

О. М. Рева,
К. А. Андросович,
С. В. Радецька,
Є. А. Бурдельна

ВИЗНАЧЕННЯ ВЗАЄМНОГО ВПЛИВУ ОСНОВНИХ НАВЧАЛЬНИХ ДОМІНАНТ І РІВНІВ ДОМАГАНЬ СТАРШОКЛАСНИКІВ

Анотація. Виникнення синергетичного ефекту в гуманістичних, за визначенням Л. Заде, освітянських системах відповідно до відомого гегелівського закону має супроводжуватися кількісно-якісними перетвореннями певних показників, що характеризують вплив людського чинника на прийняття рішень. Обґрунтовано, що такими показниками є основні навчальні домінанти, які визначають ставлення до ризику і характеризують мотивацію на досягнення успіху (схильність до ризику) / запобігання невдач (несхильність до ризику), а також рівні домагань, що є одним із системоутворюючих чинників особистості і характеризують адекватність її самооцінки. Основні навчальні домінанти знаходяться через вирішення закритої задачі прийняття рішень шляхом побудови за обмеженою кількістю точок (п'ятьма) і подальшого аналізу оціночної функції корисності континууму 12-бальної шкали. Характерними точками цієї функції є т. зв. детерміновані еквіваленти лотерей з відповідною корисністю $n_{0,25}$, $n_{0,5}$, $n_{0,75}$. Рівні домагань знаходяться через вирішення відкритої задачі прийняття рішень шляхом побудови за формально необмеженою кількістю точок і подальшого аналізу оціночної функції корисності континууму 12-бальної шкали. Характерні точки оціночної функції: n_- — результат навчання, що відповідає негативному стрибку корисності в уяві того, хто навчається, щодо прийнятності певної оцінки шкали; n_0 — результат навчання, що відповідає переходу від негативного до позитивного сприйняття оцінок шкали; n^* — результат навчання, що відповідає максимальному позитивному стрибку корисності у сприйнятті певної оцінки шкали, яка в такому разі і вважається рівнем домагань. У $m = 208$ учнів-дев'ятикласників визначено співвідношення осіб несхильних, байдужих і схильних до ризику в пропорції: НСР : БР : СР $\Leftrightarrow 1 : 2,27 : 10,6$. Методом розстановки пріоритетів дефазифіковано якісні рангові оцінки 12-бальної шкали надання їм відповідних зважених коефіцієнтів значущості. Визначено ідентичність рівнів домагань учнів незалежно від ставлення до ризику, а також більшу узгодженість думок випробуваних щодо прийнятності більш високих оцінок шкали. З кореляційного аналізу характерних точок оціночних функцій корисності, побудованих для закритих і відкритих задач прийняття рішень, виявлено статистично вірогідний зв'язок між характерними точками: $n_{0,25} - n_-$, $n_{0,5} - n_0$, $n_{0,75} - n^*$.

Ключові слова: синергетичний ефект, кількісно-якісні перетворення, основні навчальні домінанти та рівні домагань, взаємний зв'язок характерних точок оціночних функцій корисності 12-бальної шкали.

Постановка проблеми. У теперішній час перманентного інформаційного буму, коли відповідно до т. зв. «закону Мура» обсяг знань у світі подвоюється кожні два роки, дуже актуальною є проблема наукового обґрунтування організації

плідного опанування учнями, студентами, слухачами хоча б тезаурусу кожної навчальної дисципліни (НД), з якими вони стикаються у середніх і вищих закладах освіти (ЗО) чи на виробництві.

Природно, що засвоєння величезного обсягу знань, його творче перероблення користувачем

для подальшого застосування у практичній діяльності чи у суспільному житті вимагає нібито збільшення часу навчання, що недоцільно з низки очевидних причин. Більш ефективним є шлях комплексного впровадження у сферу педагогіки нових прогресивних інноваційних інформаційних технологій (ІТ), які зазвичай мають міждисциплінарний характер. Серед такого роду технологій особливу роль відіграє синергетика, як науковий напрям, орієнтований на дослідження складних, нелінійних, відкритих, динамічних (нестационарних) систем, що прагнуть до самоорганізації, мають складну ієрархію і невід'ємною властивістю яких є також прагнення до деякої рівноваги в умовах динамічного і мінливого навколишнього середовища [1–4 та ін.]. Користуючись переліченими ознаками, нескладно довести, що до таких систем, які є об'єктом застосування синергетичного підходу, треба, безумовно, віднести й гуманістичну, у визначенні Л. Заде [5, с. 132], освітянську систему, а отже і навчально-виховний процес (НВП), що в ній відбувається.

Аналіз останніх досліджень. У 2019 р. поняття «синергетика» і «синергетичний ефект» відсвяткували своє 50-річчя. Розв'язує відповідні проблеми у педагогіці плеяда вчених із СНД, зокрема: В. П. Андрущенко, М. В. Богуславський, О. І. Бочкарьов, В. Г. Віненко, О. В. Вознюк, А. А. Ворожбитова, С. У. Гончаренко, А. В. Євдотюк, В. І. Жилін, Е. Ф. Зеєр, Л. Я. Зоріна, І. А. Зязюн, В. О. Ігнатова, В. В. Ільїн, О. М. Іонова, О. М. Князева, В. Г. Кремень, С. В. Кульневич, С. П. Курдюмов, М. В. Левківський, В. В. Маткін, Т. С. Назарова, О. Г. Нестеренко, Л. І. Новикова, О. С. Пономарьов, М. В. Соколовський, Л. В. Сурчанов, Ю. В. Талагаєв, Н. М. Таланчук, А. Н. Тесленко, О. Ю. Тесленков, М. О. Федорова, Т. А. Челнокова, В. С. Шаповаленко, Г. І. Шатковська та ін. Однак у працях перелічених учених недостатньо уваги приділено проблемам моделювання і кваліметрії умов виникнення, а також самих показників-індикаторів синергетичного ефекту, що створює певні «хибні ланки» в безперервному ланцюгу послідовного розвитку педагогічної науки.

У працях [6–7], спираючись на відомий діалектичний закон Гегеля, учені довели, що на виникнення синергетичного ефекту вказує динаміка основної навчальної домінанти (ОНД) та рівнів домагань (РД), що свідчить

відповідно про якісні і кількісні перетворення у розвитку академічної обдарованості (АО) здобувачів освіти. Виявленню і кваліметрії цих показників присвячено суттєву кількість праць представників наукової школи одного із співавторів, однак їх взаємний вплив не було досліджено.

Отже, **метою** цієї публікації є виявлення взаємного впливу показників ОНД та РД в процесі розвитку АО.

Виклад основного матеріалу. Як відомо, ОНД — це один з показників впливу людського чинника (ЛЧ) на прийняття рішень (ПР) у НВП, вона характеризує ставлення здобувачів освіти до ризику (схильність, несхильність, байдужість). Схильність/несхильність до ризику — мотивація на досягнення успіху / запобігання невдачам. Причому визначено, що особи, схильні до ризику, мають набагато кращі показники академічної успішності. Певне проміжне місце посідають за мотивацією особи, байдужі до ризику.

