

© 1997 г. А.В. Подлесный

**МЕТОД ОПТИМИЗАЦИИ ПОСТРОЕНИЯ ШКАЛ ЛИЧНОСТНЫХ  
ОПРОСНИКОВ**

Предложен метод построения шкал личностных опросников, учитывающий корреляцию и значимость ответов на отдельные вопросы. Эффективность метода подтверждена примерами.

*Ключевые слова:* личностные опросники, дополнительные шкалы, психологическое тестирование, оптимизационный метод.

В последние годы все более широкое применение в деятельности практических подразделений и служб профессионального отбора находят личностные опросники. Это обусловлено рядом факторов. С одной стороны, получаемые по итогам обработки результатов тестирования показатели характеризуют широкий спектр личностных свойств испытуемого и оказывают существенное влияние на процедуру его дальнейшего освидетельствования. С другой – процесс тестирования сводится к фиксации в стандартных бланках ответов испытуемого на совокупность составляющих опросник вопросов и не требует существенных затрат на организацию и проведение. При этом обработка результатов тестирования достаточно проста и часто осуществляется техническим персоналом без привлечения квалифицированных специалистов, что позволяет обеспечивать высокую пропускную способность лабораторий профотбора.

По итогам обработки результатов тестирования оценивается степень выраженности определенной совокупности личностных особенностей. Для этой цели авторами опросников разрабатываются так называемые шкалы, представляющие наборы существенных вопросов, наиболее информативных для оцениваемого личностного свойства. Степень выраженности личностного свойства, или значение шкалы, оценивается по количеству значимых ответов на выделенный перечень вопросов.

Вместе с тем спектр личностных свойств, оцениваемых на основе разработанных шкал, не всегда удовлетворяет практикующих специалистов-психологов. Особенности деятельности отдельных подразделений и специальностей, для которых осуществляется профотбор, определяют важность выявления специфичных личностных качеств кандидатов на работу. Многие из таких качеств часто не имеют простой связи с особенностями личности, оцениваемыми стандартными шкалами опросников. Эти соображения обуславливают актуальность разработки дополнительных шкал опросников как средства расширения спектра оцениваемых личностных качеств.

В формализованном представлении процедура построения шкал опросника сводится к получению линейной разделяющей поверхности в многомерном пространстве возможных вариантов ответов испытуемых на вопросы теста. При этом осуществляется отделение результатов всего контингента обследуемых (популяционной группы) от результатов тестирования выделенной группы лиц с выраженным наличием диагностируемой личностной особенности (представительной группы). Степень выраженности личностной особенности определяется как расстояние индивидуальных результатов до разделяющей гиперплоскости.

Требование простоты расчета значения шкалы накладывает следующие

ограничения на методы построения шкал, традиционно учитываемые при разработке:

- рассматриваются только линейные разделяющие поверхности;
- количество включаемых в шкалу вопросов выбирается не слишком большим, в частности, как правило, значительно меньше общего количества вопросов опросника.

Необходимо особо подчеркнуть, что бинарность значений переменных, соответствующая утвердительному или отрицательному ответам испытуемого на вопросы теста, не позволяет при построении шкалы использовать известные методы дискриминантного анализа.

Приведенные соображения в основном обусловили перечень формальных методов, используемых при разработке шкал. При небольшом объеме обучающей выборки (несколько десятков векторов) может применяться следующая методическая схема [3]:

- определяется перечень включаемых в шкалу вопросов;
- проводится стандартизация значения шкалы.

Определение вопросов, включаемых в шкалу опросника, осуществляется по статистическим критериям различия выборочных значений вероятностей утвердительных ответов на них членов популяционной и представительной групп. Критерии основываются на биномиальной схеме Бернулли либо на приближенном описании вероятности отдельных событий такой схемы по нормальному закону распределения. При этом, как нетрудно видеть, выборочные значения  $P_1$  и  $P_2$  вероятностей утвердительного ответа, соответствующие популяционной и представительной группам, отличаются с уровнем доверительной вероятности  $\alpha$ , если выполнено

$$|P_1 - P_2| > t_{\alpha/2} \sqrt{P(1-P)/(M_1 + M_2)}, \quad (1)$$

где  $M_1$  и  $M_2$  – объемы популяционной и представительной выборок;  $P = (M_1 P_1 + M_2 P_2)/(M_1 + M_2)$  – усредненное значение вероятности утвердительного ответа;  $t_{\alpha/2}$  – величина, удовлетворяющая соотношению  $\Phi(t_{\alpha/2}) = \alpha/2$ . Здесь  $\Phi(x)$  – функция Лапласа.

