ДИСПЕРСИОННЫЙ АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ УСВОЕНИЯ МАТЕМАТИЧЕСКИХ ЗНАНИЙ В ТЕХНИЧЕСКОМ ВУЗЕ

В.П. Арефьев, А.А. Михальчук, Д.В. Болтовский, *П.В. Арефьев
Томский политехнический университет
***Финансовая академия при Правительстве РФ, г. Москва**

Проведен многофакторный дисперсионный анализ результатов вступительных испытаний, входного и текущего контроля математических знаний в зависимости от факторов типа форм испытания и обучения в вузе, а также места получения среднего образования и подразделения обучения студента. Сделан вывод о наличии статистически значимых различий этих результатов. Исследовано влияние взаимодействия между рассматриваемыми факторами на динамику успеваемости студентов по математике. Проведено сопоставление результатов исследования непараметрическими и параметрическими критериями.

Ключевые слова: дисперсионный анализ, контроль математических знаний.

VARIANCE ANALYSIS OF RESULTS OF MATHEMATICAL KNOWLEDGE MASTERING AT TECHNICAL COLLEGE

V.P. Arefiev, A.A. Mikhalchuk, D.V. Boltovsky, *P.V. Arefiev
Tomsk Polytechnic University
***Finance Academy under the Government of Russia, Moscow**

It has been conducted multifactor variance analysis of results of introductory tests, initial and running control of mathematics knowledge depending on factors of test types and training at higher institution, and also the location of secondary education completing and department of students' training. The conclusion is drawn on availability of statistically significant distinctions of these results. Interaction influence between considered factors on dynamics of students' progress in mathematics is investigated. Comparison of results of research by nonparametric and parametrical criteria is carried out.

Keywords: analysis of variance, test in mathematics.

В связи с вхождением российской системы высшего образования в Болонский процесс становятся актуальными качество высшего образования [1] и, в частности, оценка качества образования на этапах приема в вуз и процесса обучения в вузе.

В работе [2] проведен компьютерный статистический сравнительный анализ результатов вступительных испытаний **(ВИ)** по математике с результатами традиционного входного контроля **(ВК)** математических знаний, а в работе [3] – результатов **ВК** математических знаний с результатами текущего контроля **(ТК)** с использованием в основном парных критериев сравнения выборок (групп) типа t-критерия Стьюдента. В данной работе сравнительный статистический анализ результатов **ВИ, ВК** и **ТК** проведен на основе дисперсионного анализа, позволяющего проверять значимости различия между группами с помощью сравнения внутригрупповых и межгрупповых дисперсий. Дисперсионный анализ результатов **ВИ** рассмотрен в работе [4]. Дисперсионный анализ применяется как при исследовании качества усвоения математических знаний [5], так и в составе методов прикладной статистики в оценке мониторинга качества высшего образования [6]. Причем мониторинг рассматривается не просто как инструмент оценки качества высшего профессионального образования, а как средство управления этим качеством, делающее управление образовательным процессом эффективным.

В Томском политехническом университете (ТПУ) в последние годы [7] проводились **ВИ** по математике в разных формах испытаний (ФИ): ЕГЭ, олимпиада (Ол), вступительный экзамен (Экз). В ТПУ наряду с **ВИ** проводится **ВК** математических знаний школьной программы на основе аудиторной контрольной работы с проверкой ее преподавателями. Задание **ВК** содержит 6 задач средней сложности (типа группы «В» в билетах ЕГЭ). С 2004 г. ТПУ участвует в экс-

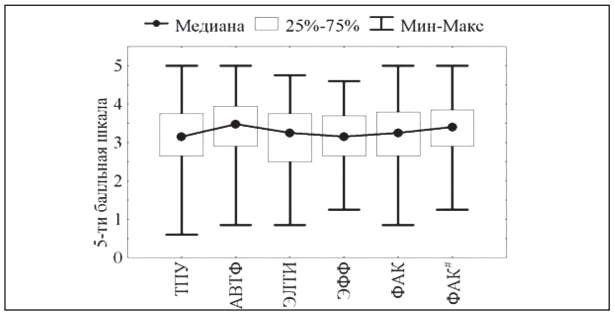

Рис. 1. Линейные графики медиан с диаграммами размаха выборок результатов **ВИ** студентов ТПУ, АВТФ, ЭЛТИ, ЭФФ, ФАК и ФАК# 2008 г.

