

Информационные и коммуникационные среды

УДК 519.682.5

П.И. Федорук

Исследование эффективности функционирования адаптивной системы дистанционного обучения *EduPro*

Описан эксперимент исследования эффективности адаптивной системы дистанционного обучения *EduPro*. Результаты эксперимента показали, что применение таких систем позволяет не только сохранить качество традиционных технологий передачи знаний, но в ряде случаев при использовании адаптационных алгоритмов добиться заметного повышения результатов обучения студентов.

An experiment in order to investigate the efficiency of the *EduPro* adaptive distance learning system functioning is described. The results of the experiment show that the use of such systems lets us not only to save the quality of traditional technologies of knowledge transferring but in some cases to achieve the noticeable rise of students' progress results when using the adaptive algorithms.

Описано експеримент з метою дослідження ефективності функціонування адаптивної системи дистанційного навчання *EduPro*. Результати експерименту показали, що застосування таких систем дозволяє не тільки зберегти якість традиційних технологій передачі знань, але в певних випадках за використання адаптаційних алгоритмів помогтися помітного підвищення результатів навчання студентів.

Введение. Широкое внедрение технологий дистанционного обучения (ДО) тормозится в связи с отсутствием качественно нового учебно-методического обеспечения и его программной поддержки. Методика преподавания с использованием технологий ДО существенно отличается от традиционных технологий обучения и в основном опирается на самостоятельное изучение курса студентом, причем значительная часть работы преподавателя переносится на ЭВМ. Дистанционные технологии применяются в учебном процессе с целью расширить и дополнить возможности преподавателя. Фактически обучающие системы «приобретают» знания эксперта-преподавателя и «доносят» их до студента. С развитием ДО как формы организации учебного процесса, особенностью которого является предоставление студентам возможности самостоятельно получать необходимые знания, пользуясь развитыми информационными ресурсами, которые обеспечиваются современными информационными технологиями, возникает проблема адаптации ДО к студенту и создания адаптивного обучения. С целью решения этой проблемы автором разработана и создана экспериментальная адаптивная система

ДО и контроля знаний *EduPro*. Для сравнения эффективности функционирования классической и адаптивной систем ДО проведен эксперимент, в котором участвовали две группы студентов четвертого курса факультета «Математики и информатики» Прикарпатского национального университета имени Василия Степанника по специальности «Информатика», проходивших обучение по курсу «Искусственный интеллект» в двух учебных системах. Дисциплина относится к набору спецкурсов по выбору. Эксперимент проходил по решению ученого совета факультета «Математики и информатики». Одна группа студентов училась в классической системе ДО (*Moodle*), другая – в адаптивной системе ДО и контроля знаний (*EduPro*) с использованием элементов адаптивности и интеллектуальности.

Учебный курс в системе *EduPro* представлен в виде последовательности шагов (их количество равно 10), обязательными составными элементами которых являются лекционный материал и тестирование. В отличие от классической системы обучения, где лекции представлены как учебно-методический материал, в адаптивной системе *EduPro* лекции поделены

ны на малейшие логические частицы – кванты [1], обладающие определенными характеристическими свойствами. В процессе обучения осуществлялся текущий контроль знаний после каждого шага, а после завершения курса проведено рубежное тестирование, которое должно было определить уровень усвоения материала. Завершился эксперимент определением экспертной оценки каждого студента группой экспертов и обработкой результатов исследования методами математической статистики.

Сравнение результатов обучения. Статистические методы анализа

Экспертная оценка формировалась с использованием метода Дельфи. Согласно этому методу группа экспертов формулировала свои индивидуальные позиции анонимно, используя анкеты или внешние устройства компьютера, в несколько туров. Результаты анкетирования обрабатывались в каждом туре и эксперты информировались об их результатах.

Критерий Манна–Уитни проверки гипотезы о различии между независимыми совокупностями

Критерий применяется для сравнения двух независимых выборок объема n_1 и n_2 [2]. Проверяется гипотеза H_0 , подтверждающая, что выборки получены из одинаковых генеральных совокупностей.

