

ного текста. Структурная типология уровней логико-смысловой структуры, на которых возникают типичные переводческие ошибки, происходящие от непонимания смыслов оригинального текста, включает уровень простого понятия, уровень сложного понятия, уровень суждения, уровень представления о предметной ситуации.

Вторая глобальная группа включает ошибки фактического плана на этапе перевыражения смыслов и воспроизведения текста: 1) грамматические (согласование времен; когезия текста, предлоги, спряжение, число, род); 2) лексические/терминологические («ложные друзья переводчика», словарное или терминологическое несоответствие); 3) фразеологические (злоупотребление или недостаточное владение фразеологией); 4) стилистические (ошибочные смысловые связи в предложении из-за неправильного порядка слов, потеря смысловой связи из-за неверной конструкции предложения, связывание разных по смыслу понятий и неверное словоупотребление, тавтология, смешение стилей); 5) формальные ошибки, связанные непосредственно с планом выражения (пунктуационные, орфографические и композиционные).

Получено 22.05.2015

Третья группа – это прагматические ошибки: игнорирование пожеланий клиента, культурных особенностей, текстовых конвенций.

Предлагаемая нами классификация переводческих ошибок, во-первых, доступна для понимания и применения в практическом курсе перевода; во-вторых, данная классификация учитывает теоретические знания в данной области теории перевода; в-третьих, она наглядно отражает проявление экологического аспекта в переводоведческой лингводидактике.

#### Библиографические ссылки

1. Швейцер А. Д. Перевод и лингвистика. – М. : Наука, 1988. – 415 с.
2. Миньяр-Белоручев Р. К. Теория и методы перевода. – М. : Московский лицей, 1996. – 208 с.
3. Комиссаров В. Н. Современное переводоведение : учеб. пособие. – М. : ЭТС, 2004. – 424 с.
4. Новый взгляд на классификацию переводческих ошибок / Д. М. Бузаджи, В. В. Гусев, В. К. Ланчиков, Д. В. Псурцев. – М. : Всерос. центр перевода, 2009. – 119 с.
5. Гарбовский Н. К. Теория перевода. – М. : Изд-во Моск. ун-та, 2007. – 544 с.
6. Там же.

УДК 378.14

С. Г. Селетков, доктор технических наук, профессор, ИжГТУ имени М. Т. Калашникова  
М. И. Пономарев, кандидат технических наук, ИжГТУ имени М.Т. Калашникова

## СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОБРАБОТКА ДАННЫХ ПЕДАГОГИЧЕСКОГО ИССЛЕДОВАНИЯ

Одной из часто используемых процедур обоснования педагогического исследования является процедура, состоящая в опросе экспертов и составлении анкеты, которая заполняется с проставлением некоторых дискретных оценок. Предпочтение при этом отдается шкалам от нуля до пяти или десяти баллов в силу их традиционности, простоты и наглядности для последующей презентации, например, в виде гистограммы.

При этом возникает вопрос о правомерности априорного предположения, что распределение проставляемых баллов экспертами является нормальным. В то же время специфика анкетирования и проведение экспертных опросов с получением дискретных оценок такова, что правомерность использования нормального закона распределения не всегда является очевидной.

Более убедительное статистическое представление дискретных данных опроса в результате анкетирования может быть получено при использовании непараметрической статистики, в частности, с вычислением таких параметров, как мода и медиана проставленных экспертами баллов.

С такой задачей авторы столкнулись при оценке экспертами влияния дисциплины «методология диссертационного исследования» (МДИ) на формирование научно-исследовательских компетенций обучаемых [1, 2]. Для оценки уровня влияния данной дисциплины в анкету были включены и две другие дисциплины, также в какой-то степени оказывающей влияние на научно-исследовательские компетенции диссертантов. В качестве экспертов выступали научные руководители аспирантов и магистрантов.

Приведем для примера данные, которые при этом были получены.