У контексті наших досліджень ОНД визначається через вирішення закритої задачі ПР (ЗПР) шляхом побудови за обмеженою кількістю точок (п'ятьма) і подальшого аналізу оціночної функції корисності (ОФК) континууму 12-бальної шкали. Йдеться про характерні точки $n_0, n_{0,25}, n_{0,5}, n_{0,75}, n_1$ — оцінки 12-бальної шкали, що мають відповідну корисність: $f(n_0 = 1 \text{ бал}) = 0, f(n_{0,25}) = 0,25, f(n_{0,5}) = 0,5, f(n_{0,75}) = 0,75, f(n_1 = 12 \text{ балів}) = 1$. Методологія знаходження характерних точок ОФК $n_{0,25}, n_{0,5}, n_{0,75}$ подана в працях [9 та ін.] і проілюстрована нами на *рис. 1*.

На *рис. 1* йдеться про вирішення віртуальних лотерей, що описують таку відому навчальну ситуацію, коли здобувач освіти відмовляється від оцінки його знань з певної навчальної дисципліни, запропонованої педагогом, і претендує на додаткове питання для її покращення. Педагог, своєю чергою, йде назустріч учневі, якщо:

- запропонована оцінка анулюється;
- за умов правильної відповіді здобувач освіти отримує максимальну оцінку шкали $n_1 = 12 \text{ балів}$, яка має найкращу корисність (привабливість, прийнятність), рівну 1;
- за умов неправильної відповіді здобувач освіти отримує мінімальну оцінку шкали $n_1 = 1 \text{ балів}$, яка має найгіршу корисність, рівну 0.

З позицій ПР завдання учня у вирішенні наведеної проблемної освітньої ситуації полягає у визначенні детермінованого еквівалента лотереї (ДЕЛ). Тобто такої ймовірної оцінки, пропонуваної педагогом, коли йому буде байдуже, чи отримати її напевно, чи взяти участь у лотереї, в якій з рівними шансами 50/50 правильної/неправильної відповіді здобувач освіти може отримати оцінку, що його абсолютно влаштовує / не влаштовує (рис. 1, а).

Отриманий у наведений спосіб ДЕЛ має корисність 0,5 ($n_{0,5}$) і застосовується ще у двох лотереях (рис. 1, б і рис. 1, в), еквіваленти яких $n_{0,25}$ і $n_{0,75}$ мають відповідну корисність 0,25 і 0,75. По отриманих п'яти точках n_0 , $n_{0,25} = 1$, $n_{0,5}$, $n_{0,75}$, $n_1 = 12$ й будується шукана ОФК, з аналізу якої визначається ОНД. Більш детальну відповідну методологію подано у працях [6; 9].

Для експерименту в нашому дослідженні було залучено 208 здобувачів освіти (учнів дев'ятих класів) трьох київських шкіл. Серед учасників було визначено співвідношення осіб, неохочих, байдужих та схильних до ризику в такій пропорції: 15 : 34 : 159 \Leftrightarrow 7,21% : 16,35% : 76,44% \Leftrightarrow 1 : 2,27 : 10,6. Тобто на кожних чотирьох учнів, неохочих до ризику, які продемонстрували мотивацію на запобігання невдач, припадає приблизно дев'ять байдужих

до ризику і сорок два схильних до ризику, які продемонстрували мотивацію на досягнення успіху.

Варто відмітити, що однією з ознак виникнення синергетичного ефекту є такий ланцюжок динаміки ставлення до ризику (мотивації на навчання): неохочість до ризику \Rightarrow байдужість до ризику \Rightarrow схильність до ризику [6–7].

З урахуванням результатів досліджень, поданих у працях [9; 10], будемо вважати, що РД — це точка на континуумі шкали оцінювання об'єктивних академічних успіхів, якій відповідає максимальний стрибок корисності в уяві випробуваного учня щодо її прийнятності. Рівень домагань визначається через вирішення відкритої ЗПР шляхом побудови за формально необмеженою кількістю точок і подальшого аналізу оціночної функції корисності (ОФК) континууму 12-бальної шкали. Наведене наочню ілюструє рис. 2.

Знаходження РД відповідно до рис. 2 можна формально подати так:

$$\begin{cases} \Delta f(n_{РД}) = f(n_r) - f(n_{r-1}) \Rightarrow \max \\ f(n_r) > 0 \end{cases} \quad (1)$$

Як бачимо з рис. 2, характерними точками ОФК, побудованої для відкритої ЗПР, є такі:

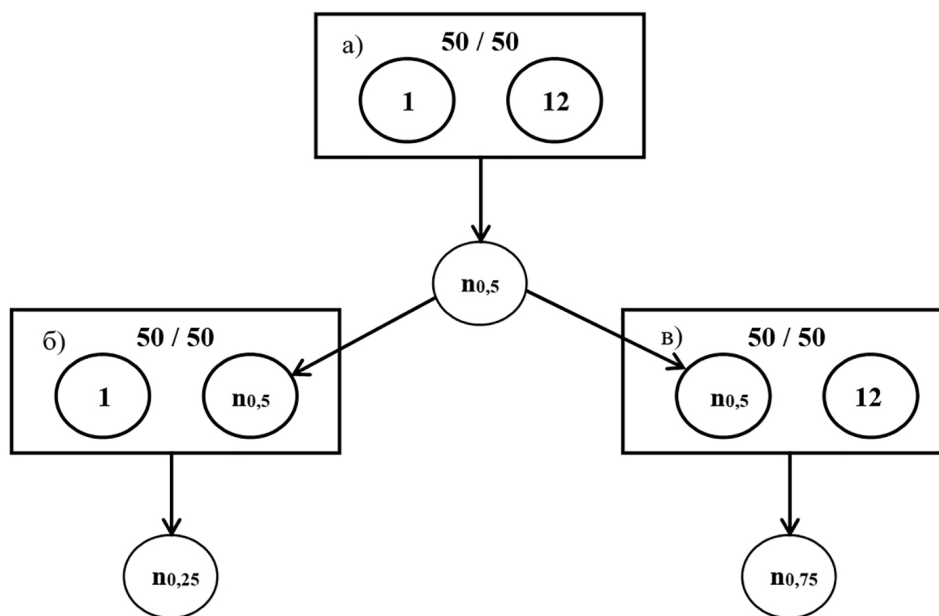


Рис. 1. Ілюстрація лотерей для виявлення характерних точок оціночної функції корисності оцінок 12-бальної шкали в процесі вирішення закритих задач прийняття рішень

n_- — ймовірний показник успішності навчання, що відповідає максимальному стрибку негативного його сприйняття;

n_0 — ймовірний показник успішності навчання, що відповідає переходу від негативного його сприйняття у позитивне;

$n_{PD} = n^*$ — ймовірний показник успішності навчання, що відповідає максимальному стрибку позитивного його сприйняття і вважається шуканим РД.