Значения шкалы рассчитываются как сумма значимых ответов на отобранный набор вопросов. Значимым считается утвердительный либо отрицательный ответ в зависимости от того, часто или редко отвечают лица из представительной группы на этот вопрос утвердительно.

Стандартизация значения шкалы основывается на вычислении средних: значения и квадратического отклонения. Эти параметры определяются по результатам тестирования популяционной группы и используются для нормирования результатов.

Недостатками рассмотренной методологии построения шкал личностных опросников являются:

- использование одинаковых весов для каждого из составляющих шкалу значимых ответов;
- независимое рассмотрение вопросов теста без учета взаимной корреляции ответов на них.

Применение при построении шкал методов факторного анализа [5] можно рассматривать как совершенствование данного подхода в отмеченных направлениях.

Использование методов факторного анализа основывается на следующей схеме. Выбирается один из главных факторов, наиболее надежно разделяющих популяционную и представительную группы. Критерием качества разделения служит вероятность ошибки классификации лиц, составляющих обучающую выборку, на популяционную либо представительную группу.

В шкалу включаются вопросы, относительные веса которых в факторной модели достаточно велики.

В отличие от рассмотренного выше, факторный метод ориентирован на значитель-

но больший объем обучающей выборки. В связи с необходимостью расчета выборочного значения элементов ковариационной матрицы количество членов представительной и популяционной групп должно по крайней мере превышать число вопросов опросника  $N$ . Для многих опросников  $N \sim 200-600$ . Таким образом, при переходе к факторной модели приходится по крайней мере на порядок увеличивать объем обучающей выборки по сравнению с методом (1), что на практике не всегда возможно.

В качестве еще одного недостатка использования факторных методов необходимо отметить ориентацию на получение линейной поверхности, не всегда оптимальной в смысле разделения популяционной и представительной групп, что снижает надежность построенных шкал.

Ниже предлагается *оптимизационный метод* составления шкал опросников, лишенный отмеченных недостатков.

## МЕТОДИКА

### 1. АЛГОРИТМ ОПТИМИЗАЦИОННОГО МЕТОДА

Значение шкалы Ш предлагаю рассматривать как

$$Ш = \sum_{i=1}^N v_i x_i, \quad (2)$$

где  $v_i$  – действительные числа, задающие значимость каждого из вопросов, включаемых в шкалу Ш,  $x_i$ ,  $i = \overline{1, N}$  – ответ испытуемого на  $i$ -й вопрос опросника (принимает значение 1 либо 0). При этом часть весов  $v_i$ , соответствующих не включаемым в шкалу вопросам, предполагается равной нулю.

Качество  $C(v_1, v_2, \dots, v_N)$  выбранных значений весов шкалы  $v_i$ ,  $i = \overline{1, N}$ , предлагаю определять через оценку вероятности ошибки отнесения лиц, составляющих обучающую выборку, к популяционной либо представительной группе. Использую следующий подход к построению такой оценки.

При фиксированном векторе весов и больших  $N$  вариация значений шкалы (2), принимаемых для лиц популяционной группы, может быть достаточно точно аппроксимирована нормальным законом распределения. Параметры такого распределения, как нетрудно видеть, составят

$$m_1 = \sum_{i=1}^N v_i P_i^1 \quad (\text{математическое ожидание}) \quad \text{и} \quad \sigma_1^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N v_i k_{ij}^1 v_j, \quad \text{где} \quad \sigma_1^2 - \text{среднеквадратическое}$$

отклонение. Здесь  $P_i^1$  – вероятность утвердительного ответа испытуемых популяционной группы на  $i$ -й вопрос опросника,  $k_{ij}^1$  – ковариация ответов на  $i$ -й и  $j$ -й вопросы. Параметры распределения значения шкалы в представительной группе составят

$$m_2 = \sum_{i=1}^N v_i P_i^2 \quad \text{и} \quad \sigma_2^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N v_i k_{ij}^2 v_j.$$