Статистика U критерия определяется следующим образом. Выделим $n_1 + n_2$ значений объединенной выборки. Каждому элементу полученного вариационного ряда положим в соответствие его порядковый номер – ранг. Если несколько элементов ряда совпадают по величине, то каждому из них присваивается ранг, равный среднему арифметическому их номеров.

Пусть R_1 – сумма рангов элементов первой выборки, R_2 – сумма рангов элементов второй выборки. Вычислим значения:

$$w_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - R_1, w_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2+1)}{2} - R_2.$$

Выборочное значение $U_{\text{в}}$ статистики критерия – меньшее из чисел w_1 и w_2 . В статистических таблицах приводятся вероятности $p = P_{H_0}(U < x)$ (условные вероятности того, что $U < x$ при условии, что гипотеза H_0 верна) для выборок объема n_1 и n_2 ($n_1 \geq n_2$). При двусторонней альтернативной гипотезе (выборки, полученные из разных генеральных совокупностей) гипотеза H_0 отклоняется, если $p \leq \alpha / 2$. Здесь α – уровень значимости критерия (верхняя граница вероятности ошибочного отклонения основной гипотезы).

Если объем каждой из выборок больше восьми, то проверку гипотезы H_0 можно проводить с помощью статистики:

$$Z = \frac{U - \frac{1}{2}n_1n_2}{\sqrt{\frac{1}{12}n_1n_2(n_1+n_2+1)}},$$

которая имеет (при условии правильности гипотезы H_0) примерно стандартное нормальное распределение. В этом случае гипотеза H_0 отклоняется на уровне значимости α , если выборочное значение $Z_{\text{в}}$ статистики Z удовлетворяет неравенству (при двусторонней альтернативной гипотезе) $|Z_{\text{в}}| > u_{\frac{1-\alpha}{2}}$, где $u_{\frac{1-\alpha}{2}}$ – квантиль стандартного нормального распределения (решение уравнения $F_{N(0,1)}(x) = 1 - \frac{\alpha}{2}$ с функцией стандартного нормального распределения $F_{N(0,1)}(x)$).

Применение корреляционного анализа для выявления связей экспериментальных данных

Зависимость (связь) между наборами данных может быть исследована с помощью коэффициента корреляции.

Пусть $(x_i; y_i)$, $i = 1, 2, \dots, n$ – выборка наблюдений над случайными величинами. Выборочным коэффициентом корреляции называется

величина $r = \frac{n}{n-1} \frac{\overline{xy} - \overline{x}\overline{y}}{s_x s_y}$, где $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$,
 $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$, $\overline{xy} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i y_i$, $s_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$,
 $s_y^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$.

Известно, что при достаточно больших значениях объема выборки n статистика

$$\hat{r} = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r}$$
 имеет приблизительно нормальное распределение

$$N\left(\operatorname{arcth} \rho, \frac{1}{n-3}\right), \text{ где } \rho -$$

истинное значение коэффициента корреляции между двумя совокупностями. Поэтому доверительный интервал для ρ имеет вид:

$$\begin{aligned} & \left(\operatorname{th} \left(\operatorname{arcth} \hat{r} - u_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{1}{\sqrt{n-3}} \right); \right. \\ & \left. \operatorname{th} \left(\operatorname{arcth} \hat{r} + u_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{1}{\sqrt{n-3}} \right) \right). \end{aligned}$$

Доверительная вероятность равна $1-\alpha$. Значит, если ноль попадает в этот интервал, нельзя утверждать, что случайные величины зависимы. При этом выборочный коэффициент корреляции называют *незначимым*. Здесь, как и ранее, $u_{1-\frac{\alpha}{2}}$ – квантиль порядка $1-\frac{\alpha}{2}$ стандартно-

го нормального распределения. В противном случае считаем, что между генеральными совокупностями, из которых получены выборки, существует зависимость.

