

УДК 159.9

DOI 10.25205/2658-4506-2020-13-2-118-161

## **Адаптация опросника Autism-Spectrum Quotient (AQ) для оценки выраженности аутистических проявлений у взрослых: психометрические характеристики и факторная структура**

**А. П. Шабалин, О. Н. Первушина**

*Новосибирский государственный университет  
Новосибирск, Россия*

### *Аннотация*

В условиях возрастающей актуальности проблемы расстройств аутистического спектра особое значение приобретает вопрос наличия у отечественных специалистов в области здравоохранения и исследователей эффективного психодиагностического инструментария. Одной из методик, способных занять данную нишу, является Autism-Spectrum Quotient (AQ) – разработанный коллективом авторов во главе с Саймоном Бароном-Козном психодиагностический инструмент, позволяющий оценить степень выраженности аутистических проявлений у взрослых лиц с сохранным интеллектом. В настоящей статье приводятся результаты русскоязычной адаптации AQ, включающие оценку психометрических характеристик и факторной структуры опросника. Общий размер выборки составил 735 человек, разделённых на нейротипичную группу (N = 630) и группу с высокой вероятностью наличия РАС (N = 105). Было установлено, что адаптируемая методика характеризуется хорошей надёжностью по внутренней согласованности и хорошей ретестовой надёжностью в случае общего показателя; в случае отдельных шкал показатели надёжности варьируют от хороших до неудовлетворительных. Дискриминативность, критериальная и конструктивная валидность находятся на высоком уровне. Результаты осуществлённого факторного анализа свидетельствуют о необходимости дальнейших уточняющих исследований в силу неполного соответствия заявленной разработчиками структуре методики.

### *Ключевые слова*

расстройства аутистического спектра (РАС), диагностика РАС, адаптация теста, психометрические характеристики, Autism-Spectrum Quotient (AQ)

### *Источник финансирования*

Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 18-013-00925

### *Для цитирования*

Шабалин А. П., Первушина О. Н. Адаптация опросника Autism-Spectrum Quotient (AQ) для оценки выраженности аутистических проявлений у взрослых: психометрические характеристики и факторная структура // Reflexio. 2020. Т. 13, № 2. С. 118–161. DOI 10.25205/2658-4506-2020-13-2-118-161

© А. П. Шабалин, О. Н. Первушина, 2020

## Russian Adaptation of the Autism-Spectrum Quotient (AQ) for Measuring Autistic Traits in Adults: Psychometric Properties and Factor Structure

A. P. Shabalin, O. N. Pervushina

*Novosibirsk State University  
Novosibirsk, Russian Federation*

### *Abstract*

The lack of effective psychometric instruments available for both health-care professionals and researchers seems to be one of the issues complicating the already unsatisfactory situation with clinical diagnostics of autistic spectrum disorders (ASD) in Russia. This article is devoted to the Russian adaptation (namely, assessment of the psychometric properties and evaluation of the factor structure) of the Autism-Spectrum Quotient (AQ), a brief, self-administered instrument measuring autistic traits in adults with normal intelligence. Participants of the current study included adults with high probability of having ASD ( $N = 105$ ) and neurotypical adults ( $N = 630$ ). Internal consistency and test-retest reliability of the total AQ score were good, but in case of the AQ subscales they varied from good to questionable. Criterion and construct validity were high. The results of the factor analysis do not support the correlated 5-factor structure suggested by the developers of the AQ, and thus the further research is needed.

### *Keywords*

autistic spectrum disorders (ASD), ASD diagnostic, psychometric properties, factor structure, Autism-Spectrum Quotient (AQ)

### *Funding*

The research was supported by the Russian Foundation of Basic Research (RFBR), the scientific project no. 18-013-00925

### *For citation*

Shabalin, A. P., Pervushina, O. N. (2020). Russian Adaptation of the Autism-Spectrum Quotient (AQ) for Measuring Autistic Traits in Adults: Psychometric Properties and Factor Structure. *Reflexio*, 13 (2), 118–161. (in Russ.) DOI 10.25205/2658-4506-2020-13-2-118-161

## Введение

Расстройства аутистического спектра (РАС) представляют собой группу расстройств психического развития, характеризующихся наличием устойчивых дефицитов социальной коммуникации и социального взаимодействия, а также ограниченными, повторяющимися паттернами поведения [American Psychiatric Association, 2013]. Согласно статистическим данным, приводимым Всемирной организацией здравоохранения (ВОЗ), количество лиц с диагнозом РАС составляет от 30 до 116 человек на 10 тысяч человек для стран Европы и от 34 до 90 человек на 10 тысяч человек для США [Simashkova et al, 2019].

В свою очередь, вопрос о достоверной оценке распространённости РАС в России остаётся открытым. Так, согласно данным скринингового исследования, запущенного Министерством здравоохранения РФ и посвящённого оценке риска развития психических расстройств у детей раннего возраста, в возрастной категории от 1,5 до 4 лет это число достигает 18 на 10 тысяч человек [Ibid.]. Другие источники, обращаясь к проблеме распространённости РАС в России без привязки к конкретной возрастной группе, говорят о частоте встречаемости, со-

ставляющей 26 случаев [Филиппова, Барыльник, 2014] или даже 150 случаев на 10 тысяч человек [Божкова и др., 2020].

Очевидно, что подобная противоречивость данных объясняется не только пресловутой гетерогенностью РАС, но и исторически сложившимися пробелами в сфере диагностики. Как самостоятельное расстройство аутизм стал диагностироваться в России в 1999 г., с переходом на статистический учёт по Международной классификации болезней десятого пересмотра (МКБ-10). Вплоть до 2014 г. диагнозы «Детский аутизм» (F84.0 по МКБ-10) и «Атипичный аутизм» (F84.1 по МКБ-10) были «исключительной привилегией» лиц до 18 лет – после достижения совершеннолетия диагнозы «уточнялся», т. е. заменялся на диагнозы «шизофрения» или «умственная отсталость» [Фурьева, Фурьев, 2017; Божкова и др., 2020]. Это объясняет мизерное количество взрослых с официальным диагнозом РАС, а именно 96 человек (менее 0,001 %) по состоянию на 2016 г. [Simashkova et al, 2019]. Между тем с учётом сложившихся условий необходимость диагностики РАС во взрослом возрасте является неоспоримой – ведь лица с данным диагнозом нуждаются в особом отношении на протяжении всей жизни [Божкова и др., 2020].

В связи с описанной ситуацией особую актуальность приобретает вопрос создания или адаптации психодиагностического инструментария, пригодного для быстрой и эффективной диагностики РАС. Ранее нами были предприняты шаги в направлении адаптации скрининговых методик для раннего выявления РАС [Первушина и др., 2018; 2019]. Однако вопрос диагностики РАС во взрослом возрасте остается открытым. Autism-Spectrum Quotient (AQ), разработанный британскими исследователями под руководством Саймона Барона-Козна, является одной из перспективных методик, способных занять пустующую нишу.

### **Описание методики Autism-Spectrum Quotient**

В теоретическом плане Autism-Spectrum Quotient опирается на представление о том, что аутистические состояния можно расположить на континууме (спектре) социально-коммуникативных навыков, где одной конечной точкой является условная норма, а другой – наиболее тяжёлые варианты аутизма. Данное предположение позволяет уйти от «качественного» категориального диагноза в область «количественного» подхода к определению выраженности расстройства [Baron-Cohen et al., 2001; Wakabayashi et al., 2006]. Следует заметить, что, несмотря на отдельные возражения, связанные с предположительной этиологической разнородностью включаемых в континуум расстройств, относительно идеи аутистического спектра в настоящее время существует определенный консенсус [Макушкин и др., 2019].

Целью, декларируемой разработчиками методики, являлось создание лаконичной (соответственно, требующей меньших затрат времени), самостоятельно заполняемой обследуемым методики, дающей возможность оценки «местоположения» любого взрослого (если речь идёт о версии для взрослых, AQ-Adult) с сохранным интеллектом в вышеозначенном континууме. Согласно заявлениям разработчиков, предложенный ими инструмент обладает потенциалом использования как в исследовательских целях (установление наличия аутистических

черт, в том числе так называемого «расширенного фенотипа», и степени их выраженности в сравнительных исследованиях), так и в прикладной сфере (осуществление скрининга на предмет потенциального наличия аутистических черт, предшествующего полноценному диагностическому обследованию) [Baron-Cohen et al., 2001].

Что касается конструкции Autism-Spectrum Quotient, то версия для взрослых состоит из 50 пунктов-утверждений, касающихся 5 различных сфер (по 10 на каждую сферу) и, соответственно, образующих 5 шкал:

- Социальные навыки (*social skill*) – пункты 1, 11, 13, 15, 22, 36, 44, 45, 47, 48;
- Переключение внимания (*attention switching*) – пункты 2, 4, 10, 16, 25, 32, 34, 37, 43, 46;
- Внимание к деталям (*attention to detail*) – пункты 5, 6, 9, 12, 19, 23, 28, 29, 30, 49;
- Коммуникация (*communication*) – пункты 7, 17, 18, 26, 27, 31, 33, 35, 38, 39;
- Воображение (*imagination*) – пункты 3, 8, 14, 20, 21, 24, 40, 41, 42, 50.

При прохождении методики респонденту предлагается выразить своё согласие или несогласие с каждым из пунктов-утверждений при помощи шкалы Ликерта с 4 градациями («Полностью не согласен», «Скорее не согласен», «Скорее согласен», «Полностью согласен»). Половина пунктов кодируется в прямых значениях (пункты 1, 2, 4–7, 9, 12, 13, 16, 18–23, 26, 33, 35, 39, 41–43, 45, 46), половина – в обратных (пункты 3, 8, 10, 11, 14, 15, 17, 24, 25, 27–32, 34, 36–38, 40, 44, 47–50).

Предложенный разработчиками вариант подсчёта баллов предполагает начисление 1 балла в том случае, если респондент выбирает ответы, которые умеренно или в высокой мере соответствуют аномальному или аутистическому поведению (т. е. проявлению слабых социально-коммуникативных навыков, недостаточно развитого воображения, исключительного внимания к деталям, плохой переключаемости внимания и его чрезмерной фокусировки); противоположные варианты ответа оцениваются в 0 баллов [Baron-Cohen et al., 2001]. Тем не менее, в ряде адаптаций (см., к примеру, [Hoekstra et al., 2008; Poon et al., 2020]) подобный «бинарный» способ подсчёта баллов отвергается в пользу оценивания по шкале от 1 до 4 (соотносимой с градациями шкалы Ликерта) с целью получения более дифференцированного показателя. В настоящей адаптации приводятся данные, касающиеся психометрических характеристик методики, а также средних и пороговых значений, полученные при помощи обоих вариантов подсчёта.

Отбор пунктов осуществлялся разработчиками в соответствии с симптомами РАС; в апробации и стандартизации оригинальной версии методики принимали участие взрослые лица с синдромом Аспергера или высокофункциональным аутизмом<sup>1</sup>, а также соответствующая им по возрасту контрольная группа. Во

<sup>1</sup> Разработка оригинальной версии методики осуществлялась до выпуска пятого издания Диагностического и статистического руководства по психическим расстройствам (DSM-5), в котором произошло объединение аутизма, синдрома Аспергера, детского дезинтегративного расстройства и пер-

избежание эффекта смещения ответов приблизительно половина утверждений была составлена таким образом, чтобы человек с высокофункциональным аутизмом или синдромом Аспергера, набирающий высокий балл, не согласился с ними, но согласился с другой половиной. Также утверждения были расположены в случайном порядке с учётом ожидаемых ответов респондента, набирающего высокий балл, а также с учётом сфер, которых они касались [Baron-Cohen et al., 2001].

### **Процедура адаптации методики Autism-Spectrum Quotient (AQ-Adult)**

Адаптация AQ-Adult была согласована с Центром исследования аутизма (Autism Research Centre), Кембридж.

Перевод методики на русский язык осуществлялся профессиональными психологами, владеющими английским языком, а затем верифицировался профессиональным лингвистом на предмет соответствия оригинальной версии <sup>2</sup>.