перименте по организации учебного процесса с использованием кредитно-рейтинговых оценок освоения образовательных программ в соответствии с положениями Болонской декларации, что позволяет на основе рейтинговой системы оценки математических знаний студента проводить **ТК** в течение семестра (тематические контрольные работы или ежемесячные аттестации) и экзаменационный **(ЭКЗ)** контроль в конце семестра. В связи с этим представляет интерес сравнение результатов **ВИ, ВК** и **ЭКЗ.** Все результаты были приведены к 5-балльной шкале. Созданная таким образом база данных использовалась далее в пакете Statistica для дисперсионного анализа данных [8, 9].

К 2008 г. в кредитно-рейтинговом эксперименте участвовали студенты трех технических подразделений (ФАК): электротехнический институт (ЭЛТИ), факультеты – электрофизический (ЭФФ) и автоматики и вычислительной техники (АВТФ). В данном случае используется ограниченное представление о факторе ФАК как о принадлежности студента к подразделению обучения, оценивается влияние этого фактора на результаты усвоения (приобретения) студентами математических знаний. Средства однофакторного дисперсионного анализа позволяют сравнить результаты **ВИ** этих подразделений между собой, а также с результатами **ВИ** ФАК в составе этих 3 и ТПУ в составе 9 технических подразделений. Характеристики выборок – объем *n,* медиана *Me,* минимум *Мин*, максимум *Макс*, нижняя квартиль (*25%* процентиль) и верхняя квартиль (*75%* процентиль) – результатов **ВИ** студентов ТПУ, АВТФ (без 3 групп), ЭЛТИ (без 4 групп), ЭФФ, ФАК, участвовавших во **ВК**, и ФАК# (часть студентов ФАК, успешно (не отчисленных) изучивших 3-семестровый курс высшей математики) приведены в табл. 1. Наблюдаемые распределения (диаграммы размаха) этих выборок изображены на рис.1.

Таблица 1

Характеристики выборок результатов ВИ студентов ТПУ, АВТФ, ЭЛТИ, ЭФФ, ФАК и ФАК#

	n	Me	Мин	Макс	25%	*75%*
ТПУ	1600	3,15	0,60	5,00	2,65	3,75
АВТФ	200	3,48	0,85	5,00	2,90	3,95
ЭЛТИ	286	3,25	0,85	4,75	2,50	3,75
ЭФФ	188	3,15	1,25	4,60	2,65	3,70
ФАК	674	3,25	0,85	5,00	2,65	3,80
ФАК#	477	3,40	1,25	5,00	2,90	3,85

Заметим, что, согласно теории измерительных шкал, балльная шкала относится к типу порядковых шкал, позволяющих ранжировать (упорядочить) объекты, оценить качественно результаты на уровне отношений «<», «>» и «=», но не допускающих возможности введения эталонной единицы измерений для количественного измерения различий объектов, т.е. балльная шкала не является числовой измерительной шкалой. Поэтому в балльной шкале использование операции среднего арифметического (и прочих конкретных математических формул), а также оперирование средним баллом для сравнения является некорректным.

В балльной шкале обоснованным является использование медиан в качестве средних баллов. В связи с этим для сравнения рассматриваемых выборок предлагается использовать ранговые (непараметрические) критерии, основанные на рангах, а не на средних значениях.

Однако полностью игнорировать средние арифметические нецелесообразно из-за их привычности и распространенности. Хотя согласно теории измерительных шкал использовать среднее арифметическое в порядковой шкале некорректно, однако, оказывается, можно в какой-то мере реабилитировать среднее арифметическое, если перейти к вероятностной постановке сравнения выборок большого объема [10, 11]. Поэтому представляется рациональным использовать одновременно оба метода – метод средних арифметических рангов (баллов) и метод медианных рангов. Такая рекомендация находится в согласии с общенаучной концепцией

устойчивости [10, 11], рекомендующей применять различные методы для обработки одних и тех же данных с целью выделить выводы, получаемые одновременно при разных методах. Поэтому в данной работе проводится сопоставление результатов исследования непараметрическими и параметрическими критериями.

