

ПЕДАГОГИКА И МЕТОДИКА ВЫСШЕЙ ШКОЛЫ

УДК 378.146:519.23:004.9

В. П. Арефьев, А. А. Михальчук, Д. В. Болтовский

МНОГОМЕРНЫЙ СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ РЕЙТИНГОВ ПЕДАГОГИЧЕСКИХ УНИВЕРСИТЕТОВ НА ОСНОВЕ ВСТУПИТЕЛЬНЫХ ИСПЫТАНИЙ

Проведен многомерный статистический (корреляционный, факторный, кластерный, дискриминантный и дисперсионный) анализ качества набора абитуриентов в российские педагогические университеты на основе результатов вступительных испытаний 2010 г. Выявлена высоко значимая отрицательная корреляционная зависимость между долевым количеством абитуриентов, принятых по конкурсу баллов ЕГЭ и целевому набору. Построена двенадцатикластерная высококачественная модель педагогических университетов в трехмерном факторном пространстве показателей вступительных испытаний, позволяющая выделять группы педагогических университетов, однородных по совокупности факторных показателей.

Ключевые слова: многомерный статистический (корреляционный, факторный, кластерный, дискриминантный и дисперсионный) анализ, оценка качества образования, рейтинг, вступительные испытания.

Среди различных проблем российского высшего образования [1] в связи с вхождением его в Болонский процесс [2] основной проблемой является его качество и, в частности, разработка единых подходов к системе оценки качества образования на этапе приема в вуз и процесса обучения в общеобразовательной и высшей школах. Для анализа учебного процесса и оценки влияния различных его факторов на качество образования используются в разной степени статистические методы [3–10]. Особенно активно обсуждается одна из новаций в реформировании образования в России – введение ЕГЭ в систему аттестации школьных знаний и применение его как вступительного испытания для высшей школы. Для реализации эффективной общероссийской системы оценки качества образования предлагается использовать информационные ресурсы и результаты ЕГЭ для введения их в систему оценки и управления качеством образования [11]. Результаты ЕГЭ рассматриваются как критерий оценки эффективности работы средней школы и качества набора абитуриентов в высшую школу [12–15] с привлечением иногда в качестве обоснования методов математической статистики [1; 16; 17]. В государственном финансировании вуза предполагается учитывать качество сформированного им контингента студентов, т. е. рейтинг вуза по среднему баллу ЕГЭ ($m_{\text{ЕГЭ}}$). Такой рейтинг [18], показывающий уровень знаний абитуриентов 2010 г., поступивших на бюджетные места в государственные вузы страны, возглавляет Московский физико-технический институт, у которого средний балл ЕГЭ – 86.3 по 100-балльной шкале. Среди классических университетов лидирует Московский госуниверситет (81.6) – 8-е место среди 477

вузов, а рейтинг качества приема в педагогические вузы, именуемые ниже как педагогические университеты (ПУ), возглавляет Челябинский государственный ПУ (66.4) – 127-е место среди 477 вузов. У Томского государственного ПУ (57.4) – 32-е место из 58 в рейтинге ПУ и 321-е место из 477 в рейтинге всех вузов по $m_{\text{ЕГЭ}}$. В табл. 1 даны примеры других государственных педагогических университетов (ГПУ) и академий (ГПА), причем из показателей вступительных испытаний (ПВИ) кроме $m_{\text{ЕГЭ}}$ приведено также доленое количество абитуриентов (в % от общего количества бюджетных мест), принятых по конкурсу баллов ЕГЭ ($N_{\text{ЕГЭ}}$), целевому набору ($N_{\text{Ц}}$), олимпиадам ($N_{\text{О}}$) и льготам ($N_{\text{ЛБГ}}$). Заметим, что подсистема доленых показателей является избыточной, так как $N_{\text{ЕГЭ}}+N_{\text{Ц}}+N_{\text{О}}+N_{\text{ЛБГ}}=100\%$.

Таблица 1
ПВИ 2010 г. для некоторых ПУ

Рейтинг $m_{\text{ЕГЭ}}$	ПУ	$m_{\text{ЕГЭ}}$	$N_{\text{ЕГЭ}}$	$N_{\text{Ц}}$	$N_{\text{О}}$
1	Челябинский ГПУ	66.4	5.1	69.7	0
2	Нижегородский ГПУ	66.2	68.6	26.2	0.5
7	Московский ПГУ	63.6	89.3	6.6	1.1
18	Красноярский ГПУ	61.2	80.7	9	2.4
22	Омский ГПУ	60.4	92.9	4.8	0
32	Томский ГПУ	57.4	84.3	7.7	0
33	Алтайская ГПА	57.2	80.8	13	1.1
34	Новосибирский ГПУ	57	92.7	7.3	0
37	Бийский ГПУ	56.8	83.2	9.3	5.6
49	Кузбасская ГПА	55	94.9	1.1	0.6

В работах [19–22] рассмотрено применение метода классификации вузов на мировом и региональном уровне. В данной работе этот метод применен на федеральном уровне для классификации российских ПУ на основе ПВИ 2010 г. [18]. В силу разнородно-

сти ПВИ они были стандартизированы. Составляющими статистического метода исследования являются корреляционный, факторный, кластерный, дискриминантный и дисперсионный анализы. Статистический анализ проводился в системе Statistica [23].