В связи с пандемией COVID-19 вынужденной мерой стала дистанционная форма взаимодействия с респондентами. Помимо самой методики рассылка содержала ряд стандартных вопросов социально-демографического характера (пол, возраст, уровень образования, наличие или отсутствие официального диагноза, связанного с РАС).

Обработка полученных данных осуществлялась при помощи программ IBM SPSS Statistics 23 и IBM SPSS Amos 23.

### **Описание выборки**

В адаптации «взрослой» версии методики Autism-Spectrum Quotient было задействовано две группы.

Первую группу составила выборка лиц с высокой вероятностью наличия РАС (т. е. с официально диагностированным РАС или подозрением на РАС <sup>3</sup>), сформированная методом снежного кома посредством обращения к тематическим интернет-площадкам, предназначенным для общения людей с расстройствами аутистического спектра. В данную группу вошло 105 человек (28 мужчин и 77 женщин) в возрасте от 17 до 55 лет ( $M = 30,9$ ;  $SD = 10,5$ ). Из них официальный диагноз имели 20 человек (5 мужчин и 15 женщин) в возрасте от 17 до 43 лет ( $M = 24,45$ ;  $SD = 8,02$ ). Что касается образовательного статуса респондентов, то из 105 человек 13 имели среднее, 18 – среднее специальное, 21 – неоконченное высшее и 53 – высшее образование.

Вторую группу составила выборка нейротипичных лиц, которая также формировалась методом снежного кома с задействованием социальных сетей.

---

вазивного расстройства развития без дополнительных уточнений в единое расстройство аутистического спектра (см. [Regier et al., 2013]).

<sup>2</sup> С полной версией перевода рассматриваемой в настоящей статье методики можно ознакомиться на официальном сайте Autism Research Centre (URL: [http://docs.autismresearchcentre.com/tests/AQ\\_Adult\\_Russian\\_v2.pdf](http://docs.autismresearchcentre.com/tests/AQ_Adult_Russian_v2.pdf)).

<sup>3</sup> Включение лиц без официального диагноза в исследование явилось вынужденной (и в то же время закономерной) мерой, связанной с описанной ранее ситуацией в области диагностики РАС у взрослых в России.

В данную группу вошло 630 человек (146 мужчин и 484 женщины) в возрасте от 17 до 71 года ( $M = 28,32$ ;  $SD = 9,36$ ). 30 человек имели среднее образование, 29 – среднее специальное, 216 – неоконченное высшее и 355 – высшее образование.

### Результаты и обсуждение

#### Надёжность, анализ заданий и дискриминативность

Представляется разумным начать обзор психометрических характеристик адаптируемой методики с анализа надёжности.

В качестве инструмента оценки надёжности AQ по внутренней согласованности использовался коэффициент альфа Кронбаха; данные были получены на общей выборке, которая составила 735 человек (174 мужчины и 561 женщина в возрасте от 17 до 71 года,  $M = 28,69$ ,  $SD = 9,57$ ).

В случае начисления баллов по ликертовской шкале от 1 до 4 было установлено, что общий показатель надёжности  $\alpha = 0,893$ , что соответствует пограничному значению между хорошей и высокой надёжностью по внутренней согласованности. Из отдельных шкал наименьшую надёжность по внутренней согласованности демонстрирует шкала «Воображение» ( $\alpha = 0,692$ ); показатели по остальным шкалам находятся в пределах от удовлетворительных до хороших (табл. 1).

При анализе статистик соотношения пунктов с суммарным баллом (табл. 2) обращает на себя внимание отрицательная корреляция пунктов 1 («Я предпочитаю делать что-либо вместе с другими, а не самостоятельно»), 30 («Обычно я не замечаю небольших изменений в ситуации или во внешности другого человека») и 49 («Я не очень хорошо запоминаю даты рождения людей») с суммарным показателем; их удаление положительным образом сказывается на общем показателе надёжности. При анализе отдельных шкал отрицательная корреляция с суммарным баллом снова обнаруживается в случае пункта 1, входящего в шкалу «Социальные навыки»; пункты 30 и 49, входящие в шкалу «Внимание к деталям», с суммарным баллом коррелируют положительно, но их удаление положительно сказывается на надёжности по внутренней согласованности, демонстрируемой данной шкалой. Удаление пункта 41 («Мне нравится собирать информацию о категориях вещей...») способно улучшить показатель надёжности шкалы «Воображение», повысив его до удовлетворительного, однако это приводит к снижению общего показателя надёжности.

В случае «бинарного» начисления баллов (0 или 1) было установлено, что общий показатель надёжности по внутренней согласованности находится на хорошем уровне ( $\alpha = 0,865$ ). Показатели по шкалам «Социальные навыки» и «Коммуникация» находятся на удовлетворительном уровне, по остальным шкалам – на недостаточном. Можно отметить, что эти данные достаточно близки к показателям, полученным в ходе других исследований психометрических характеристик методики (см. табл. 1).

Что касается статистик соотношения пунктов с суммарным баллом и баллами по отдельным шкалам, то складывается ситуация, полностью аналогичная описанной ранее в случае «ликертовского» начисления баллов (см. табл. 2):

Таблица 1

Показатели надёжности по внутренней согласованности (альфа Кронбаха)

Table 1

Internal Consistency (Cronbach's Alpha)

Шкала	Текущее исследование		Оригинальные данные [Baron- Cohen et al., 2001]	Исследование Э. Остин [Austin, 2005]	Голландская адаптация AQ [Hoekstra et al., 2008]
	начисление баллов по шкале от 1 до 4	«бинарное» на- числение баллов			
Суммарный показатель	0,894	0,865	н/д	0,82	0,81/0,71 (для разных выборок)
Социальные навыки	0,802	0,746	0,77	0,75	0,76/0,68
Переключение внимания	0,718	0,641	0,67	0,58	0,63/0,62
Внимание к деталям	0,709	0,606	0,63	0,66	0,63/0,68
Коммуникация	0,778	0,729	0,65	0,61	0,52/0,49
Воображение	0,692	0,627	0,65	0,65	0,63/0,52

Таблица 2

Статистики соотношения пункта с суммарным баллом

Table 2

## Item-Total Statistics

Пункт	Начисление баллов по шкале от 1 до 4				«Бинарное» начисление баллов			
	Среднее шкалы при удалении пункта	Дисперсия шкалы при удалении пункта	Корреляция пункта с суммар- ным баллом	Альфа Кронбаха при удале- нии пункта	Среднее шкалы при удалении пункта	Дисперсия шкалы при удалении пункта	Корреляция пункта с суммар- ным баллом	Альфа Кронбаха при удале- нии пункта
Q1	117,71	347,865	-0,381	0,899	22,02	76,635	-0,259	0,872
Q2	117,29	326,057	0,387	0,892	21,77	71,77	0,325	0,863
Q3	118,15	330,138	0,242	0,893	22,17	73,141	0,23	0,864
Q4	117,06	324,616	0,379	0,892	21,7	72,011	0,306	0,863
Q5	117,27	327,509	0,275	0,893	21,77	72,742	0,208	0,865
Q6	117,41	324,785	0,325	0,892	21,85	72,321	0,256	0,864
Q7	117,81	320,146	0,465	0,89	22	71,366	0,398	0,861
Q8	118,01	328,193	0,275	0,893	22,09	72,492	0,283	0,863
Q9	117,98	326,877	0,295	0,893	22,09	72,682	0,256	0,864
Q10	117,41	322,491	0,436	0,891	21,85	71,512	0,353	0,862
Q11	117,34	313,198	0,685	0,887	21,81	69,434	0,607	0,857
Q12	116,9	332,045	0,183	0,894	21,56	74,012	0,076	0,866
Q13	117,31	322,186	0,413	0,891	21,83	71,308	0,377	0,862
Q14	117,56	329,656	0,206	0,894	21,9	72,795	0,202	0,865
Q15	117,6	318,953	0,553	0,889	21,91	70,499	0,482	0,86
Q16	116,99	329,347	0,239	0,893	21,67	73,09	0,176	0,865
Q17	117,74	321,317	0,482	0,89	21,99	71,065	0,433	0,861



Продолжение табл. 2

Пункт	Начисление баллов по шкале от 1 до 4				«Бинарное» начисление баллов			
	Среднее шкалы при удалении пункта	Дисперсия шкалы при удалении пункта	Корреляция пункта с суммар- ным баллом	Альфа Кронбаха при удале- нии пункта	Среднее шкалы при удалении пункта	Дисперсия шкалы при удалении пункта	Корреляция пункта с суммар- ным баллом	Альфа Кронбаха при удале- нии пункта
Q18	117,77	332,92	0,125	0,895	22,04	73,59	0,122	0,866
Q19	117,81	325,74	0,323	0,892	22,01	72,078	0,308	0,863
Q20	117,97	322,935	0,515	0,89	22,14	71,454	0,468	0,861
Q21	118,1	326,068	0,309	0,892	22,11	72,649	0,274	0,863
Q22	117,04	317,356	0,563	0,889	21,7	70,692	0,472	0,86
Q23	117,14	327,841	0,322	0,892	21,7	72,708	0,22	0,864
Q24	117,56	326,318	0,309	0,892	21,87	72,442	0,242	0,864
Q25	117,39	325,863	0,314	0,892	21,8	71,976	0,298	0,863
Q26	117,2	316,852	0,584	0,889	21,78	70,105	0,527	0,859
Q27	117,45	322,12	0,469	0,89	21,86	70,891	0,429	0,861
Q28	117,43	327,286	0,351	0,892	21,82	71,822	0,315	0,863
Q29	117,78	335,203	0,047	0,896	21,98	74,324	0,023	0,868
Q30	117,28	343,855	-0,202	0,899	21,73	76,035	-0,179	0,871
Q31	117,9	322,846	0,482	0,89	22,09	71,37	0,438	0,861
Q32	117,39	324,253	0,381	0,892	21,84	71,635	0,338	0,862
Q33	117,72	319,369	0,514	0,89	21,98	70,975	0,441	0,861
Q34	117,61	324,972	0,398	0,891	21,92	71,293	0,386	0,862

Окончание табл. 2

Пункт	Начисление баллов по шкале от 1 до 4				«Бинарное» начисление баллов			
	Среднее шкалы при удалении пункта	Дисперсия шкалы при удалении пункта	Корреляция пункта с суммар- ным баллом	Альфа Кронбаха при удале- нии пункта	Среднее шкалы при удалении пункта	Дисперсия шкалы при удалении пункта	Корреляция пункта с суммар- ным баллом	Альфа Кронбаха при удале- нии пункта
Q35	117,79	322,326	0,463	0,891	22,04	71,365	0,413	0,861
Q36	117,57	321,897	0,489	0,89	21,94	70,814	0,45	0,86
Q37	117,46	325,685	0,391	0,891	21,85	71,657	0,335	0,862
Q38	117,11	316,968	0,571	0,889	21,72	70,379	0,504	0,859
Q39	117,83	322,716	0,435	0,891	22,04	71,182	0,438	0,861
Q40	117,47	326,691	0,292	0,893	21,88	72,316	0,257	0,864
Q41	117,68	321,429	0,424	0,891	21,96	71,386	0,381	0,862
Q42	117,65	322,767	0,419	0,891	22	71,584	0,367	0,862
Q43	117,03	327,918	0,296	0,893	21,65	72,792	0,218	0,864
Q44	117,24	320,753	0,477	0,89	21,76	71,198	0,395	0,861
Q45	117,52	319,133	0,613	0,889	21,93	70,039	0,544	0,859
Q46	117,01	320,158	0,524	0,89	21,65	71,374	0,399	0,861
Q47	117,59	319,777	0,545	0,889	21,93	70,583	0,475	0,86
Q48	117,38	323,133	0,425	0,891	21,85	71,17	0,394	0,861
Q49	117,67	337,183	–0,011	0,897	21,93	74,596	–0,011	0,869
Q50	117,3	324,244	0,364	0,892	21,78	71,791	0,321	0,863

пункты 1, 30 и 49 отрицательно коррелируют с суммарным показателем (и с показателем по шкале «Социальные навыки» в случае пункта 1), а их удаление повышает показатели надёжности. Как бы то ни было, решение для повышения показателей надёжности шкал «Переключение внимания», «Внимание к деталям» и «Воображение» хотя бы до удовлетворительного уровня, не сопряжённое с удалением значительного числа пунктов, найти затруднительно.

