

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДИНАМИКИ РЕЗУЛЬТАТОВ E-LEARNING В ВУЗЕ

Михальчук А.А.¹, Арефьев В.П.¹, Филипенко Н.М.¹

¹ ФГБОУ ВПО «Национальный исследовательский Томский политехнический университет», Томск, Россия (634050, г. Томск, пр. Ленина, 30), e-mail: aamih@tpu.ru

Проведен статистический анализ результатов электронного обучения студентов первых трех семестров по высшей математике с использованием дистанционных образовательных технологий Томского политехнического университета. Рассмотрение проведено в системе 2 показателей: ЭКЗ – баллы, полученные в результате семестрового тест–экзамена, и ДТ – разность моментов окончания и начала экзамена. Проведена гистограммная динамика результатов ЭКЗ и ДТ. Согласно ранговому дисперсионному анализу Фридмана с повторными измерениями динамика ЭКЗ оценивается как высоко значимая по совокупности трех семестров за счет высоко значимого отличия ЭКЗ₁ от ЭКЗ₂ и статистически значимого отличия ЭКЗ₂ от ЭКЗ₃. В случае ДТ выделено только статистически значимое различие между ДТ₂ от ДТ₃. С помощью непараметрического критерия Краскела-Уоллиса все выборки семестровых результатов ЭКЗ и ДТ оценены на групповую неоднородность (различия между результатами разных 7 групп): в случае ЭКЗ₁ и ЭКЗ₃ – как незначимые, ЭКЗ₂ – статистически значимые, ДТ₁ – сильно значимые, ДТ₂ и ДТ₃ – высоко значимые. Данные результаты подтверждены параметрическим дисперсионным анализом. Проведена классификация составной (по ЭКЗ и ДТ) динамики учебных групп по уровню ее значимости. Результаты проведенного анализа оценивания знаний студентов в режиме дистанционных образовательных технологий могут быть учтены при внедрении современных информационных образовательных интернет-технологий в организацию электронного обучения для обеспечения качества образования и контроля знаний.

Ключевые слова: дисперсионный анализ, электронное обучение, дистанционные образовательные технологии, качество обучения.

STATISTICAL ANALYSIS OF DYNAMICS OF OUTCOMES E-LEARNING IN HIGH SCHOOL

Mihalchuk A.A.¹, Arefyev V.P.¹, Filipenko N.M.

¹ National research Tomsk polytechnic university, Tomsk, Russia (634050, Tomsk, Lenin's avenue, 30), e-mail: aamih@tpu.ru

The statistical analysis of outcomes of e-learning of students first three semestres on higher mathematics with use of distant educational process engineering of Tomsk polytechnic university is spent. Reviewing is spent in system of 2 indicators: EX - the points received as a result of semestrial test - examination and DT - a difference of the moments of the termination and the examination beginning. Dynamics of histograms-outcomes EX and DT is spent. According to Friedman's rank analysis of variance with repeated measurements dynamics EX is estimated as highly significant on a population of three semestres at the expense of highly significant difference EX₁ from EX₂ and statistically significant difference EX₂ from EX₃. In case of DT significant distinction between DT₂ from DT₃ is selected only statistically. By means of nonparametric criterion of Kraskel-Willis all samples of semestrial outcomes EX and DT are estimated on group heterogeneity (distinctions between outcomes of different 7 groups): in case of EX₁ and EX₃ - as insignificant, EX₂ - statistically significant, DT₁ - strongly significant, DT₂ and DT₃ - highly significant. Given results are confirmed parametrical by an ANOVA. Classification composite (on EX and DT) dynamics of educational groups on level of its importance is spent. Outcomes of the spent analysis of an estimation of knowledge of students in a condition of distant educational process engineering can be considered at introduction modern informational educational the Internet - process engineering in the organisation of e-learning for security of quality of formation and control of knowledge.

Keywords: ANOVA, e-learning, distant educational process engineering, quality of training.

Среди основных направлений инновационной модернизации современного высшего заочного образования выделяются внедрение электронных форм обучения [2-5; 7; 9], автоматизация контроля динамики результата обучения и знаний студентов с применением

дистанционных образовательных технологий [3; 6-8]. В связи с этим представляет интерес статистический анализ качества образовательного процесса в вузе.