На основании однофакторного дисперсионного анализа оценивается значимость неоднородности результатов **ВИ** по совокупности факультетов. Ранговые критерии (критерий Краскела–Уоллиса и медианный тест) приводят к выводу о сильно значимых различиях (на уровне значимости $p_{КУ} \approx 0{,}002$ и $p_{МТ} \approx 0{,}004$ соответственно) результатов **ВИ** по совокупности факультетов. Заметим, что применение параметрического F-критерия дисперсионного анализа приводит также к выводу о статистически значимой неоднородности (на уровне значимости $p_F \approx 0{,}011$) результатов **ВИ** по факультетам, т.е., иначе (некорректно) выражаясь, значимых различиях средних баллов m **ВИ** по совокупности факультетов. Уровень значимости парной неоднородности результатов **ВИ** по факультетам оценен с помощью критерия Краскела–Уоллиса (левонижний треугольник табл. 2) и апостериорного критерия наименьшей значимой разности (НЗР) (правоверхний треугольник табл. 2), эквивалентного t-критерию для числа независимых выборок больше двух.

При проверке однородности двух выборок результатов **ВИ** по факультетам выводы на основе рангового критерия Краскела–Уоллиса подтверждаются совокупностью парных ранговых критериев. Так, например, случай неоднородности результатов **ВИ** по АВТФ и ЭФФ на фоне критерия Краскела–Уоллиса ($p_{КУ} \approx 0{,}001$) подтверждается парным ранговым критерием серий Вальда–Вольфовица ($p \approx 0{,}005$), критерием Манна–Уитни ($p \approx 0{,}001$) и двухвыборочным критерием Колмогорова–Смирнова ($p < 0{,}005$), что по совокупности парных ранговых критериев соответствует выводу на основании параметрического критерия НЗР ($p \approx 0{,}003$). Таким образом, выборки результатов **ВИ** по ТПУ, ФАК, ЭЛТИ и ЭФФ можно считать однородными ($p > 0{,}10$) в противовес выборке по АВТФ. На этом основании далее вместо ТПУ рассматривается ФАК.

Результаты **ВИ** в рамках ФАК можно сравнивать с результатами **ВК** (см. рис. 2) в смысле

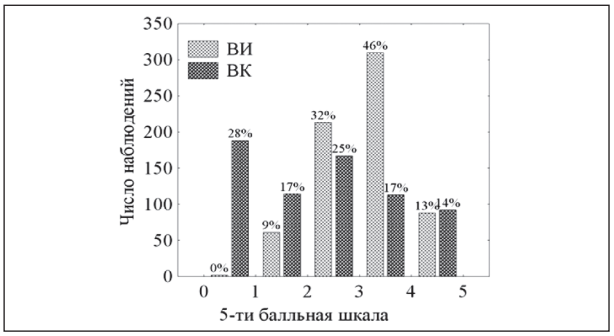

Рис. 2. Составная гистограмма распределения результатов **ВИ**$_{ФАК}$ и **ВК**$_{ФАК}$ 2008 г.

контроля остаточных знаний с помощью парных ранговых критериев (Вилкоксона и знаков) для зависимых выборок, что приводит к выводу о высочайшем уровне значимости различий (на уровне значимости $p < 10^{-17}$). При этом результаты **ВК** хуже результатов **ВИ**, что трактуется как неподтверждение результатов **ВИ** результатами **ВК**. Тот же уровень значимости различий результатов **ВИ** и **ВК** дает и t-критерий для зависимых выборок. При сравнении результатов **ВИ** и **ВК** в смысле форм контроля знаний с помощью рангового критерия Краскела–Уоллиса или параметрического F-критерия для независимых выборок приходим к тому же выводу.

Сравнение результатов **ВИ** и **ВК** проведено также в зависимости от (кроме вышеперечисленных ФИ и ФАК) форм обучения (ФО): бюджетной (Б), целевой (Ц) и коммерческой (К), а также от места получения среднего образования (МОУ): Томск+Северск (ТС), Томская область (То), регионы РФ (РРФ) и Казахстан (Ка). Таким образом, в данной работе рассматривается 4-факторная дисперсионная модель (3-уровневые факторы «ФАК», «ФИ», «ФО» и 4-уровневый фактор «МОУ»).