Пусть  $k_{ij} = k_{ij}^1 M_1 / (M_1 + M_2) + k_{ij}^2 M_2 / (M_1 + M_2)$  – усредненные по популяционной и представительной группам ковариации ответов,  $\sigma^2$  – вычисляемое по этим величинам усредненное среднеквадратическое отклонение. В предположении равенства  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$  вероятность ошибки классификации популяционной и представительной групп в рамках введенной аппроксимации нормальным законом распределения, как нетрудно видеть, составит величину

$$1/2 - \Phi(|m_1 - m_2|/\sigma). \quad (3)$$

Но тогда за оценку качества вектора весов шкалы целесообразно выбрать величину  $(|m_1 - m_2|/\sigma)$  как непосредственно определяющую вероятность ошибки (3). При этом с учетом приведенных выражений для средних значений и среднеквадратических отклонений получаем:

$$C(v_1, v_2, \dots, v_N) = \frac{|\sum_{i=1}^N v_i (P_i^2 - P_i^1)|}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N v_i k_{ij} v_j}} \quad (4)$$

Правило выбора оптимальных весов при этом состоит в стремлении к максимизации критерия (4), т.е. к минимизации вероятности ошибки классификации (3).

Критерий (4) целесообразно использовать для определения качества выбора весов также и в случае, когда аппроксимация значений шкалы нормальными законами распределения не имеет статистического подтверждения. В этом случае величину критерия, определяемую из формулы (4), можно рассматривать как оценку расстояния между двумя множествами значений шкалы, соответствующих представительной и популяционной группам. К таким множествам предъявляется лишь требование унимодальности распределений составляющих их значений.

Предложенный критерий (4) является частным случаем кусочно-линейных целевых критериев, использованных при оптимизации правил функционирования читающего автомата "Чарс" [1]. Нетрудно видеть, что в области положительных значений величины, стоящей в числителе выражения (4), критерий является квазивыпуклой функцией вектора переменных  $(v_1, v_2, \dots, v_N)$  [4] и как следствие имеет единственный максимум. Этот максимум  $(v_1^*, v_2^*, \dots, v_N^*)$ , по определению задает оптимальные веса создаваемой шкалы личного опросника.

Значения максимума критерия (4) могут быть найдены одним из градиентных итеративных методов поиска экстремума. В частности, предлагаю следующий алгоритм. Начальным приближением вектора весов можно выбрать значения

$$v_i^{[0]} = \begin{cases} 1, & \text{при } \bar{P}_i^2 > \bar{P}_i^1, \\ -1, & \text{при } \bar{P}_i^2 < \bar{P}_i^1, \\ 0, & \text{при } \bar{P}_i^2 = \bar{P}_i^1, \end{cases}$$

где  $\bar{P}_i^1$  и  $\bar{P}_i^2$  – выборочные оценки вероятностей утвердительных ответов на вопросы опросника, рассчитываемые по результатам тестирования популяционной и представительной групп соответственно.

Каждое последующее приближение к решению можно пересчитывать по правилу:

$$v_i^{[n+1]} = v_i^{[n]} + \lambda^{[n]} \left\{ \frac{(\bar{P}_i^2 - \bar{P}_i^1)}{\sigma} - \left[ \sum_{j=1}^N v_j^{[n]} (\bar{P}_j^2 - \bar{P}_j^1) \right] \left[ \sum_{j=1}^N v_j^{[n]} \bar{k}_{ij} \right] / \sigma^3 \right\}, \quad (5)$$

где  $\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N v_i^{[n]} \bar{k}_{ij} v_j^{[n]}}$ ,  $\bar{k}_{ij}$  – выборочные оценки ковариаций  $k_{ij}$ ,  $n+1$  – номер очередной

итерации алгоритма,  $v_i^{[n]}$  – рассчитанные на предыдущей итерации значения весов шкалы,  $\lambda^{[n]}$  – длина шага пересчета новых значений искомых переменных.

На первом этапе предполагается:  $\lambda^{[0]} = 1$ .

При выполнении условия

$$C(v_1^{[n+1]}, v_2^{[n+1]}, \dots, v_N^{[n+1]}) > C(v_1^{[n]}, v_2^{[n]}, \dots, v_N^{[n]}) \quad (6)$$

значение счетчика  $n$  увеличивается на единицу, длина шага не изменяется, т.е.  $\lambda^{[n+1]} = \lambda^{[n]}$ , и проводится очередная итерация (5). Если условие (6) не выполнено, длина шага  $\lambda^{[n+1]}$  уменьшается (например, наполовину) и повторяется пересчет значений  $v_i^{[n+1]}$  по правилу (5) с новым значением длины шага.