Ті самі здобувачі освіти ($m = 208$), що навчаються у дев'ятих класах, взяли участь у визначенні особистих РД, встановлених на континуумі 12-бальної шкали.

Однак вважаємо, що відразу ж займатися порівняльним статистичним аналізом характерних точок ОФК, які будуються для закритих і відкритих ЗПР, було б передчасно, оскільки застосовувана 12-бальна шкала є не кількісною, а якісною шкалою упорядкування (ранжирування). Над вимірами останньої можна здійснювати обмежені математичні перетворення [9; 11]. Зважаючи

на наведене, за допомогою математичного методу розстановки пріоритетів (за В. А. Блумбергом) було здійснено дефазифікацію якісних рангових оцінок 12-бальної шкали шляхом надання їм відповідних зважених коефіцієнтів значущості (бажаності, привабливості, прийнятності) [12]. Відповідні номограми для прийнятої точності обчислення зазначених коефіцієнтів подані на рис. 3.

Вкажемо на явну неприйнятність коефіцієнтів бажаності, обчислених для I і IV ітерації застосування методу розстановки пріоритетів, оскільки в першому випадку йдеться про лінійну зміну бажаності оцінок, а в другому — про нульове значення коефіцієнта значущості оцінки 1, визначене при прийнятій точності обчислень.

Отже, для подальшого користування вибираємо коефіцієнти значущості, отримані на II ітерації, які є менш ризиковані (більш обережні) порівняно з результатами III ітерації, що відкрило перспективи обчислення таких статистичних

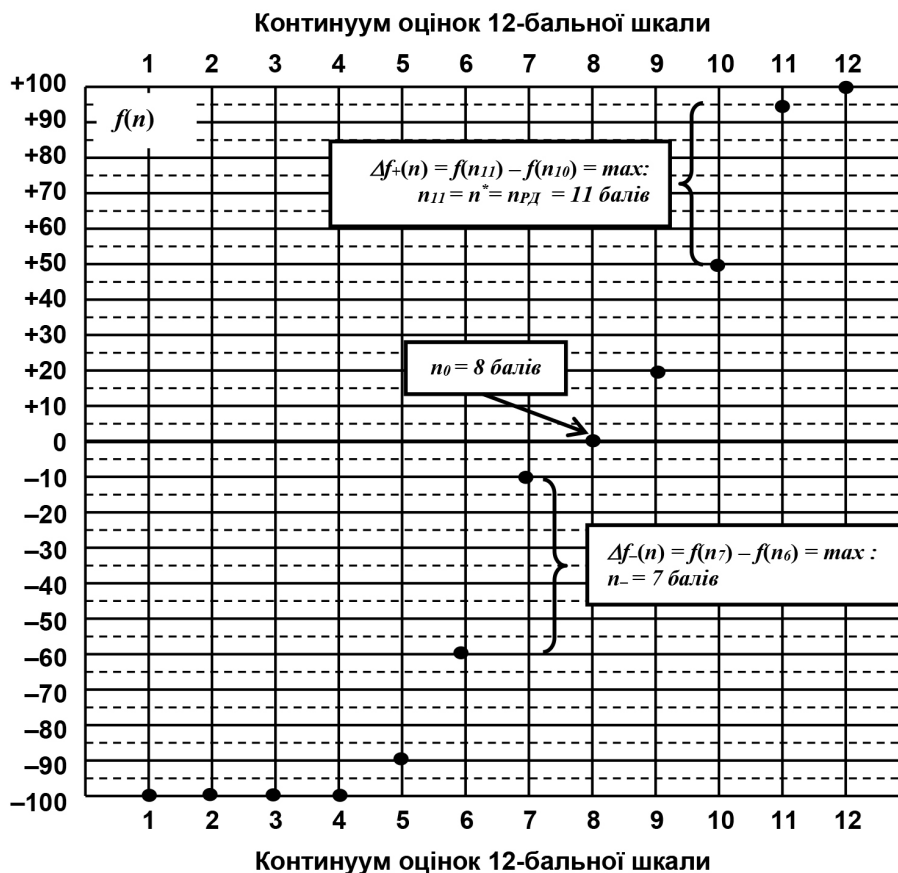


Рис. 2. Парадигма побудови оціночної функції корисності континууму оцінок 12-бальної шкали в процесі вирішення відкритої задачі прийняття рішень

показників для досліджуваних характерних точок ОФК [9; 14 та ін.]:

— середнє значення:

$$\bar{\alpha}_i = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \alpha_{ij}; \quad (2)$$

— дисперсія:

$$D_i = \frac{1}{m-1} \sum_{j=1}^m (\alpha_{ij} - \bar{\alpha}_i)^2; \quad (3)$$

— середнє квадратичне відхилення:

$$\sigma_i = \sqrt{D_i}; \quad (4)$$

— коефіцієнт варіації:

$$v_i = \frac{\sigma_i}{\bar{\alpha}_i} \cdot 100\%; \quad (5)$$

— коефіцієнт кореляції:

$$r_{n_i-n_k} = \frac{\sum_{j=1}^m (\alpha_{ij} - \bar{\alpha}_i) \cdot (\alpha_{kj} - \bar{\alpha}_k)}{(m-1) \cdot \sigma_i \cdot \sigma_k}, \quad (6)$$

де i — позначка i -го досліджуваного показника — характерної точки ОФК, побудованих для закритих і відкритих ЗПР;

α_{ij} — коефіцієнт значущості, що відповідає дефазифікованій оцінці, наданій i -му досліджуваному показнику j -м випробуваним учнем;

$m = 208$ — кількість випробуваних учнів.

Якщо отримане емпіричне значення коефіцієнта варіації буде задовольняти умові:

$$v_i \leq 33\%, \quad (7)$$

то можна вважати, що маємо нормальний розподіл результатів без застосування більш складних критеріїв статистичної перевірки гіпотез, зокрема χ^2 Пірсона, чи λ — критерій Колмогорова-Смірнова [13].

У табл. 1 подані результати обчислень експериментальних даних з використанням формул (2) — (5), а в табл. 2 — із застосуванням формули (6).

Як бачимо з табл. 1, жодний з коефіцієнтів варіації, обчислених для характерних точок ОФК, побудованих для закритих і відкритих ЗПР, вирішуваних учнями, які не є схильними до ризику, не задовольняє критерію (7), тому відповідні результати не підкоряються нормальному закону розподілу.

Однак такий результат може бути наслідком недостатнього обсягу вибірки досліджуваних, неохильних до ризику, чого не можна було передбачити на початку експерименту. Наближеним до критеріального значення (7) є $v_n^{HCP} = 35,69\%$.