Вопрос анкеты и квантификация влияния были определены следующим образом: на сколько (в баллах) предметы (учебные дисциплины)  $X_i$  ( $i = 1, 2, 3$ ), по их мнению, повышают научно-исследовательские компетенции выпускников магистратуры и аспирантуры университета? Одной из трех сравниваемых дисциплин была дисциплина «МДИ».

Предлагались следующие варианты возможного ответа: не повышают – 0; почти не повышают – 1; слабо повышают – 2; повышают – 3; достаточно повышают – 4; существенно повышают – 5.

Всего в анкетировании приняли участие 112 экспертов. Рассчитывались мода и медиана соответствующих множеств баллов, а также среднее значение

балла по каждой дисциплине с определением доверительного интервала, при этом уровень значимости принимался равным 0,05 (табл. 1).

Таблица 1. Распределение ответов экспертов по баллам

Предмет (признак)	Распределение оценок по баллам						Среднее значение	Доверительный интервал ( $\alpha = 0,05$ )	Медиана	Мода
Балл	0	1	2	3	4	5				
$X_1$		1	7	16	46	42	4,08	0,17	4	4
$X_2$	10	18	11	34	31	8	2,73	0,27	3	3
$X_3$		1	5	20	41	45	4,11	0,17	4	5

Анализируя найденные значения статистических параметров, можно сделать предварительное заключение, состоящее в том, что учебные дисциплины  $X_1$  и  $X_3$  по оценкам экспертов в большей степени развивают научно-исследовательские компетенции обучающихся, чем дисциплина  $X_2$ : их средний балл более четырех при практически одинаковом, судя по доверительному интервалу, разбросе мнений, однако мнения экспертов по дисциплине  $X_2$  расходятся в большей степени.

При этом дисциплина  $X_3$  имеет определенное предпочтение перед дисциплиной  $X_1$ , поскольку ее мода составляет высшую оценку – 5 баллов, несмотря на то, что медианы совпадают (4 балла), а средние арифметические значения почти равны между собой. Очевидно, что использование комплекса критериев сделало общий анализ о влиянии дисциплин на компетенции обучающихся более информативным.

Групповую оценку можно считать достаточно надежной при хорошей согласованности оценок экспертов. Для анализа согласованности в ответах экспертов можно использовать коэффициенты вариации, характеризующие степень близости индивидуальных мнений. Мера согласованности ответов экспертов по каждому признаку (учебной дисциплине)  $j$  может определяться в виде разности  $1 - \mu_j$ , где  $\mu_j$  коэффициент вариации [3]:

$$\mu_j = \frac{k}{k-1} \frac{\left( \sum_j f_{ij} \right)^2 - \sum_j f_{ij}^2}{\left( \sum_j f_{ij} \right)^2}. \quad (1)$$

В формуле (1):  $f_{ij}$  – количество ответов экспертов, поставивших балл  $i$  признаку  $j$ ;  $k$  – число ненулевых значений  $f_{ij}$  для признака  $j$ .

Величина коэффициента вариации  $\mu_j$  принадлежит отрезку  $0 \leq \mu_j \leq 1$ . При этом коэффициент вариации  $\mu_j$  не учитывает последовательность ненулевых и нулевых мест (если таковые имеются) из ряда числа мнений в баллах. Ниже по этому поводу приведен пример, поясняющий ситуацию с присутствием или отсутствием нулевых баллов в оценке экспертов.

Более чувствительную меру вариации ответов можно получить, используя коэффициент вариации, предложенный А. В. Беккером [4]:

$$\Delta_j = \frac{\sum_j \sum_k f_{ij} f_{kj} (k-i)}{C_N^2}, \quad (2)$$

где  $N$  – число экспертов. В знаменателе количество возможных сочетаний  $C_N^2$  является нормирующим множителем, поскольку в числителе рассчитывается сумма произведений, составленных из ответов экспертов. Коэффициент вариации  $\Delta_j$  учитывает «расстояние» между отдельными ответами  $f_{ij}$ , что позволяет получить более контрастную оценку различий между признаками, при этом значение коэффициента вариации Беккера может быть больше единицы.