Процесс расчета заканчивается при выполнении условия  $\lambda^{[n]} < \lambda_n$ , где  $\lambda_n$  – порог, определяющий требуемую точность вычислений.

Таким образом, итеративная процедура (5)–(6) позволяет получить оптимальные значения весов вопросов конструируемой шкалы опросника. При этом, однако, предполагается использование всего перечня утверждений, входящих в опросник.

На основе предложенного алгоритма может быть решена задача сокращения общего числа вопросов, включаемых в шкалу опросника.

Пусть фиксировано допустимое количество  $N_0 < N$  оставляемых вопросов. Полный перебор возможных вариантов выбора  $N_0$  вопросов из  $N$  и их сравнение по критерию (4) становится практически нереализуемым при  $N > 50$  и  $N_0 > 20$ . При этом достаточно близкие приближения к решению могут быть получены на основе использования метода случайного поиска Г.С. Лбова [2]. Этот метод позволяет реализовать случайный перебор части возможных вариантов выбора  $N_0$  вопросов с итерационным увеличением (уменьшением) вероятностей включения в выбираемые варианты номеров вопросов, попавших в удачные (неудачные) комбинации. Удачной (неудачной) комбинацией считается набор из  $N_0$  вопросов, для которых значение критерия (4) отличается от достигнутых ранее. Для каждой из рассматриваемых комбинаций номеров вопросов значение критерия (4) рассчитывается для своего набора весов, определяемого изложенным выше оптимизационным методом.

Таким образом, на каждом шаге алгоритма Г.С. Лбова приходится решать задачу расчета оптимального поднабора весов на основе использования итерационной процедуры (5). При этом, несмотря на сокращенный перебор вариантов, общее количество необходимых вычислений остается весьма значительным, нередко не позволяющим получить решение в приемлемое время.

Может быть рекомендован следующий эвристический алгоритм выбора включаемых в шкалу вопросов, требующий значительно меньшего количества вычислений. Предлагается оставлять вопросы, вносящие наибольший вклад в вариацию значений шкалы, построенной на основе всего опросника. Значимость вклада каждого вопроса опросника может быть оценена по величине модуля его веса  $|v_i|$ .

Рациональное значение  $N_0$  может быть выбрано на основе анализа изменения критерия

$$K_1 = \left[ 1 - \frac{\sum_{i=1}^{N_0} |v_i|}{\sum_{j=1}^N |v_j|} \right] \cdot 100, \quad (7)$$

т.е. как минимальная величина, для которой остается допустимым процент потери возможной вариации значения шкалы. При этом предполагается, что вопросы опросника упорядочены в порядке уменьшения величины модуля веса  $|v_i|$ .

Для выбора  $N_0$  может быть предложен также другой критерий:

$$K_2 = \left[ 1 - \frac{C(v_1, v_2, \dots, v_{N_0})}{C(v_1, v_2, \dots, v_N)} \right] \cdot 100. \quad (8)$$

Величины, входящие в его определение, рассчитываются в соответствии с формулой (4) для различных значений размерности  $N_0$  и  $N$ .

Критерий (8) определяет процент уменьшения обобщенного расстояния между двумя множествами значений шкалы, соответствующих представительной и популяционной группам, при сокращении количества вопросов шкалы с  $N$  до  $N_0$ .

После определения количества  $N_0$  и перечня включаемых в шкалу вопросов предлагается повторить процедуру (5) расчета соответствующих им весов, скорректировав первоначально вычисленные значения.

Таким образом, предлагаемый оптимизационный метод построения шкал личностных опросников сводится к следующей последовательности действий:

- расчету в соответствии с процедурой (5) весов  $v_i, i = \overline{1, N}$ , для всего перечня вопросов, входящих в опросник;
- определению по критериям (7) либо (8) перечня и рационального количества оставляемых вопросов  $N_0$ ;
- расчету по правилу (5) новых значений весов оставленных в шкале вопросов;
- округлению либо замене значения этих весов на удобные для вычислений целочисленные величины;
- стандартизации значений шкалы.

Промежуточные шаги (второй – четвертый) не являются обязательными и осуществляются при разработке варианта опросника, ориентированного на ручную обработку результатов.

## 2. ПРИМЕНЕНИЕ ОПТИМИЗАЦИОННОГО АЛГОРИТМА

Построение дополнительных шкал. Предложенный оптимизационный метод применен при разработке ряда дополнительных шкал личностного опросника ММРІ. Работы проводились в рамках исследований, направленных на создание средств психофизиологического отбора и профессиональной ориентации контингентов водителей ряда специализаций.