Заметим для начала, что визуально наблюдаемое распределение (гистограмма) m_{EG3} (рис.1) близко к теоретическому распределению по нормальному закону (сплошная кривая).

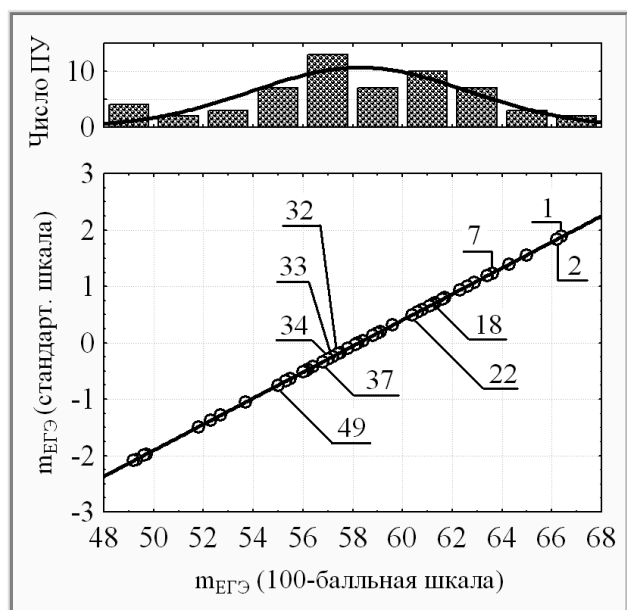


Рис. 1. Диаграмма рассеяния с гистограммами m_{EG3} по 100-балльной и стандартизированной шкалам

Проверка нормальности распределения m_{EG3} с помощью χ^2 -критерия Пирсона дает незначимое (уровень значимости $p > 0.10$) отличие от нормального закона с выборочной средней 59.153 балла по 100-балльной шкале и выборочным стандартным отклонением $\sigma = 6.285$. Диаграмма рассеяния с гистограммой m_{EG3} по 100-балльной и стандартизированной шкалам приведена на рис. 1, где отмечены некоторые ПУ числами, определяющими их рейтинг по m_{EG3} (табл. 1).

Статистический анализ ПУ начнем с проверки ПВИ на корреляционную зависимость. Матрицы коэффициентов парных корреляций ПВИ приведены в табл. 2 (Пирсона r – в право-верхнем треугольнике над диагональю и Спирмена R – в лево-нижнем треугольнике под диагональю). Жирным шрифтом выделены высоко значимые (уровень значимости $p < 0.0005$) корреляции.

Диаграмма рассеяния и прямая регрессии с 95-процентным доверительным интервалом для наиболее сильной отрицательной корреляционной зависимости N_{EG3} и $N_{Ц}$ изображена на рис. 2, где отмечены некоторые ПУ числами, определяющими их рейтинг по m_{EG3} согласно табл. 1.

Таблица 2

Матрица коэффициентов парных корреляций ПВИ

ПВИ	m_{EG3}	N_{EG3}	$N_{Ц}$	N_{O}	$N_{ЛБГ}$
m_{EG3}	1.00	-0.37	0.37	0.08	0.22
N_{EG3}	-0.33	1.00	-0.96	-0.04	-0.73
$N_{Ц}$	0.36	-0.86	1.00	-0.01	0.52
N_{O}	0.26	-0.18	0.03	1.0	-0.05
$N_{ЛБГ}$	0.24	-0.55	0.13	0.18	1.00

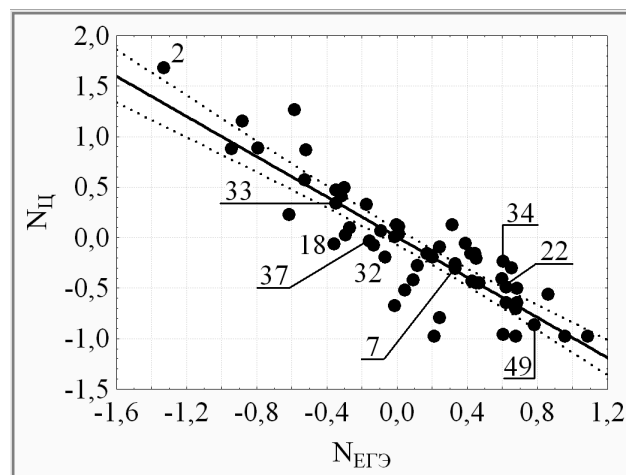


Рис. 2. Диаграмма рассеяния корреляционной зависимости N_{EG3} и $N_{Ц}$

Наличие корреляционной связи ПВИ позволяет использовать факторный анализ для сокращения числа показателей и определения структуры взаимосвязей между показателями, т. е. классификации показателей.