Таблица 2

Уровни значимости p парной неоднородности результатов **ВИ** по факультетам согласно критериям Краскела–Уоллиса (слева снизу) и НЗР (справа сверху).

	ТПУ	АВТФ	ЭЛТИ	ЭФФ	ФАК
ТПУ		**0,001**	0,90	0,52	0,22
АВТФ	**0,0002**		**0,005**	**0,003**	**0,02**
ЭЛТИ	0,95	**0,003**		0,65	0,36
ЭФФ	0,56	**0,001**	0,55		0,20
ФАК	0,11	**0,01**	0,35	0,13	

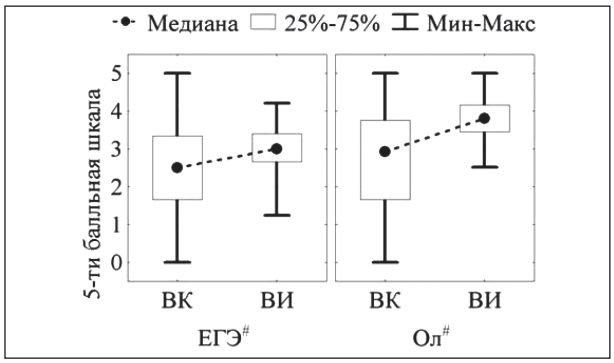

Рис. 3. Линейные графики медиан с диаграммами размаха выборок результатов **ВК** и **ВИ** по ФИ#

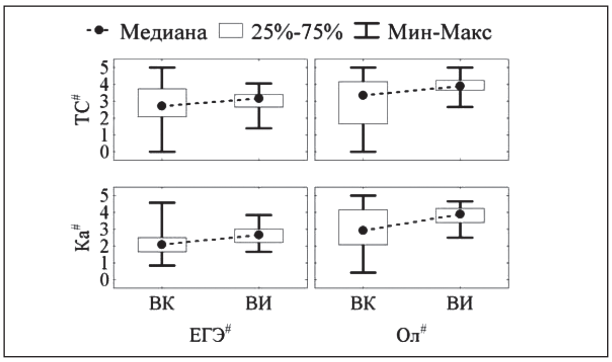

Рис. 4. Линейные графики медиан с диаграммами размаха выборок результатов **ВК** и **ВИ** по ФИ#*МОУ#

Средствами однофакторного дисперсионного анализа исследовано влияние каждого фактора на значимости различий результатов **ВИ** и **ВК.** Применение непараметрического критерия Краскела–Уоллиса, равно как и параметрического F-критерия, приводит к выводу о сохранении высокозначимых различий (на уровне $p < 0{,}0005$) результатов **ВИ** и **ВК** на всех уровнях каждого из 4 факторов. В случае выборки успешных студентов ФАК# выводы аналогичные. Так, например, результаты **ВИ** и **ВК** в случае ЕГЭ# (рис. 3) различаются высокозначимо на уровне $p_{KY} \approx 0{,}00004$ по непараметрическому критерию Краскела–Уоллиса и на уровне $p_F \approx 0{,}000001$ по параметрическому F-критерию.

Многофакторный дисперсионный анализ позволил исследовать взаимодействия между факторами и выявить влияния различных сочетаний факторов друг с другом на значимости различий результатов **ВИ** и **ВК.** Были рассмотрены простейшие варианты парного взаимодействия между факторами ФАК и ФИ, МОУ и ФИ (рис. 4 – в рамках выборки успешных студентов ФАК#), ФО и ФИ, т.е. изменения влияния фактора ФИ под воздействием других факторов ФАК, МОУ и ФО. Заметим, что в 2-факторной дисперсионной модели в основном по-прежнему демонстрируются неподтверждения результатов **ВИ** результатами **ВК**. Немногочисленные подтверждения результатов **ВИ** результатами **ВК** на отдельных уровнях парного воздействия факторов в рамках выборки успешных студентов ФАК#, т.е. случаи незначимых ($p > 0{,}10$) различий результатов **ВИ** и **ВК**, сведены в табл. 3, где для сравнения приведены также соответствующие параметры в рамках выборки ФАК.

