемая характеристика;  $y$  — результат измерения.

Коэффициенты  $a$  и  $b$  выбираются таким образом, чтобы обеспечить одинаковый для всех характеристик интервал возможных значений  $[0; 1]$ , инвариантный направлению доминирования показателя.

Всем перечисленным требованиям удовлетворяет схема нормализации первичных показателей устойчивого развития вида

$$k_{jl}^* = \frac{k_{jl} - k_{jl}^{lo}}{k_{jl}^{hi} - k_{jl}^{lo}}$$

или в соответствии с (4)

$$k_{jl}^* = \frac{1}{k_{jl}^{hi} - k_{jl}^{lo}} k_{jl} - \frac{k_{jl}^{lo}}{k_{jl}^{hi} - k_{jl}^{lo}}, \quad (5)$$

где  $k_{jl}$  — конкретное значение  $jl$ -го первичного показателя;  $k_{jl}^{lo}$ ,  $k_{jl}^{hi}$  — соответственно наихудшее и наилучшее значения показателя. Это могут быть предельно допустимые возможные значения или идеальные значения, назначенные экспертами.

Чтобы обеспечить требование инвариантности нормированных показателей  $k_{jl}^*$  к направлению доминирования исходного показателя, значения  $k_{jl}^{lo}$  и  $k_{jl}^{hi}$  определяются следующим образом:

$$k_{jl}^{lo} = \begin{cases} \max_{j,l} k_{jl}, & \text{если } k_{jl} \rightarrow \min, \\ \min_{j,l} k_{jl}, & \text{если } k_{jl} \rightarrow \max; \end{cases}$$

$$k_{jl}^{hi} = \begin{cases} \max_{j,l} k_{jl}, & \text{если } k_{jl} \rightarrow \max, \\ \min_{j,l} k_{jl}, & \text{если } k_{jl} \rightarrow \min. \end{cases}$$

Следующая задача состоит в структурно-параметрической идентификации модели многофакторного оценивания. Трудность решения этой задачи определяется тем, что многофакторное оценивание — интеллектуальная процедура. Следовательно, носителем исходной информации, необходимой для структурно-параметрической идентификации модели оценивания, является лицо, принимающее решение (ЛПР) или специалисты (эксперты).

Наиболее известный метод получения информации от ЛПР — метод экспертного оценивания. Он заключается в том, что когнитолог путем интервьюирования, анкетирования, экспертиз побуждает носителя информации к осознанию, структуризации и формализации своих знаний. Естественно, полученная информация субъективна, т. е. отражает уровень знаний, понимания, предпочтений конкретного индивидуума. Поэтому в основе экспертного оценивания лежит гипотеза о том, что усреднение множества индивидуальных субъективных оценок дает оценку, приближающуюся к объективной. Очевидно, что такая усредненная оценка из-за разброса индивидуальных мнений экспертов является интервальной. Поэтому при проведении сложных многоэтапных экспертиз, например, таких как формирование обобщенной оценки устойчивого развития, происходит иерархическое накопление интервальных неопределенностей вплоть до потери конструктивности обобщенных оценок, например, нарушению их транзитивности. Другая особенность метода экспертного оценивания заключается в том, что эксперты достаточно уверенно решают задачу оценивания параметров линейных аддитивных моделей, но испытывают серьезные затруднения при параметрической и, особенно, структурной идентификации нелинейных моделей оценивания, если они представляют собой суперпозицию первичных характеристик, т. е. должны учитывать их взаимное влияние или нелинейность вклада в обобщенную оценку.

Поэтому в работах [1, 6] рассматриваются только аддитивные линейные функции многофакторного оценивания, причем все факторы приняты равнозначными, т. е. имеют одинаковые весовые коэффициенты. Это допущение явно не корректно, так как композиция пары или нескольких первичных факторов может усиливать или ослаблять их действие, а также вообще порождать новые свойства или иметь нелинейную зависимость изменения влияния от абсолютного значения фактора. В работе [6] отмечено, что в последующем весовые коэффициенты факторов аддитивной модели должны уточняться, но не указано, как и на основе какой исходной информации.

Альтернативой многоэтапному экспертному оцениванию является методология компараторной идентификации модели многофакторного оценивания [8]. Она базируется на двух гипотезах.