Следует заметить, что перекодирование пунктов 1, 30 и 49 в обратные значения (таким образом, что градации «Совершенно не согласен» соответствует 4 баллам, «Скорее не согласен» – 3 баллам, и т. д.) приводит к повышению общего показателя надёжности до  $\alpha = 0,906$ , а надёжности по шкале «Социальные навыки» – до  $\alpha = 0,856$ , однако показатель надёжности по шкале «Внимание к деталям» при этом снижается до  $\alpha = 0,576$ . При перекодировании в обратные значения только пункта 1 общий показатель надёжности по внутренней согласованности составляет  $\alpha = 0,901$ . При «бинарном» начислении баллов подобное перекодирование также приводит к повышению общего показателя надёжности ( $\alpha = 0,879$ ), хоть и не столь существенному. Тем не менее, внесение подобных изменений в конструкцию методики требует обоснования существенно большим объёмом эмпирических данных.

Для определения показателей ретестовой надёжности из нейротипичной группы и группы с высокой вероятностью наличия РАС было случайным образом отобрано 35 человек (6 мужчин и 29 женщин) в возрасте от 17 до 57 лет ( $M = 32,23$ ,  $SD = 10,54$ ). Интервал ретеста составил 4 недели.

В случае начисления баллов по шкале от 1 до 4 корреляция между суммарными показателями теста и ретеста говорит о хорошей ретестовой надёжности ( $r = 0,845$ ), шкалы «Социальные навыки» и «Воображение» также характеризуются хорошей ретестовой надёжностью, «Переключение внимания» и «Коммуникация» – удовлетворительной, «Внимание к деталям» – неудовлетворительной (табл. 3).

В случае «бинарного» начисления баллов коэффициент корреляции между общими результатами по шкале, полученными в ходе теста и ретеста, составил 0,872, что соответствует хорошей ретестовой надёжности. Шкалы «Социальные навыки», «Коммуникация» и «Воображение» характеризуются хорошей ретестовой надёжностью, «Переключение внимания» – удовлетворительной, «Внимание к деталям» – неудовлетворительной.

Для оценки дискриминативности методики в целом использовался коэффициент дельта Фергюсона. В случае начисления баллов по шкале от 1 до 4  $\delta \approx 1$ , что соответствует высокой различительной способности; в случае «бинарного» начисления баллов  $\delta = 0,984$ , что также говорит о высокой различительной способности.

Наконец, распределение частот выбираемых ответов в группе с высокой вероятностью наличия РАС и нейротипичной группе по отдельным пунктам методики в зависимости от способа начисления баллов приведено в табл. 4. Можно заметить, что полученные результаты не вполне соответствуют данным Барона-Козна [Baron-Cohen et al., 2001]: так, нейротипичные респонденты

## Показатели ретестовой надёжности

Таблица 3

## Test-Retest Reliability

Table 3

Шкала	Текущее исследование		Оригинальные данные [Baron- Cohen et al., 2001]	Исследование Э. Остин [Austin, 2005]	Голландская адаптация AQ [Hoekstra et al., 2008]
	начисление баллов по шкале от 1 до 4	«бинарное» на- числение баллов			
Суммарный показатель	0,845	0,872	0,70	н/д	0,78
Социальные навыки	0,853	0,854	н/д	н/д	0,69
Переключение внимания	0,789	0,710	н/д	н/д	0,68
Внимание к деталям	0,663	0,641	н/д	н/д	0,71
Коммуникация	0,799	0,869	н/д	н/д	0,60
Воображение	0,891	0,885	н/д	н/д	0,81

Таблица 4

Распределение частот выбираемых вариантов ответа в группе с высокой вероятностью наличия РАС  
и нейротипичной группе по отдельным пунктам методики

Table 4

Frequency Distribution of Responses for the Test Items in the Group with a High Probability of Having ASD  
and in the Neurotypical Group

Пункт	Частоты при начислении баллов от 1 до 4, %								Частоты при «бинарном» начислении баллов, %			
	1		2		3		4		0		1	
	РАС	НТ	РАС	НТ	РАС	НТ	РАС	НТ	РАС	НТ	РАС	НТ
Q1	46,7	10,6	41,0	54,6	7,6	31,1	4,8	3,7	87,6	65,2	12,4	34,8
Q2	3,8	8,3	14,3	39,5	46,7	43,5	35,2	8,7	18,1	47,8	81,9	52,2
Q3	41,0	45,2	31,4	40,0	21,0	12,1	6,7	2,7	72,4	85,2	27,6	14,8
Q4	3,8	7,5	3,8	33,7	31,4	36,3	61,0	22,5	7,6	41,1	92,4	58,9
Q5	5,7	14,4	11,4	33,7	36,2	36,0	46,7	15,9	17,1	48,1	82,9	51,9
Q6	12,4	20,5	20,0	35,1	31,4	26,2	36,2	18,3	32,4	55,6	67,6	44,4
Q7	8,6	38,6	19,0	35,2	35,2	18,9	37,1	7,3	27,6	73,8	72,4	26,2
Q8	25,7	42,1	32,4	36,5	31,4	16,8	10,5	4,6	58,1	78,6	41,9	21,4
Q9	24,8	42,5	32,4	36,0	21,9	14,9	21,0	6,5	57,1	78,6	42,9	21,4
Q10	6,7	16,2	20,0	39,4	21,9	34,8	51,4	9,7	26,7	55,6	73,3	44,4
Q11	1,0	17,8	10,5	36,7	23,8	32,9	64,8	12,7	11,50	54,4	88,6	45,6
Q12	1,0	3,8	8,6	21,7	38,1	50,8	52,4	23,7	9,5	25,6	90,5	74,4
Q13	4,8	15,4	10,5	40,5	24,8	27,1	60,0	17,0	15,2	55,9	84,8	44,1
Q14	21,9	21,9	26,7	36,8	28,6	28,7	22,9	12,5	48,6	58,7	51,4	41,3

Продолжение табл. 4

Пункт	Частоты при начислении баллов от 1 до 4, %								Частоты при «бинарном» начислении баллов, %			
	1		2		3		4		0		1	
	РАС	НТ	РАС	НТ	РАС	НТ	РАС	НТ	РАС	НТ	РАС	НТ
Q15	1,0	25,1	17,1	39,4	46,7	30,2	35,2	5,4	18,1	64,4	81,9	35,6
Q16	2,9	5,6	11,4	31,7	29,5	36,2	56,2	26,5	14,3	37,3	85,7	62,7
Q17	3,8	29,5	21,0	43,7	41,9	22,4	33,3	4,4	24,8	73,2	75,2	26,8
Q18	20,0	26,2	31,4	47,9	23,8	18,7	24,8	7,1	51,4	74,1	48,6	25,9
Q19	24,8	33,5	23,8	37,5	31,4	21,1	20,0	7,9	48,6	71,0	51,4	29,0
Q20	7,6	33,2	35,2	53,7	40,0	11,6	17,1	1,6	42,9	86,8	57,1	13,2
Q21	26,7	53,5	26,7	28,9	22,9	11,3	23,8	6,3	53,3	82,4	46,7	17,6
Q22	1,9	10,8	9,5	29,7	19,0	33,8	69,5	25,7	11,4	40,5	88,6	59,5
Q23	1,0	6,0	11,4	34,3	41,0	46,3	46,7	13,3	12,4	40,3	87,6	59,7
Q24	7,6	24,9	20,0	33,8	39,0	33,2	33,3	8,1	27,6	58,7	72,4	41,3
Q25	12,4	19,7	13,3	30,5	34,3	37,3	40,0	12,5	25,7	50,2	74,3	49,8
Q26	6,7	11,1	9,5	38,7	17,1	31,3	66,7	18,9	16,2	49,8	83,8	50,2
Q27	11,4	14,6	6,7	44,1	40,0	33,2	41,9	8,1	18,1	58,7	81,9	41,3
Q28	7,6	11,4	17,1	41,1	48,6	43,2	26,7	4,3	24,8	52,5	75,2	47,5
Q29	29,5	33,5	29,5	32,4	28,6	24,3	12,4	9,8	59,0	65,9	41,0	34,1
Q30	26,7	11,1	26,7	26,8	33,3	45,2	13,3	16,8	53,3	37,9	46,7	62,1
Q31	14,3	31,6	24,8	49,8	39,0	16,5	21,9	2,1	39,0	81,4	61,0	18,6
Q32	9,5	15,1	14,3	40,3	35,2	32,4	41,0	12,2	23,8	55,4	76,2	44,6

Окончание табл. 4

Пункт	Частоты при начислении баллов от 1 до 4, %								Частоты при «бинарном» начислении баллов, %			
	1		2		3		4		0		1	
	РАС	НТ	РАС	НТ	РАС	НТ	РАС	НТ	РАС	НТ	РАС	НТ
Q33	5,7	30,6	24,8	40,3	28,6	23,0	41,0	6,0	30,5	71,0	69,5	29,0
Q34	10,5	19,8	16,2	44,1	52,4	31,3	21,0	4,8	26,7	64,0	73,3	36,0
Q35	12,4	27,9	21,0	49,0	35,2	18,4	31,4	4,6	33,3	77,0	66,7	23,0
Q36	11,4	16,3	20,0	49,7	29,5	27,9	39,0	6,0	31,4	66,0	68,6	34,0
Q37	5,7	13,7	21,0	42,2	45,7	38,9	27,6	5,2	26,7	55,9	73,3	44,1
Q38	1,9	12,4	3,8	32,1	22,9	33,7	71,4	21,9	5,7	44,4	94,3	55,6
Q39	7,6	34,0	19,0	44,4	46,7	16,2	26,7	5,4	26,7	78,4	73,3	21,6
Q40	12,4	19,4	24,8	38,3	25,7	29,5	37,1	12,9	37,1	57,6	62,9	42,4
Q41	7,6	32,7	17,1	35,9	34,3	22,4	41,0	9,0	24,8	68,6	75,2	31,4
Q42	7,6	24,0	27,6	47,6	28,6	18,7	36,2	9,7	35,2	71,6	64,8	28,4
Q43	3,8	6,3	10,5	28,4	36,2	43,5	49,5	21,7	14,3	34,8	85,7	65,2
Q44	3,8	13,3	9,5	34,6	29,5	36,0	57,1	16,0	13,3	47,9	86,7	52,1
Q45	2,9	13,5	14,3	53,7	38,1	28,4	44,8	4,4	17,1	67,2	82,9	32,8
Q46	1,9	7,9	7,6	27,9	23,8	41,4	66,7	22,7	9,5	35,9	90,5	64,1
Q47	6,7	20,6	16,2	44,9	41,0	28,9	36,2	5,6	22,9	65,6	77,1	34,4
Q48	8,6	12,9	22,9	42,5	29,5	31,7	39,0	12,9	31,4	55,4	68,6	44,6
Q49	34,3	31,7	23,8	28,4	21,9	24,9	20,0	14,9	58,1	60,2	41,9	39,8
Q50	6,7	16,3	21,9	31,0	36,2	35,4	35,2	17,3	28,6	47,3	71,4	52,7

демонстрируют более высокие показатели, чем респонденты из группы с высокой вероятностью наличия РАС, не только в пункте 30 (что наблюдалось в оригинальном исследовании и объяснялось необходимостью уменьшения межгрупповых различий), но и в неоднократно упоминавшемся выше, пункте 1; в свою очередь, в случае пункта 29 «перевеса» в сторону нейротипичных испытуемых, описанного в оригинальном исследовании, не наблюдалось. Как бы то ни было, данные результаты, дополняющие статистики соотношения пунктов с суммарным баллом, представляются весьма ценными в контексте перспективы разработки сокращённых версий методики.

### Результаты ROC-анализа и критериальная валидность

С целью определения оптимального порогового значения было построено несколько ROC-кривых.