В данной работе аналогично [1] проведен статистический анализ в пакете Statistica результатов оценивания знаний по высшей математике в объеме первых трех семестров студентов института электронного обучения (выборка ЭО) Томского политехнического университета. Рассмотрение проведено в системе 2 показателей: ЭКЗ – результат тест-экзамена в режиме online (по 5-балльной шкале) и DT – разность моментов окончания и начала экзамена (в минутах). Гистограммная динамика результатов ЭКЗ по семестрам отражена на рис. 1.

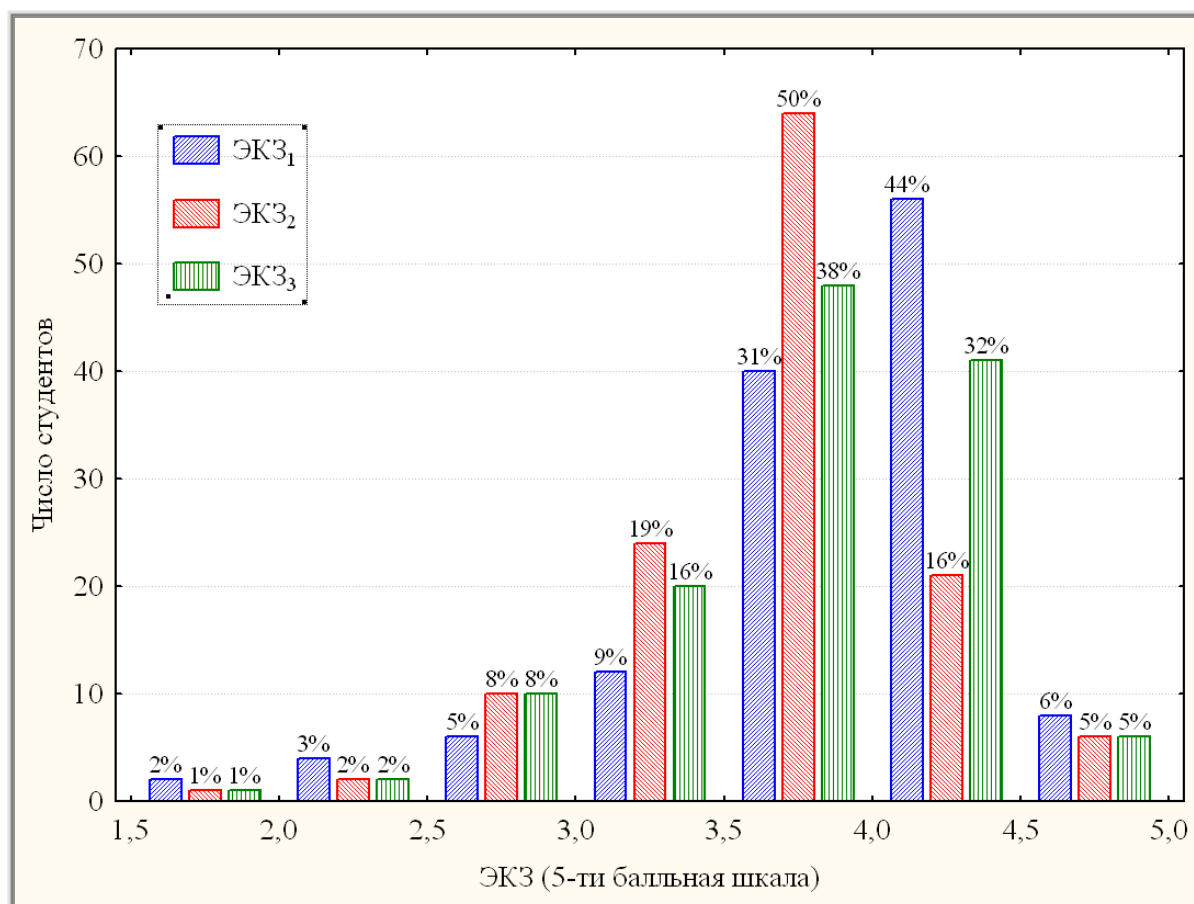


Рис. 1. Составная гистограмма ЭКЗ.