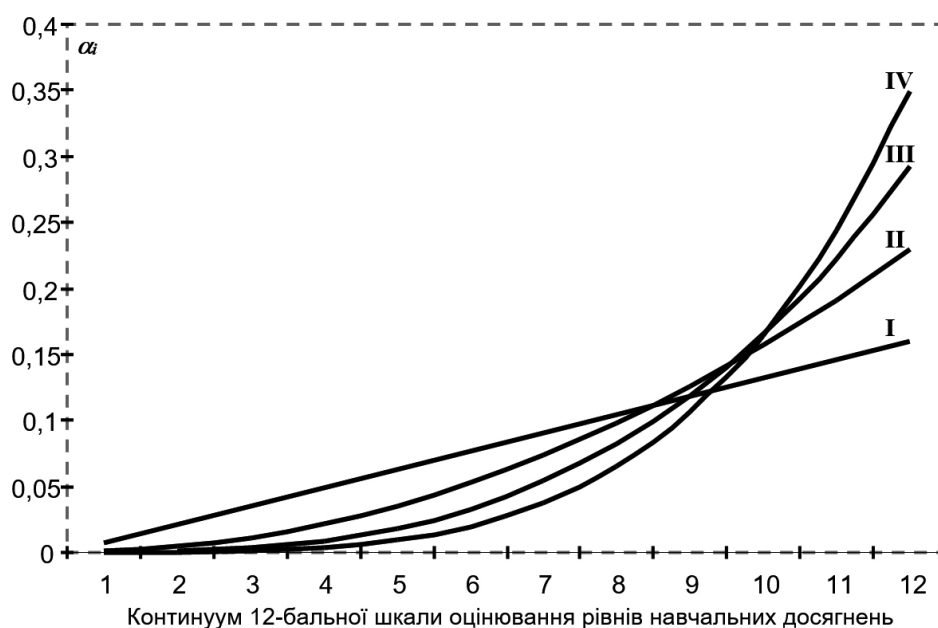


Рис. 3. Номограми диференціації значень коефіцієнтів бажаності (значущості) оцінок 12-бальної шкали: I — IV — номери ітерацій застосування методу розстановки пріоритетів

Таблиця 1

Статистичні показники характерних точок оціночних функцій корисності, побудованих для закритих і відкритих задач прийняття рішень (залежно від ставлення до ризику)

Ставлення до ризику	n_i	Статистичні показники			
		$\bar{\alpha}_i$	D_i	σ_i	$\nu, \%$
1	2	3	4	5	6
Неохильність до ризику, $m_{HCP}=15$	$n_{0,25}$	0,0144	0,0000	0,0065	44,83
	$n_{0,5}$	0,0371	0,0002	0,0149	40,29
	$n_{0,75}$	0,0687	0,0006	0,0246	35,81
	n_-	0,0431	0,0004	0,0214	49,78
	n_0	0,0761	0,0009	0,0295	38,76
	n^*	0,1298	0,0021	0,0463	35,69
Байдужість до ризику, $m_{BP}=34$	$n_{0,25}$	0,0389	0,0002	0,0157	40,33
	$n_{0,5}$	0,0636	0,0002	0,0147	23,16
	$n_{0,75}$	0,1024	0,0003	0,0178	17,38
	n_-	0,0503	0,0007	0,0263	52,34
	n_0	0,0806	0,0008	0,02781	34,53
	n^*	0,1249	0,0010	0,0320	25,63
Схильність до ризику, $m_{CP}=159$	$n_{0,25}$	0,0761	0,0007	0,0268	35,22
	$n_{0,5}$	0,1126	0,0007	0,0261	23,16
	$n_{0,75}$	0,1583	0,0007	0,0257	16,25
	n_-	0,0494	0,0004	0,0207	41,90
	n_0	0,0810	0,0005	0,0222	27,42
	n^*	0,1267	0,0011	0,0339	26,72

Незалежно від ставлення до ризику спостерігається послідовне зменшення абсолютних значень коефіцієнтів варіації в окремих межах закритих і відкритих ЗПР за мірою позитивного зсуву характерних точок ОФК на континуумі 12-бальної шкали. Наприклад, для закритих ЗПР:

$$v_{n_{0,25}}^{HCP} \Rightarrow v_{n_{0,5}}^{HCP} \Rightarrow v_{n_{0,75}}^{HCP} \Leftrightarrow 44,83\% \Rightarrow 40,29\% \Rightarrow 38,81\%.$$

Або для відкритих ЗПР: $v_{n_-}^{CP} \Rightarrow v_{n_0}^{CP} \Rightarrow v_{n^*}^{CP} \Leftrightarrow 41,90\% \Rightarrow 27,42\% \Rightarrow 26,72\%$. Це свідчить про більше уявлення випробуваними ступеня значущості (привабливості, прийнятності, корисності тощо) для себе високих позитивних оцінок шкали. А отже, і про більшу узгодженість їх думок, розподілених за нормальним законом, про що свідчать такі коефіцієнти варіації:

$$v_{n_{0,5}}^{BP} = 23,16\% < 33\%, \quad v_{n_{0,75}}^{BP} = 17,38\% < 33\%,$$

$$v_n^{BP} = 25,63\% < 33\%, \quad v_{n_{0,5}}^{CP} = 23,16\% < 33\%,$$

$$v_{n_{0,75}}^{CP} = 16,25\% < 33\%, \quad v_{n_0}^{CP} = 27,42\% < 33\%,$$

$$v_n^{CP} = 26,72\% < 33\%.$$

Звернемо увагу, що середні значення РД досліджуваних учнів, незалежно від їх ставлення до ризику, збігаються з точністю до другого знака після коми: $\bar{\alpha}_n^{HCP} = 0,1298$, $\bar{\alpha}_n^{BP} = 0,1249$, $\bar{\alpha}_n^{CP} = 0,1267$. Щоби перевірити статистичну випадковість/невипадковість такого збігу, застосуємо t-критерій Стюдента [13]:

$$|\bar{\alpha}_i - \bar{\alpha}_j| < t_{\nu, f} \sqrt{D(\alpha) \cdot \left(\frac{1}{m_i} + \frac{1}{m_j} \right)}, \quad (8)$$

де $\bar{\alpha}_i, \bar{\alpha}_j$ — середні значення кількісних показників порівнюваних характерних точок ОФК;

m_i, m_j — кількість учнів з певною ОНД;

ν — рівень значущості,%, що визначає шанси можливої помилки відповідних висновків;

$t_{\nu, f}$ — випадкова змінна, яка підкоряється розподілу Стюдента з $f = (m_i + m_j) - 2$ ступенями свободи на прийнятому рівні значущості ν ;

$D(\alpha)$ — середньозважена дисперсія, що визначається так:

$$D(\alpha) = \frac{(m_i - 1) \cdot D(\alpha_i) + (m_j - 1) \cdot D(\alpha_j)}{(m_i + m_j) - 2}. \quad (9)$$

Якщо умова (8) виконується, то різниця між порівнюваними середніми значеннями є статистично невірогідною, і йдеться про їх однакові чисельні показники з випадковою емпіричною відмінністю між ними. Причому шанси на помилку такого висновку дорівнюють прийнятому рівню значущості ν . І тоді можна стверджувати, що здобувачі освіти з різними ОНД мають однакові порівнювані характерні точки ОФК незалежно від ставлення до ризику, тобто властивості їм ОНД.