В первом случае выборку составили 630 человек из нейротипичной группы и 105 человек из группы с высокой вероятностью наличия РАС (рис. 1). При начислении баллов по шкале от 1 до 4 показатель AUC (площадь под кривой) равен 0,920, при «бинарном» начислении баллов AUC = 0,915, что позволяет говорить о наличии различительной способности теста по диагностическому критерию в обоих случаях (нулевая гипотеза об отсутствии данной способности отвергается на уровне значимости  $p < 0,001$ ). Пороговое значение 135,5 балла позволяет правильно классифицировать 80 % группы с высокой вероятностью наличия РАС, допуская ошибку в 7 % случаев классификации нейротипичных лиц. При «бинарном» начислении баллов пороговое значение 32,5 балла, близкое к предложенной Бароном-Козном и соавторами «отсечке» на уровне 32 баллов [Baron-Cohen et al., 2001], в свою очередь, характеризуется чувствительностью, равной 73,3 %, и специфичностью, равной 95,1 %.

Были также построены ROC-кривые для нейротипичной группы ( $N = 630$ ) и группы, состоящей из лиц, имеющих официальный диагноз РАС ( $N = 20$ ) – при начислении баллов по шкале Ликерта от 1 до 4 и при «бинарном» начислении баллов (рис. 2). Показатель AUC в первом случае составляет 0,980, во втором – 0,976; нулевая гипотеза об отсутствии различительной способности теста по диагностическому критерию снова отвергается на уровне значимости  $p < 0,001$ . При использовании ликертовской шкалы пороговое значение 135,5 балла позволяет правильно классифицировать 95 % группы с РАС (допуская ошибку в 7 % случаев классификации нейротипичных лиц); пороговое значение 32,5 балла при «бинарном» начислении баллов, соответственно, демонстрирует чувствительность, равную 90 %, и специфичность, составляющую 95,1 %.

Таким образом, оптимальные пороговые значения (с учётом имеющихся данных) представляется рациональным установить в районе 135 баллов (при «ликертовском» начислении) или 32 баллов (при «бинарном» начислении). Как уже упоминалось, порог в 32 балла был установлен разработчиками методики как позволяющий верно классифицировать 80 % лиц с РАС (см. [Baron-Cohen et al., 2001]). Снижение данного порогового значения с целью повышения чувствительности инструмента вполне возможно (так, в японской и франко-канадской



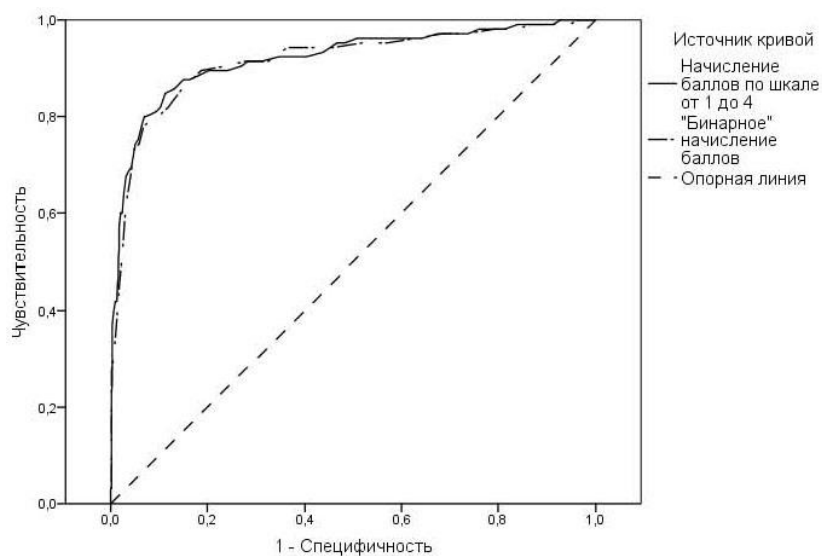


Рис. 1. ROC-кривые для нейротипичной группы и группы с высокой вероятностью наличия РАС

Fig. 1. Frequency Distribution of Responses for the Test Items in the Group with a High Probability of Having ASD and in the Neurotypical Group

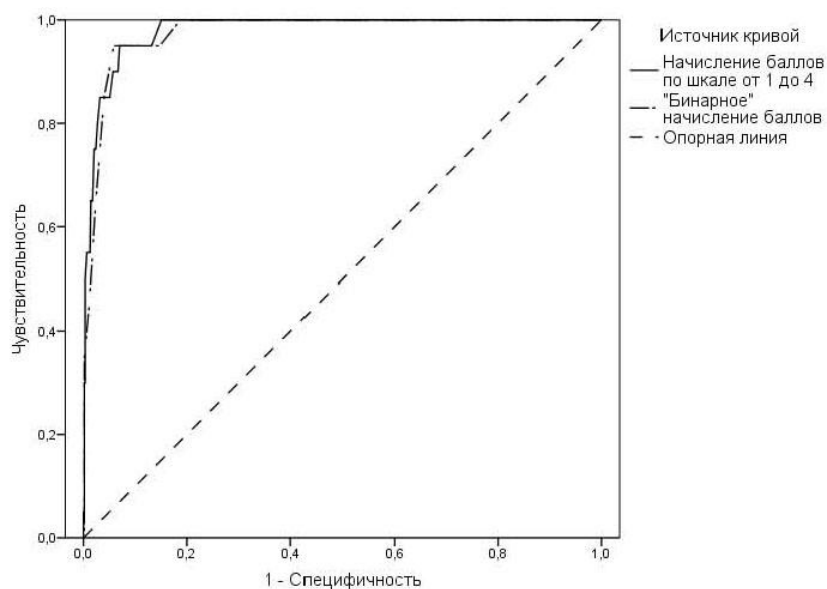


Рис. 2. ROC-кривые для нейротипичной группы и лиц, имеющих официальный диагноз РАС

Fig. 2. ROC Curves for the Neurotypical Group and the Respondents Diagnosed with ASD

адаптациях AQ оно снижалось до 26 и 22 баллов соответственно [Kurita et al., 2005; Lepage et al., 2009]), но неизбежно повлечёт за собой значительное снижение специфичности (до 81,3 % при 26 баллах и до 63,7 % при 22 баллах). Что касается порогового значения в 135 баллов, то оно оказывается выше порога в 116 баллов, установленного Пун и коллегами [Roos et al., 2020], при большей чувствительности и специфичности; в случае повышения порога до 145 баллов (именно это значение фигурировало в голландской адаптации AQ как позволяющее достоверно дифференцировать лиц с РАС от лиц с обсессивно-компульсивным и социальным тревожным расстройствами [Hoekstra et al., 2008]) происходит снижение чувствительности до 60 %.

Наконец, говоря о текущей критериальной валидности AQ, стоит заметить, что осуществить исчерпывающую и безапелляционную её оценку в рамках настоящей статьи не представляется возможным в силу специфики формирования групп (обусловленной, в свою очередь, ситуацией с диагностикой РАС в России и особенностями работы в условиях пандемии), а потому требуются дополнительные исследования; однако в целом данные, полученные в ходе ROC-анализа (показатели AUC), позволяют предположить достаточно высокую критериальную валидность адаптируемой методики.

### Конструктивная валидность

Оценка конструктивной валидности AQ осуществлялась при помощи методик NEO FFI [Орёл, Сенин, 2008] и CPI-462 [Тарабрина, Графинина, 1992]. Применение первой, являющейся сокращённой версией опросника NEO PI-R, позволяет оценить связь показателей AQ с показателями по личностным факторам, образующими «Большую пятёрку». Так, неоднократно проведённые ранее исследования свидетельствовали о наличии взаимосвязи между «низким» профилем (т. е. низкими экстраверсией, открытостью, сотрудничеством, добросовестностью и эмоциональной стабильностью) и наличием РАС [Lodi-Smith et al., 2019]; однако аутистические тенденции остаются при этом несводимыми к «Большой пятёрке», что даёт основание для потенциального их выделения в качестве независимого личностного фактора [Austin, 2005; Wakabayashi et al., 2006]. В свою очередь, применение CPI-462 представляется эвристичным в силу теоретических оснований и факторной структуры методики, отличных от модели «Большой пятёрки», но в равной степени позволяющих оценить особенности социально-психологического функционирования.

Для оценки конструктивной валидности адаптируемой методики из нейротипичной группы и группы с высокой вероятностью наличия РАС были случайным образом отобраны 56 человек (11 мужчин и 45 женщин) в возрасте от 17 до 55 лет ( $M = 26,93$ ,  $SD = 8,96$ ).

Коэффициенты корреляции между шкалами AQ и отдельными шкалами CPI и NEO FFI приведены в табл. 5.

Обращает на себя внимание, что в случае NEO FFI обнаруживаются значимые отрицательные корреляции между общим показателем AQ и шкалами «Экстраверсия» ( $p < 0,01$ ) и «Сотрудничество» ( $p < 0,05$ ). Значимые отрицательные

Таблица 5

Корреляции между шкалами AQ, CPI и NEO FFI

Table 5

Correlations Between AQ, CPI and NEO FFI Scores

Шкала	AQ					
	Соц. навыки	Переключение внимания	Внимание к деталям	Коммуникация	Воображение	Сумм. балл
CPI, Доминантность (Do)	<b>-0,325 *</b>	-0,19	<b>0,363 **</b>	-0,168	<b>-0,332 *</b>	-0,201
CPI, Способность к статусу (Cs)	<b>-0,615 **</b>	<b>-0,376 **</b>	<b>0,322 *</b>	<b>-0,365 **</b>	<b>-0,396 **</b>	<b>-0,417 **</b>
CPI, Общительность (Sy)	<b>-0,695 **</b>	<b>-0,445 **</b>	0,102	<b>-0,557 **</b>	<b>-0,505 **</b>	<b>-0,616 **</b>
CPI, Социальное присутствие (Sp)	<b>-0,558 **</b>	<b>-0,428 **</b>	0,076	<b>-0,490 **</b>	<b>-0,475 **</b>	<b>-0,545 **</b>
CPI, Самопринятие (Sa)	<b>-0,495 **</b>	<b>-0,501 **</b>	0,126	<b>-0,403 **</b>	<b>-0,399 **</b>	<b>-0,477 **</b>
CPI, Независимость (In)	<b>-0,279 *</b>	-0,236	<b>0,306 *</b>	-0,156	-0,205	-0,179
CPI, Эмпатия (Em)	<b>-0,559 **</b>	<b>-0,464 **</b>	0,063	<b>-0,459 **</b>	<b>-0,528 **</b>	<b>-0,551 **</b>
CPI, Ответствен- ность (Re)	0,086	-0,073	-0,13	-0,112	-0,049	-0,062

Продолжение табл. 5

Шкала	AQ					
	Соц. навыки	Переключение внимания	Внимание к деталям	Коммуникация	Воображение	Сумм. балл
CPI, Социализация (So)	–0,08	–0,017	–0,146	–0,219	–0,1	–0,168
CPI, Самоконтроль (Sc)	<b>0,296 *</b>	<b>0,297 *</b>	–0,14	0,095	<b>0,286 *</b>	0,234
CPI, Хорошее впечатление (Gi)	0,115	0,239	–0,03	0,14	0,262	0,187
CPI, Обычность (Cm)	<b>–0,380 **</b>	<b>–0,313 *</b>	0	<b>–0,359 **</b>	<b>–0,466 **</b>	<b>–0,422 **</b>
CPI, Чувство благополучия (Wb)	–0,18	–0,181	–0,118	<b>–0,300 *</b>	–0,148	–0,257
CPI, Толерантность (To)	–0,063	–0,2	–0,075	–0,102	0,031	–0,093
CPI, Достижение через подчинение (Ac)	–0,059	0,063	–0,022	–0,238	0,074	–0,069
CPI, Достижение через независи- мость (Ai)	<b>–0,278 *</b>	–0,208	–0,036	<b>–0,310 *</b>	–0,201	<b>–0,280 *</b>

Шкала	AQ					
	Соц. навыки	Переключение внимания	Внимание к деталям	Коммуникация	Воображение	Сумм. балл
CPI, Интеллект. эффективность (Ie)	–0,145	–0,238	0,077	–0,259	–0,115	–0,171
CPI, Психологи- ческий склад ума (Py)	–0,225	–0,233	0,021	–0,115	0,072	–0,144
CPI, Гибкость (Fx)	–0,253	<b>–0,310 *</b>	–0,153	<b>–0,404 **</b>	–0,224	<b>–0,369 **</b>
CPI, Женствен- ность / мужест- венность (F/M)	–0,149	0,026	<b>–0,285 *</b>	–0,231	–0,128	–0,229
NEO FFI, Нейротизм	0,12	0,239	–0,085	0,172	–0,048	0,108
NEO FFI, Экстраверсия	<b>–0,708 **</b>	<b>–0,461 **</b>	–0,087	<b>–0,524 **</b>	<b>–0,417 **</b>	<b>–0,646 **</b>
NEO FFI, Открытость опыту	<b>–0,288 *</b>	0,038	0,235	–0,188	<b>–0,289 *</b>	–0,153
NEO FFI, Сотрудничество	<b>–0,284 *</b>	–0,201	–0,188	<b>–0,309 *</b>	0,049	<b>–0,277 *</b>
NEO FFI, Добросовестность	–0,166	–0,014	0,044	–0,017	0,125	–0,023

\* Корреляция значима на уровне 0,01 (двухсторонняя).