Согласно рис. 1, интервал двоечников $[0; 2,5)$ является малочисленным (3-5%). В интервале слабых троечников $[2,5; 3)$ сначала наблюдается рост результатов экзаменационной (ЭКЗ) успеваемости в 1,6 раза (с 5% в 1-м семестре до 8% во 2-м семестре), а затем стабильный уровень (8%). В интервале сильных троечников $[3; 4,5)$ результаты ЭКЗ сначала выросли в $\approx 2,1$ раза (с 9% в 1-м семестре до 19% во 2-м семестре), а затем уменьшились в $\approx 1,2$ раза (до 16% в 3-м семестре). Наиболее представительным является интервал слабых хорошистов $[3,5; 4)$. Здесь результаты ЭКЗ сначала выросли в $\approx 1,61$ раза (с 31% в 1-м семестре до 50% во 2-м семестре), а затем уменьшились в $\approx 1,32$ раза (до 38% в 3-м

семестре). В интервале сильных хорошистов [4; 4,5] результаты экзаменационной успеваемости, наоборот, сначала уменьшились в 2,75 раза (с 44% в 1-м семестре до 16% во 2-м семестре), а затем выросли в 2 раза (до 32% в 3-м семестре). В интервале отличников [4,5; 5] ЭКЗ стабильны на уровне 5-6%.

Гистограммная динамика результатов DT по семестрам отражена на рис. 2.