З табл. 1 маємо: $D_n^{HCP} = 0,0021$, $D_n^{BP} = 0,0010$, $m_{HCP} = 15$, $m_{BP} = 34$. Тоді, застосовуючи формулу (9), нескладно обчислити середньозважену дисперсію:

$$D_{HCP-BP}(\alpha) = \frac{(m_{HCP} - 1) \cdot D(\alpha_n^{HCP}) + (m_{BP} - 1) \cdot D(\alpha_n^{BP})}{(m_{HCP} + m_{BP}) - 2} = \frac{(15 - 1) \cdot 0,0021 + (34 - 1) \cdot 0,0010}{(15 + 34) - 2} = 0,0013.$$

З довідника [14] отримуємо, що теоретичне (табличне) значення змінної Стюдента для $f = (m_{HCP} + m_{BP}) - 2 = (15 + 34) - 2 = 47$ ступенів свободи і рівня значущості $\nu = 5\%$ дорівнюватиме: $t_{\nu, f} = t_{5\%, f=47} = 1,678$.

Тоді, користуючись формулою (8), отримуємо таке:

$$\left| \bar{\alpha}_n^{HCP} - \bar{\alpha}_n^{BP} \right| < t_{\nu=5\%, f=47} \sqrt{D_{HCP-BP}(\alpha) \cdot \left(\frac{1}{m_{HCP}} + \frac{1}{m_{BP}} \right)} \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow \left| 0,1298 - 0,1249_j \right| < 1,678 \sqrt{0,0013 \cdot \left(\frac{1}{15} + \frac{1}{34} \right)} \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow 0,0049 < 0,0188.$$

Отже, умова (8) виконується, тому різницю між середніми значеннями РД, що були виявлені в здобувачів освіти, несхильних і байдужих до ризику, треба вважати статистично відсутньою. А наявна емпірична відмінність є випадковістю. Того самого висновку нескладно дійти, порівнюючи за аналогією середні РД здобувачів освіти, несхильних до ризику ($\bar{\alpha}_n^{HCP}$) і схильних

до ризику ($\bar{\alpha}_n^{CP}$), а також учнів байдужих до ризику ($\bar{\alpha}_n^{BP}$) і схильних до ризику ($\bar{\alpha}_n^{CP}$). Інших закономірностей при детальному аналізі змісту табл. 1 виявлено не було.

Звернемося до показників кореляційного аналізу взаємного впливу ОНД і РД, що були визначені за допомогою формули (6) і подані у табл. 2. При цьому, враховуючи певні особливості аналізу значень коефіцієнтів кореляції (рис. 4) [8], варто насамперед визначитися, які саме з них є статистично вірогідними. Відповідний позитивний висновок можна зробити, якщо виконується умова:

$$t_{em.} = r_{n_i n_j} \sqrt{\frac{m - 2}{1 - r_{n_i n_j}^2}} \gg t_{табл.} \quad (10)$$

де $t_{em.}$ — фактичне значення змінної Стюдента, обчислене, спираючись на емпіричне значення коефіцієнта кореляції Пірсона;

$t_{табл.} = t_{f, \nu}$ — теоретичне значення змінної Стюдента, визначене з відповідної таблиці [14] для числа ступенів свободи $f = m - 2$ і рівня межі дозволеного (рівня значущості) ν .

Користуючись формулою (8), розв'яжемо зворотну задачу: яким саме має бути мінімальне значення коефіцієнта кореляції Пірсона, щоби бути статистично достовірним для кількості ступенів свободи $f = m - 2$ і рівня значущості ν . Через нескладні перетворення отримуємо:

$$r_{n_i n_j}^{min} \geq \frac{t_{\nu, f}}{\sqrt{(m - 2) + t_{\nu, f}^2}}. \quad (11)$$

Враховуючи наведене і табличні показники t -змінної Стюдента [14], нами було отримано шукані мінімальні статистично вірогідні значення коефіцієнтів кореляції Пірсона для здобувачів освіти несхильних, байдужих та схильних до ризику, що відображено в таблиці 2.

Аналіз даних у табл. 2 наводить нас на думку про такі закономірності: для учнів, несхильних до ризику, статистично не пов'язані показники характерних точок, визначених для закритих ЗПР: $n_{0,25}^{HCP} \leftrightarrow n_{0,5}^{HCP}$, $n_{0,25}^{HCP} \leftrightarrow n_{0,75}^{HCP}$, $n_{0,5}^{HCP} \leftrightarrow n_{0,75}^{HCP}$. Та сама ситуація спостерігається і для учнів, байдужих до ризику: не корелюють показники $n_{0,25}^{BP} \leftrightarrow n_{0,5}^{BP}$, $n_{0,25}^{BP} \leftrightarrow n_{0,75}^{BP}$, $n_{0,5}^{BP} \leftrightarrow n_{0,75}^{BP}$. Це може бути пояснене незначним обсягом вибірки дослідження. Цей

висновок підтверджується статистично вірогідною кореляцією відповідних точок ОФК учнів, схильних до ризику: $n_{0,25}^{CP} \leftrightarrow n_{0,5}^{CP}$, $n_{0,25}^{CP} \leftrightarrow n_{0,75}^{CP}$, $n_{0,5}^{CP} \leftrightarrow n_{0,75}^{CP}$.

Незалежно від типу ОНД спостерігається зв'язок між сусідніми характерними точками ОФК, побудованими для закритих ЗПР. А саме, йдеться про вірогідну кореляцію точок $n_-^{HCP} \leftrightarrow n_0^{HCP}$, $n_0^{HCP} \leftrightarrow n_{pД}^{HCP}$, $n_-^{BP} \leftrightarrow n_0^{BP}$, $n_0^{BP} \leftrightarrow n_{pД}^{BP}$, $n_-^{CP} \leftrightarrow n_0^{CP}$, $n_0^{CP} \leftrightarrow n_{pД}^{CP}$. Причому для байдужих і схильних до ризику учнів

цей зв'язок доповнюється ще й таким: $n_-^{BP} \leftrightarrow n_{pД}^{BP}$, $n_-^{CP} \leftrightarrow n_{pД}^{CP}$. Виявлено також зв'язок між точками різних ОФК:

— для байдужих до ризику здобувачів освіти:

$$n_{0,25}^{BP} \leftrightarrow n_-^{BP};$$

— для схильних до ризику здобувачів освіти:

$$n_{0,25}^{CP} \leftrightarrow n_-^{CP}, n_{0,5}^{CP} \leftrightarrow n_0^{CP}.$$

Незалежно від типу ОНД виявлений статистично вірогідний зв'язок між ДЕЛ з корисністю 0,75 і РД: $n_{0,75}^{HCP} \leftrightarrow n_{pД}^{HCP}$, $n_{0,75}^{BP} \leftrightarrow n_{pД}^{BP}$, $n_{0,75}^{CP} \leftrightarrow n_{pД}^{CP}$.