Вычислим значения коэффициентов вариации по данным табл. 1, подставив в соответствующие формулы числовые значения. Для учебных дисциплин (признаков)  $X_1$  и  $X_3$  значение коэффициента  $k = 5$ , так как балл, равный нулю, для них не поставлен ни одним из экспертов. Для признака  $X_2$   $k = 6$ , так как для него присутствуют оценки экспертов в виде нулевого балла.

Значение коэффициента вариации  $\mu_1$  для первой учебной дисциплины как оценку величины разброса в ответах экспертов находим по формуле (1), подставив числовые значения количества ответов экспертов с определенным баллом, приведенных в табл. 1:

$$\mu_1 = \frac{5}{4} \left( \frac{(1+7+16+46+42)^2}{(1+7+16+46+42)^2} - \frac{(1^2+7^2+16^2+46^2+42^2)}{(1+7+16+46+42)^2} \right) = 0,83$$

Мера согласованности оценок экспертов по предмету  $X_1$ , соответственно, определяется как разность  $1 - \mu_1 = 1 - 0,83 = 0,17$ . Заметим, что при значении коэффициента  $\mu_j = 1$  ответы экспертов по всем баллам были бы распределены равномерно.

По формуле (2) вычислим значение коэффициента вариации Беккера  $\Delta_1$  для признака  $X_1$ . Здесь, как отмечалось ранее, число экспертов  $N = 112$ , а число сочетаний  $C_{112}^2 = 6216$ , тогда коэффициент вариации

$$\Delta_1 = (1 \cdot 7 + 1 \cdot 16 \cdot 2 + 1 \cdot 46 \cdot 3 + 1 \cdot 42 \cdot 4 + 7 \cdot 16 + 7 \cdot 46 \cdot 2 + 7 \cdot 42 \cdot 3 + 16 \cdot 46 + 16 \cdot 42 \cdot 2 + 46 \cdot 42) / 6216 = 0,9644.$$

Значения коэффициентов для рассматриваемых учебных дисциплин  $\mu_j$  и  $\Delta_j$  приведены в табл. 2.

По значениям коэффициентов вариации и величине, устанавливающей уровень согласованности,

делаем вывод, что согласованность ответов экспертов невелика, но при этом согласованность в ответах по дисциплинам  $X_1$  и  $X_3$  несколько выше, чем для дисциплины  $X_2$ .

Таблица 2. Значения коэффициентов вариации

Предмет	Баллы						Меры вариации		Согласованность
	0	1	2	3	4	5	$\mu_j$	$\Delta_j$	$1 - \mu_j$
$X_1$		1	7	16	46	42	0,83	0,964	0,17
$X_2$	10	18	11	34	31	8	0,94	1,592	0,06
$X_3$		1	5	20	41	45	0,84	0,965	0,16

Оценку взаимосвязи между признаками (дисциплинами) и числом мнений по баллам можно провести также с помощью коэффициентов взаимной сопряженности Пирсона  $K_{\Pi}$  и Чупрова  $K_{\text{Ч}}$  по следующим формулам [5]:

$$K_{\Pi} = \sqrt{\frac{\varphi^2}{1 + \varphi^2}}; \quad (3)$$

$$K_{\text{Ч}} = \sqrt{\frac{\varphi^2}{\sqrt{(k_1 - 1)(k_2 - 1)}}}, \quad (4)$$

где

$$\varphi^2 = \frac{\sum_i \sum_j \frac{f_{ij}^2}{f_{ij}}}{\sum_j \sum_i f_{ij}} - 1; \quad (5)$$

$k_1$  – количество признаков;  $k_2$  – количество баллов.