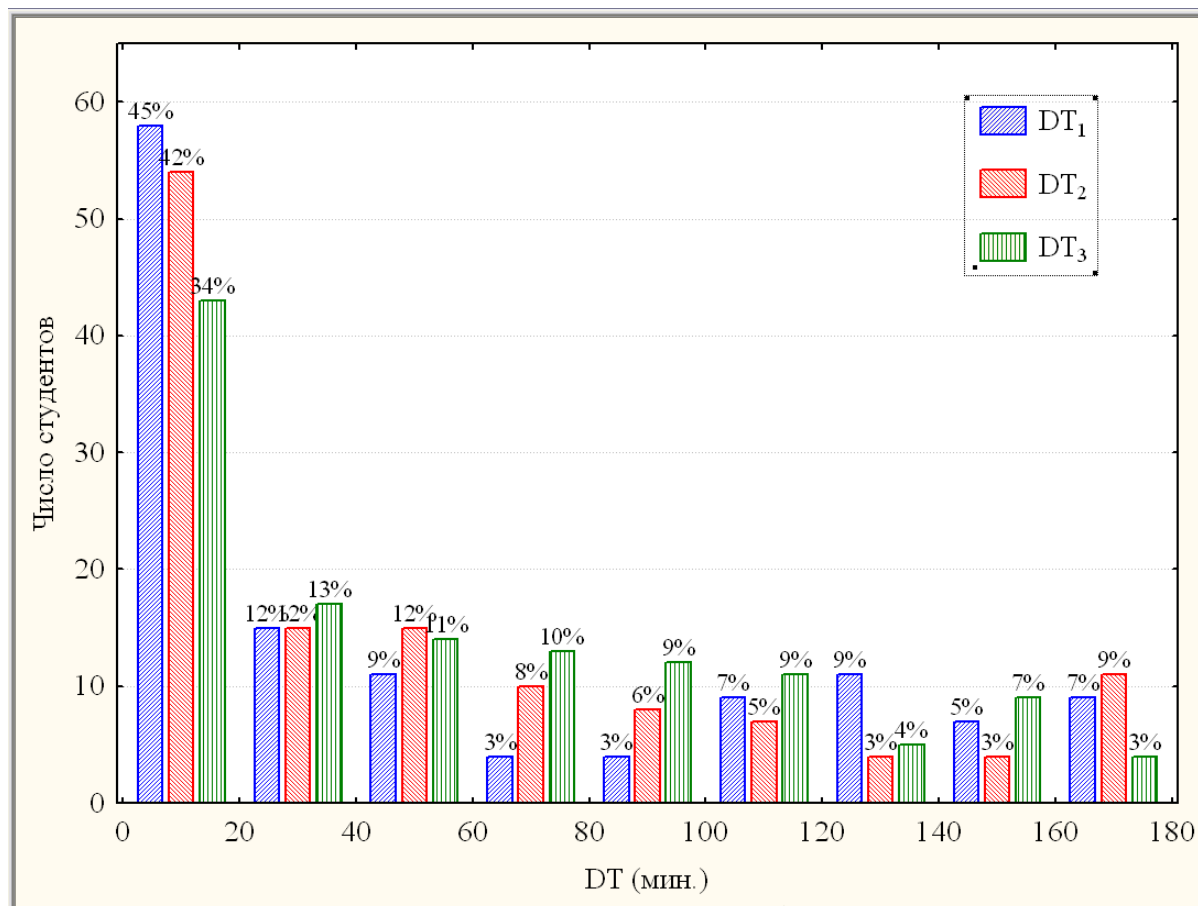


Рис. 2. Составная гистограмма DT

Согласно рис. 2, доля положительно сдавших тест-ЭКЗ за DT < 20 минут из выделенных 3 часов превышает 1/3. Среди сдавших ЭКЗ₁ был установлен трехкратно рекорд минимального DT₁, = 4 мин, побитый трехкратно во 2-м семестре минимальным DT₂, = 3 мин. Заметим, что доля «легкодумов» (DT < 20) имеет отрицательную динамику и сократилась в ≈1,3 раза (с 45% в 1-м семестре до 34% в 3-м семестре).

Выявленное anomальное обстоятельство лишний раз подчеркивает несовершенство стадии оценивания усвоенных студентом знаний при дистанционном обучении с использованием ДОТ, создающее проблему идентификации студента [1; 10].

В связи с тем что согласно теории измерительных шкал балльная шкала измерения ЭКЗ относится к типу порядковых шкал, а распределение DT даже визуально (рис. 2) не похоже на нормальное, для сравнения рассматриваемых выборок предлагается использовать прежде всего ранговые (непараметрические) критерии.

Согласно ранговому дисперсионному анализу Фридмана с повторными измерениями динамика ЭКЗ, то есть различия между результатами ЭКЗ₁, ЭКЗ₂ и ЭКЗ₃ по их совокупности, оценивается как высоко значимая (на уровне значимости $p < 0,0005$) за счет высоко значимого отличия ЭКЗ₁ от ЭКЗ₂ ($p \approx 0,00003 < 0,0005$), статистически значимого отличия ЭКЗ₂ от ЭКЗ₃ ($0,005 < p \approx 0,023 < 0,050$) при незначимом различии между ЭКЗ₁ и ЭКЗ₃ ($0,10 < p$). В случае ДТ выделено только статистически значимое различие между ДТ₂ от ДТ₃ ($0,005 < p \approx 0,032 < 0,050$). Графические числовые непараметрические характеристики ЭКЗ и ДТ представлены на рис. 3 (слева и справа соответственно).

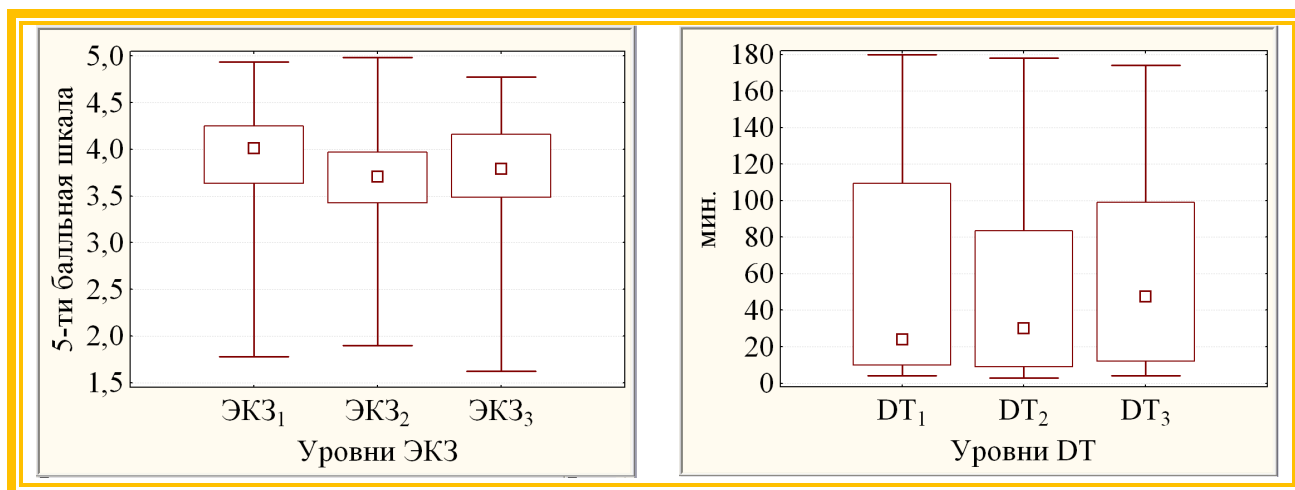


Рис. 3. Медианные диаграммы размаха ЭКЗ и ДТ («квадрат» - медианы; ящик - квартильный размах (25%-75%); усы – полный размах)