Факторный анализ как метод классификации основан на оценках корреляций (факторных нагрузок) между исходными и новыми показателями (факторами) в рамках выбранной факторной модели и позволяет узнать значимость факторов. Факторные нагрузки можно изобразить в виде диаграммы рассеяния, на которой каждый исходный показатель представлен точкой в факторном пространстве (координатах «факторные нагрузки»). Применение типичного метода вращения – варимакс – позволяет получить простую интерпретацию факторов, ясно отмеченную высокими нагрузками для некоторых показателей и низкими – для других, что и позволяет провести классификацию показателей.

С помощью факторного анализа построена трехфакторная модель ПВИ ПУ 2010 г., представленная в табл. 3, где жирным шрифтом выделены наиболее значимые факторные нагрузки показателей, что позволяет по совокупности этих показателей интерпретировать соответствующие факторы, приписывая им наиболее существенные черты значимых показателей. В нижней строке приведены доли объясненной данным фактором дисперсии

исходных показателей, иными словами весовые коэффициенты факторов. Таким образом, накопленная дисперсия первыми тремя факторами $\approx 99\%$.

Таблица 3
Матрица факторной структуры ПВИ ПУ 2010 г.

ПВИ	$\Phi 1$	$\Phi 2$	$\Phi 3$
$m_{\text{ЕГЭ}}$	0.205	0.040	0.978
$N_{\text{ЕГЭ}}$	-0.975	-0.030	-0.170
$N_{\text{Ц}}$	0.975	-0.023	0.172
$N_{\text{О}}$	0.003	0.999	0.037
Доля фактора	0.486	0.250	0.254

Согласно табл. 3 высокие факторные нагрузки ПВИ распределились по факторам, имеющим наибольшие веса, следующим образом:

Фактор_1 ($\Phi 1$) – наиболее весомый (0.486), характеризуется $N_{\text{Ц}}$ и $N_{\text{ЕГЭ}}$, связанных отрицательной корреляционной связью (чем больше $N_{\text{Ц}}$, тем меньше $N_{\text{ЕГЭ}}$). Таким образом, положительная часть $\Phi 1$ интерпретируется как $N_{\text{Ц}}$ (чем правее по оси $\Phi 1$, тем больше $N_{\text{Ц}}$), а отрицательная – как $N_{\text{ЕГЭ}}$ (чем левее по оси $\Phi 1$, тем больше $N_{\text{ЕГЭ}}$).

Фактор_2 ($\Phi 2$) – менее весомый (0.250), характеризуется $N_{\text{О}}$. Таким образом, фактор $\Phi 2$ интерпретируется как значение $N_{\text{О}}$ (чем выше по оси $\Phi 2$, тем больше значение $N_{\text{О}}$, а чем ниже по оси $\Phi 2$, тем меньше значение $N_{\text{О}}$).

Фактор_3 ($\Phi 3$) – менее весомый (0.254), характеризуется в основном $m_{\text{ЕГЭ}}$. Таким образом, фактор $\Phi 3$ интерпретируется прежде всего как значение $m_{\text{ЕГЭ}}$ (чем выше по оси $\Phi 3$, тем больше значение $m_{\text{ЕГЭ}}$, а чем ниже по оси $\Phi 3$, тем меньше значение $m_{\text{ЕГЭ}}$).

Заметим, что проверка нормальности распределения факторов с помощью χ^2 -критерия Пирсона дает незначимое (уровень значимости $p > 0.10$) для $\Phi 3$ и высоко значимые (уровень значимости $p < 0.001$) для $\Phi 1$ и $\Phi 2$ отличия от нормального закона. Причем, для $\Phi 1$ без аномального значения 6.31 (Челябинский ГПУ) χ^2 -критерий Пирсона дает также незначимое отличие от нормального закона.

При проведении кластеризации ПУ в построенном трехмерном факторном пространстве $\{\Phi 1, \Phi 2, \Phi 3\}$ в качестве меры близости выбрано евклидово расстояние, а в качестве правила объединения двух кластеров использован метод Уорда. Методом древовидной кластеризации построено иерархическое дерево (рис. 3). Древовидная диаграмма начинается слева с каждого ПУ в своем собственном кластере. При движении вправо наиболее близкие в координатах $\{\Phi 1, \Phi 2, \Phi 3\}$ ПУ объединяются и формируют кластеры. Каждый узел диаграммы представляет объединение двух или более кластеров, а положение узлов на горизонтальной оси определяет расстояние объединения соответствующих кластеров. В зависимости от выбора расстоя-

ния объединения можно получить соответствующее число кластеров. Так, например, расстоянию объединения, равного 2,2 (левая мелкая пунктирная вертикальная прямая), соответствует 12 кластеров (К1 – К12), расстоянию объединения, равного 10 (правая крупная пунктирная вертикальная прямая), – 4 кластера (К1+К9, К5+К10+К7+К8, К11+К12, К2+К3+К4+К6). Таким образом, выбор значения связующего расстояния позволяет проводить кластеризацию на любом уровне, т. е. строить кластерную модель с любым наперед заданным числом кластеров.