Таблица 3

Уровни значимости p_{KY} и p_F различий результатов **ВИ** и **ВК** в 2-факторной дисперсионной модели для выборок ФАК# и ФАК (случаи подтверждения результатов **ВИ** результатами **ВК**)

Уровни факторов	ФАК#			ФАК		
	$n^{\#}$	$p^{\#}_{KY}$	$p^{\#}_{F}$	n	p_{KY}	p_F
ОЛ*К	6	**0,14**	**0,10**	13	0,023	0,015
ОЛ*Ц	13	**0,70**	**0,32**	19	**0,23**	0,04
Экз*К	3	**0,83**	**0,89**	4	**0,77**	**0,70**
ЕГЭ*ТС	82	**0,20**	0,06	133	0,0004	0,0001
ЕГЭ*Ка	9	**0,27**	**0,45**	14	**0,20**	**0,29**
Экз* ТС	2	**0,44**	**0,67**	6	0,05	0,04
ЕГЭ*АВТФ	75	**0,23**	**0,14**	113	0,03	0,01
Экз*АВТФ	6	0,08	**0,14**	9	0,019	0,021

Согласно табл. 3, в случаях малочисленных выборок ОЛ*Ц, Экз*К и ЕГЭ*Ка (всего 37 студентов ФАК) результаты **ВИ** подтверждены результатами **ВК** ($p_{KY} > 0{,}10$) даже в рамках выборки студентов ФАК. Другое дело с многочисленными выборками. Так, например, среди 133 томичей, поступивших в ТПУ по результатам ЕГЭ (выборка ЕГЭ*ТС в рамках ФАК) и не подтвердивших высокозначимо ($p < 0{,}0005$) по совокупности эти результаты в **ВК**, выделены 82 успешных студента (выборка ЕГЭ#*ТС# в рамках ФАК#), результаты **ВК** которых отличаются от результатов ЕГЭ незначимо ($p^{\#}_{KY} \approx 0{,}20$) по непараметрическому критерию Краскела–Уоллиса и слабозначимо ($p^{\#}_{F} \approx 0{,}06$) по параметрическому F-критерию. Таким образом, отчисленные по результатам первых трех семестров 51 студент из 133 обозначены еще в начале первого семестра

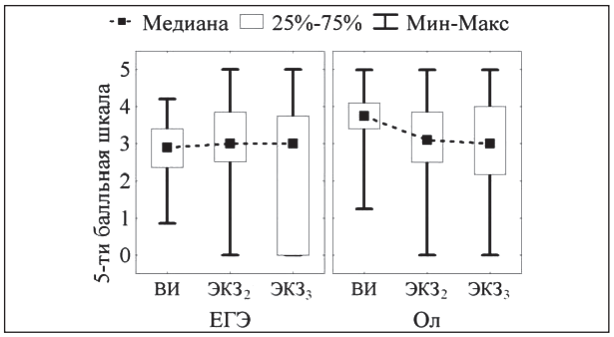

Рис. 5. Линейные графики медиан с диаграммами размаха выборок результатов ФПИ*ФИ

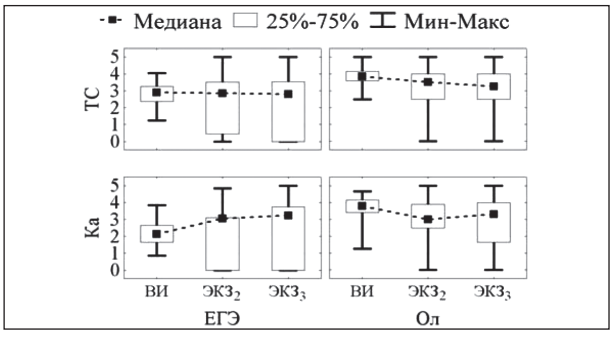

Рис. 6. Линейные графики медиан с диаграммами размаха выборок результатов ФПИ*ФИ*МОУ

посредством сравнительного статистического анализа результатов **ВИ** и **ВК**, причем 35 студентов из 51 учились на бюджетной и целевой основе.

Заметим, что сглаживанию различий результатов **ВИ** и **ВК** могли бы способствовать усиление контроля за соблюдением правил проведения **ВИ**, с одной стороны, и придание официального статуса **ВК** в целях повышения серьезного отношения к нему – с другой стороны.