Таблиця 2

Визначення кореляційного зв'язку між характерними точками оціночних функцій корисності, побудованих для закритих і відкритих задач прийняття рішень (залежно від ставлення до ризику)

Ставлення до ризику	n_i	$n_{0,25}$	$n_{0,5}$	$n_{0,75}$	n_-	n_0	n^*
Несхильність до ризику, $m_{HCP}=15$	$n_{0,25}$	—	0,2422	0,3207	0,4028	0,0083	-0,0507
	$n_{0,5}$		—	0,0692	0,0619	0,3787	0,3446
	$n_{0,75}$			—	0,3027	0,6355	0,7111
	n_-				—	0,6551	0,3765
	n_0					—	0,5941
	n^*						—
	Мінімальне статистично-вірогідне значення коефіцієнта кореляції дорівнює величині $r_{min}^{HCP} \geq 0,5139$ на рівні значущості $v = 5\%$						
Байдужість до ризику, $m_{BP}=34$	$n_{0,25}$	—	0,0180	-0,3227	0,4301	0,3927	-0,1858
	$n_{0,5}$		—	0,1191	-0,2025	-0,2144	-0,3060
	$n_{0,75}$			—	0,4578	0,4747	0,4251
	n_-				—	0,8143	0,5582
	n_0					—	0,6272
	n^*						—
	Мінімальне статистично-вірогідне значення коефіцієнта кореляції дорівнює величині $r_{min}^{BP} \geq 0,3388$ на рівні значущості $v = 5\%$						
Схильність до ризику, $m_{CP}=159$	$n_{0,25}$	—	0,6278	0,4426	0,2274	0,2286	0,0475
	$n_{0,5}$		—	0,6676	0,0922	0,1883	0,0659
	$n_{0,75}$			—	0,0997	0,1420	0,1609
	n_-				—	0,5322	0,3025
	n_0					—	0,5980
	n^*						—
	Мінімальне статистично-вірогідне значення коефіцієнта кореляції дорівнює величині $r_{min}^{CP} = 0,1556$ на рівні значущості $v = 5\%$						

Враховуючи виявлені закономірності, а також суттєвий обсяг вибірки учнів, схильних до ризику, вважаємо можливим поширити сформульовані для цієї категорії випробуваних висновки на осіб несхильних і байдужих до ризику з паралельним подальшим накопичуванням відповідних статистичних даних.

Висновки. Підсумовуючи отримані і подані у цій публікації нові наукові результати з дослідження взаємного впливу основної навчальної дисципліни і рівня домагань учнів, привернемо увагу до таких найбільш важливих положень:

1. Визначено, що незалежно від ставлення до ризику спостерігається:

- послідовне зменшення абсолютних значень коефіцієнтів варіації характерних точок як у закритих, так і у відкритих ЗПР за мірою позитивного зсуву цих точок ОФК праворуч на континуумі 12-бальної шкали, що свідчить про узгодженість думок випробуваних учнів щодо ступеня прийнятності для себе більш високих оцінок шкали;

— статистично вірогідний збіг величини рівня домагань учнів з різним ставленням до ризику, тобто з різною ОНД.

2. Проведено кореляційний аналіз характерних точок ОФК, побудованих для закритих і відкритих ЗПР. Враховуючи виявлені окремі закономірності, а також суттєвий обсяг вибірки учнів, схильних до ризику, обґрунтовано можливість поширити висновки, сформульовані для цієї категорії випробуваних на осіб, несхильних і байдужих до ризику. Основним з них є спостережений статистично вірогідний зв'язок між характерними точками ОФК, побудованими для закритих і відкритих ЗПР:

$$n_{0,25} \leftrightarrow n_-, \quad n_{0,5} \leftrightarrow n_0, \quad n_{0,75} \leftrightarrow n^*$$

Подальші наукові пошуки вбачаємо проводити в дослідженні таких напрямів, як: накопичення статистичного матеріалу щодо ОНД та РД учнів, розроблення методичного забезпечення особистісно-орієнтованого навчання учнів з різною ОНД та РД.