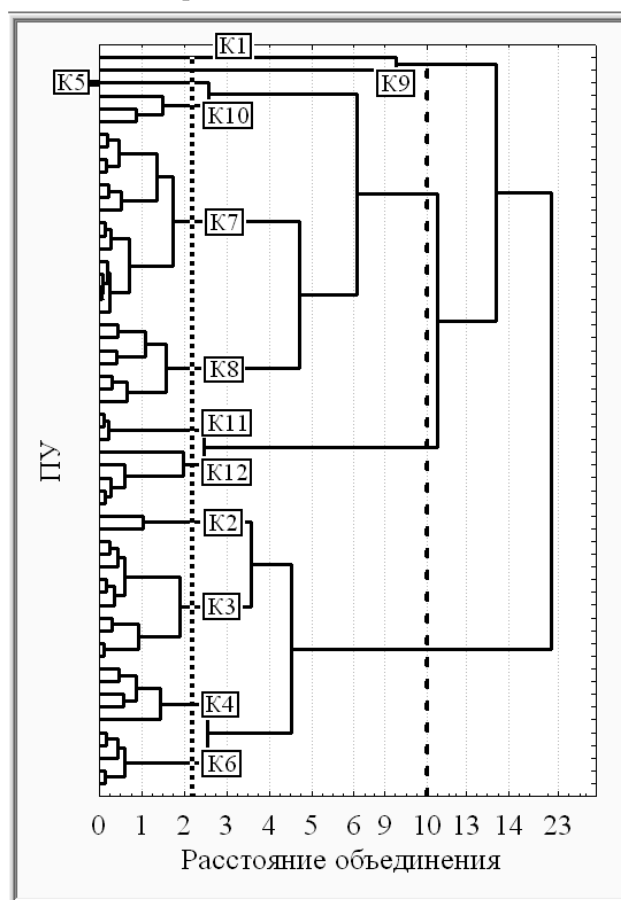


Рис. 3. Дендрограмма ПУ в факторном пространстве $\{\Phi 1, \Phi 2, \Phi 3\}$

Предлагается двенадцатикластерная высококачественная модель ПУ, согласно λ -критерию Уилкса высоко значимо (на уровне значимости $p < 0.0005$) различающая 12 кластеров ПУ по совокупности $\Phi 1, \Phi 2$ и $\Phi 3$. Качество проведенной классификации для каждого фактора можно оценить на основании F -критерия, а также рангового критерия Краскела–Уоллиса. В рассматриваемом случае для каждого фактора различие между кластерами высоко значимо (значимо на уровне $p < 0.0005$).

После получения результатов классификации рассчитываются средние значения кластеров по каждому факторному показателю (табл. 4).

Таблица 4
Матрица факторных средних кластеров двенадцатикластерной модели ПУ, а также N – число ПУ в кластере

	Ф1	Ф2	Ф3	N
K1	6.31	-0.37	0.61	1
K2	0.97	0.63	1.51	2
K3	0.04	-0.34	0.99	10
K4	-0.83	0.13	1.27	5
K5	0.04	2.53	0.59	1
K6	-0.55	-0.30	0.58	5
K7	-0.29	-0.32	-0.28	15
K8	0.56	-0.18	-0.42	7
K9	0.15	6.42	-0.64	1
K10	-0.41	0.89	-0.52	3
K11	-0.40	-0.28	-1.32	3
K12	0.20	-0.26	-2.00	5

Согласно апостериорному критерию наименьших значений разности (НЗР) для Ф3 и ранговому критерию Краскела–Уоллиса для Ф1 и Ф2 можно выделить для каждого фактора однородные (различающиеся незначимо, т. е. на уровне значимости $p > 0.10$) группы кластеров, расположенные в порядке убывания факторных средних:

– Ф1: {K1}, {K2, K8, K12, K9, K5}, {K12, K9, K5, K3}, {K9, K5, K3, K7, K11, K10, K6}, {K11, K10, K6, K4}. Кроме моногруппы {K1} имеется много пересекающихся групп, т. е. кластеры очень плотно расположены вдоль Ф1 (рис. 5, 6).

– Ф2: {K9}, {K5}, {K10, K2}, {K4, K8, K12, K11, K6, K7, K3, K1}. В данном случае образуются две моногруппы {K9}, {K5}, группа из двух кластеров {K10, K2}, а остальные кластеры формируют последнюю многочисленную группу (рис. 5, 7).