Еще один тип коэффициента корреляции вычисляется по рангам данных выборочных значений. Пусть $(x'_i; y'_i)$ – двумерная выборка рангов, построенная по данной выборке. Коэффициент корреляции r_s , вычисленный по выборке рангов, называется *выборочным* значением ранжированного коэффициента корреляции Спирмена:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (x'_i - y'_i)^2}{n(n^2 - 1)}.$$

Ранговый коэффициент корреляции характеризуется зависимостью между случайными величинами. В отличие от обычного коэффициента корреляции r (Пирсона) ранговый коэффициент как мера зависимости может быть применен для любой пары случайных величин, измеренных, по крайней мере, в порядковых шкалах.

Сравнение групп студентов до проведения эксперимента

Для законности выводов об отличии результатов обучения студентов в экспериментальной и контрольной группах предварительно необходимо гарантировать их первоначальную однородность, т.е. студенты обеих групп должны быть одинаково сильны в обучении.

Проверку гипотез проведем на уровне значимости (верхняя граница вероятности ошибочного отклонения правильной гипотезы) $\alpha = 0,05$. Воспользуемся непараметрическим критерием Манна–Уитни (реализованным в программе *STATISTICA*), поскольку исследуемые характеристики (результаты обучения) являются категориальными и измеренными в порядковой шкале.

Сравнив результаты предварительного обучения студентов выбранных групп, можно утверждать отсутствие существенной разницы в их учебных успехах. В табл. 1–4 представлены результаты проверки гипотез об однородности генеральных совокупностей результатов обучения по системе *EduPro* и *Moodle*:

- *Rank Sum EduPro* – сумма рангов (R_1) в объединенной выборке оценок студентов группы *EduPro*;
- *Rank Sum Moodle* – сумма рангов (R_2) в объединенной выборке оценок студентов группы *Moodle*;
- U – значение статистики U (наименьшее из чисел $w_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - R_1$ и $w_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2+1)}{2} - R_2$, где n_1 и n_2 – объемы соответствующих выборок);
- Z – значение статистики

$$Z = \frac{U - \frac{1}{2}n_1n_2}{\sqrt{\frac{1}{12}n_1n_2(n_1+n_2+1)}};$$

- *p-level* – уровень значимости, на котором гипотеза о различии рассмотренных групп подтверждается.

Т а б л и ц а 1. Гуманитарные и социально-экономические дисциплины

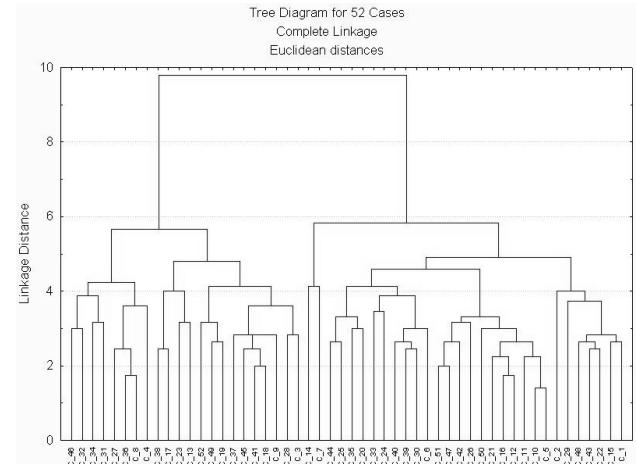
Variable	Mann–Whitney U Test (Data0.sta)				
	Rank Sum		U	Z	<i>p-level</i>
	EduPro	Moodle			
Философия и религиеведение	677	701	326	-0,22	0,82
Психология и педагогика	587	791	236	-1,87	0,06
Иностранный язык	577	801	226	-2,05	0,04
История Украины	697	681	330	0,15	0,88
Экономическая теория	697	681	330	0,15	0,88

Т а б л и ц а 2. Естественно-научные дисциплины

Variable	Mann–Whitney U Test (Data0.sta)				
	Rank Sum		U	Z	<i>p-level</i>
	EduPro	Moodle			
Математический анализ	672	705	321,	-0,30	0,76
Алгебра и геометрия	627	751	276	-1,13	0,25
Дискретная математика	636	741	285	-0,96	0,34
Диф. уравнение	653	725	302	-0,66	0,51
ТИМС	586	792	235	-1,88	0,06
ТАМЛ	647	731	296	-0,77	0,44