При исследовании динамики успеваемости по математике возможны варианты выбора зависимых выборок, например, результаты **ВИ** и **ЭКЗ** (по выборке студентов ФАК, участвовавших во **ВК**), **ВИ**$^{\#}$ и **ЭКЗ**$^{\#}$ (по выборке студентов ФАК$^{\#}$, участвовавших во **ВК** и успешно изучивших 3-семестровый курс высшей математики) или **ВИ**$^{\wedge}$ и **ЭКЗ**$^{\wedge}$ (по выборке студентов ФАК$^{\wedge}$, участвовавших во **ВК** и отчисленных по результатам 3 семестров). При этом отчисленные ранее студенты в **ЭКЗ** оформлены с нулевым результатом. Заметим, что различия между результатами **ВИ** и **ВИ**$^{\#}$ (см. табл. 1) оцениваются как сильно значимыми ($p \approx 0{,}001$ по t-критерию для двух независимых выборок и $p \approx 0{,}006$ по его непараметрическому аналогу U-критерию Манна–Уитни). Значительным является и число отчисленных за 3 семестра (197 студентов), причем основной причиной отчисления является академическая неуспеваемость [7].

Для сравнения результатов **ВИ**, **ЭКЗ**$_2$ и **ЭКЗ**$_3$ применялся дисперсионный анализ с повторными измерениями. Переменные **ВИ**, **ЭКЗ**$_2$ и **ЭКЗ**$_3$ составляют при этом 3-уровневый фактор повторных измерений (ФПИ). Применение непараметрического (рангового) дисперсионного анализа Фридмана, а также (для сравнения) F-критерия однофакторного дисперсионного анализа с повторными измерениями позволило выявить высокозначимые (на уровне $p < 0{,}0005$) различия между результатами **ВИ**, **ЭКЗ**$_2$ и **ЭКЗ**$_3$, отражающие отрицательную динамику успеваемости по математике по общей выборке студентов ФАК. При этом даже результаты **ЭКЗ**$_2$ и **ЭКЗ**$_3$ различаются значимо (на уровне $p < 0{,}01$), что свидетельствует о значительном количестве отчисленных даже в 3-м семестре. Аналогичные результаты получены в случае выборки отчисленных студентов ФАК$^{\wedge}$. В случае ФАК$^{\#}$ ранговый дисперсионный анализ Фридмана, равно как и F-критерий, также выявили высокозначимые различия результатов **ВИ**$^{\#}$, **ЭКЗ**$^{\#}_2$ и **ЭКЗ**$^{\#}_3$ за счет высокозначимого отличия результатов **ВИ**$^{\#}$ от **ЭКЗ**$^{\#}_2$ и **ЭКЗ**$^{\#}_3$, что отражает положительную динамику успеваемости по математике по выборке успешных студентов ФАК$^{\#}$. При этом результаты **ЭКЗ**$^{\#}_2$ и **ЭКЗ**$^{\#}_3$ различаются незначимо ($p > 0{,}10$). В данном случае положительная динамика успеваемости по математике по выборке успешных студентов ФАК$^{\#}$ и отрицательная динамика отчисленных студентов ФАК$^{\wedge}$ порождают отрицательную динамику успеваемости по математике по общей выборке студентов ФАК, что свидетельствует о существенном вкладе выборки отчисленных студентов ФАК$^{\wedge}$ в общую выборку студентов ФАК.

Учет влияния факторов ФАК, МОУ, ФИ и ФО и их взаимодействий на ФПИ отражает в разной степени общую отрицательную динамику успеваемости по математике по общей выборке студентов ФАК. Так, например (рис. 5, 6), если (в рамках рангового дисперсионного анализа Фридмана) в случае Ол или Ол*ТС различия

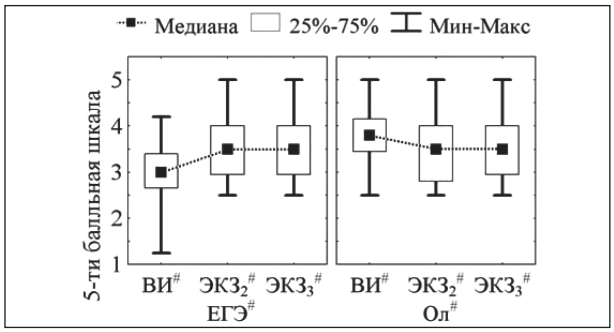

Рис. 7. Линейные графики медиан с диаграммами размаха выборок результатов ФПИ#*ФИ#