– Ф3: {K2, K4}, {K3, K1, K5}, {K1, K5, K6}, {K7, K8, K10, K9}, {K11}, {K12}. В полученном ряду образуются две пересекающиеся группы {K3, K1, K5} и {K1, K5, K6}, так что K3 сильно значимо (на уровне $p \approx 0.007$) отличается от K6 (рис. 6, 7). Заметим, что кластеры K4 и K3 различаются слабо значимо (на уровне $p \approx 0.07$).

Графики факторных средних кластеров в рамках двенадцатикластерной модели ПУ представлены факторной диаграммой рассеяния средних кластеров ПУ в трехмерном факторном пространстве {Ф1, Ф2, Ф3} (рис. 4) в виде образной формы – «птицы потенциального высшего педагогического образования», обладающей легковесным «олимпийским» (монокластеры K5 и K9) крылом вдоль Ф2 и «целевым» (монокластер K1) крылом вдоль Ф1.

Проекции трехмерной факторной диаграммы рассеяния средних кластеров ПУ на соответствующие факторные координатные плоскости изображены в виде кластерных диаграмм рассеяния ПУ на рис. 5 (вид сверху) и рис. 6, 7 (вид сбоку). На примерах отдельных кластеров (рис. 6) прорисована их составная вложенная структура в соответст-

вии с дендрограммой ПУ (рис. 3). Зримой становится процедура построения кластерной модели с любым наперед заданным числом кластеров.

На рис. 5–7 отмечены некоторые ПУ числами, определяющими их рейтинг по $m_{\text{ЕГЭ}}$ (табл. 5).

Таблица 5
Примеры некоторых ПУ в факторном пространстве {Ф1, Ф2, Ф3}

Рейтинг $m_{\text{ЕГЭ}}$	ПУ	Ф1	Ф2	Ф3	Кластер
1	Челябинский ГПУ	6.31	-0.37	0.61	1
2	Нижегородский ГПУ	1.26	0.21	1.60	2
7	Московский ПГУ	-0.57	0.94	1.34	4
18	Красноярский ГПУ	0.04	2.53	0.59	5
22	Омский ГПУ	-0.69	-0.35	0.67	6
32	Томский ГПУ	-0.03	-0.33	-0.18	7
33	Алтайская ГПА	0.42	1.00	-0.38	10
34	Новосибирский ГПУ	-0.40	-0.32	-0.20	7
37	Бийский ГПУ	0.15	6.42	-0.64	9
49	Кузбасская ГПА	-0.74	0.41	-0.63	10

С помощью рис. 4–7 наглядными выглядят результаты выделения однородных групп кластеров для каждого фактора: Ф1 (рис. 5, 6), Ф2 (рис. 5, 7) и Ф3 (рис. 6, 7). Также наглядным и объяснимым становится образование пересекающихся групп.

Проведенная классификация ПУ действует лучшим образом для выборки, по которой она была проведена (апостериорная классификация), чем для элементов свежей выборки (априорная классификация). При этом для каждого ПУ вычисляются апостериорные вероятности отнесения его к разным кластерам, что вызывает особый интерес в случае приграничных ПУ. Апостериорные вероятности ПУ определяются посредством расстояний Махаланобиса каждого ПУ от центров различных кластеров. Расстояние Махаланобиса является мерой расстояния между двумя точками в пространстве, определяемом коррелированными переменными, и выявляется аналогично евклидовому расстоянию для некоррелированных переменных. Таким образом, каждый ПУ приписывают к кластеру, к которому он ближе, т. е. когда расстояние Махаланобиса до него минимально, и для которого имеет наивысшую апостериорную вероятность классификации. Так, например, Томский ГПУ с вероятностью 0.92 относится к K7 и вероятностью 0.08 – к K8, а Омский ГПУ с вероятностью 0.88 – к K6, вероятностью 0.11 – к K3 и вероятностью 0.01 – к K4.

Результаты кластерного анализа ПУ по совокупности показателей (табл. 4) позволяют провести качественную классификацию ПУ в номинальной шкале измерений (табл. 6), полагая в качестве уровня «Средний» – стандартизированный интервал (-0.5; +0.5) для факторов Ф1, Ф3 и (0.0; +0.5) для Ф2. Аномально высокие значения (>+2.5)