Как видно из таблиц (*p-level* < α), судить о различии в результатах обучения студентов контрольной (*Moodle*) и экспериментальной (*EduPro*) групп можно только по отдельным предметам (иностранный язык, искусственный интеллект, ОС, спецкурс). В других случаях наблюдаемое различие не может считаться существенным (*p-level* > α). По среднему значению всех оценок студенты обеих групп также отличаются незначительно. Это показано в табл. 5 (*p-level* = 0,11 > α).

Проверка однородности («равносильности») групп *EduPro* и *Moodle* можно осуществить и с помощью кластерного анализа. Объединив обе группы, построим дендрограмму кластеризации студентов по результатам их предварительного обучения (рис. 1).



Т а б л и ц а 3. Дисциплины профессиональной подготовки

Variable	Mann–Whitney U Test (Data0.sta)				
	Rank Sum		U	Z	<i>p-level</i>
	EduPro	Moodle			
Программирование	659	719	308	-0,55	0,58
МОДО	652	726	301	-0,68	0,49
Теория управления	647	731	296	-0,77	0,44
СМПР	620	758	269	-1,26	0,21
Численные методы	663	714	312	-0,47	0,64
БД и ИС	599	778	248	-1,64	0,10
Архитектура ЭВМ	645	733	294	-0,81	0,42
ПО ЭВМ	623	754	272	-1,19	0,23

Т а б л и ц а 4. Выборочные дисциплины и другие результаты

Variable	Mann–Whitney U Test (Data0.sta)				
	Rank Sum		U	Z	<i>p-level</i>
	EduPro	Moodle			
Системное программирование	679	698	328	-0,17	0,86
МВИ	603	774	252	-1,56	0,12
ОС	578	800	227	-2,03	0,04
Спецкурс	559	818	208	-2,37	0,02
Производственная практика	689	689	338	0,00	1
Программирование	677	700	326	-0,21	0,83
Методика	672	706	321	-0,31	0,75

Как видно из дендрограммы, всех студентов можно разделить на две группы: первая содержит 22 студента, вторая – 30 из 52. Из графика средних оценок (рис. 2) в полученных кластерах видно, что в первый кластер попали лучшие студенты, а второй формируют студенты, которые учились хуже.

Таблица 5. Средняя оценка знаний студентов обеих групп

Variable	Mann–Whitney U Test (Data0.sta)				
	By variable				
	Rank Sum		U	Z	p-level
Средний балл	EduPro	Moodle	251	-1,58	0,11

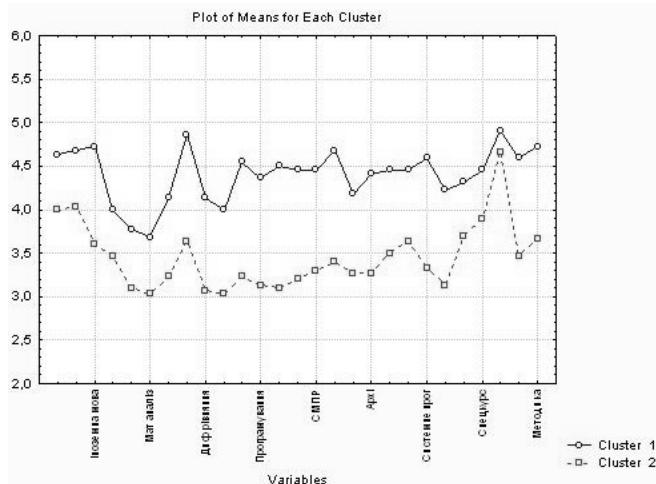


Рис. 2. График средних оценок

В каждый кластер попали студенты как из группы *EduPro*, так и из группы *Moodle*. Сравнивая частоты, которыми представлены в данных группах лучшие студенты и студенты, которые учились хуже, можно сделать вывод, что существенной разницы между группами *EduPro* и *Moodle* по начальному уровню способностей студентов к учебе нет. В табл. 6 приведены результаты анализа различия частот по критерию χ^2 .