\*\* Корреляция значима на уровне 0,05 (двухсторонняя).

корреляции обнаруживаются также между «Экстраверсией» и шкалами AQ «Социальные навыки», «Переключение внимания», «Коммуникация», «Воображение» ( $p < 0,01$ ), «Открытостью опыту» и шкалами AQ «Социальные навыки» и «Воображение» ( $p < 0,05$ ), «Сотрудничеством» и шкалами AQ «Социальные навыки» и «Коммуникация» ( $p < 0,05$ ). Представляется закономерным, что лица с выраженными аутистическими тенденциями стремятся избегать социального взаимодействия и характеризуются некоторой консервативностью и узостью сферы интересов.

В случае CPI обнаруживаются значимые отрицательные корреляции между общим показателем по AQ и шкалами «Способность к статусу», «Общительность», «Социальное присутствие», «Самопринятие», «Эмпатия», «Обычность», «Гибкость» ( $p < 0,01$ ), а также «Достижение через независимость» ( $p < 0,05$ ). Примечательно, что «Способность к статусу», «Общительность», «Социальное присутствие» и «Эмпатия» относятся к первому фактору CPI, направленному на оценку эффективности и адекватности социальных контактов; низкие баллы для этого класса шкал свидетельствуют о низкой социальной ориентированности и наличии дискомфорта или проявлении социальной неловкости при взаимодействии с другими [Тарабрина, Графинина, 1992]. Отрицательная корреляция между суммарным показателем по AQ и шкалой «Эмпатия» соответствует данным, полученным Бароном-Коэном и использованным им при создании теории «радикального мужского мозга» (*extreme male brain theory*), предполагающей значительное преобладание процессов «систематизации» над «эмпатизацией» при РАС [Baron-Cohen, 2002]. Заслуживает внимания и значимая отрицательная корреляция между общим показателем AQ и шкалой «Обычность»; низкие значения по данной шкале свидетельствуют о чувстве изолированности и отчуждённости от других. Наконец, низкие показатели по шкалам «Достижение через независимость» и «Гибкость» присущи лицам в высокой степени консервативным и ригидным, что также может быть характерно для обладателей выраженных аутистических тенденций.

### Факторная структура Autism-Spectrum Quotient

Вопрос о факторной структуре AQ является достаточно неоднозначным. Как уже упоминалось, разработчики методики предположили наличие пяти шкал («Социальные навыки», «Переключение внимания», «Внимание к деталям», «Коммуникация» и «Воображение»), однако факторный анализ ими не проводился [Baron-Cohen et al., 2001]. В 2005 г. Э. Остин предложила трёхфакторную модель – «Социальные навыки», «Детали / паттерны», «Коммуникация / понимание другого»; полученные факторы объясняли 28 % совокупной дисперсии [Austin, 2005]; эта модель получила дальнейшее подтверждение в исследовании Р. Хёрста [Hurst et al., 2007]. Иные сведения о валидности оригинальной факторной структуры были получены в ходе адаптации AQ на материале голландской выборки; тогда было установлено, что получаемые данные лучше описываются при помощи иерархической модели, которая включает один фактор высокого порядка (охватывающий шкалы «Социальные навыки», «Коммуникация», «Переключение внимания» и «Воображение») и один независимый фактор «Внима-

ние к деталям» [Hoekstra et al., 2008]. Наконец, в 2011 г. была предложена пятифакторная модель, включающая «Социальные навыки», «Коммуникацию / понимание другого», «Ограниченное / повторяющееся поведение», «Воображение» и «Внимание к деталям»; при проведении конфирматорного факторного анализа эта пятифакторная структура была подтверждена частично [Kloosterman et al., 2011]. Подобная противоречивость получаемых результатов влечёт за собой радикальные меры вплоть до отказа от рассмотрения данных, касающихся отдельных шкал (см., к примеру, [Roop et al., 2020]).

В рамках настоящего исследования для проверки факторной структуры опросника AQ, предложенной разработчиками, был проведён конфирматорный факторный анализ. Общая выборка составила 735 человек (174 мужчины и 561 женщина; возраст – от 17 до 71 года,  $M = 28,69$ ,  $SD = 9,57$ ).

Полученные результаты ( $\chi^2 = 4951,753$ ,  $df = 1165$ ,  $p < 0,001$ ; CFI = 0,664, IFI = 0,667; PCFI = 0,607; RMSEA = 0,066) свидетельствуют о непригодности данной модели. Аналогичным образом, непригодной оказывается и однофакторная модель ( $\chi^2 = 6097,402$ ,  $df = 1175$ ,  $p < 0,001$ ; CFI = 0,563, IFI = 0,567; PCFI = 0,519; RMSEA = 0,075).

Для уточнения факторной структуры на материале той же выборки был применён эксплораторный факторный анализ по методу главных компонент с использованием вращения варимакс.

В первом случае число выделяемых факторов не фиксировалось (выделение осуществлялось на основе собственных значений больше единицы, т. е. по критерию Кайзера); всего было выделено 12 факторов, объясняющих 57 % совокупной дисперсии. Очевидно, что такое факторное решение не может считаться оптимальным. Опираясь на графический критерий «каменистой осыпи» Кэттелла, можно заметить, что «факториальная осыпь» находится в районе третьего фактора (рис. 3). Получаемая трёхфакторная модель объясняет 22 % совокупной дисперсии, что также ставит под вопрос целесообразность её дальнейшего рассмотрения.

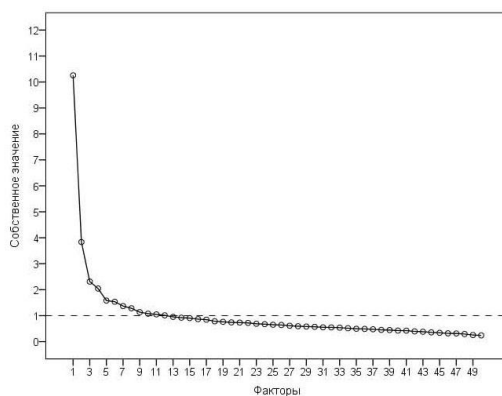


Рис. 3. График собственных значений выделенных факторов  
Fig. 3. Plot of the Eigenvalues of the Identified Factors

Во втором случае число выделяемых факторов было ограничено пятью; объяснёнными при этом являются 40 % совокупной дисперсии. Сопоставление полученных факторов с оригинальной структурой методики (табл. 6) позволяет обнаружить следующее. Первый фактор включает в себя 8 пунктов из шкалы «Социальные навыки», 3 – из «Коммуникации», 1 – из «Воображения»; в целом входящие в него пункты соответствуют теме социального взаимодействия. Второй фактор состоит из 7 пунктов из шкалы «Воображение», 3 – из «Социальных навыков», 1 – из «Внимания к деталям» и 2 – из «Коммуникации». Данные пункты ближе всего к теме воображения, а также теме понимания другого (*mind-reading*), сопряжённого с функционированием модели психического (*theory of mind*). Третий фактор охватывает 5 пунктов из шкалы «Коммуникация», 1 – из «Социальных навыков», 2 – из «Переключения внимания», 1 – из «Воображения». Тематически данные пункты наиболее разнородны и касаются понимания условностей социальной коммуникации, понимания другого, а также специальных интересов. Четвёртый фактор включает 9 пунктов из шкалы «Внимание к деталям» и 1 из шкалы «Воображение». Все эти пункты содержательно объединяются вниманием к паттернам, деталям и закономерностям. Пятый фактор образован 8 пунктами из шкалы «Переключение внимания»; все эти пункты касаются гибкости / ригидности в осуществлении деятельности, а также способности к переключению фокуса внимания.

Полученная компромиссная факторная модель была подвергнута подтверждающему факторному анализу на материале половины исходной выборки ( $N = 368$ , 92 мужчины и 276 женщин; возраст – от 17 до 71 года,  $M = 29,13$ ,  $SD = 10,05$ ). Результаты свидетельствуют о большей пригодности данной модели, нежели описанных выше ( $\chi^2 = 2764,907$ ,  $df = 1165$ ,  $p < 0,001$ ; CFI = 0,769, IFI = 0,772; PCFI = 0,702; RMSEA = 0,061), однако принять её не представляется возможным.

Таким образом, результаты факторного анализа адаптируемой методики в её оригинальном варианте не подтверждают предполагаемую разработчиками внутреннюю структуру инструмента; в свою очередь, получение устойчивой факторной структуры, по всей видимости, сопряжено с пересмотром конструкции методики.

### **Распределение тестовых показателей Autism-Spectrum Quotient: РАС / нейротипичность, пол и дисциплина**

Средние показатели по AQ для нейротипичной группы и группы с высокой вероятностью наличия РАС представлены в табл. 7; распределение частот суммарных баллов по методике отображено на рис. 4–7.

Для сравнения показателей означенных групп применялся многомерный дисперсионный анализ (MANOVA); в качестве факторов выступали принадлежность к группе (нейротипичная или с высокой вероятностью наличия РАС) и пол. Полученные результаты свидетельствуют о том, что в случае, когда начисление баллов осуществляется по ликертовской шкале от 1 до 4, эффект принадлежности к группе статистически значим (след Пиллая равен 0,309,  $F = 64,965$ ,



Таблица 6

Сопоставление полученной пятифакторной структуры со шкалами оригинальной методики

Table 6

Comparison of the Obtained Five-Factor Structure with the Original Subscales

Показатель	Фактор				
	1	2	3	4	5
Социальные навыки					
Q1. Я предпочитаю делать что-либо вместе с другими, а не самостоятельно.	<b>-0,507</b>	-0,014	-0,118	-0,144	-0,034
Q11. Мне легко в ситуациях социального взаимодействия.	<b>0,67</b>	0,296	0,143	-0,015	0,383
Q13. Я бы предпочёл пойти в библиотеку, а не на вечеринку.	<b>0,643</b>	-0,037	0,183	0,097	0,008
Q15. Люди притягивают меня сильнее, чем вещи.	<b>0,59</b>	0,191	0,168	0,039	0,233
Q22. Мне сложно заводить новых друзей.	<b>0,534</b>	0,276	0,063	-0,026	0,399
Q36. Мне легко понять, что думает или чувствует другой человек, просто взглянув на его лицо.	0,183	<b>0,548</b>	0,368	-0,102	0,16
Q44. Мне нравятся общественные мероприятия.	<b>0,736</b>	0,072	0,083	-0,01	0,104
Q45. Мне сложно понять намерения других людей.	0,237	<b>0,504</b>	<b>0,504</b>	-0,008	0,222
Q47. Мне нравится знакомиться с новыми людьми.	<b>0,705</b>	0,173	0,072	-0,04	0,243
Q48. Я хороший дипломат.	<b>0,336</b>	<b>0,336</b>	0,14	-0,129	0,252
Переключение внимания					
Q2. Я предпочитаю делать что-либо одинаковым образом из раза в раз.	0,052	0,187	0,159	0,094	<b>0,514</b>
Q4. Я зачастую бываю настолько поглощён одной вещью, что теряю из виду всё остальное.	0,183	-0,003	<b>0,491</b>	0,169	0,119
Q10. Находясь в обществе, я могу с лёгкостью следить за беседами нескольких разных людей.	0,202	0,45	0,117	-0,107	<b>0,34</b>
Q16. У меня есть сильные увлечения, и я расстраиваюсь, если не могу ими заняться.	0,172	-0,155	<b>0,287</b>	0,211	0,131
Q25. Я не расстраиваюсь, если мой распорядок дня нарушается.	0,134	-0,101	0,049	0,144	<b>0,596</b>
Q32. Мне легко заниматься несколькими делами сразу.	0,143	0,264	0,105	-0,072	<b>0,46</b>
Q34. Мне нравится заниматься чем-либо спонтанно.	0,305	0,109	0,007	0,087	<b>0,423</b>
Q37. Если меня отвлекли, я очень быстро могу вернуться к прежнему занятию.	0,122	0,183	0,186	-0,048	<b>0,509</b>