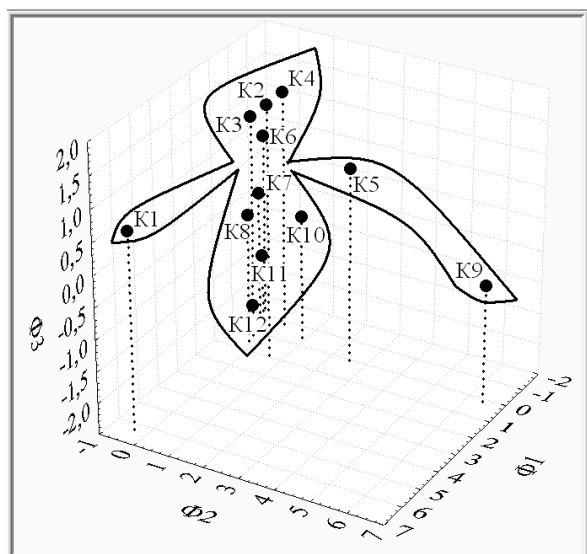


Рис. 4. Факторная диаграмма рассеяния средних кластеров ПУ

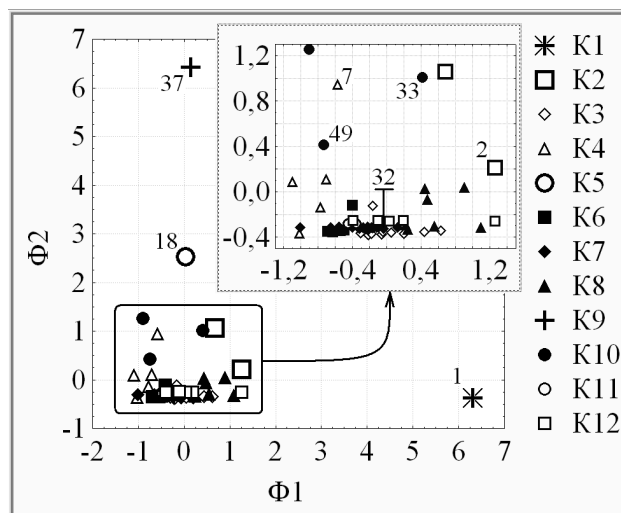


Рис. 5. Кластерная диаграмма рассеяния ПУ в факторных координатах Ф1 и Ф2 с примерами из табл. 5

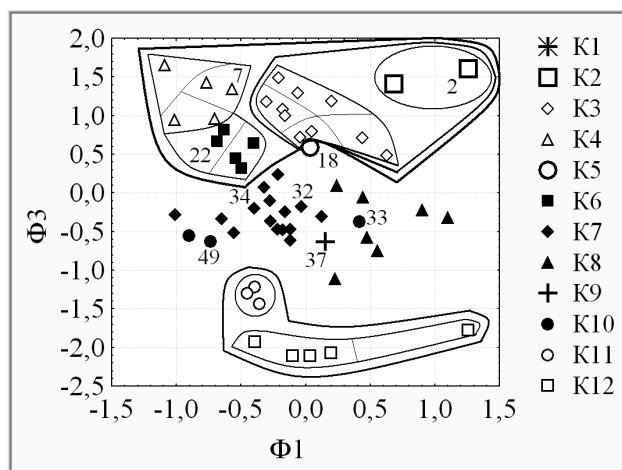


Рис. 6. Кластерная диаграмма рассеяния ПУ в факторных координатах Ф1 и Ф3 с примерами из табл. 5

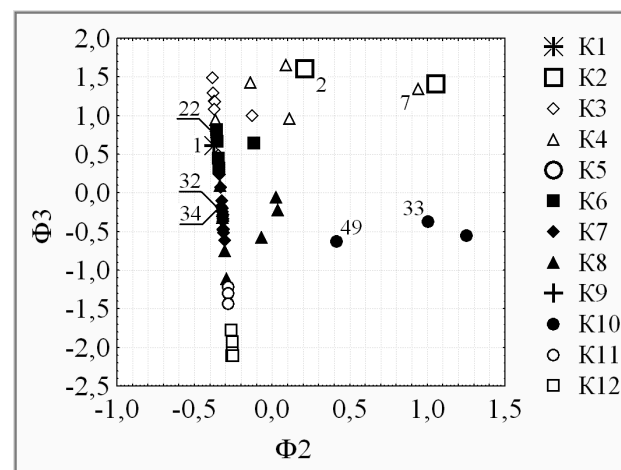


Рис. 7. Кластерная диаграмма рассеяния ПУ в факторных координатах Ф2 и Ф3 с примерами из табл. 5

определяют уровень «Лидер», а аномально низкие значения (< -1.5) – уровень «Аутсайдер»; промежуточные значения между средними и аномальными – уровни «Выше среднего» и «Ниже среднего» соответственно. Следует подчеркнуть относительный характер аномальности высокого значения 6.42 по Ф2 (табл. 5) у Бийского ГПУ, что соответствует 5.6 % по N_0 (табл. 1), и, как следствие, уровня «Лидер», так как в полном рейтинге ПВИ по 477 вузам [8] у лидера по N_0 результат на порядок выше (51.4 %), а, например, у Томского политехнического университета по N_0 (35 %) – 6-е место, Бийский ГПУ по N_0 (5.6 %) занимает 38-е место. В связи с этим отрицательные стандартизированные результаты по Ф2 (табл. 4, 5), соответствующие практически 0 % по N_0 (табл. 1), определяют уровень «Ниже среднего» по Ф2 (табл. 6). В отличие от Ф2 лидерство Челябинского ГПУ по Ф1, что соответствует 69.7 % по $N_{ц}$

(табл. 1) – 2-е место в полном рейтинге, можно считать абсолютным.