**Первая.** Эксперты способны принимать правильные решения путем попарного сравнения альтернатив без их предварительной структуризации [9]. В результате устанавливается отношение строгого или нестрогого порядка на множестве допустимых альтернатив, например:

$$x_1 \succ x_2 \succ x_3 \succ \dots \quad (6)$$

или

$$x_1 \succ x_2 \sim x_3 \succ \dots, \quad (7)$$

где  $\succ$  и  $\sim$  — соответственно отношения предпочтения и эквивалентности.

**Вторая.** На ней базируется теория полезности [10]. Для каждой альтернативы из некоторого допустимого множества  $X$  существует количественная скалярная многофакторная оценка (функция полезности). Для этих оценок выполняются следующие условия:

$$\begin{aligned} &\text{если } x_1, x_2 \in X \text{ и } x_1 \succ x_2, \text{ то } I(x_1) > I(x_2), \\ &\text{если } x_1, x_2 \in X \text{ и } x_1 \sim x_2, \text{ то } I(x_1) = I(x_2). \end{aligned} \quad (8)$$

Таким образом, на основе (8) с учетом результатов ранжирования экспертами альтернатив (6) или (7) можно сформировать систему ограничений, которая позволит решить задачу структурно-параметрической идентификации модели многофакторного скалярного оценивания (1).

Универсальность метода компараторной структурно-параметрической идентификации на множестве возможных структур модели многофакторного оценивания (линейных, нелинейных) обеспечивается тем, что задача решается в классе моделей, описываемых полиномом Колмогорова–Габора [11]. Корректность такого допущения обоснована в работе [12].

Исходя из принятых выше обозначений для (3), полином примет вид

$$F_j = a_0 + \sum_{l=1}^{L_j} a_l k_{jl}^* + \sum_{l=1}^{L_j} \sum_{q=1}^{L_j} a_{lq} k_{jl}^* k_{jq}^* + \sum_{l=1}^{L_j} \sum_{q=1}^{L_j} \sum_{r=1}^{L_j} a_{lqr} k_{jl}^* k_{jq}^* k_{jr}^* + \dots, \quad j = \overline{1, n}, \quad (9)$$

где  $a_l, a_{lq}, a_{lqr}, \dots$  — безразмерные весовые коэффициенты нормированных показателей  $k_{jl}^*$ , удовлетворяющие свойствам

$$a_l, a_{lq}, a_{lqr}, \dots \in [0, 1]; \quad l, q, r, \dots = \overline{1, L_j},$$

$$\sum_{l=1}^{L_j} a_l + \sum_{l=1}^{L_j} \sum_{q=1}^{L_j} a_{lq} + \sum_{l=1}^{L_j} \sum_{q=1}^{L_j} \sum_{r=1}^{L_j} a_{lqr} + \dots = 1.$$

Преобразуем (9) к виду, который более полно отвечает целям настоящей работы. Для этого положим  $a_0 = 0$  (при нулевых значениях показателей  $k_{jl}^*$  любой индикатор или индекс равен нулю) и ограничимся учетом членов только второго порядка (попарными произведениями и квадратами значений характеристик). Такое допущение аргументируем тем, что все взаимовлияния показателей можно учесть суммированием попарных произведений, а возможную нелинейность — добавлением к линейной части квадратов их значений. Кроме того, введенное ограничение на сложность полинома можно обосновать тем, что после нормирования по формуле (5) все частные показатели и их весовые коэффициенты (по определению) могут принимать значения из интервала  $[0; 1]$ . Возведение таких чисел в степень выше второй или произведение более трех таких чисел приведут к быстрому убыванию значений.

Полученный «усеченный» полином примет вид

$$F_j = \sum_{l=1}^{L_j} a_l k_{jl}^* + \sum_{l=1}^{L_j} \sum_{q=1}^{L_j} a_{lq} k_{jl}^* k_{jq}^*. \quad (10)$$

Полином, аналогичный (10), будем использовать как для идентификации структуры индексов (2), так и при синтезе модели формирования обобщенной многофакторной скалярной оценки уровня развития некоторого территориально-общественного образования (1).

### ТЕСТОВОЕ РЕШЕНИЕ ЗАДАЧИ ИДЕНТИФИКАЦИИ МОДЕЛИ ОЦЕНИВАНИЯ УРОВНЯ УСТОЙЧИВОГО РАЗВИТИЯ СТРАНЫ

В качестве исходных данных приняты результаты ранжирования 48 государств  $s_t$ ,  $t = \overline{1, 48}$  по уровню устойчивого развития (табл. 1 [6]).