По параметрическому дисперсионному анализу с повторными измерениями динамика ЭКЗ (рис. 4, слева) оценивается как статистически значимая ($0,005 < p \approx 0,015 < 0,050$) по совокупности трех семестров за счет отличия ЭКЗ₂ от ЭКЗ₁ – сильно значимо ($0,0005 < p \approx 0,001 < 0,005$), от ЭКЗ₃ – слабо значимо ($0,05 < p \approx 0,09 < 0,10$) при незначимом ($p \approx 0,13 > 0,1$) различии между ЭКЗ₃ и ЭКЗ₁. В случае ДТ различия по семестрам оцениваются как незначимые. Графические числовые параметрические характеристики ЭКЗ и ДТ представлены на рис. 4 (слева и справа соответственно).

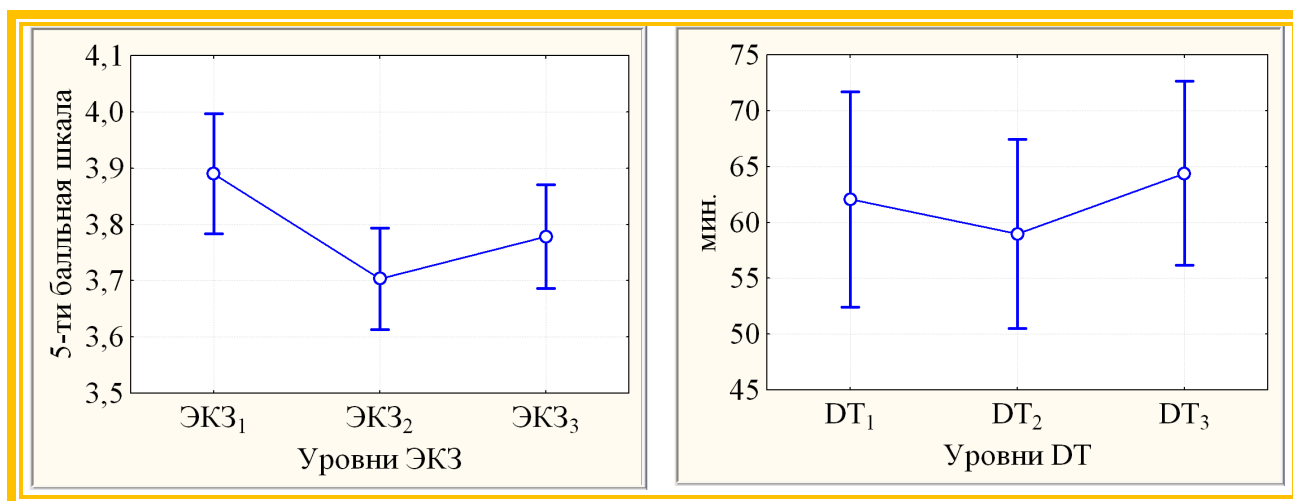


Рис. 4. Линейные графики средних с 95%-ными границами доверительных интервалов (слева - ЭКЗ, справа - DT)

