

Л.В. Горбов, канд. мед. наук,
А.А. Сухинин, канд. мед. наук
 (Российский центр функциональной хирургической гастроэнтерологии),
З.А. Агаева,
Н.А. Федичева

(МУЗ городская клиническая больница скорой медицинской помощи, Краснодар)

ОСОБЕННОСТИ ПРИМЕНЕНИЯ КРИТЕРИЯ χ^2 ПРИ ДОКАЗАТЕЛЬСТВЕ ОДНОРОДНОСТИ ПОЛОВОЗРАСТНОЙ СТРУКТУРЫ БОЛЬНЫХ РАЗНЫХ ГРУПП

Одним из основных ограничений в применимости критерия χ^2 является необходимость того, чтобы число ожидаемой численности групп было менее 5 наблюдений не более чем в 20% ячеек анализируемой таблицы. В работе представлены соображения, основанные на логике построения критерия однородности χ^2 , позволяющие при получении результата, свидетельствующего об отсутствии достоверных различий половозрастной структуры больных, игнорировать данное ограничение.

В значительном числе медицинских работ хорошим тоном считается привести таблицу половозрастной структуры сравниваемых групп больных и декларировать отсутствие различий между ними. При этом статистический анализ такой таблицы иногда не проводится. Отчасти это связано с меньшей известностью для исследователей методов работы с качественными признаками. Другой веской причиной является значительное дробление групп по возрасту при недостаточно большой численности обследованных лиц. Для статистической оценки взаимосвязи трех качественных признаков (в данном случае – возраст, пол и клиническая группа) часто используется анализ таблиц кросстабуляции с применением критерия однородности c^2 [1, 2]. В табл. 1 представлены данные о половозрастной структуре обследованных больных с первичным (I) и вторичным или метастатическим (II) раком печени, а также больных с неонкологическими заболеваниями (III). Задачей исследования явилось определения отсутствия или наличия достоверных половозрастных различий между указанными группами людей.

Таблица 1

Группы	Возраст (полных лет), пол (м/ж)										Всего
	до 40		41-50		51-60		61-70		71 и более		
	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	
I	1	0	5	3	11	7	8	4	7	1	47
II	13	11	37	29	58	47	19	7	15	3	239
III	1	1	2	2	6	3	5	3	1	0	24
Σ	15	12	44	34	75	57	32	14	23	4	310

Таблицами кросстабуляции называют таблицы распределения двух (или более) качественных признаков, когда в столбцах отложены категории одной или нескольких переменных, в строках – категории другой(других) переменной(-ых),

а в ячейке, находящейся на пересечении соответствующих столбцов и строк – частоты соответствующих наблюдений, исследуя которые, мы можем идентифицировать отношения между распределением качественных признаков. Только качественные признаки или количественные признаки с небольшим количеством различных значений могут быть подвержены кросстабуляции. В тех случаях, когда мы хотим включить непрерывную переменную в кросстабуляцию (например, уровень мочевины), мы должны сначала закодировать этот признак в небольшое число отличных диапазонов (например: норма, умеренное и значительное повышение), что приводит к значительному огрублению исходных данных.

Как все статистические критерии, χ^2 имеет ограничения, несоблюдение которых делает результаты его применения спорными, а выводы сомнительными. Критерий χ^2 применим для оценки независимых данных, а для оценки связанных совокупностей его применение нежелательно [3].

Критерий χ^2 представляет количественную оценку отличия наблюдаемого двух-(и более)мерного распределения качественных признаков от случайного, определяемого при условии полного отсутствия зависимости между признаками. В этом случае ожидаемые частоты каждого класса определяются в соответствии с одной из основных теорем теории вероятности – частота одновременного наступления двух независимых событий равна произведению их вероятностей [4].

В данном случае в группе обследованных лиц вероятность того, что случайно взятый больной входит в I группу (то есть имеет первичный рак печени), равна $47/310=0,152$, во II группу – $239/310=0,771$, а в группу больных без онкологической патологии (III) – $24/310=0,077$ соответственно. Вероятность случайно взятого обследованного больного иметь возраст до 40 лет и быть мужчиной равна $15/310=0,048$, а быть женщиной в этой же возрастной категории – $12/310=0,039$, и так далее. Вероятность для больного женского пола в возрастной группе до 40 лет в обследованной группе лиц не иметь онкологической патологии равна произведению соответствующих вероятностей, то есть $0,039 \times 0,077 = 0,003$. При численности выборки 310 человек ожидаемое число больных в этой группе составляет $310 \times 0,003 = 0,93 \approx 1$ человек.