Продолжение табл. 6

Показатель	Фактор				
	1	2	3	4	5
Q43. Мне нравится тщательно планировать любую деятельность, в которой я участвую.	0,08	–0,021	–0,002	0,273	<b>0,495</b>
Q46. Новые ситуации вызывают у меня тревогу.	0,304	0,157	0,208	0,015	<b>0,557</b>
Внимание к деталям					
Q5. Я часто замечаю еле уловимые звуки, которые не замечают другие люди.	0,213	–0,106	0,346	<b>0,378</b>	–0,088
Q6. Обычно я обращаю внимание на автомобильные номера или похожую информацию.	0,139	0,025	0,183	<b>0,61</b>	–0,004
Q9. Меня очаровывают даты.	–0,004	0,036	0,171	<b>0,66</b>	0,091
Q12. Я склонен замечать детали, на которые другие не обращают внимания.	0,205	–0,246	0,217	<b>0,495</b>	–0,128
Q19. Меня очаровывают числа.	0,008	0,087	0,169	<b>0,682</b>	0,062
Q23. Я постоянно нахожу закономерности в вещах.	0,129	–0,088	0,285	<b>0,473</b>	0,125
Q28. Обычно я больше концентрируюсь на картине в целом, чем на мелких деталях.	0,188	0,064	0,103	<b>0,362</b>	0,204
Q29. Я не очень хорошо запоминаю номера телефонов.	–0,172	0,067	–0,119	<b>0,542</b>	–0,015
Q30. Обычно я не замечаю небольших изменений в ситуации или во внешности другого человека.	–0,135	<b>–0,305</b>	–0,268	0,261	0,064
Q49. Я не очень хорошо запоминаю даты рождения людей.	–0,142	0,028	–0,244	<b>0,46</b>	0,051
Коммуникация					
Q7. Другие люди часто говорят мне, что сказанное мной невежливо, даже если я думаю, что это вежливо.	0,222	0,118	<b>0,611</b>	0,163	0,052
Q17. Мне нравится поболтать.	<b>0,685</b>	0,228	–0,053	0,062	0,105
Q18. Когда я говорю, другим бывает нелегко вставить словечко.	–0,166	–0,072	<b>0,551</b>	0,085	0,033
Q26. Я зачастую сталкиваюсь с тем, что не знаю, как продолжить беседу.	<b>0,476</b>	0,338	0,135	0,038	0,335
Q27. Мне легко «читать между строк», когда со мной кто-то разговаривает.	0,155	<b>0,541</b>	0,333	–0,067	0,165
Q31. Я знаю, как определить, что слушающему меня человеку становится скучно.	0,147	<b>0,481</b>	0,397	–0,018	0,136

Окончание табл. 6

Показатель	Фактор				
	1	2	3	4	5
Q33. Когда я разговариваю по телефону, я не уверен в том, когда моя очередь говорить.	0,291	0,167	<b>0,411</b>	0,128	0,253
Q35. Часто я понимаю смысл шутки позже всех остальных.	0,153	0,245	<b>0,424</b>	0,163	0,194
Q38. Мне хорошо даётся светская болтовня.	<b>0,633</b>	0,324	0,053	−0,031	0,247
Q39. Люди часто обращают моё внимание на то, что я непрерывно говорю об одном и том же.	0,05	0,096	<b>0,612</b>	0,084	0,271
Воображение					
Q3. Если я пытаюсь представить что-то, мне очень легко удаётся создать образ в своём воображении.	0,029	<b>0,585</b>	−0,093	−0,067	0,105
Q8. Когда я читаю повесть, я могу легко представить, как могли бы выглядеть персонажи.	0,058	<b>0,586</b>	−0,039	−0,006	0,043
Q14. Мне легко сочинять истории.	0,084	<b>0,641</b>	−0,32	−0,03	0,087
Q20. Когда я читаю повесть, мне сложно понять намерения персонажей.	0,151	0,426	<b>0,451</b>	0,222	0,033
Q21. Я не очень-то люблю читать художественную литературу.	0,064	<b>0,328</b>	0,174	0,122	0,086
Q24. Я бы предпочёл пойти в театр, а не в музей.	<b>0,319</b>	0,043	0,205	0,101	0,051
Q40. В детстве мне нравилось играть с другими детьми в игры, где нужно было притворяться кем-то.	0,315	<b>0,449</b>	−0,133	0,26	−0,218
Q41. Мне нравится собирать информацию о категориях вещей (к примеру, типах машин, видах птиц, типах поездов, видах растений и т.д.).	0,195	0,01	0,299	<b>0,469</b>	0,146
Q42. Мне сложно представить, каково быть кем-то другим.	0,108	<b>0,458</b>	0,218	0,114	0,129
Q50. Мне очень легко играть с детьми в игры, в которых нужно притворяться.	0,359	<b>0,488</b>	−0,177	0,149	−0,03

Таблица 7

Показатели по AQ (суммарный и по отдельным шкалам) для нейротипичной группы (НТ)  
и группы с высокой вероятностью наличия РАС

Table 7

AQ Scores of the Neurotypical Group  
and the Group with a High Probability of Having ASD

Показатель	Группа	Пол	Начисление баллов по шкале от 1 до 4		«Бинарное» начисление баллов		N
			среднее	стандартное отклонение	среднее	стандартное отклонение	
Общий показатель AQ	НТ	Женский	115,0186	14,30074	20,0186	7,02183	484
		Мужской	116,2397	13,68579	21,089	6,80357	146
		Всего	115,3016	14,15925	20,2667	6,98115	630
	РАС	Женский	148,9481	14,95862	35,1818	6,18727	77
		Мужской	143,6429	20,0115	33,4643	9,48091	28
		Всего	147,5333	16,52391	34,7238	7,20376	105
	Всего	Женский	119,6756	18,52898	22,0998	8,66009	561
		Мужской	120,6494	17,92947	23,0805	8,58042	174
		Всего	119,9061	18,38139	22,332	8,64553	735
Социальные навыки	НТ	Женский	23,595	4,79834	4,0971	2,5007	484
		Мужской	24,0685	4,96562	4,4315	2,58619	146
		Всего	23,7048	4,83776	4,1746	2,52265	630
	РАС	Женский	31,4026	4,38376	7,5455	1,95034	77
		Мужской	29,9643	5,00727	7	2,34126	28
		Всего	31,019	4,57834	7,4	2,06435	105
	Всего	Женский	24,6667	5,44955	4,5704	2,70564	561
		Мужской	25,0172	5,41297	4,8448	2,71243	174
		Всего	24,7497	5,43928	4,6354	2,70792	735

Продолжение табл. 7

Показатель	Группа	Пол	Начисление баллов по шкале от 1 до 4		«Бинарное» начисление баллов		N
			среднее	стандартное отклонение	среднее	стандартное отклонение	
Переключение внимания	НТ	Женский	25,4132	4,09144	5,1632	2,18413	484
		Мужской	25,7397	4,04467	5,4178	2,17432	146
		Всего	25,4889	4,07977	5,2222	2,18278	630
	РАС	Женский	32,3247	4,41123	8,1948	1,86406	77
		Мужской	30,9286	4,82224	7,7143	2,24198	28
		Всего	31,9524	4,54334	8,0667	1,97224	105
	Всего	Женский	26,3619	4,76924	5,5793	2,3825	561
		Мужской	26,5747	4,58228	5,7874	2,33735	174
		Всего	26,4122	4,72343	5,6286	2,37195	735
Внимание к деталям	НТ	Женский	24,1302	4,676	4,7459	2,21221	484
		Мужской	23,0205	4,35568	4,3082	1,95665	146
		Всего	23,873	4,62416	4,6444	2,16209	630
	РАС	Женский	27,8961	4,95661	6,4026	2,06002	77
		Мужской	26,6071	5,63284	5,9286	2,43324	28
		Всего	27,5524	5,14965	6,2762	2,16393	105
	Всего	Женский	24,6471	4,88623	4,9733	2,26329	561
		Мужской	23,5977	4,75397	4,569	2,11883	174
		Всего	24,3986	4,87252	4,8776	2,23515	735

Окончание табл. 7

Показатель	Группа	Пол	Начисление баллов по шкале от 1 до 4		«Бинарное» начисление баллов		N
			среднее	стандартное отклонение	среднее	стандартное отклонение	
Коммуникация	НТ	Женский	21,3471	4,1303	3,0992	2,05274	484
		Мужской	21,8973	4,27298	3,4521	2,06475	146
		Всего	21,4746	4,16685	3,181	2,05928	630
	РАС	Женский	30,7273	5,09033	7,3896	2,1036	77
		Мужской	29,1429	6,21059	6,9286	2,84056	28
		Всего	30,3048	5,4263	7,2667	2,31744	105
	Всего	Женский	22,6346	5,35425	3,6881	2,53349	561
		Мужской	23,0632	5,3341	4,0115	2,54438	174
		Всего	22,7361	5,34897	3,7646	2,53807	735
Воображение	НТ	Женский	20,5331	4,18676	2,9132	1,92851	484
		Мужской	21,5137	4,25925	3,4795	2,04508	146
		Всего	20,7603	4,22063	3,0444	1,96906	630
	РАС	Женский	26,5974	4,81844	5,6494	2,06325	77
		Мужской	27	4,99629	5,8929	2,19999	28
		Всего	26,7048	4,84554	5,7143	2,09263	105
	Всего	Женский	21,3654	4,75734	3,2888	2,16185	561
		Мужской	22,3966	4,81546	3,8678	2,24762	174
		Всего	21,6095	4,788	3,4259	2,19478	735

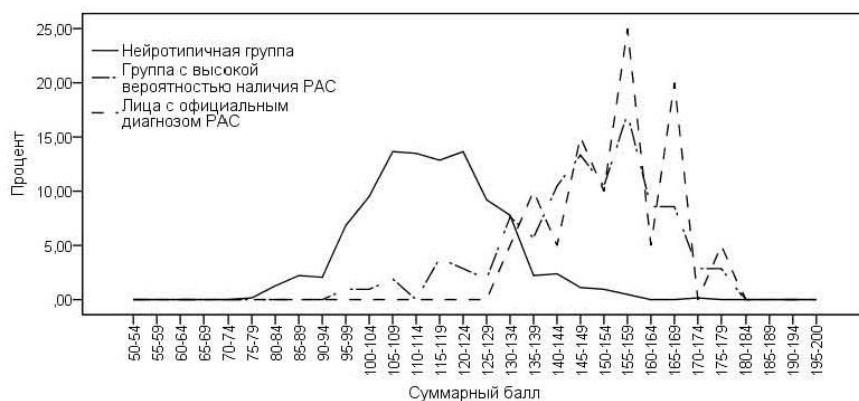


Рис. 4. Суммарный балл по AQ и принадлежность к группе (нейротипичная / с высокой вероятностью наличия РАС / диагностированное РАС); начисление баллов по шкале от 1 до 4

Fig. 4. Total AQ Scores of the Neurotypical Group, the Group with a High Probability of Having ASD, and the Respondents Diagnosed with ASD; Scoring on a Scale from 1 to 4