С другой стороны, в рамках однофакторного дисперсионного анализа независимых выборок с помощью непараметрического критерия Краскела-Уоллиса можно оценить различия между экзаменационными результатами разных 7 групп как незначимые ($p > 0,1$) в случае ЭКЗ₁ и ЭКЗ₃, а в случае ЭКЗ₂ как статистически значимые ($0,005 < p \approx 0,018 < 0,05$) за счет отличия Б12 от Г2 – статистически значимого ($0,005 < p \approx 0,02 < 0,05$) и от А3 – слабо значимого ($0,05 < p \approx 0,06 < 0,1$). Различия результатов DT по семестрам оцениваются в случае DT₁ как сильно значимые ($0,0005 < p \approx 0,0006 < 0,005$) за счет сильно значимых отличий Г1 от А1 и Б12, статистически значимого различия между А1 и А3 ($0,005 < p \approx 0,034 < 0,05$) и слабо значимого различия между Б12 и А3 ($0,05 < p \approx 0,06 < 0,10$); в случае DT₂ как высоко значимые ($p < 0,0005$) за счет сильно ($0,0005 < p < 0,005$) значимого отличия А1 от А3, Г1, Г2 и Г3, а также слабо ($0,05 < p < 0,10$) значимого отличия Б12 от А3 и Г2; в случае DT₃ как высоко значимые ($p < 0,0005$) за счет отличия А1 от Г1 – сильно значимо и Г3 – статистически значимо, а также отличия Б12 от Г1 – высоко ($p < 0,0005$) значимо, от Г3 – сильно ($p \approx 0,003$) значимо, от Г2 – статистически ($p \approx 0,03$) значимо и от А3 – слабо ($p \approx 0,07$) значимо.

По параметрическому дисперсионному анализу независимых выборок с помощью F -критерия можно оценить различия между экзаменационными результаты разных 7 групп как незначимые ($p > 0,10$) в случае ЭКЗ₁ и ЭКЗ₃, а в случае ЭКЗ₂ как слабо значимые ($0,05 < p \approx 0,06 < 0,10$) за счет отличия Б12 от Г2 – статистически значимого ($0,005 < p \approx 0,034 < 0,050$) и от А3 – слабо значимого ($0,05 < p \approx 0,06 < 0,10$). В случае DT различия по семестрам оцениваются как высоко значимые ($p \approx 0,0003 < 0,0005$): в случае DT₁ за счет сильно значимых ($0,0005 < p < 0,0050$) отличий А1 от А3, Г1, Г2 и Г3, а Б12 от А3, Г1, Г2 и Г3; в случае DT₂ за счет высоко значимых ($p < 0,0005$) отличий А1 от А3, Г1, Г2 и Г3, сильно значимых ($0,0005 < p < 0,0050$) отличий А2 от Г1, Г2 и Г3, а Б12 от Г1, Г2 и Г3,

статистически значимых ($0,005 < p < 0,050$) отличий А3 от А2 и Б12; в случае DT₃ за счет отличий А1 от Г1 – высоко значимого, от Г3 – сильно значимого, от А3 и Г2 – статистически значимых, а также отличий Б12 от Г1, Г2 и Г3 – высоко значимых, от А2 и А3 – сильно значимых.

На основании параметрического дисперсионного анализа повторных измерений (семестровая динамика ЭКЗ и DT) и независимых выборок (однородность ЭКЗ и DT по группам) можно оценить значимость динамики учебных групп в координатах DT и ЭКЗ (рис. 5).