На основе опроса экспертов и обработки результатов были выделены и подвергнуты тестированию полярные по профессиональному уровню группы водителей, отличающихся соответственно высоким и низким уровнями успешности профессиональной деятельности.

Тестирование проведено также для водителей, замеченных в склонности к употреблению спиртных напитков.

На основе данных тестирования решалась задача построения дополнительных шкал опросника ММРІ, позволяющих оценивать наличие следующих личностных качеств:

– способствующих (препятствующих) успешности профессиональной деятельности водителя при обслуживании делегаций и выделенных лиц на легковой автомашине марки "ЗИЛ" в условиях большого города (шкалы 1 и 2);

– препятствующих успешности профессиональной деятельности водителя независимо от спецификации по маркам легковых автомашин (шкала 3);

– определяющих склонность к употреблению спиртных напитков (шкала 4).

Популяционными результатами при этом служили данные тестирования основного контингента водителей, подвергнутых исследованию (432 чел.). Объемы представительных групп составили 29, 18, 40 и 28 чел. в соответствии с приведенной нумерацией дополнительных шкал.

При разработке дополнительных шкал в целях сопоставления результатов использовался метод (1), основанный на биномиальной схеме Бернулли (БСБ), и описанный выше оптимизационный метод (ОМ). В связи со значительным числом составляющих опросник ММРІ утверждений ( $N = 384$ ) ОМ применялся только для выделенного на основе БСБ перечня значимых утверждений.

### РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

На рис. 1 и 2 представлены полученные для БСБ по итогам обработки результатов графики зависимости количества  $N_0$  утверждений, включаемых в шкалу, и вероятности ошибочных классификаций по значениям шкал  $P_{\text{ош}}$  лиц представительных групп от выбранных значений уровня доверительной вероятности  $\alpha$ .

Исходя из полученных результатов, рациональным уровнем доверительной вероятности, обеспечивающим близкую к максимально допустимой точность шкал при сравнительно небольшом количестве составляющих ее утверждений, выбрана величина 0,9.

Для утверждений, отобранных при  $\alpha = 0,9$  на основе БСБ, методом ОМ были проведены расчеты оптимальных значений весов всех четырех дополнительных шкал опросника. В табл. 1 представлены полученные значения для шкалы 1 (веса приведены с точностью до  $10^{-3}$ ). При этом оказалось, что абсолютные значения весов утверждений опросника не связаны монотонной зависимостью с уровнями доверительных вероятностей, соответствующих решению о включении конкретного вопроса в формируемую дополнительную шкалу, а это говорит о высоких корреляционных связях между ответами на различные утверждения и подтверждает целесообразность использования ОМ.

Сравнительный анализ полученных значений весов вопросов показал, что для шкалы 1 более 45% от общего числа по модулю составляют менее четверти от наибольших величин, а для шкалы 3 количество таких вопросов превысило 72%. Другими словами, основную вариацию значений шкалы определяет лишь около половины из числа отобранных по БСБ утверждений. Шкалы 1 и 3 здесь выбраны из четырех рассмотренных как наиболее и наименее точно разделяющие популяционную и представительные группы.

Полученные в ходе исследований графики зависимости определяемых из (7) и (8) критериев  $K_1$  и  $K_2$  от числа  $N_0$  оставляемых в шкале утверждений представлены соответственно на рис. 3 и 4.