**Таблица 1.** Значения индекса устойчивого развития для 48 стран

Ранг, $t$	Страна, $s_t$	ВВП на жителя (в тыс. дол. США)	Индекс устойчиво- го разви- тия, $I_0(s_t)$	Индекс развития экономики, $I_1(s_t)$	Индекс развития социальной сферы, $I_2(s_t)$	Индекс состояния экологии, $I_3(s_t)$
1	Финляндия	29,650	0,786	0,567	0,802	0,751
2	Исландия	41,804	0,780	0,561	0,839	0,708
3	Швеция	30,590	0,774	0,538	0,840	0,717
4	Норвегия	39,590	0,755	0,488	0,829	0,734
5	Швейцария	33,580	0,738	0,538	0,820	0,637
6	Люксембург	69,737	0,738	0,558	0,816	0,618
7	Дания	32,490	0,731	0,563	0,828	0,582
8	Канада	34,150	0,720	0,525	0,777	0,644
9	Ирландия	36,790	0,716	0,559	0,779	0,592
10	Австралия	31,010	0,716	0,532	0,792	0,610
11	Новая Зеландия	25,110	0,713	0,526	0,79	0,610
12	Австрия	31,420	0,708	0,504	0,785	0,627
13	США	41,529	0,695	0,562	0,779	0,530
14	Германия	28,250	0,687	0,510	0,777	0,570
15	Нидерланды	30,920	0,684	0,524	0,787	0,537
16	Япония	30,750	0,680	0,480	0,793	0,573
17	Великобритания	31,150	0,674	0,543	0,773	0,502
18	Эстония	14,800	0,662	0,533	0,658	0,582
19	Уругвай	8,869	0,647	0,382	0,659	0,718
20	Чили	12,120	0,642	0,511	0,678	0,536
21	Франция	30,640	0,641	0,438	0,754	0,552
22	Испания	25,370	0,626	0,455	0,758	0,488
23	Израиль	21,310	0,623	0,454	0,725	0,509
24	Латвия	11,862	0,618	0,420	0,649	0,604
25	Бельгия	30,660	0,615	0,468	0,755	0,444
26	Италия	27,960	0,613	0,411	0,759	0,501
27	Коста Рика	9,000	0,607	0,372	0,685	0,596
28	Чехия	17,600	0,602	0,459	0,703	0,466
29	Словакия	15,513	0,601	0,428	0,673	0,528
30	Венгрия	16,047	0,601	0,424	0,686	0,520
31	Хорватия	11,870	0,596	0,367	0,661	0,595
32	Южная Корея	23,360	0,591	0,444	0,729	0,430
33	Малайзия	10,450	0,590	0,413	0,643	0,540
34	Греция	22,340	0,586	0,392	0,703	0,501
35	Панама	6,760	0,583	0,363	0,646	0,577
36	Бразилия	8,760	0,581	0,347	0,61	0,622

Окончание табл. 1

37	Колумбия	7,330	0,565	0,350	0,597	0,589
38	Польша	12,825	0,559	0,401	0,667	0,45
39	Болгария	8,664	0,549	0,365	0,628	0,500
40	Мексика	10,000	0,546	0,373	0,649	0,462
41	Тунис	7,910	0,544	0,370	0,586	0,518
42	Боливия	3,680	0,542	0,322	0,556	0,595
43	Румыния	6,105	0,519	0,340	0,616	0,462
44	Россия	9,810	0,515	0,319	0,520	0,561
45	Молдавия	2,280	0,506	0,330	0,529	0,512
46	Тринидад	11,720	0,500	0,391	0,599	0,363
47	Украина	6,500	0,485	0,319	0,554	0,447
48	Египет	3,930	0,484	0,337	0,535	0,440

На базе представленного в табл. 1 ранжирования стран сформирована последовательность вида (6) и в соответствии с (8) имеем систему ограничений

$$I_0(s_1) > I_0(s_2),$$

$$I_0(s_2) > I_0(s_3),$$

.....

$$I_0(s_{47}) > I_0(s_{48})$$

или

$$I_0(s_1) - I_0(s_2) < 0,$$

$$I_0(s_2) - I_0(s_3) < 0, \quad (11)$$

.....