Таблица 6. Анализ таблицы частот

Groups	<i>EduPro</i>	<i>Moodle</i>	Row Totals
Frequencies, Cluster 1	9	13	22
Percent of total	17,3%	25%	42,3%
Frequencies, Cluster 2	17	13	30
Percent of total	32,6%	25%	57,7%
Column totals	26	26	52
Percent of total	50%	50%	
Chi-square (<i>df</i> = 1)	1,26	<i>P</i> = 0,26	

Поскольку $p = 0,26 > \alpha$, нельзя говорить о различии в распределении студентов по входным уровням в исследуемых группах.

Сравнение результатов эксперимента

Сравнение результатов обучения в адаптивной и классической системах проводилось по

результатам выполнения студентами 10 заданий ($X_1 - X_{10}$), а также использовались интегрированная (X) и экспертная (*Expert*) оценки. Результаты применения критерия Манна–Уитни, приведенные в табл. 7, позволяют с уверенностью констатировать наличие существенной разницы между показателями результатов студентов разных групп по всем параметрам ($p\text{-level} < \alpha$) (рис. 3).

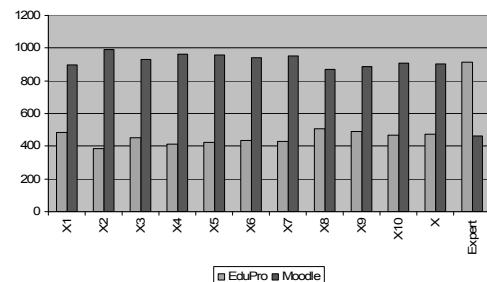


Рис. 3. Гистограмма результатов обучения в двух системах

Таблица 7. Сравнение результатов обучения в двух системах с использованием критерия Манна–Уитни

Variable	Mann–Whitney U Test (Data0.sta)					
	Marked tests are significant at $p < ,050$					
	Rank Sum		U	Z	p-level	
X_1	EduPro	483	894	132	-3,76	0,000169
X_2	EduPro	388	990	37	-5,51	0,000000
X_3	EduPro	450	928	99	-4,37	0,000012
X_4	EduPro	413	965	62	-5,05	0,000000
X_5	EduPro	422	956	71	-4,89	0,000001
X_6	EduPro	436	941	85	-4,62	0,000004
X_7	EduPro	428	950	77	-4,78	0,000002
X_8	EduPro	506	872	155	-3,35	0,000811
X_9	EduPro	489	888	138	-3,65	0,000261
X_{10}	EduPro	467	910	116	-4,05	0,000050
X	EduPro	474	904	123	-3,93	0,000083
<i>Expert</i>	EduPro	916	461	110	4,16	0,000031

Можно утверждать, что в адаптивной системе *EduPro* результаты тестирования $X_1 - X_{10}$ и интегрированная оценка X ниже, чем в группе *Moodle*. Однако экспертная оценка отражает обратную ситуацию: результаты обучения студентов по адаптивной системой *EduPro* выше результатов обучения студентов по классической системой *Moodle*. Это свидетельствует о том, что адаптивная система оценки более точно определяет уровень усвоения студентами учебного материала.

Для выявления связи между экспертной и интегрированной оценками, а также между экспертной и оценками за выполнение отдельных задач проанализируем значимость коэффициента корреляции Спирмена [3]. Результаты анализа приведены в табл. 8 и 9, где принято:

- *Valid N* – количество наблюдений;
- *Spearman R* – ранговый коэффициент корреляции Спирмена;
- *t* ($N - 2$) – значение статистики критерия проверки гипотезы о значимости (отличие от нуля) коэффициента корреляции;
- *p-level* – уровень значимости, при котором упомянутая гипотеза подтверждается.