Таблица 6
Качественная классификация ПУ

Кластер	Уровень кластера на фоне среднего по фактору		
	Ф1	Ф2	Ф3
K1	Лидер	Ниже среднего	Выше среднего
K2	Выше среднего	Выше среднего	Выше среднего
K3	Средний	Ниже среднего	Выше среднего
K4	Ниже среднего	Средний	Выше среднего
K5	Средний	Лидер	Выше среднего
K6	Ниже среднего	Ниже среднего	Выше среднего
K7	Средний	Ниже среднего	Средний
K8	Выше среднего	Ниже среднего	Средний
K9	Средний	Лидер	Ниже среднего
K10	Средний	Выше среднего	Ниже среднего
K11	Средний	Ниже среднего	Ниже среднего
K12	Средний	Ниже среднего	Аутсайдер

В связи с приданием ЕГЭ обязательного статуса результаты качественной классификации ПУ в факторном пространстве в силу сильной отрицательной корреляционной зависимости между $N_{Ц}$ и $N_{ЕГЭ}$ можно перефразировать на языке $N_{ЕГЭ}$. Согласно критерию НЗР и ранговому критерию Краскела–Уоллиса по показателю $N_{ЕГЭ}$ можно выделить однородные группы кластеров, расположенные в порядке возрастания групповых средних (среднее $N_{ЕГЭ} \approx 85\%$):

– {К1} – «Аутсайдер» (среднее по $N_{ЕГЭ}$, $\approx 5\%$) в соответствии с лидерством по $N_{Ц}$ имеет уровень «Ниже среднего» по $N_{О}$ и уровень «Выше среднего» по $m_{ЕГЭ}$, состоит из одного ПУ (Челябинский ГПУ).

– {К2} соответствует уровню «Ниже среднего» по $N_{ЕГЭ}$ ($\approx 71\%$), имеет уровень «Выше среднего» по $N_{О}$ и $m_{ЕГЭ}$, состоит из двух ПУ.

– {К8, К5, К3, К9} соответствует уровню «Средний» ($\approx 82\% < 85\%$), неоднородный по другим показателям (табл. 6), состоит из 19 ПУ.

– {К12, К7, К6, К10, К4, К11} соответствует уровню «Средний» ($\approx 90\% > 85\%$), неоднородный по другим показателям (табл. 6), состоит из 36 ПУ.

Заметим, что по показателю $N_{ЛБГ}$ лидером является Челябинский ГПУ (25.1 %).

Выводы

1. На основании корреляционного анализа показателей вступительных испытаний в педагогические университеты выявлена высоко значимая наиболее сильная отрицательная корреляционная зависимость между долевым количеством абитуриентов, принятых по конкурсу баллов ЕГЭ и целевому набору.

2. С помощью факторного анализа вместо пятимерного пространства показателей построена трехфакторная модель показателей вступительных испытаний 2010 г., объясняющая их изменчивость на $\approx 99\%$.

3. В рамках кластерного анализа в трехмерном факторном пространстве построена кластерная модель педагогических университетов, позволяющая проводить кластеризацию на любом уровне, т. е. строить кластерную модель с любым наперед заданным числом кластеров, что дает возможность выделять группы педагогических университетов, однородных по совокупности факторных показателей.

4. Подробно рассмотрена двенадцатикластерная модель, для каждого показателя выделены группы однородных кластеров. Результаты кластеризации представлены в виде образной формы «птицы потенциального высшего педагогического образования», обладающей двумя крыльями («целое» и «олимпиадное»).

Список литературы

1. Сальников Н., Бурухин С. Реформирование высшей школы: актуальное состояние и проблемы // Высшее образование в России. 2008. № 8. С. 3–13.
2. Бурков А. В. Проблемы качества высшего образования в контексте реализации Болонской декларации // Вестн. Самарского гос. экон. ун-та. 2008. № 9. С. 10–14.
3. Берестнева О. Г., Марухина О. В., Уразаев А. М. Информационная технология контроля качества образования в высшей школе // Вестн. Томского гос. пед. ун-та (Tomsk State Pedagogical University Bulletin). 2003. Вып. 4 (36). С. 100–104.
4. Мамонтова М. Ю. Статистические методы регулирования учебного процесса // Там же. 2009. Вып. 9 (87). С. 44–51.
5. Манешева Р. А. Факультативный курс преподавания математики в вузе в аспекте повышения качества образования // Там же. 2011. Вып. 6 (108). С. 48–50.
6. Молчанова Л. Н. Критериально-функциональное содержание профессиональной идентичности у педагогов высшей школы с учетом удовлетворенности профессиональной деятельностью // Там же. С. 139–143.
7. Ахметова Л. В. Формирование понятийного аппарата учащихся при изучении естественно-научных дисциплин // Там же. С. 155–160.
8. Будук-оол Л. К.-С. Этнические особенности психосоциальной адаптации студентов к обучению в вузе // Там же. С. 176–160.
9. Гиль Л. Б. Развитие интеллектуальных умений и способности к саморазвитию в процессе математической подготовки студентов технического вуза // Там же. 2009. Вып. 7 (85). С. 152–56.
10. Бударина Е. Г., Холодная М. А. Сравнительное исследование интеллектуального развития подростков в условиях разных моделей обучения // Там же. 2006. Вып. 3 (54). С. 53–57.
11. Штейникова И. В., Шишковский В. И. Проблемы мониторинга оценки качества обучения физике в общеобразовательной школе // Там же. 2007. Вып. 6 (69). С. 98–100.
12. Грязев М. В., Хадарцев А. А., Хрупачёв А. Г., Туляков С. П. Методика интегральной оценки знаний абитуриентов // Высшее образование в России. 2010. № 6. С. 28–32.
13. Гоник И. Л., Москвичев С. М., Иванов Ю. В., Гурулев Д. Н. Различные формы сдачи вступительных испытаний как элемент формирования контингента абитуриентов // Известия Волгоград. гос. тех. ун-та. 2009. Т. 10. № 6. С. 27–28.
14. Бримова А. К. ЕГЭ как современная форма проверки знаний // Успехи современного естествознания. 2008. № 6. С. 108–109.
15. Данилов Д. А. ЕГЭ как критерий качества образования // Наука и образование. 2008. № 1. С. 75–76.