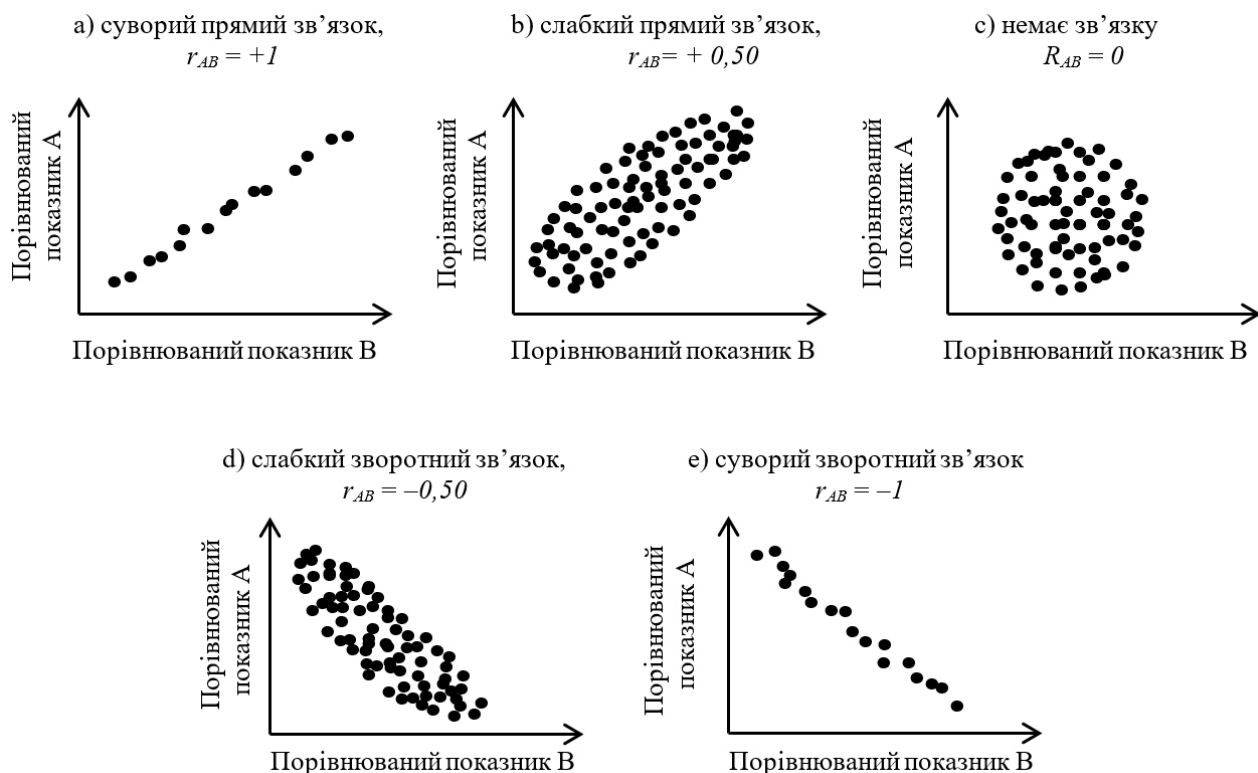


Рис. 4. Інтерпретація значень коефіцієнта кореляції

Список використаних джерел

1. Николіс Г., Пригожин І. Познання складного. Москва : Мир, 1990. 344 с.
2. Хакен Г. Тайни природи. Синергетика: учение о взаимодействиі. Москва – Ижевск : ИКИ, 2003. 320 с.
3. Шаронин Ю. В. Синергетика в управленні учреждениями образования. *Высшее образование*. 1999. № 4. С. 14–18.
4. Кремень В. Г., Ільїн В. В. Синергетика в освіті: контекст людиноцентризму. Київ : Педагогічна думка, 2012. 368 с.
5. Заде Л. Понятие лингвистической переменной и его применение к принятию приближенных решений / под ред. Н. Н. Моисеева, С. А. Орловского ; пер. с англ. Н. И. Ринго. Москва : Мир, 1976. 165 с.
6. Методи і моделі кваліметрії синергетичного ефекту у дидактиці : монографія / О. М. Рева та ін. ; за наук. ред. О. М. Реви, В. В. Камишина. Київ : Інститут обдарованої дитини НАПН України, 2019. 136 с.
7. Камишин В. В., Рева О. М., Бурдельна Є. А., Трушковський К. Ю. Синергетика особистісно-орієнтованого розвитку академічної обдарованості. *Освіта та розвиток обдарованої особистості*. Київ : Інститут обдарованої дитини НАПН України, 2019. № 1 (72). С. 53–62.
8. Камишин, В. В. Рева О. М. Методи системного аналізу у кваліметрії навчально-виховного процесу : монографія. Київ : ТОА «Інформаційні системи», 2012. 270 с.
9. Камишин В. В. Теоретико-методологічні основи системно-інформаційної кваліметрії в управлінні навчально-виховним процесом : автореф. дис. ... д-ра пед. наук : 13.00.06. Київ, 2014.
10. Козелецький Ю. Психологическая теория решений / под ред. Б. В. Бирюкова ; пер. с польск. : Г. Е. Минца, В. Н. Поруса. Москва : Прогресс, 1979. 504 с.
11. Трушковський К. Ю. Кваліметричні особливості 12-бальної шкали оцінювання знань учнів/студентів. *Освіта та розвиток обдарованої особистості*. Київ : Інститут обдарованої дитини НАПН України, 2017. № 10. С. 16–19.
12. Камишин В. В. Дефазифікація бальних шкал для отримання коефіцієнтів бажаності їх оцінок. *Освіта та розвиток обдарованої особистості*. Київ : Інститут обдарованої дитини НАПН України, 2013. № 11 (18). С. 53–60.
13. Суходольський Г. В. Основы математической статистики для психологов. СПб. : Изд-во С.-Петербургского ун-та, 1998. 464 с.
14. Мюллер П., Нойман П., Шторм Р. Таблицы по математической статистике. Москва : Финансы и статистика, 1992. 278 с.

References

1. Nikolis, G., Prigozhin, I. (1990). *Complex issues cognition*. Moscow : Mir [in Russian].
2. Khaken, G. (2003). *Secrets of nature. Synergetics: the interaction doctrine*. Moscow; Izhevsk, Institute for Computer Research [in Russian].
3. Sharonin, Yu.V. (1999). Synergetics in the management of educational institutions. *Vysshee obrazovanie*. Higher education, 4, 14–18 [in Russian].
4. Kremen, V. H., Ilin, V. V. (2012). *Synergetics in education: the human-centrism context*. Kyiv : Pedahohichna dumka [in Ukrainian].
5. Zade, L. (1976). *The concept of a linguistic variable and its application to making approximate decisions*. Moiseeva N. N. & Orlovskiy S. A. (Ed.). (N. I. Ringo, Trans). Moscow : Mir [in Russian].
6. Reva, O. M., Kamyshyn, V. V. et al. (2019). *Synergistic effect qualimetry methods and models in didactics*. Reva O. M. & Kamyshyn V. V. (Ed.). Kyiv : Institute of Gifted Child of NAES of Ukraine [in Ukrainian].
7. Kamyshyn, V. V., Reva, O. M., Burdelna, Ye. A., Trushkovskiy, K. Yu. (2019). Personality-oriented development synergetics of academic giftedness. *Osvita ta rozvytok obdarovanoi osobystosti*. Kyiv : Institute of Gifted Child of NAES of Ukraine, 1 (72), 53–62 [in Ukrainian].
8. Kamyshyn, V. V., Reva, O. M. (2012). *System analysis methods in the qualimetry of the educational process*. Kyiv: Information systems [in Ukrainian].
9. Kamyshyn, V. V. (2014). *Theoretical and methodological foundations of system-information qualimetry in the educational process management*. Extended abstract of Doctor's thesis. Kyiv [in Ukrainian].
10. Kozeletskiy, Yu., Biryukov, B. V. (1979). *Psychological Decision Theory*. (H. E. Mints, V. N. Porus, Trans). Moscow : Progress [in Russian].
11. Trushkovskiy, K. Yu. (2017). Qualimetric features of a 12-point student assessment scale. *Osvita ta rozvytok obdarovanoi osobystosti*. Kyiv : Gifted child institute NAPNU, 10, 16–19 [in Ukrainian].
12. Kamyshyn, V. V. (2013). Deposification of point scales to obtain their scores' desirability coefficients. *Osvita ta rozvytok obdarovanoi osobystosti*. Kyiv : Gifted child institute NAPNU, 11 (18), 53–60 [in Ukrainian].
13. Sukhodol'skiy, G. V. (1998). *Mathematical Statistics fundamentals for psychologists*. St. Petersburg : St. Petersburg University publishing house [in Russian].
14. Myullep, P., Noyman, P., Shtopm, R. (1992). *Math statistics tables*. Moscow: Finansy i statistika [in Russian].