$$I_0(s_{47}) - I_0(s_{48}) < 0.$$

Таким образом, получаем систему из 47 неравенств. Как было отмечено выше, структура многофакторной оценки  $I_0(s_t)$ ,  $t = \overline{1, 48}$  представляет собой некоторый фрагмент «усеченного» полинома (10), т. е. с учетом принятых обозначений

$$I_0(s_t) = \sum_{i=1}^3 a_i I_i(s_t) + \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 a_{ij} I_i(s_t) I_j(s_t), \quad t = \overline{1, 48}. \quad (12)$$

На первом этапе исследования методом компараторной идентификации на основе (11) решена задача параметрической идентификации в предположении, что структура модели формирования многофакторной оценки индекса устойчивого развития  $I_0(s_t)$  является известной. В работе [2] модель оценивания не приведена, однако в [1] указано, что наиболее распространенной в настоящее время является аддитивная оценка вида

$$I_0(s_t) = \sum_{i=1}^3 a_i I_i(s_t), \quad t = \overline{1, 48}. \quad (13)$$

Для модели (13) методом, основанным на вычислении чебышевской точки [8], а также с помощью генетических алгоритмов [13] вычислены зна-

чения весовых коэффициентов  $a_i$ ,  $i = \overline{1, 3}$ . В табл. 2 приведены, полученные в ходе расчетов чебышевское приближение и три варианта решения задачи при использовании генетических алгоритмов (ГА).

**Таблица 2.** Значения весовых коэффициентов модели (13)

Метод вычисления	Значения весовых коэффициентов			$\sum_{i=1}^3 a_i$	$r_s$
	$a_1$	$a_2$	$a_3$		
Чебышевское приближение	0,3764	0,2927	0,3309	1,0000	0,99989
ГА 1	0,3962	0,2930	0,3208	1,0000	0,99989
ГА 2	0,4010	0,2802	0,3188	1,0000	0,99989
ГА 3	0,3990	0,2844	0,3166	1,0000	0,99989

Значение коэффициента ранговой корреляции Спирмена  $r_s$  необходимо для оценки качества полученных моделей вида (13) и рассчитывается по формуле

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (R_i - R_i^M)^2}{n(n^2 - 1)},$$

где  $R_i$  — ранги стран из табл. 1;  $R_i^M$  — ранги стран, полученные в ходе идентификации модели;  $n$  — количество стран. Отличие этого коэффициента от 1 означает нарушение исходного отношения порядка, приведенного в табл. 1.

Анализ результатов (табл. 2) показывает, что гипотеза об аддитивном характере формирования обобщенной оценки вида (13) является неудовлетворительной и необходимо использовать более сложную нелинейную модель оценивания. Косвенно это подтверждается и результатами вычисления весовых коэффициентов  $a_i$ ,  $i = \overline{1, 3}$  модели (13) на основе данных табл. 1 путем составления различных вариантов систем трех линейных уравнений с тремя неизвестными, в качестве которых выступают коэффициенты  $a_i$ . Результаты рассмотрения двух систем уравнений, сформированных случайным образом (строки 1, 5, 29 и 13, 14, 15, соответственно), приведены в табл. 3.

**Таблица 3.** Значения весовых коэффициентов модели (13)

Страны и их ранги	Значения весовых коэффициентов			$\sum_{i=1}^3 a_i$
	$a_1$	$a_2$	$a_3$	
1. Финляндия 5. Швейцария 29. Словакия	0,4803	0,3142	0,345	1,1440
13. США 14. Германия 15. Нидерланды	0,4276	0,3303	0,3724	1,103



Аддитивные модели вида (13) ориентированы на оценивание явных (прямых) свойств системы, уровень которых определяется непосредственно как сумма свойств элементов, образующих систему (стоимость, масса и т.п.). Однако система обладает еще и эмерджентными (системными) свойствами, которые не следуют непосредственно из свойств ее элементов, а возникают в результате их упорядочения. Например, прозрачность и твердость алмаза не следуют непосредственно из свойств атомов углерода, а порождаются в результате их организации в структуру (кристаллическую решетку). Для оценки таких свойств необходима более сложная по сравнению с (13) модель, представляющая собой некоторую произвольную функцию многих переменных.

Обобщенная оценка устойчивого развития страны несомненно обладает структурным эмерджентным свойством, так как характеристики экономического, социального развития и состояния экологии тесно связаны между собой. В связи с этим решена задача структурно-параметрической компараторной идентификации с использованием генетических алгоритмов. В качестве основы использовался фрагмент полинома Колмогорова–Габора второго порядка вида (12).