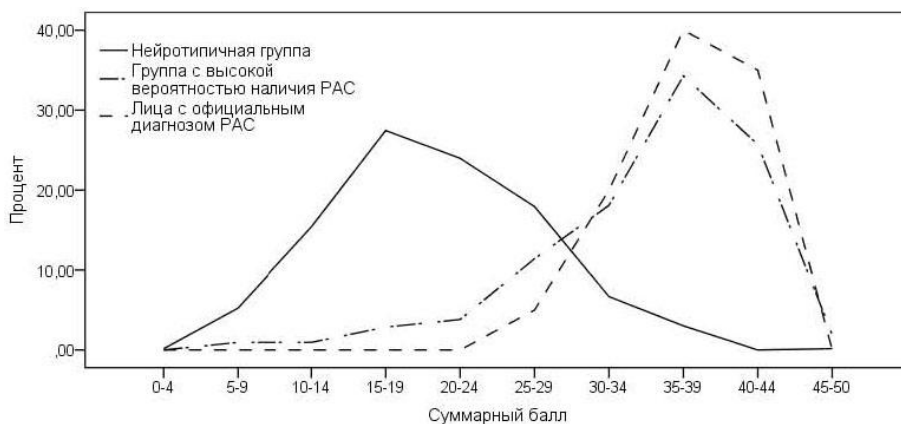


Рис. 5. Суммарный балл по AQ и принадлежность к группе (нейротипичная / с высокой вероятностью наличия РАС / диагностированное РАС); «бинарное» начисление баллов

Fig. 5. Total AQ Scores of the Neurotypical Group, the Group with a High Probability of Having ASD, and the Respondents Diagnosed with ASD; Scoring on a "Binary" Scale

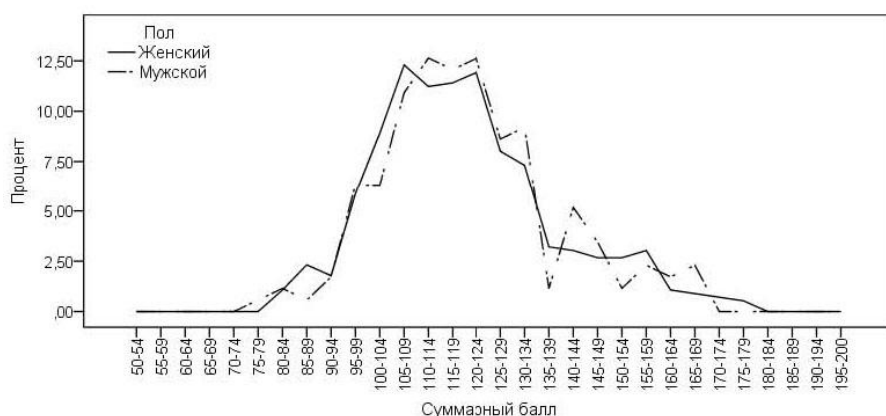


Рис. 6. Суммарный балл по AQ и пол респондентов; начисление баллов по шкале от 1 до 4  
 Fig. 6. Total AQ Scores in Male and Female Respondents; Scoring on a Scale from 1 to 4

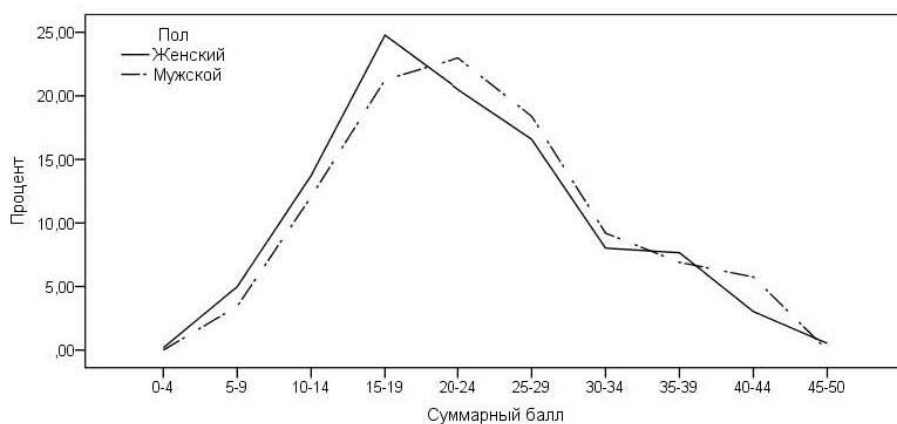


Рис. 7. Суммарный балл по AQ и пол респондентов; «бинарное» начисление баллов  
 Fig. 7. Total AQ Scores in Male and Female Respondents; Scoring on a "Binary" Scale

$p < 0,001$ ), и группы значительно различаются. Это справедливо для всех шкал AQ, а также суммарного показателя («Социальные навыки» –  $F = 141,530$ ,  $p < 0,001$ ; «Переключение внимания» –  $F = 147,852$ ,  $p < 0,001$ ; «Внимание к деталям» –  $F = 42,772$ ,  $p < 0,001$ ; «Коммуникация» –  $F = 252,339$ ,  $p < 0,001$ ; «Воображение» –  $F = 125,057$ ,  $p < 0,001$ ; суммарный балл –  $F = 310,399$ ,  $p < 0,001$ ). Аналогичным образом в случае «бинарной» оценки, предложенной разработчиками методики, также обнаруживается статистически значимый эффект принадлежности к группе (след Пиллая равен 0,291,  $F = 59,596$ ,  $p < 0,001$ ). Эффекты пола



и межфакторного взаимодействия оказались статистически не значимы (для фактора «Пол» след Пиллая равен 0,014,  $F = 2,110$ ,  $p = 0,062$ ; для межфакторного взаимодействия след Пиллая равен 0,007,  $F = 1,037$ ,  $p = 0,395$ ).

Внутри нейротипичной группы и группы с высокой вероятностью наличия РАС был дополнительно проведён однофакторный дисперсионный анализ (ANOVA). Согласно полученным результатам, при начислении баллов в соответствии с ликертовской шкалой (от 1 до 4) в группе с высокой вероятностью наличия расстройств аутистического спектра значимые различия между мужчинами и женщинами отсутствуют; в нейротипичной группе значимые различия между мужчинами и женщинами обнаруживаются в случае шкал «Внимание к деталям» ( $F = 6,515$ ,  $p < 0,05$ ) и «Воображение» ( $F = 6,104$ ,  $p < 0,05$ ): средний балл, набранный респондентами-женщинами, значимо выше и значимо ниже среднего балла респондентов-мужчин соответственно). При «бинарном» начислении баллов, изначально предусмотренном разработчиками методики, между показателями мужчин и женщин в группе с высокой вероятностью наличия РАС значимых различий нет, а между мужчинами и женщинами в нейротипичной группе есть значимые различия по показателям шкал «Внимание к деталям» ( $F = 4,622$ ,  $p < 0,05$ ) и «Воображение» ( $F = 9,399$ ,  $p < 0,01$ ).

По аналогии с оригинальным исследованием Барона-Коэна и соавторов [Baron-Cohen et al., 2001] был проведён многомерный дисперсионный анализ для сравнения показателей по AQ, демонстрируемых студентами-представителями различных дисциплин из нейротипичной выборки ( $N = 174$ ; 49 мужчин и 125 женщин в возрасте от 18 до 29 лет;  $M = 21$ ,  $SD = 2,18$ ); в качестве факторов выступали принадлежность к той или иной дисциплине и пол. Специальности были условно разделены на 4 группы – медицина и психология (58 человек), социальные и гуманитарные науки (33 человека), естественные науки (49 человек), математика и информационные технологии (34 человека).

Согласно полученным результатам, при начислении баллов по шкале от 1 до 4, эффект принадлежности к той или иной дисциплине статистически значим (след Пиллая равен 0,184,  $F = 2,139$ ,  $p < 0,01$ ). Значимые различия обнаруживаются в случае суммарного балла ( $F = 3,446$ ,  $p < 0,05$ ), а также шкал «Социальные навыки» ( $F = 4,671$ ,  $p < 0,01$ ), «Переключение внимания» ( $F = 2,738$ ,  $p < 0,05$ ) и «Воображение» ( $F = 5,312$ ,  $p < 0,01$ ). Более высокие показатели по данным шкалам оказываются характерны для студентов, обучающихся математике и информационным технологиям. Применение апостериорного критерия достоверно значимой разности (ДЗР) Тьюки позволяет говорить о наличии статистически значимых различий между показателями студентов «медико-психологического» и «информационно-математического» направлений по суммарному баллу ( $p < 0,05$ ), а также шкалам «Социальные навыки» ( $p < 0,01$ ) и «Воображение» ( $p = 0,001$ ); «социогуманитарного» и «информационно-математического» – по шкалам «Социальные навыки» ( $p < 0,05$ ) и «Воображение» ( $p < 0,05$ ); «естественнонаучного» и «информационно-математического» – по шкале «Воображение» ( $p < 0,05$ ). Эффекты пола (след Пиллая равен 0,03,  $F = 1,008$ ,  $p = 0,415$ ) и межфакторного взаимодействия (след Пиллая равен 0,077,  $F = 0,860$ ,  $p = 0,610$ ) статистически не значимы.

В случае «бинарного» способа начисления баллов эффект принадлежности к группе статистически значим (след Пиллая равен 0,189,  $F = 2,205$ ,  $p < 0,01$ ); статистически значимые различия между группами обнаруживаются в случае суммарного балла ( $F = 3,967$ ,  $p < 0,01$ ), а также шкал «Социальные навыки» ( $F = 5,354$ ,  $p < 0,01$ ), «Коммуникация» ( $F = 2,897$ ,  $p < 0,05$ ) и «Воображение» ( $F = 5,015$ ,  $p < 0,01$ ). Апостериорный критерий ДЗР Тьюки свидетельствует о наличии статистически значимых различий между показателями студентов, обучающихся на «медико-психологическом» и «информационно-математическом» направлениях, по суммарному баллу ( $p < 0,01$ ), шкалам «Социальные навыки» ( $p = 0,001$ ) и «Воображение» ( $p = 0,001$ ); на «социогуманитарном» и «информационно-математическом» направлениях – по шкале «Воображение» ( $p < 0,01$ ); на «естественнонаучном» и «информационно-математическом» – также по шкале «Воображение» ( $p < 0,01$ ). Как и при «ликертовском» начислении баллов, эффекты пола (след Пиллая равен 0,027,  $F = 0,899$ ,  $p = 0,484$ ) и межфакторного взаимодействия (след Пиллая равен 0,046,  $F = 0,508$ ,  $p = 0,937$ ) оказались статистически не значимыми.

Средние показатели по AQ для представителей различных дисциплин отображены в табл. 8.

Резюмируя вышеизложенное, необходимо отметить следующее. Прежде всего, обнаруживаются статистически значимые различия по показателям AQ (суммарному баллу и всем шкалам) между группой с высокой вероятностью наличия РАС и нейротипичной группой, что является дополнительным (пусть и не исчерпывающим – в силу особенности формирования групп) свидетельством критериальной валидности методики. Далее, между показателями мужской и женской частей выборки не было обнаружено статистически значимых различий, за исключением двух шкал («Внимание к деталям» и «Воображение»), в случае нейротипичной группы. Это в известной степени противоречит данным оригинального исследования Барона-Козна, предполагающим обусловленное большей представленностью аутистических черт в мужской части популяции различие между полами [Baron-Cohen et al., 2001], а потому требует дополнительного уточнения. Другим вопросом является причина отсутствия различий по суммарному показателю и отдельным шкалам AQ у мужчин и женщин внутри группы с высокой вероятностью наличия РАС – и можно ли считать это свидетельством большей гомогенности, нежели у нейротипичной части популяции. Наконец, в части, касающейся сравнения показателей по AQ, демонстрируемых представителями различных дисциплин, данные Барона-Козна (несмотря на ограничения, связанные с условностью группировки дисциплин и относительно небольшим размером групп) воспроизводятся на российской выборке: студенты, обучающиеся на математическом направлении, являются «лидерами» по набираемым баллам, что может быть объяснено тенденцией к преобладанию «систематизации» над «эмпатизацией» (см. [Baron-Cohen, 2002]).

