

ДИСПЕРСИОННАЯ МОДЕЛЬ ОЦЕНИВАНИЯ РЕЗУЛЬТАТОВ ВХОДНОГО КОНТРОЛЯ МАТЕМАТИЧЕСКИХ ЗНАНИЙ СТУДЕНТОВ ВО ВТУЗЕ

Новосельцева Д.А.

Научный руководитель: к.ф.-м.н., доцент Михальчук А.А.

Томский политехнический университет

e-mail: dary_2503@mail.ru

Введение

В рамках федеральных государственных образовательных стандартов (ФГОС) высшего профессионального образования (ВПО) третьего поколения актуальными являются вопросы контроля знаний, совершенствования методов оценки результатов обучения студентов [1]. Согласно ФГОС ВПО приоритетной задачей управления качеством образования выступает оценка качества освоения основных образовательных программ, включающая в частности предварительную форму контроля результатов образовательной деятельности студентов. Одним из видов такого контроля является входное тестирование (ВТ), проводящееся с целью выявления степени реальной готовности студентов к освоению дисциплины.

В данной работе в рамках однофакторной дисперсионной модели проведен статистический анализ результатов ВТ по математике в 1-ом семестре 217-ти студентов 10-ти групп очной формы обучения Энергетического института (ЭНИН). Целью данного анализа является исследование уровней значимости различий между групповыми средними. Для удобства интерпретации результатов все числовые данные приведены к единой 5-балльной шкале. Созданная таким образом в MS Excel база данных использовалась далее в пакете Statistica [2] для компьютерного статистического анализа.

Результаты дисперсионного анализа

Для корректного применения F -критерия параметрического дисперсионного анализа необходимо предварительно оценить сходства наблюдаемого распределения (гистограммы) ВТ с теоретическим распределением по нормальному закону (соответствующая кривая на рис.1).

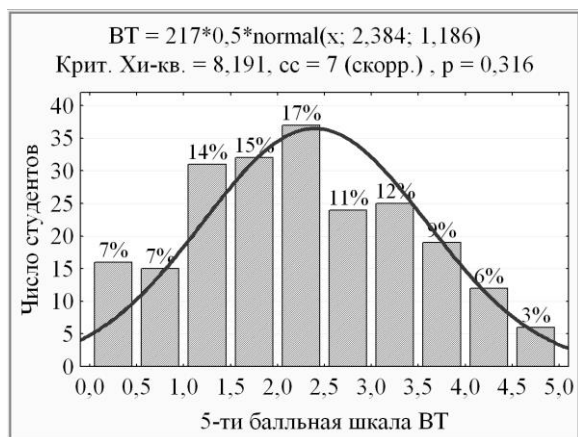


Рис 1. Гистограмма ВТ.

При проверке нормальности распределения выборки с помощью χ^2 -критерия Пирсона было выявлено незначимое (на уровне значимости $p = 0,316 > 0,100$) отличие распределения ВТ от нормального закона (рис.1).

Из рис.1 видно также, что средний балл ВТ ЭНИН равен $\approx 2,384$, при этом доля студентов, получивших оценку «отлично» составляет 3%, «хорошо» - 15%, «удовлетворительно» - 23%, а не справившихся с заданиями - 59%.

В связи с незначимым нарушением условия нормальности распределения выборки ВТ был проведен параметрический дисперсионный анализ, но, с учетом порядкового характера результатов оценивания, также был применен непараметрический дисперсионный анализ.

В ходе проведения однофакторного параметрического анализа на основании F -критерия были выявлены высоко значимые (на уровне значимости $p < 0,0005$) различия по совокупности групповых средних, т.е. существует высоко значимое влияние фактора принадлежности студента к одной из групп на переменную ВТ (рис. 2).

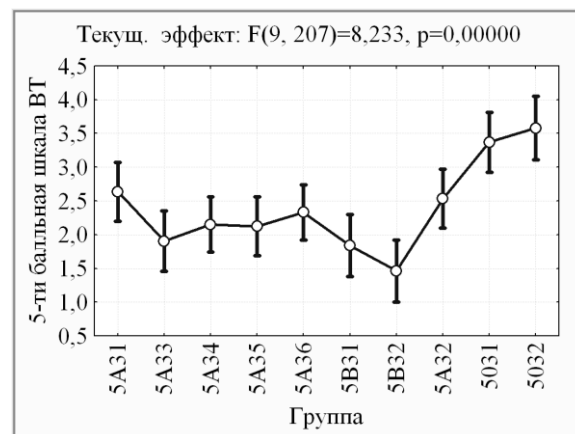


Рис. 2. Групповые средние значения с 95% доверительными интервалами для переменной ВТ.

Проведение измерений «оценивания знаний» в порядковой шкале вынуждает нас обратиться к непараметрическим альтернативам однофакторного дисперсионного анализа: критерию Краскела-Уоллиса и медианному тесту, которые оценивают уровень неоднородности ВТ по совокупности групп как высоко значимый ($p < 0,0005$), что соответствует результатам параметрического дисперсионного анализа. Сравнение непараметрических характеристик групп представлено на диаграмме размаха (рис.3).