Наиболее часто встречающимся условием, ограничивающим применение этого критерия, является ожидаемая численность в каждой ячейке таблицы не менее 5 объектов при анализе таблиц 2×2 . При анализе таблиц большей размерности количество таких ячеек не должно превышать 20%. Ожидаемое распределение обследованных лиц по полу и возрасту представлено в табл. 2.

Таблица 2

Группы	Возраст (полных лет), пол (м/ж)									
	до 40		41-50		51-60		61-70		71 и более	
	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀
I	2,27	1,82	6,67	5,15	11,37	8,64	4,85	2,12	3,49	0,61
II	11,56	9,25	33,92	26,21	57,82	43,95	24,67	10,79	17,73	3,08
III	1,16	0,93	3,41	2,63	5,81	4,41	2,48	1,08	1,78	0,31

Как видно из представленных данных, ожидаемое распределение обследованных лиц в 16 из 30 ячеек таблицы менее 5, что превышает 50%. Казалось бы,

что использование критерия χ^2 в данном случае неправомерно. Однако расчет критерия дает величину $\chi^2_{emp}=23.86$, что меньше $\chi^2_{st}=28.87$, при степени свободы $df=18$ и уровне значимости $p<0,05$. Таким образом, нельзя отклонить нулевую гипотезу H_0 о том, что отличия эмпирического распределения от теоретического, построенного на предположении отсутствия зависимости, носят случайный характер. Можно ли в данном случае пользоваться выводами, основанными на критерии χ^2 ? На наш взгляд, – можно. Это следует из логики построения

критерия –
$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{c \times r} \frac{(n_{факт_i} - n_{ожд_i})^2}{n_{ожд_i}}$$
, где i – номер ячейки, а c и r – количество

колонок и рядов в таблице. Малое количество ожидаемых частот, таким образом, приводит к увеличению эмпирической величины χ^2 , что ведет к повышению вероятности ошибки первого рода – статистическому обнаружению различий там, где их нет. Несмотря на это, вычисленная величина критерия не дает возможности отклонить H_0 , что придает дополнительную уверенность в отсутствии различий в половозрастной структуре обследованных лиц. Таким образом, использование критерия χ^2 для анализа однородности нескольких групп больных правомерно при условии игнорирования ограничения, основанного на минимальной численности ожидаемых частот в ячейках таблицы, в том случае, когда результат его применения не позволяет отклонить нулевую гипотезу H_0 об отсутствии различий. В то же время получение статистических отличий не позволяет обойти данное ограничение и требует произвести объединение соседних ячеек с минимальной численностью (и, соответственно, округление исходных данных) с последующим проведением анализа с учетом обсуждаемого ограничения.

ЛИТЕРАТУРА

1. Лакин Г.Ф. Биометрия. – М.: Высшая школа, 1972.
2. Флейс Дж. Статистические методы изучения таблиц долей и пропорций. – М.: ФиС, 1989.
3. Elenbaas R.M., Elenbaas J.K. Cuddy P.J. Evaluating the medical literature: 2 Statistical analysis// Ann. Emerg. Med. – 1983. – Vol.12, N 10. – P. 610-620.
4. Власов В.В. Ведение в доказательную медицину. – М.: МедиаСфера, 2001.

Доклад представлен к публикации членом редколлегии Ю.М. Перельманом.

УДК: 681.4

В.Е. Деревич

(Национальный НПЦ превентивной медицины, Кишинэу, Молдова)

ВОПРОСЫ СТАНДАРТИЗАЦИИ И МЕТРОЛОГИЧЕСКОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ В РАБОТЕ БАКТЕРИОЛОГИЧЕСКИХ ЛАБОРАТОРИЙ ЦЕНТРОВ ПРЕВЕНТИВНОЙ МЕДИЦИНЫ МИНИСТЕРСТВА ЗДРАВООХРАНЕНИЯ РЕСПУБЛИКИ МОЛДОВА

Включены требования по решению организационно-методических вопросов, выбору средств измерений для микробиологических исследований, обеспечению нормативными и методическими документами поступающих в бактериологические лаборатории.