В результате определена структура оптимальной сложности [11] модели оценивания уровня устойчивого развития вида

$$I_0(s_t) = a_1 I_1(s_t) + a_2 I_2(s_t) + a_{11} I_1^2(s_t) + a_{23} I_2(s_t) I_3(s_t) + a_{33} I_3^2(s_t). \quad (14)$$

Для этой структуры решены задачи параметрической идентификации. Результаты расчетов приведены в табл. 4.

**Таблица 4.** Значения параметров модели (14)

Метод вычисления	Значения весовых коэффициентов					$\sum a_{ij}$	$r_s$
	$a_1$	$a_2$	$a_{11}$	$a_{23}$	$a_{33}$		
Чебышевская точка	0,2362	0,2043	0,1750	0,1727	0,2118	1,0000	1,0000
ГА	0,1530	0,1774	0,2632	0,2322	0,1742	1,0000	1,0000

Обе модели обеспечивают выполнение исходного отношения порядка для рассматриваемых стран по индексу устойчивого развития (табл. 1). Это означает, что существует не единственная метрика оценки.

Для оценки соответствия силы предпочтения, т. е. соотношения количественных значений исходной обобщенной оценки  $I_0(s_t)$  вычислены  $I_0(s_t)$  по модели (14) с параметрами, полученными методами, основанными на вычислении чебышевской точки ( $I_0^{CP}(s_t)$ ) и ГА ( $I_0^{GA}(s_t)$ ). Результаты расчетов приведены в табл. 5.

Таблиця 5. Значення індексів устойчивого розвитку  $I_0^{CP}(s_t)$  і  $I_0^{GA}(s_t)$ 

Ранг, $t$	Страна, $s_t$	$I_0(s_t)$	$I_0^{CP}(s_t)$	$\Delta = I_0 - I_0^{CP}$	$I_0^{GA}(s_t)$	$\Delta = I_0 - I_0^{GA}$
1	Фінляндія	0,786	0,5775	0,2085	0,5517	0,2343
2	Ісландія	0,780	0,5677	0,2123	0,5428	0,2372
3	Швеція	0,774	0,5622	0,2118	0,5369	0,2371
4	Норвегія	0,755	0,5455	0,2095	0,5195	0,2355
5	Швейцарія	0,738	0,5214	0,2166	0,4959	0,2421
6	Люксембург	0,738	0,5210	0,2170	0,4957	0,2423
7	Данія	0,731	0,5126	0,2184	0,4874	0,2436
8	Канада	0,720	0,5052	0,2148	0,4791	0,2409
9	Ірландія	0,716	0,4997	0,2163	0,4741	0,2419
10	Австралія	0,716	0,4992	0,2168	0,4734	0,2426
11	Нова Зеландія	0,713	0,4961	0,2169	0,4702	0,2428
12	Австрія	0,708	0,4921	0,2159	0,4660	0,2420
13	США	0,695	0,4780	0,2170	0,4521	0,2429
14	Германія	0,687	0,4700	0,2170	0,4438	0,2432
15	Нідерланды	0,684	0,4667	0,2173	0,4404	0,2436
16	Японія	0,680	0,4637	0,2163	0,4375	0,2425
17	Великобританія	0,674	0,4582	0,2158	0,4318	0,2422
18	Естонія	0,662	0,4479	0,2141	0,4210	0,2410
19	Уругвай	0,647	0,4413	0,2057	0,4134	0,2336
20	Чилі	0,642	0,4285	0,2135	0,4016	0,2404
21	Франція	0,641	0,4275	0,2135	0,4010	0,2400
22	Іспанія	0,626	0,4129	0,2131	0,3859	0,2401
23	Ізраїль	0,623	0,4100	0,2130	0,3831	0,2399
24	Латвія	0,618	0,4076	0,2104	0,3804	0,2376
25	Бельгія	0,615	0,4028	0,2122	0,3754	0,2396
26	Італія	0,613	0,4005	0,2125	0,3740	0,2390
27	Коста Рика	0,607	0,3978	0,2092	0,3715	0,2355
28	Чехія	0,602	0,3915	0,2105	0,3643	0,2377
29	Словакія	0,601	0,3911	0,2099	0,3642	0,2368
30	Венгрія	0,601	0,3906	0,2104	0,3638	0,2372
31	Хорватія	0,596	0,3882	0,2078	0,3619	0,2341
32	Южна Корея	0,591	0,3816	0,2094	0,3541	0,2369
33	Малайзія	0,590	0,3805	0,2095	0,3536	0,2364
34	Греція	0,586	0,3771	0,2089	0,3506	0,2354
35	Панама	0,583	0,3757	0,2073	0,3494	0,2336
36	Бразилія	0,581	0,3751	0,2059	0,3485	0,2325
37	Колумбія	0,565	0,3603	0,2047	0,3338	0,2312
38	Польща	0,559	0,3538	0,2052	0,3270	0,2320
39	Болгарія	0,549	0,3450	0,2040	0,3188	0,2302
40	Мексика	0,546	0,3420	0,2040	0,3156	0,2304
41	Туніс	0,544	0,3403	0,2037	0,3138	0,2302
42	Болівія	0,542	0,3399	0,2021	0,3137	0,2283
43	Румунія	0,519	0,3207	0,1983	0,2950	0,2240
44	Росія	0,515	0,3164	0,1986	0,2904	0,2246
45	Молдавія	0,506	0,3074	0,1986	0,2816	0,2244
46	Тринідад	0,500	0,3069	0,1931	0,2798	0,2202
47	Україна	0,485	0,2914	0,1936	0,2662	0,2188
48	Єгипет	0,484	0,2904	0,1936	0,2647	0,2193