Таблица 8. Корреляции Спирмена (объединенная выборка)

Pair of Variables	Group = EduPro Spearman Rank Order Correlations (Data.sta) MD pairwise deleted Marked correlations are significant at $p < .050$			
	Valid N	Spearman R	t(N-2)	p-level
X1 & Expert	26	0,13	0,66	0,52
X2 & Expert	26	0,08	0,38	0,71
X3 & Expert	26	0,07	0,36	0,72
X4 & Expert	26	0,11	0,52	0,6
X5 & Expert	26	-0,41	-2,23	0,04
X6 & Expert	26	-0,16	-0,81	0,43
X7 & Expert	26	-0,08	-0,38	0,7
X8 & Expert	26	0,09	0,47	0,64
X9 & Expert	26	0,01	0,05	0,96
X10 & Expert	26	0,15	0,75	0,46
X1 & Expert	26	0,96	17,37	0,00

В адаптивной системе *EduPro* обнаружена связь экспертной оценки с X_5 (обратной) и почти линейная связь с X .

Таблица 9. Корреляции Спирмена (группа *EduPro*)

Pair of Variables	Group = Moodle Spearman Rank Order Correlations (Data.sta) MD pairwise deleted Marked correlations are significant at $p < .050$			
	Valid N	Spearman R	t(N-2)	p-level
X1 & Expert	26	-0,18	-0,91	0,37
X2 & Expert	26	0,25	1,28	0,21
X3 & Expert	26	-0,40	-2,14	0,04
X4 & Expert	26	0,69	4,75	0,000079
X5 & Expert	26	0,06	0,29	0,77
X6 & Expert	26	0,31	1,63	0,12
X7 & Expert	26	0,07	0,33	0,74
X8 & Expert	26	0,45	2,44	0,02
X9 & Expert	26	-0,13	-0,65	0,52
X10 & Expert	26	0,43	2,31	0,03
X1 & Expert	26	0,70	4,87	0,000058

В классической системе *Moodle* можно говорить о наличии связи: прямой экспертной оценки с оценками X_4, X_8, X_{10}, X и обратной – с X_3 .

Качество усвоения материала

Определив степень усвоения материала как отношение полученной за тест оценки (q) до максимально возможной оценки (l): $S = \frac{q}{l}$ и скорость прохождения теста как взвешенную сумму отношений затраченного времени (t) в удачной попытке до максимально разрешенного времени (T) и номера (i) этой попытки к количеству разрешенных попыток (f): $\tau = (1 - \alpha) \frac{t}{T} + \alpha \frac{i}{f}$,

где $\alpha = \frac{f}{f+1}$, построим показатель качества усвоения материала как линейную комбинацию S и τ . Коэффициенты линейной комбинации выберем из условия максимизации коэффициента корреляции с экспертной оценкой. Такие коэффициенты можно найти с помощью канонического анализа (реализовано в *STATISTICA*). В табл. 10 приведены результаты канонического анализа, где *Root 1* – канонические коэффициенты, близкие к стандартизованным характеристикам (обеспечивают максимум корреляции между линейными комбинациями левого и правого множества характеристик).

Таблица 10. Результаты канонического анализа

Variable	Group = EduPro Canonical Weights, left set (Data1.sta)	Group = Moodle Canonical Weights, left set (Data1.sta)	Variable	Group = EduPro Canonical Weights, right set (Data1.sta)	Group = Moodle Canonical Weights, right set (Data1.sta)
	Root 1	Root 1		Root 1	Root 1
Expert	-1,00	-1,00	S	-0,98	-0,94
			Tau	0,16	0,19

При использовании выходных (нестандартизованных) значений следует учитывать их стандартные отклонения. Если SD_S – стандартное отклонение величины S а SD_τ – такое же отклонение величины τ , то соответствующие коэффициенты искомой линейной комбинации вычисляются из соотношений:

$$k_s = \frac{k_s^0}{\left(|k_s^0| + |k_\tau^0| \right)}, k_\tau = \frac{k_\tau^0}{\left(|k_s^0| + |k_\tau^0| \right)},$$

$$k_s^0 = \frac{Root1_s}{SD_s \cdot Root1_{Expert}}, k_\tau^0 = \frac{Root1_\tau}{SD_\tau \cdot Root1_{Expert}}.$$

В табл. 11 приведены значения коэффициентов качества усвоения материала. Очевидно, что для каждого способа обучения и оценивания такие коэффициенты должны отличаться.