16. Поландов Ю. Х., Колпакова С. В., Фесенко Н. Н. К обоснованию применения результатов ЕГЭ в качестве оценок знаний абитуриентов // Ученые записки Орловского гос. ун-та. 2008. № 3. С. 216–219.
17. Лапотьникова И. Н. Методы математической статистики для оценки результатов ЕГЭ // Ярославский пед. вестн. 2008. № 1. С. 17–23.
18. Рейтинг вузов РФ по среднему баллу ЕГЭ 2010 года // РИА Новости. 2010. URL: <http://www.hse.ru/org/hse/ex> (дата обращения 25.10.2010).
19. Кружалин В. И., Аршинова В. В., Попов Л. В., Чаплыгина А. А. Рейтинги мировых университетов как инструмент управления качеством образования // Alma mater (Вестн. высш. шк.). 2010. № 6. С. 9–8.
20. Илышев А. М., Шубат О. М. Многомерная классификация данных: особенности методики, анализ практики и перспектив применения // Вопросы статистики. 2010. № 10. С. 34–40.
21. Сайфутдинова А. С. Проведение многомерной классификации вузов Читинской области и АБАО на основе кластерного анализа // Успехи современного естествознания. 2008. № 1. С. 66–69.
22. Корсунов В. И. Классификация американских вузов и вопросы их диверсификации // Alma mater (Вестн. высш. шк.). 2009. № 2. С. 52–60.
23. Халафян А. А. Statistica 6. Статистический анализ данных. М.: ООО «Бином-Пресс», 2008. 512 с.

Арефьев В. П., кандидат физико-математических наук, доцент.
Томский политехнический университет.
Пр. Ленина, 30, Томск, Россия, 634050.
E-mail: vpa@ido.tpu.ru

Михальчук А. А., кандидат физико-математических наук, доцент.
Томский политехнический университет.
Пр. Ленина, 30, Томск, Россия, 634050.
E-mail: aamih@rambler.ru

Болтовский Д. В., кандидат физико-математических наук, доцент.
Томский политехнический университет.
Пр. Ленина, 30, Томск, Россия, 634050.
E-mail: Bdv1@tpu.ru

Материал поступил в редакцию 08.02.2011.

V. P. Arefyev, A. A. Mihalchuk, D. V. Boltovsky

MULTIDIMENSIONAL STATISTICAL ANALYSIS OF RATINGS OF PEDAGOGICAL UNIVERSITIES ON THE BASIS OF ENROLLMENT TESTS

A multivariate statistical (correlation, factor, cluster, discriminant and variance) analysis of the quality of entrants in a set of Russian pedagogical universities on the basis of entrance tests in 2010 revealed a highly significant negative correlation between the equity of applicants accepted on a competitive exam score and the target set. There was constructed a high-quality twelvefold cluster model of pedagogical universities in three-dimensional factor space reflecting entrance tests, allowing the group to provide teacher training universities, homogeneous set of factor indicators.

Key words: *multidimensional statistical (correlative, factor, cluster, discriminant and dispersing) analysis, rating, entrance tests.*

Arefyev V. P.
Tomsk Polytechnic University.
Pr. Lenina, 30, Tomsk, Russia, 634050.
E-mail: vpa@ido.tpu.ru

Mihalchuk A. A.
Tomsk Polytechnic University.
Pr. Lenina, 30, Tomsk, Russia, 634050.
E-mail: aamih@rambler.ru

Boltovsky D. V.
Tomsk Polytechnic University.
Pr. Lenina, 30, Tomsk, Russia, 634050.
E-mail: Bdv1@tpu.ru