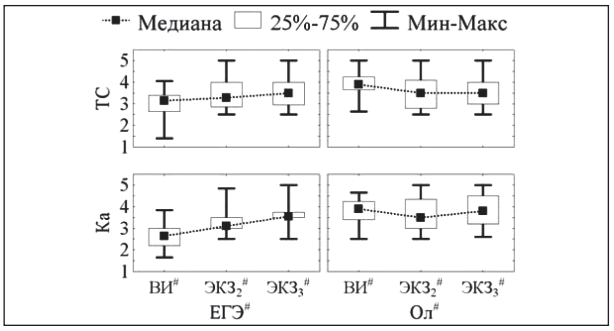

Рис. 8. Линейные графики медиан с диаграммами размаха выборок результатов ФПИ#*ФИ#*МОУ#

между результатами **ВИ**, **ЭКЗ**$_2$ и **ЭКЗ**$_3$ остаются высокозначимыми (на уровне $p < 0{,}0005$), то в случае ЕГЭ или Ол*Ка – уже статистически значимыми (на уровне $p \approx 0{,}01$), а в случае ЕГЭ*ТС или ЕГЭ*Ка – незначимыми ($p > 0{,}10$).

В случае выборки успешных студентов влияние факторов ФАК#, МОУ#, ФИ# и ФО# на ФПИ# оказалось разнообразным как по уровню значимости, так и по направленности динамики на разных уровнях значимых факторов. Так, например (рис. 7), сравнение результатов **ВИ**#, **ЭКЗ**#$_2$ и **ЭКЗ**#$_3$ в рамках рангового дисперсионного анализа Фридмана демонстрирует высокозначимую положительную динамику успеваемости в случае ЕГЭ# (245 студентов), статистически значимую отрицательную динамику успеваемости в случае Ол# (184 студента) и незначимую – в случае Экз#. Если учесть, что результаты **ВИ**# по ЕГЭ# и Ол# различаются высокозначимо по ранговому критерию Краскела–Уоллиса, а результаты **ЭКЗ**#$_2$ (или **ЭКЗ**#$_3$) по ЕГЭ# и Ол# различаются незначимо, то можно сделать вывод о том, что результаты **ВИ**# по Ол# значимо и неоправданно завышены, а результаты **ВИ**# по ЕГЭ# значимо занижены в сравнении с результатами **ЭКЗ**#. Дополнительный учет влияния фактора МОУ# на ФИ# (рис. 8) оценивает различия результатов **ВИ**#, **ЭКЗ**#$_2$ и **ЭКЗ**#$_3$ как высокозначимые в случае ЕГЭ# *ТС#, статистически значимые в случаях ЕГЭ# *Ка# и Ол# *ТС#, а в случае Ол# *Ка# – как незначимые.

Выводы

1. Отличия результатов **ВИ** по математике в ТПУ 2008 г. от соответствующих результатов **ВК** являются высокозначимыми для каждого из 4 факторов (ФАК, ФИ, ФО и МОУ). При этом результаты **ВК** хуже результатов **ВИ**, что трактуется как неподтверждение результатов **ВИ** результатами **ВК**. В 2-факторной дисперсионной модели в основном по-прежнему демонстрируются неподтверждения результатов **ВИ** результатами **ВК**. К немногочисленным подтверждениям результатов **ВИ** результатами **ВК** на отдельных уровнях парного воздействия факторов, т.е. случаям незначимых различий результатов **ВИ** и **ВК**, относятся ОЛ*Ц, Экз*Ка и ЕГЭ*Ка, а также ЕГЭ#*ТС#, ЕГЭ#*АВТФ#, ОЛ#*Ка#, Экз#* ТС# и Экз#*АВТФ#.