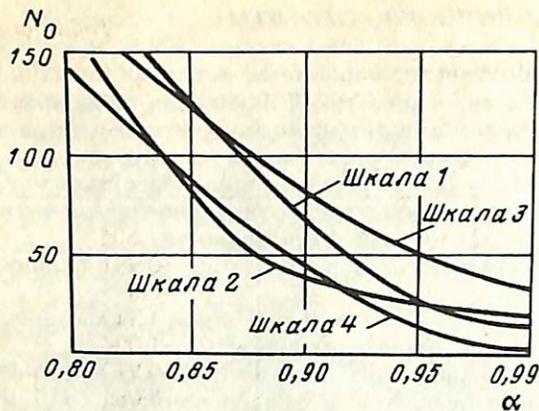


Рис. 1

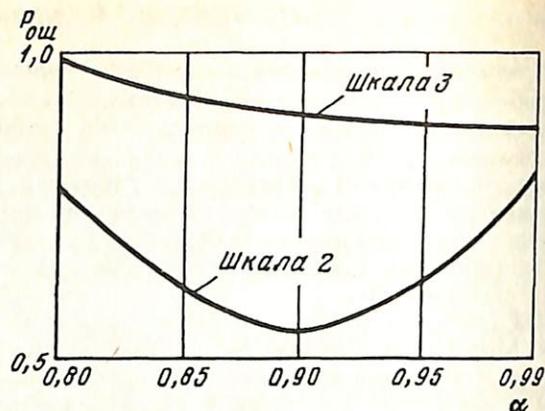


Рис. 2

Рис. 1. Зависимость количества  $N_0$  утверждений шкалы от уровня доверительной вероятности  $\alpha$

Рис. 2. Зависимость вероятности ошибочной классификации  $P_{ош}$  от уровня доверительной вероятности  $\alpha$

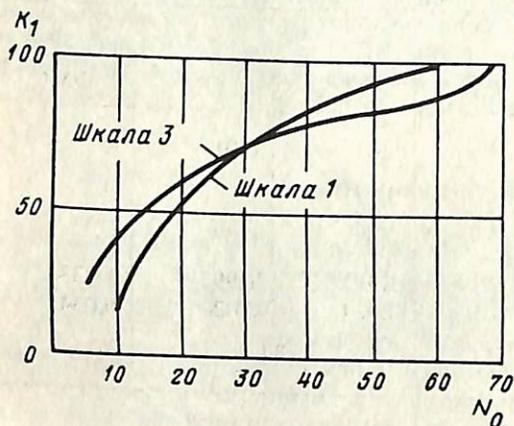


Рис. 3

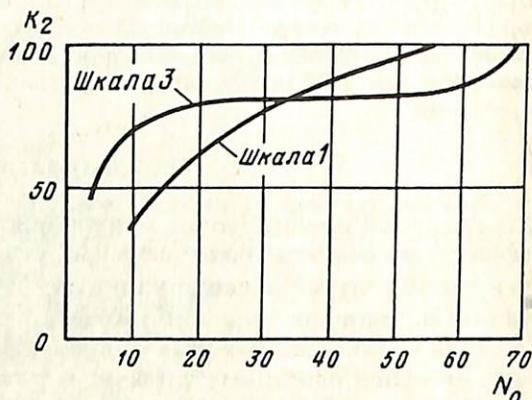


Рис. 4

Рис. 3. Зависимость потери вариации шкал  $K_1$  от количества утверждений  $N_0$

Рис. 4. Зависимость уменьшения обобщенного расстояния  $K_2$  от количества утверждений шкал  $N_0$

Исходя из приведенных данных, можно сделать вывод, что сокращение числа оставляемых в шкале 1 утверждений на 19(30) из 64 выбранных по БСБ приведет к уменьшению значения критерию  $K_1$  на 8% (15%). Вместе с тем уменьшение критерия  $K_2$  при этом составит лишь 2 и 6%. Аналогично для шкалы 3 значение критерия  $K_1$  при сокращении числа оставляемых утверждений с 67 до 60 (42) уменьшится на 5% (15%), а  $K_2$  – на 4% (13%). Другими словами, критерий  $K_2$  оказывается менее чувствительным к уменьшению общего количества оставляемых в шкале вопросов, что также подтверждает высокие корреляционные зависимости между ответами тестируемых лиц на вопросы, включенные в дополнительные шкалы.

Приведенные результаты позволяют сделать вывод о возможности для ОМ уменьшения числа входящих в шкалы 1 и 3 утверждений с 64 до 49 и с 67 до 43 без существенного снижения точности. Вместе с тем для метода БСБ подобное уменьшение числа входящих в шкалы утверждений, как следует из графиков на рис. 1 и 2, приводит к существенной потере точности.