O. M. Reva,
K. A. Androsovykh,
S. V. Radetska,
Ye. A. Burdelna

MUTUAL INFLUENCE DEFINITION OF HIGH SCHOOL STUDENTS' BASIC EDUCATIONAL DOMINANTS AND ASPIRATION LEVELS

Abstract. The appearance of synergistic effect in the humanist (by L. Zade definition) educational systems according to known Hegelian law should be accompanied by quantitative and qualitative transformations of certain indicators characterizing the influence of the human factor on decision making. It is proved that such indicators are basic educational dominants which determine the attitude towards risk and characterize the motivation to achieve success (risk-taking) / failure avoidance (risk aversion) and the aspiration level, which is one of personality backbone factors and characterize the self-assessment adequacy. Basic educational dominants are found through the solution of the closed decision-making task by constructing a limited points number (five) and further analysis of the estimated utility function of the 12-point scale continuum. Characteristic points of this function are the so-called determined lottery equivalents with corresponding utility $n_{0,25}$, $n_{0,5}$, $n_{0,75}$. The aspiration levels are found through the open decision-making problem solution by constructing on a formally unlimited number of points and further utility function analysis of the 12-point scale continuum. Characteristic points of the estimation function: n — the education result, which corresponds to the negative jump of usefulness in the imagination of those, who study on the acceptability of a particular level of the scale; n_0 — the education result, which corresponds to the transition from a negative to a positive perception rating of the scale; n^* is the learning outcome that corresponds to the maximum positive jump of usefulness in the perception of a certain mark on the scale, which in this case is considered as the aspiration level. The $m = 208$ ninth-graders set the ratio of people who are vulnerable, indifferent and risk-taking in the proportion: VUL: IND: RT \Leftrightarrow 1: 2.27: 10.6. By the prioritization method it was dephased a qualitative rank estimates of 12-point scale giving them corresponding weighted coefficients of significance. Students' aspiration levels identity regardless of attitude to risk is established, as well as greater consistency of opinions of those tested regarding the acceptability of higher scale scores. Characteristic points' correlation analysis of the utility functions constructed for closed and open decision-making problems revealed a statistically probable relationship between the characteristic points: $n_{0,25}-n$, $n_{0,5}-n_0$, $n_{0,75}-n^*$.

Keywords: synergistic effect; quantitative-qualitative conversion; basic training dominants and the aspiration level; interconnecting the characteristic points of the 12-point scale utility functions.

A. H. Рева,
К. А. Андросович,
С. В. Радецкая,
Е. А. Бурдельная

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ВЗАИМНОГО ВЛИЯНИЯ ОСНОВНЫХ УЧЕБНЫХ ДОМИНАНТ И УРОВНЕЙ ПРИТЯЗАНИЙ СТАРШЕКЛАССНИКОВ

Аннотация. Возникновение синергетического эффекта в гуманистических, по определению Л. Заде, образовательных системах должно сопровождаться в соответствии с известным гегелевским законом количественно-качественными преобразованиями определенных показателей, характеризующих влияние человеческого фактора на принятие решений. Обосновано, что такими показателями являются основные учебные доминанты, определяющие отношение к риску и характеризующие мотивацию на достижение успеха (склонность к риску) / избегание неудач (несклонность к риску), а также уровни притязаний, являющиеся одним из системообразующих факторов личности и характеризующие адекватность ее самооценки. Основные учебные доминанты находят решением закрытой задачи принятия решений путем построения по ограниченному числу точек (пятью) и дальнейшего анализа оценочной функции полезности континуума 12-балльной шкалы. Характерными точками этой функции являются так называемые детерминированные эквиваленты лотерей с соответствующей полезностью $n_{0,25}$, $n_{0,5}$, $n_{0,75}$. Уровни притязаний находят решением открытой

задачи принятия решений путем построения по формально неограниченному числу точек оценочной функции полезности континуума 12-балльной шкалы. Характерные точки оценочной функции: n_- — результат обучения, отвечающий негативному скачку полезности в сознании обучаемого о приемлемости определенной оценки шкалы; n_0 — результат обучения, соответствующий переходу от негативного к позитивному восприятию оценок шкалы; n^* — результат обучения, соответствующий максимальному позитивному скачку полезности в восприятии некоторой оценки шкалы, которая в этом случае считается уровнем притязаний. Среди $n = 208$ учеников-девятиклассников установлено соотношение несклонных, безразличных и склонных к риску лиц в пропорции: НСР: БР: СР \Leftrightarrow 1: 2,27: 10,6. Методом расстановки приоритетов дефазифицированы качественные ранговые оценки 12-балльной шкалы путем присвоения им взвешенных коэффициентов значимости. Установлена идентичность уровней притязаний учеников, независимо от отношения к риску, а также большая согласованность мнений испытуемых о приемлемости более высоких оценок шкалы. Из корреляционного анализа выявлена статистически достоверная связь между характерными точками оценочных функций полезности, построенных для закрытых и открытых задач принятия решений: $n_{0,25} - n_-, n_{0,5} - n_0, n_{0,75} - n^*$.

Ключевые слова: синергетический эффект, количественно-качественные преобразования, основные учебные доминанты и уровни притязаний, взаимная связь характерных точек оценочных функций полезности 12-балльной шкалы.

ІНФОРМАЦІЯ ПРО АВТОРІВ

Рева Олексій Миколайович — д-р техн. наук, професор, головний науковий співробітник, Український інститут науково-технічної експертизи та інформації, м. Київ, Україна, ran54@meta.ua; ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0002-5954-290X>

Андросович Ксенія Анатоліївна — канд. психол. наук, завідувачка відділу інтелектуального розвитку обдарованої особистості, Інститут обдарованої дитини НАПН України, м. Київ, Україна, ksn@ukr.net; ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0002-4121-270X>

Радецька Світлана Валеріївна — канд. пед. наук, доцентка, завідувачка кафедри прикладного технічного перекладу, Херсонський національний технічний університет, м. Херсон, Україна, kafedratpp@kntu.net.ua; ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0001-7308-8179>

Бурдельна Євгенія Андріївна — аспірантка, Інститут обдарованої дитини НАПН України, м. Київ, Україна, femella@ukr.net; ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0003-4887-8608>

INFORMATION ABOUT THE AUTHORS

Reva O. M. — D. Sc. in Engineering, Professor, Principal Researcher, Ukrainian Institute of Scientific and Technical Expertise and Information, Kyiv, Ukraine, ran54@meta.ua; ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0002-5954-290X>

Androsovykh K. A. — PhD in Psychology, Head of the Department of intellectual development of a gifted person, Institute of gifted child of National academy of educational sciences of Ukraine, Kyiv, Ukraine, ksn@ukr.net; ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0002-4121-270X>

Radetska S. V. — PhD in Pedagogy, Associate Professor, Head of the Department of Theory and Practice of Translation, Kherson National Technical University, Kherson, Ukraine, kafedratpp@kntu.net.ua; ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0001-7308-8179>

Burdelna Ye. A. — graduate student, Institute of gifted child of National academy of educational sciences of Ukraine, Kyiv, Ukraine, femella@ukr.net; ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0003-4887-8608>

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРАХ

Рева А. Н. — д-р техн. наук, профессор, главный научный сотрудник, Украинский институт научно-технической экспертизы и информации, г. Киев, Украина, ran54@meta.ua; ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0002-5954-290X>

Андросович К. А. — канд. психол. наук, заведующая отделом интеллектуального развития одаренной личности, Институт одаренного ребенка НАПН Украины, г. Киев, Украина, ksn@ukr.net; ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0002-4121-270X>

Радецкая С. В. — канд. пед. наук, доцент, заведующая кафедрой прикладного технического перевода, Херсонский национальный технический университет, г. Херсон, Украина, kafedratpp@kntu.net.ua; ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0001-7308-8179>

Бурдельная Е. А. — аспирантка, Институт одаренного ребенка НАПН Украины, г. Киев, Украина, femella@ukr.net; ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0003-4887-8608>

Стаття надійшла до редакції / Received 23.04.2020