Чем ближе значения коэффициентов к 1, тем теснее связь признака или дисциплины с выбором ответа по баллам. Под взаимной сопряженностью здесь понимается распределение оценок экспертов по дисциплинам.

Далее приведем результаты вычислений коэффициентов взаимной сопряженности Пирсона  $K_{\Pi}$  и Чупрова  $K_{\text{Ч}}$  по формулам (3), (4) и (5) для учебной дисциплины  $X_1$ :

$$\begin{aligned} \varphi^2 + 1 &= \frac{1}{112} \left( 0 + \frac{1^2}{20} + \frac{7^2}{23} + \frac{16^2}{70} + \frac{46^2}{118} + \frac{42^2}{95} \right) + \\ &+ \frac{1}{112} \left( \frac{10^2}{10} + \frac{18^2}{20} + \frac{11^2}{23} + \frac{34^2}{70} + \frac{31^2}{118} + \frac{8^2}{95} \right) + \\ &+ \frac{1}{112} \left( 0 + \frac{1^2}{20} + \frac{5^2}{23} + \frac{20^2}{70} + \frac{41^2}{118} + \frac{45^2}{95} \right) = 1,264. \end{aligned}$$

Тогда  $\varphi^2 = 0,264$  и значение коэффициента сопряженности Пирсона находим как

$$K_{\Pi} = \sqrt{\frac{0,264}{1,264}} = 0,457,$$

а значение коэффициента Чупрова как

$$K_{\text{Ч}} = \sqrt{\frac{0,264}{\sqrt{(3-1)(6-1)}}} = 0,289.$$

Получено 26.05.2015

В данном случае наблюдается слабая согласованность ответов экспертов в простановке баллов, которая объясняется недостаточным оценочным различием между баллами: три, четыре и пять. Полученный результат говорит о необходимости использования в анкетах шкал более контрастной квантификации.

Итоговые выводы можно сделать следующие [6].

1. Обработка дискретных данных анкетирования в виде балльной шкалы, состоящая в вычислении среднего значения балла и доверительного интервала, позволяет получить общее представление о зависимости между признаком (в примере – учебным предметом) и величиной, на которую, как предполагается вопросом анкеты (в примере – компетенция), он оказывает некоторое влияние. При этом значение доверительного интервала показывает степень расхождений в ответах экспертов. Однако для признаков, имеющих близкие значения среднего арифметического и доверительных интервалов, этого бывает недостаточно.

2. Для более детализированной оценки влияния признаков в случае близких значений среднего и доверительных интервалов рекомендуется использовать такие характеристика непараметрической статистики, как мода и медиана.

3. В некоторых случаях полезно использовать коэффициенты вариации, вычисления которых приведены в статье, что позволяет установить уровень согласованности ответов экспертов и сделать дополнительные обобщения.

#### Библиографические ссылки

1. Якимович Б. А., Селетков С. Г. Методология диссертационного исследования как учебная дисциплина // Высшее образование в России. – 2013. – № 12. – С. 99–103.
2. Селетков С. Г., Иванова С. С. О компетенциях диссертантов: магистров, кандидатов и докторов наук // Вестник ИжГТУ имени М. Т. Калашникова. – 2015. – № 1(65). – С. 139–140.
3. Орлов А. И. Организационно-экономическое моделирование: теория принятия решений : учебник. – М. : КНОРУС, 2011. – 568 с.
4. Бешелев С. Д., Гурвич Ф. Г. Математико-статистические методы экспертных оценок. – Изд. 2-е, перераб. и доп. – М. : Статистика, 1980. – 263 с.
5. Практикум по теории статистики : учеб. пособие / под ред. Р. А. Шмойловой. – М. : Финансы и статистика, 2003. – 416 с.
6. Селетков С. Г. Научный вывод и научный результат в диссертации // Вестник ИжГТУ. – 2012. – № 3(55). – С. 172–176.