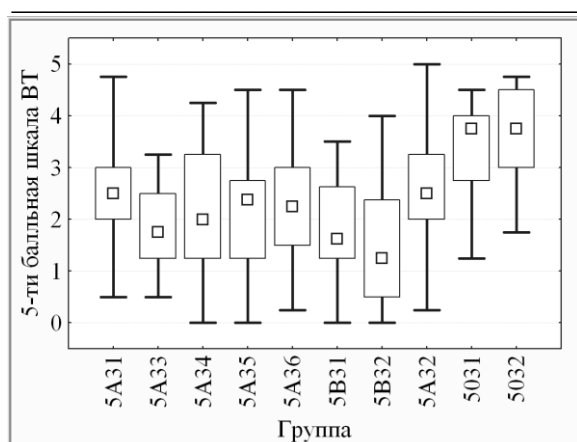


Рис. 3. Диаграмма размаха по группам. Обозначения: квадратик - медианы; ящик - квартильный размах (25%-75%); отрезки - размах min – max

Уровень значимости различий между групповыми средними можно оценить с помощью апостериорного критерия наименьших значений разности (табл. 1), согласно которому можно оформить однородные (различающиеся незначимо или слабо значимо, то есть на уровне значимости $p \geq 0,050$) кластеры групповых средних в порядке их убывания.

Таблица 1. Групповые кластеры (на уровне значимости $p=0,050$)

НЗР крит.; перем. ВТ (DA.sta)					
Однородные группы, $p = 0,050$					
Ошибка: Межгр. MS = 1,081, сс = 207,0					
группа	ВТ Среднее	K1	K2	K3	K4
5B32	1,463			****	
5B31	1,838	****		****	
5A33	1,905	****		****	
5A35	2,125	****	****		
5A34	2,150	****	****		
5A36	2,330	****	****		
5A32	2,534		****		
5A31	2,636		****		
5031	3,369				****
5032	3,579				****

Согласно табл.1 выделяются три непересекающиеся кластера $K4=\{5032, 5031\}$, $K2=\{5A31, 5A32, 5A36, 5A34, 5A35\}$, $K3=\{5A33, 5B31, 5B32\}$ так, что 5032 отличается от 5A31 сильно значимо (на уровне значимости $0,0005 < p \approx 0,0042 < 0,0050$), а 5B32 отличается от 5A35 статистически значимо (на уровне значимости $0,0050 < p \approx 0,0404 < 0,0500$), и один кластер $K1=\{5A36, 5A34, 5A35, 5A33, 5B31\}$, пересекающийся с K2 и K3 так, что 5A32 отличается от 5B31 статистически значимо (на уровне значимости $0,0050 < p \approx 0,0313 < 0,0500$), а 5B32 отличается от 5A36 ста-

тистически значимо (на уровне значимости $0,0050 < p \approx 0,0059 < 0,0500$).

Заключение

1. В рамках проверки корректного применения F-критерия параметрического дисперсионного анализа выявлено, что распределение переменной ВТ имеет незначимое отличие ($p = 0,316$) от нормального распределения.

2. На основании F-критерия была выявлена высоко значимая ($p < 0,0005$) неоднородность результатов ВТ по совокупности групп.

3. В рамках параметрического дисперсионного анализа независимых выборок с помощью метода множественных сравнений определены уровни значимости различий групповых средних для переменной ВТ и оформлены однородные (различающиеся на уровне значимости $p \geq 0,050$) кластеры групповых средних.

4. В ходе проведенного непараметрического дисперсионного анализа ВТ с помощью медианного теста и критерия Краскела-Уоллиса выявлены высоко значимые отличия по совокупности групп, что полностью соответствует результатам параметрического анализа.

5. Результаты подобного дисперсионного параметрического и непараметрического анализа независимых выборок оценивания знаний студентов очного обучения, аналогично [3-4] для заочного обучения, могут быть использованы в дальнейшем анализе результатов оценивания знаний студентов по другим видам контроля знаний, а также учтены при внедрении современных информационных образовательных технологий в организацию очного обучения для обеспечения качества образования и контроля знаний.

Литература

1. Сидорова С.Н. Проблема оценивания компетенций у студентов в контексте введения ФГОС ВПО третьего поколения // Инновации в образовании. – 2013. – № 09. – С. 67-72.
2. Халафян А.А. STATISTICA 6. Статистический анализ данных. Учебник – М: ООО «Бином-Пресс», 2008 г. – 512 с.
3. Арефьев В. П. , Михальчук А. А. , Филипенко Н. М. Дисперсионный анализ качества современного заочного технического образования // Современные проблемы науки и образования. - 2013 - № 2. URL: www.science-education.ru/108-8626.
4. Михальчук А.А., Арефьев В.П., Филипенко Н.М. Сравнительный статистический анализ параметрических и непараметрических методов оценивания знаний в системе заочного обучения // Современные проблемы науки и образования. – 2013. – № 3; URL: <http://www.science-education.ru/109-9553>.