2. Динамика успеваемости по математике в рамках общей выборки студентов (сравнение результатов ФПИ: **ВИ**, **ЭКЗ**$_2$ и **ЭКЗ**$_3$) является высокозначимой и отрицательной. Учет влияния факторов ФАК, МОУ, ФИ и ФО и их взаимодействий на ФПИ отражает в разной степени общую отрицательную динамику успеваемости по математике по общей выборке студентов ФАК. Так, например, если в случае Ол или Ол*ТС различия между результатами **ВИ**, **ЭКЗ**$_2$ и **ЭКЗ**$_3$ остаются высокозначимыми, то в случае ЕГЭ или Ол*Ка – уже статистически значимыми, а в случае ЕГЭ*ТС или ЕГЭ*Ка – незначимыми. В случае выборки студентов, успешно сдавших все экзамены, динамика успеваемости по математике является высокозначимой (сравнения результатов **ВИ**# и **ЭКЗ**#) и положительной. Влияние факторов ФАК#, МОУ#, ФИ# и ФО# на ФПИ# оказалось разнообразным как по уровню значимости, так и по направленности динамики на разных уровнях значимых факторов. Так, например, сравнение результатов **ВИ**# и **ЭКЗ**# демонстрирует высокозначимую положитель-

ную динамику успеваемости в случае ЕГЭ#, статистически значимую отрицательную динамику успеваемости в случае Ол# и незначимую – в случае Экз#.

3. Проведенное сопоставление результатов исследования непараметрическими и параметрическими критериями позволяет говорить о подтверждении выводов на основе ранговых критериев параметрическими критериями в случаях явно выраженной значимости или незначимости. В случаях несогласия наиболее обоснованными являются выводы на основе ранговых критериев.

4. Дисперсионная форма анализа результатов усвоения математических знаний позволяет рассматривать также более детальные и громоздкие факторные модели, увеличивая количество уровней факторов ФАК, МОУ и ФПИ, а также количество самих факторов применительно не только к математике, но и к другим дисциплинам учебного процесса в рамках многомерного дисперсионного анализа. Данный подход позволяет выявлять различные проблемы образовательного процесса и делать его управление более эффективным.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Бурков А.В.* Проблемы качества высшего образования в контексте реализации Болонской декларации // Вестн. Самар. гос. экон. ун-та. – 2008. – № 9. – С. 10–14.

2. *Арефьев В.П.* Сравнительный статистический анализ результатов вступительных испытаний и входного контроля математических знаний / В.П. Арефьев, А.А. Михальчук, Л.И. Лазарева // Открытое и дистанционное образование. – 2007. – №4 (28). – С. 41–51.

3. *Трифонов А.Ю.* Сравнительный статистический анализ оценки математических знаний студентов первого курса / А.Ю. Трифонов, А.А. Михальчук // Открытое и дистанционное образование. – 2007. – №1 (25). – С. 44–50.

4. *Арефьев В.П.* Дисперсионный анализ результатов вступительных испытаний по математике / В.П. Арефьев, А.А. Михальчук, Д.В. Болтовский, П.В. Арефьев // Открытое и дистанционное образование. – 2010. – №4 (40). – С. 46–52.

5. *Смирнов Е.И.* Дисперсионный анализ влияния интегративных занятий на качество усвоения математических знаний / Е.И. Смирнов, Е.Н. Трофимец // Ярославский педагогический вестник. – 2009 (59). – № 2. – С. 35–42.

6. *Бурков А.В.* Статистическое обеспечение мониторинга эффективности высшего профессионального образования / Марийск. гос. техн. ун-т. – Йошкар-Ола, 2008. – 152 с.

7. *Образование* в ТПУ: итоги 2008/09 учебного года / Под ред. Е.Г. Язикова, М.А. Соловьева. – Томск: Изд-во ТПУ, 2009. – 334 с.

8. *Боровиков В.П.* STATISTICA. Искусство анализа данных на компьютере: Для профессионалов. – СПб.: Питер, 2003. – 688 с.

9. *Халафян А.А.* STATISTICA 6. Статистический анализ данных: учеб. – М.: ООО «Бином-Пресс», 2008. – 512 с.

10. *Орлов А.И.* Теория принятия решений: учеб. пособие – М.: Март, 2004. – 656 с.

11. *Орлов А.И.* Устойчивость в социально-экономических моделях. – М.: Наука, 1979. – 296 с.