## ВЫВОДЫ

Из анализа результатов расчетов следует, что модель  $I_0^{CP}(s_t)$  дает систематическое смещение оценки в сторону уменьшения в интервале от 0,2184 (Дания) до 0,1936 (Украина), а модель  $I_0^{GA}(s_t)$  — от 0,2436 (Дания) до 0,2188 (Украина). Так как оценки не являются абсолютными, систематическое смещение относительно точки отсчета не влияет на точность и достоверность оценивания.

Показана адекватность метода компараторной структурно-параметрической идентификации моделей многофакторного оценивания качества как сложного эмерджентного свойства систем.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Згуровский М.З., Статюха Г.А. Роль инженерной науки и практики в устойчивом развитии общества // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2007. — № 1. — С. 19–38.
2. *Indicators of Sustainable Development for United Kingdom*. — New York: HSMO, 1996. — 98 p.
3. *Indicators of Sustainable Development: Guidelines and Methodologies*. — 2-nd ed. — New York: UN, 2001. — 320 p.
4. Статюха Г.О., Бойко Т.В. Проблемы разработки и реализации индикаторов сталого розвитку регіону // Екологія і ресурси. — 2006. — Вип. 15. — С. 83–97.
5. Розенберг Г.С., Гелашивили Д.Б., Краснощекоев Г.П. Устойчивое развитие, ноосферный каркас городов и экологические столицы бассейнов рек // Региональная экология. — 1997. — № 1–2. — С. 50–60.
6. Zgurovsky M. The new metrics of sustainable development and its application // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2007. — № 1. — С. 7–18.
7. Згуровський М.З. Сталый розвиток у глобальному і регіональному вимірах. — Київ: Політехніка, 2006. — 83 с.
8. Овезгельдыев А.О., Петров Э.Г., Петров К.Э. Синтез и идентификация моделей многофакторного оценивания и оптимизации. — Киев: Наук. думка, 2002. — 164 с.
9. Ларичев О.И., Мошкович Е.М. Качественные методы принятия решений. — М.: Физматлит, 1996. — 275 с.
10. Фишберн П. Теория полезности для принятия решений. — М.: Наука, 1978. — 352 с.
11. Ивахненко А.Г., Мюллер И.А. Самоорганизация прогнозирующих моделей. — Киев: Техніка, 1985. — 233 с.
12. Овезгельдыев А.О., Петров К.Э. Построение модели индивидуального многофакторного оценивания с применением элементов МГУА и генетических алгоритмов // Кибернетика и системный анализ. — 2007. — № 1. — С. 151–159.
13. Булавин Д.А., Петров К.Э., Петров Э.Г. Использование генетических алгоритмов для решения задачи структурно-параметрической идентификации модели индивидуального многофакторного оценивания // Бионика интеллекта. — 2004. — № 60. — С. 17–26.

Поступила 23.04.2008