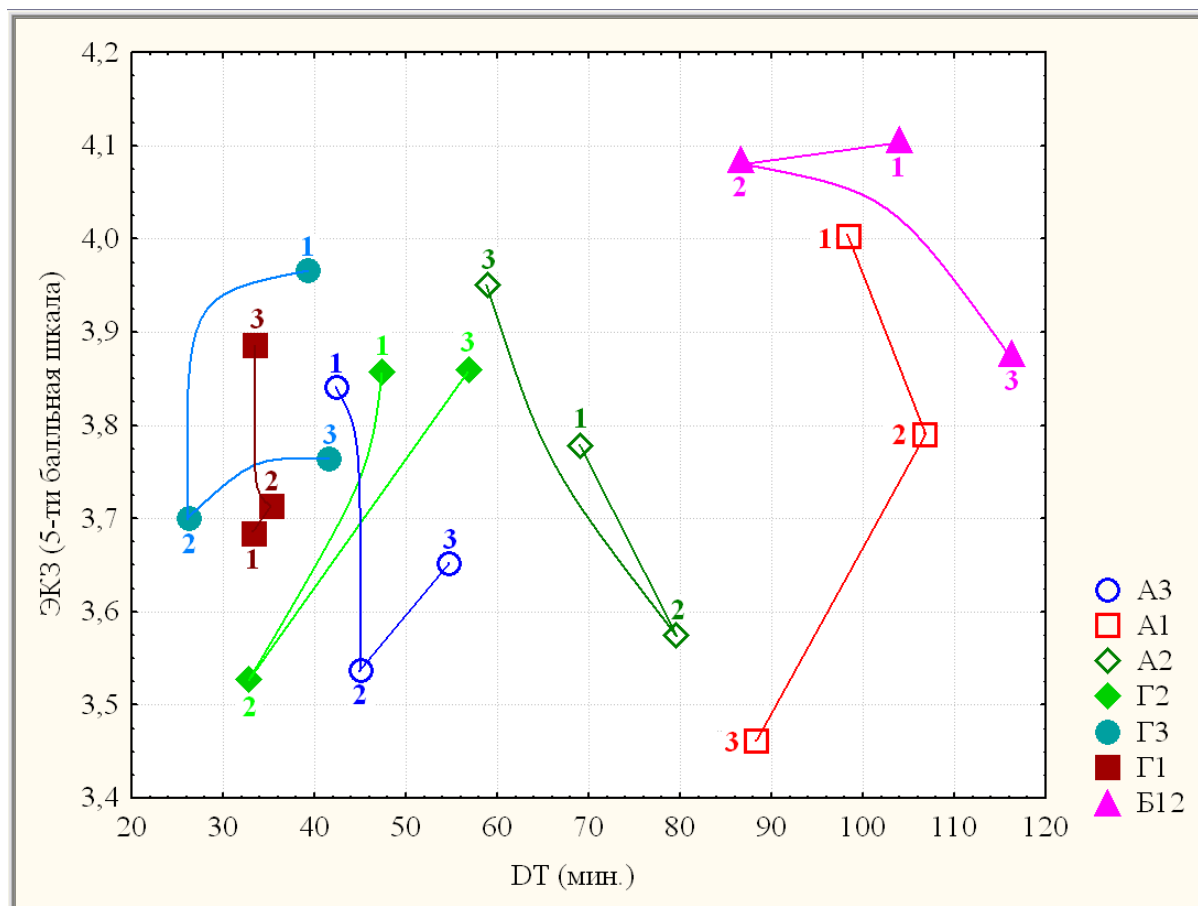


Рис. 5. Динамическая диаграмма рассеяния учебных групп в координатах DT и ЭКЗ

Можно провести классификацию составной (по ЭКЗ и DT) динамики учебных групп по уровню ее значимости в порядке возрастания:

Г1 имеет незначимую (на уровне $p > 0,10$) динамику ЭКЗ и DT;

Г3 и А3 имеют слабо значимую динамику ЭКЗ за счет отличия ЭКЗ₂ от ЭКЗ₁ ($0,05 < p < 0,10$) при незначимой динамике DT;

Б12 имеет незначимую динамику ЭКЗ и статистически значимую динамику DT за счет отличия DT₂ от DT₃ ($0,005 < p \approx 0,026 < 0,050$);

А2 имеет статистически значимую динамику ЭКЗ за счет отличия ЭКЗ₂ от ЭКЗ₃ ($0,005 < p \approx 0,040 < 0,050$) и слабо значимую динамику ДТ за счет отличия ДТ₂ от ДТ₃ ($0,05 < p \approx 0,07 < 0,10$);

А1 имеет сильно значимую динамику ЭКЗ за счет отличия ЭКЗ₁ от ЭКЗ₃ ($0,0005 < p \approx 0,002 < 0,005$) и слабо значимую динамику ДТ за счет отличия ДТ₂ от ДТ₃ ($0,05 < p \approx 0,09 < 0,10$);

Г2 имеет статистически значимую динамику ЭКЗ за счет отличия ЭКЗ₂ от ЭКЗ₁ и ЭКЗ₃ ($0,005 < p \approx 0,02 < 0,05$) и статистически значимую динамику ДТ за счет отличия ДТ₂ от ДТ₃ ($0,005 < p \approx 0,007 < 0,050$);

Наличие массового кластера «успешных легкодумов» {Г1, Г2, Г3, А3} свидетельствует об обострении проблемы идентификации оцениваемого студента [1; 10].

Еще одной острой проблемой оценивания усвоенных студентом-заочником знаний в режиме ДОТ продолжает оставаться чрезмерное увлечение автоматизацией (практически без участия преподавателя) итогового контроля знаний обучаемых в условиях несовершенства содержания и формы тестовых заданий, что приводит к завышению на целый балл (по 5-балльной шкале) результатов оценивания усвоенных студентом-заочником знаний в режиме ДОТ по сравнению с классическим режимом [1].