Таблица 11. Коэффициенты для определения качества усвоения материала

k_s	<i>EduPro</i>	<i>Moodle</i>
S	0,925	0,985
τ	-0,075	-0,015

Следовательно, в системе обучения *EduPro* качество усвоения материала должно определяться по формуле $\mu = 0,925S - 0,075\tau$, а в системе *Moodle* по формуле $\mu = 0,985S - 0,015\tau$. Такие характеристики максимально коррелируют с экспертной оценкой, а именно: в *EduPro* коэффициент корреляции составляет 0,96, а в *Moodle* – 0,78.

Определив оценки средних значений (*Mean*) и 95%-ные интервалы надежности (*Confidence*) для этих значений (табл. 12) экспертной оценки в группах *EduPro* и *Moodle*, можем сделать вывод, что для наших групп средняя оценка в *EduPro* выше на 7,8 балла, чем в *Moodle*, что составляет 19,6% от максимально возможного балла (40). В общем, с надежностью 95% можно утверждать, что минимальное улучшение результатов в *EduPro* в сравнении с *Moodle* может составить 3,6 балла (8,9% от 40) и максимальное – 12,1 балла (30,3% от 40).

Таблица 12. Средние значения экспертной оценки и надежные интервалы для этих значений

<i>Variable</i>	<i>Group=EduPro Descriptive Statistics (Data1.sta)</i>			<i>Variable</i>	<i>Group=Moodle Descriptive Statistics (Data1.sta)</i>		
	<i>Mean</i>	<i>Confidence</i> –95,00%	<i>Confidence</i> 95,00%		<i>Mean</i>	<i>Confidence</i> –95,00%	<i>Confidence</i> 95,00%
<i>Expert</i>	30,04	26,62	33,46	<i>Expert</i>	22,19	21,34	23,04

Таким образом, благодаря технологическим решениям с использованием элементов адаптивности и интеллектуальности системы *EduPro* организует процесс индивидуализированного обучения с заметным улучшением результатов экспертного контроля знаний классической системы дистанционного обучения *Moodle*.

Заключение. На основе комплексного использования разработанных технологий и методов построена и внедрена в учебный процесс экспериментальная адаптивная система ДО и контроля знаний *EduPro*. Исследование эффективности функционирования экспериментальной адаптивной системы ДО и контроля знаний *EduPro* показало, что применение систем ДО позволяет не только сохранить качество традиционных технологий передачи знаний, но путем использования адаптационных алгоритмов добиться заметного повышения результатов обучения студентов. Сравнение результатов контроля знаний в группах студентов, которые учились в классической системе ДО с группами, проходившими обучение с помощью *EduPro*, показало улучшение экспертной оценки в среднем на 19,6%, при этом повышение наблюдалось в диапазоне от 8,9% до 30,3%.

1. Федорук П.И. Адаптивная система дистанционного обучения и контроля знаний на базе интеллектуальных Интернет-технологий. – Ивано-Франковск: ВДВ ЦИТ Прикарпат. нац. ун-та имени Василия Степанника, 2008. – 326 с.
2. Статистический анализ данных с пакетом *STATISTICA*: Учеб.-метод. пособие / Т.И. Мамчик, А.Я. Леночкина, М.М. Осипчук и др. – Дрогобыч: Изд. фирма «Возрождение», 2006. – 208 с.
3. Лапач С.Н., Чубенко А.В., Бабич П.Н. Статистика в науке и бизнесе / С.Н. Лапач,. – К.: МОРИОН, 2002. – 640 с.

Поступила 16.09.2009
E-mail: pavlo@riu.if.ua (Ивано-Франковск)
© П.И. Федорук, 2009