Оптимальные веса (шкала 1)

№ утверждения опросника	Уровень доверительной вероятности			Вес
	0,9	0,95	0,99	
77			*	1,505
95	*			-0,981
98		*		-0,895
99	*			1,117
103			*	-1,094
110			*	-0,972
283	*			-0,085
302		*		-0,031
304	*			1,971
305	*			-0,088

Таблица 2

Результаты сравнения шкал опросника, построенных разными методами

Показатель	1-я			2-я		
	БСБ	ОМ	ОМС	БСБ	ОМ	ОМС
$P_{ош}^{пл}$	0,017	0,022	—	0,01	0,01	—
$P_{ош}^{пр}$	0,345	0,241	—	0,5	0,5	—
$P_{ош}^{об}$	0,039	0,037	—	0,03	0,03	—
$C$	2,089	2,707	2,550	1,981	1,992	1,833
$P_{ош}^т$	0,019	0,004	0,006	0,024	0,024	0,034
$N_0$	45		38	37		32

Показатель	3-я			4-я		
	БСБ	ОМ	ОМС	БСБ	ОМ	ОМС
$P_{ош}^{пл}$	0,010	0,020	—	0,018	0,054	—
$P_{ош}^{пр}$	0,850	0,780	—	0,711	0,290	—
$P_{ош}^{об}$	0,087	0,090	—	0,090	0,079	—
$C$	0,925	1,002	0,887	1,835	1,869	1,799
$P_{ош}^т$	0,179	0,159	0,187	0,033	0,031	0,036
$N_0$	67		42	64		49

В табл. 2 приведены основные результаты сравнения шкал, построенных по методам БСБ, ОМ и после сокращения в соответствии с рассмотренной процедурой числа оставляемых в шкалах утверждений (метод ОМС). Здесь  $P_{ош}^{пл}$ ,  $P_{ош}^{пр}$ ,  $P_{ош}^{об}$  — эмпирические (выборочные) вероятности ошибок классификации по значениям шкал водителей популяционной, представительной групп и общая средняя ошибка,  $C$  — эмпирическое (выборочное) значение критерия (4),  $P_{ош}^т$  — теоретическая вероятность ошибки, определяемая как  $1/2 - \Phi(C)$ .

Как следует из представленных данных, несмотря на незначительное увеличение в отдельных случаях частот ошибок для общей ( $P_{\text{ош}}^{\text{об}}$ ) и популяционной групп ( $P_{\text{ош}}^{\text{пл}}$ ), применение оптимизационного метода приводит к уменьшению ошибки классификации водителей представительных групп ( $P_{\text{ош}}^{\text{пр}}$ ), увеличению обобщенного расстояния  $S$  и как следствие – уменьшению теоретической оценки вероятности ошибки ( $P_{\text{ош}}^{\text{т}}$ ).

## ВЫВОДЫ

Предлагаемый метод построения шкал личностных опросников обеспечивает максимизацию конструктивной валидности создаваемой шкалы. При этом, в отличие от известных автору подходов, учитываются взаимная корреляция ответов на отдельные вопросы опросника и весовой вклад каждого из вопросов в формирование индивидуального шкального значения.

Построение дополнительных шкал психологических опросников формализовано как задача линейного дискриминантного анализа в пространстве булевых переменных. Предложен оптимизационный метод расчета весов утверждений, ориентирующий на поиск чисел, максимизирующих обобщенное расстояние между множествами значений шкалы, соответствующих популяционной и представительной группам. Для вычисления весов выбрана градиентная итерационная процедура.

В целях сокращения набора включаемых в шкалу утверждений предложено анализировать два введенных критерия, определяющие степень уменьшения обобщенного расстояния между данными тестирования популяционной и представительной групп либо процент потери возможной вариации значений шкалы.

Оптимизационный метод был использован при составлении нескольких дополнительных шкал личностного опросника ММРІ в рамках работ по созданию средств профессионального отбора контингентов водителей нескольких специализаций. Результаты позволяют заключить, что, по сравнению с известными подходами, данный метод приводит к уменьшению процента ошибочной классификации наличия оцениваемого личностного качества, в особенности для лиц представительных групп. При этом (без существенного снижения точности) количество оставляемых в шкале утверждений может быть уменьшено почти наполовину. Таким образом, оптимизационный метод повышает точность создаваемых шкал, причем в наибольшей степени при малом числе значимых утверждений опросника.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ковалевский В.А. Методы оптимальных решений в распознавании изображений. М.: Наука, 1976.
2. Лбов Г.С. Методы обработки разнотипных экспериментальных данных. М.: Наука, 1981.
3. Мельников В.М., Ямпольский Л.Т. Введение в экспериментальную психологию личности. М.: Просвещение, 1985.
4. Шлезингер М.И. Синтез линейного решающего правила для одного класса задач распознавания образов // Известия АН СССР, серия "Техническая киберника". 1972. № 5.
5. Cattell R.B., Dreyer R.M. Hand-book of modern personality theory. N.Y., Applton: Science Crafts, 1974.