Результаты проведенного анализа оценивания знаний студентов-заочников в режиме ДОТ могут быть учтены при внедрении современных информационных образовательных интернет-технологий в организацию электронного обучения для обеспечения качества образования и контроля знаний.

Выводы

1. Проведена гистограммная динамика результатов ЭКЗ и ДТ электронного обучения по высшей математике в объеме первых трех семестров.
2. Согласно ранговому дисперсионному анализу Фридмана с повторными измерениями динамика ЭКЗ оценивается как высоко значимая по совокупности трех семестров за счет высоко значимого отличия ЭКЗ₁ от ЭКЗ₂, статистически значимого отличия ЭКЗ₂ от ЭКЗ₃ при незначимом различии между ЭКЗ₁ и ЭКЗ₃. В случае ДТ выделено только статистически значимое различие между ДТ₂ от ДТ₃. Данные результаты подтверждены параметрическим дисперсионным анализом с повторными измерениями в более мягкой форме.
3. С помощью непараметрического критерия Краскела-Уоллиса все выборки семестровых результатов ЭКЗ и ДТ оценены на групповую неоднородность (различия между результатами разных 7 групп): в случае ЭКЗ₁ и ЭКЗ₃ – как незначимые, ЭКЗ₂ – статистически значимые, ДТ₁ – сильно значимые, ДТ₂ и ДТ₃ – высоко значимые. Данные результаты подтверждены параметрическим дисперсионным анализом.

4. На основании параметрического дисперсионного анализа повторных измерений и независимых выборок проведена классификация составной (по ЭКЗ и ДТ) динамики учебных групп по уровню ее значимости.

Работа выполнена при поддержке Российского научного фонда.

Список литературы

1. Арефьев В.П., Михальчук А.А., Филипенко Н.М. Многомерные статистические методы оценивания знаний в системе заочного инновационного обучения // Современные проблемы науки и образования. – 2014. – № 2. - URL: www.science-education.ru/116-12658 (дата обращения: 08.04.2015).
2. Белоглазова Л.Б., Бондарева О.В. Электронные средства обучения как основа образовательного процесса в современной высшей школе // Вестник Российского университета дружбы народов. Серия: Информатизация образования. – 2015. – № 1. – С. 35-41.
3. Горнева Е.А. Оптимизация форм и методов подготовки бакалавров на основе технологии e-learning // Актуальные вопросы современной науки. – 2015. – № 39. – С. 105-114.
4. Кадеев Д.Н. Электронное обучение и университет инновационного типа // Электронное обучение в непрерывном образовании. – 2015. – Т. 2. – № 1 (2). – С. 96-101.
5. Карпенко О.М., Абрамова А.В., Широкова М.Е., Басов В.А. Обзор средств организации электронного обучения и перспективы их развития // Дистанционное и виртуальное обучение. – 2015. – № 2 (92). – С. 4-24.
6. Катунин А.В., Батищев А.В. Балльно-рейтинговая система при электронном заочном обучении // Электронное обучение в непрерывном образовании. – 2015. – Т. 2. – № 1 (2). – С. 102-107.
7. Никулина Т.В. Электронное и дистанционное обучение: сущность и качество // Theoretical & Applied Science. – 2015. – № 1 (21). – С. 134-138.
8. Рыбкина М.В., Сабирзанова Д.Ф. Проблемы качества электронного обучения в России // Электронное обучение в непрерывном образовании. – 2015. – Т. 2. – № 1 (2). – С. 141-143.
9. Солодовник Е.В. Электронные образовательные ресурсы в системе электронного обучения в вузе // Проблемы высшего образования. – 2014. – № 1. – С. 279-282.
10. Фотина О.В. К проблеме идентификации личности в учебной онлайн-среде // Дистанционное и виртуальное обучение. – 2015. – № 1 (91). – С. 26-33.

Рецензенты:

Трифонов А.Ю., д.ф.-м.н., профессор кафедры высшей математики и математической физики, ФГБОУ ВПО «Национальный исследовательский Томский политехнический университет, г. Томск;

Арефьев К.П., д.ф.-м.н., профессор кафедры высшей математики, ФГБОУ ВПО «Национальный исследовательский Томский политехнический университет, г. Томск.