Таблица 8

Показатели AQ у представителей различных специальностей

Table 8

AQ Scores in Respondents Belonging to Different Disciplines

Показатель	Дисциплина	Пол	Начисление баллов по шкале от 1 до 4		«Бинарное» начисление баллов		N
			среднее	стандартное отклонение	среднее	стандартное отклонение	
Суммарный балл	Медицина и психология	Женский	112,8269	13,56281	18,8462	6,66976	52
		Мужской	105,6667	14,36199	16,1667	6,30608	6
		Всего	112,0862	13,69375	18,569	6,6309	58
	Социальные и гуманитарные науки	Женский	116,9	10,39015	20	5,45831	30
		Мужской	108	25,15949	18,6667	10,69268	3
		Всего	116,0909	12,00615	19,8788	5,85639	33
	Естественные науки	Женский	117,4444	15,69501	21,4815	7,19172	27
		Мужской	116,5909	12,76401	21,3182	6,51289	22
		Всего	117,0612	14,31405	21,4082	6,82495	49
	Математика и информационные технологии	Женский	124,875	17,95504	24,9375	7,43388	16
		Мужской	117,3889	14,17595	22,3333	6,96208	18
		Всего	120,9118	16,26181	23,5588	7,19929	34
	Всего	Женский	116,344	14,36904	20,472	6,83749	125
		Мужской	115,0204	14,40701	20,898	6,97091	49
		Всего	115,9713	14,35046	20,592	6,85777	174
Социальные навыки	Медицина и психология	Женский	22,5769	4,62027	3,4808	2,17373	52
		Мужской	20,3333	5,08593	2,6667	1,96638	6
		Всего	22,3448	4,67375	3,3966	2,15162	58
	Социальные и гуманитарные науки	Женский	22,7	3,6686	3,5667	2,12835	30
		Мужской	20,3333	4,72582	2,6667	1,52753	3
		Всего	22,4848	3,75101	3,4848	2,07848	33

Продолжение табл. 8

Показатель	Дисциплина	Пол	Начисление баллов по шкале от 1 до 4		«Бинарное» начисление баллов		N
			среднее	стандартное отклонение	среднее	стандартное отклонение	
	Естественные науки	Женский	24,7778	4,92508	4,7407	2,44308	27
		Мужской	23,4091	4,5946	4,2273	2,48676	22
		Всего	24,1633	4,77994	4,5102	2,45053	49
	Математика и информационные технологии	Женский	26,3125	5,17325	5,625	2,41868	16
		Мужской	25,1667	5,44761	5,0556	2,6228	18
		Всего	25,7059	5,27159	5,3235	2,50721	34
	Всего	Женский	23,56	4,70484	4,048	2,36185	125
		Мужской	23,4898	5,12804	4,2449	2,521	49
		Всего	23,5402	4,81281	4,1034	2,402	174
Переключение внимания	Медицина и психология	Женский	24,8846	4,10955	4,9038	2,37024	52
		Мужской	23,1667	4,99667	4,3333	2,50333	6
		Всего	24,7069	4,19276	4,8448	2,36793	58
	Социальные и гуманитарные науки	Женский	26,3	4,22758	5,5	2,14556	30
		Мужской	23,3333	2,88675	4,3333	1,52753	3
		Всего	26,0303	4,17945	5,3939	2,10564	33
	Естественные науки	Женский	25,5926	3,5762	5,4074	1,92672	27
		Мужской	26,9545	4,07638	5,9091	2,02153	22
		Всего	26,2041	3,8296	5,6327	1,96526	49
	Математика и информационные технологии	Женский	27,875	4,31856	6,25	1,94936	16
		Мужской	26,1111	3,89402	6	2,19625	18
		Всего	26,9412	4,13368	6,1176	2,05625	34
	Всего	Женский	25,76	4,1278	5,328	2,19521	125
		Мужской	25,9592	4,17811	5,6531	2,15591	49
		Всего	25,8161	4,13089	5,4195	2,18293	174

Продолжение табл. 8

Показатель	Дисциплина	Пол	Начисление баллов по шкале от 1 до 4		«Бинарное» начисление баллов		N
			среднее	стандартное отклонение	среднее	стандартное отклонение	
Внимание к деталям	Медицина и психология	Женский	24,1346	4,37922	4,75	2,13169	52
		Мужской	24,8333	2,2286	4,6667	1,0328	6
		Всего	24,2069	4,20008	4,7414	2,03961	58
	Социальные и гуманитарные науки	Женский	25,9333	4,03377	5,3667	1,99107	30
		Мужской	24	6,08276	5,3333	2,88675	3
		Всего	25,7576	4,16856	5,3636	2,02821	33
	Естественные науки	Женский	24,2963	5,06735	4,8519	2,29889	27
		Мужской	22,5455	4,53271	4,0909	2,32807	22
		Всего	23,5102	4,86536	4,5102	2,3195	49
	Математика и информационные технологии	Женский	23,0625	4,0244	4,25	1,77012	16
		Мужской	21,6111	3,50023	3,5556	1,78958	18
		Всего	22,2941	3,77013	3,8824	1,78826	34
	Всего	Женский	24,464	4,45686	4,856	2,09725	125
		Мужской	22,5714	4,06202	4,0408	2,05101	49
		Всего	23,931	4,4209	4,6264	2,11069	174
Коммуникация	Медицина и психология	Женский	20,8269	4,12416	2,9038	1,99273	52
		Мужской	19	5,44059	2,1667	2,13698	6
		Всего	20,6379	4,25791	2,8276	2,00121	58
	Социальные и гуманитарные науки	Женский	21,5	2,73861	3	1,68154	30
		Мужской	20	4	2,6667	2,08167	3
		Всего	21,3636	2,82642	2,9697	1,68606	33
	Естественные науки	Женский	22,1852	4,18823	3,5926	2,04299	27
		Мужской	22,7273	3,99025	4	1,9518	22
		Всего	22,4286	4,06714	3,7755	1,99233	49

Окончание табл. 8

Показатель	Дисциплина	Пол	Начисление баллов по шкале от 1 до 4		«Бинарное» начисление баллов		N
			среднее	стандартное отклонение	среднее	стандартное отклонение	
	Математика и информационные технологии	Женский	24,0625	6,22328	4,4375	2,5025	16
		Мужской	21,1111	3,51282	3,3333	1,78227	18
		Всего	22,5	5,1183	3,8529	2,18995	34
	Всего	Женский	21,696	4,2677	3,272	2,0493	125
		Мужской	21,5102	4,0933	3,449	1,95854	49
		Всего	21,6437	4,20838	3,3218	2,0201	174
Воображение	Медицина и психология	Женский	20,4038	3,79504	2,8077	1,78269	52
		Мужской	18,3333	2,16025	2,3333	1,21106	6
		Всего	20,1897	3,70138	2,7586	1,73013	58
	Социальные и гуманитарные науки	Женский	20,4667	3,18112	2,5667	1,35655	30
		Мужской	20,3333	8,14453	3,6667	3,51188	3
		Всего	20,4545	3,64941	2,6667	1,59426	33
	Естественные науки	Женский	20,5926	4,13484	2,8889	1,96769	27
		Мужской	20,9545	3,6707	3,0909	2,15824	22
		Всего	20,7551	3,89728	2,9796	2,03603	49
	Математика и информационные технологии	Женский	23,5625	5,36617	4,375	2,39096	16
		Мужской	23,3889	4,81589	4,3889	2,25281	18
		Всего	23,4706	5,00445	4,3824	2,2832	34
	Всего	Женский	20,864	4,05475	2,968	1,88344	125
		Мужской	21,4898	4,4913	3,5102	2,2465	49
		Всего	21,0402	4,17861	3,1207	2,00067	174

### Заключение

Опросник Autism-Spectrum Quotient, разработанный Саймоном Бароном-Козном и коллегами, является психодиагностическим инструментом для оценки выраженности аутистических тенденций у взрослых лиц с сохранным интеллектом; лаконичность и простота работы позволяют использовать его в исследовательских целях (сравнение клинических и неклинических выборок), а также в рамках скрининговых обследований.

Согласно полученным в рамках настоящего исследования результатам, показатели по AQ, демонстрируемые лицами из группы с высокой вероятностью наличия РАС, статистически значимо отличаются от показателей представителей нейротипичной выборки; это касается как суммарного балла по методике, так и баллов по отдельным шкалам. О высокой различительной способности теста по диагностическому критерию также говорят и данные ROC-анализа. Тем не менее, окончательный ответ на вопрос о критериальной валидности методики требует проведения дополнительных исследований.

Что касается таких психометрических характеристик, как надёжность и дискриминативность, то общие показатели AQ по ретестовой надёжности и надёжности по внутренней согласованности соответствуют хорошему уровню, а по дискриминативности – высокому. Тем не менее, нельзя не заметить, что показатели надёжности по внутренней согласованности, касающиеся отдельных шкал адаптируемой методики, напрямую зависят от способа начисления баллов. Так, при оригинальном «бинарном» способе только две шкалы опросника демонстрируют достаточную (в данном случае удовлетворительную) надёжность по внутренней согласованности, в то время как при градации ответов по шкале от 1 до 4 лишь одна шкала не достигает удовлетворительного уровня. В этой связи представляется обоснованной замена «бинарного» начисления баллов «ликертовским».

При оценке конвергентной конструктивной валидности были обнаружены статистически значимые отрицательные корреляционные связи между показателями AQ и личностными факторами «Экстраверсия» и «Сотрудничество» NEO FFI, а также шкалами CPI «Способность к статусу», «Общительность», «Социальное присутствие», «Самопринятие», «Эмпатия», «Обычность», «Гибкость», «Достижение через независимость». Низкая степень выраженности этих черт соответствует характерным для РАС особенностям поведения, касающимся социальной коммуникации, в том числе понимания другого, и специальных интересов.

Вопрос о факторной структуре AQ остаётся открытым. Как показал проведённый подтверждающий факторный анализ, ни оригинальная модель, состоящая из пяти шкал-факторов, ни однофакторная модель, «упраздняющая» шкалы, не являются пригодными. Данные эксплораторного факторного анализа в известной мере свидетельствуют в пользу трёхфакторной модели, впервые описанной Остин [Austin, 2005], которая, впрочем, неизбежно предполагает существенное вмешательство в конструкцию методики.

В общем и целом можно заключить, что Autism-Spectrum Quotient представляет весьма перспективным для применения в российских реалиях психодиаг-

ностическим инструментом, сочетающим достаточно высокие психометрические показатели с удачными конструктивными решениями.

Следует признать, что настоящее исследование обладает рядом ограничений. Прежде всего, ситуация с диагностикой расстройств аутистического спектра в России предсказуемо оказала влияние на формирование выборки; не приходится однозначно говорить об отсутствии «ложноположительных» респондентов в группе с высокой вероятностью наличия РАС и, соответственно, «ложноотрицательных» – в условно нейротипичной группе. Кроме того, с очевидными сложностями сопряжён и поиск респондентов с официальным диагнозом РАС. Другим ограничением является достаточно выраженный дисбаланс по половой принадлежности, который мог оказать влияние на полученные результаты. Наконец, нельзя полностью исключить гипотетическое влияние обстановки и условий проведения исследования – пандемия COVID-19 и вынужденный дистанционный формат взаимодействия с респондентами исключил возможность более детальной оценки критериальной валидности адаптируемой методики. Тем не менее, данные упущения будут учтены при планировании и проведении дальнейших уточняющих исследований, посвящённых AQ.

### Благодарности

Авторы благодарят профессора Саймона Барона-Коэна и Autism Research Centre за разрешение на осуществление русскоязычной адаптации методики Autism-Spectrum Quotient.

### Список литературы

Божкова Е. Д., Баландина О. В., Коновалов А. А. Расстройства аутистического спектра: современное состояние проблемы (обзор) // Современные технологии в медицине. 2020. Т. 12, № 2. С. 111–120.

Макушкин Е. В., Макаров И. В., Пашиковский В. Э. Распространенность аутизма: подлинная и мнимая // Журнал неврологии и психиатрии им. С. С. Корсакова. 2019. Т. 119, № 2. С. 80–86.

Орёл В. Е., Сенин И. Г. Личностные опросники NEO PI-R и NEO FFI. Руководство по применению. 2-е изд. Ярославль, НПЦ «Психодиагностика», 2008.

Первушина О. Н., Земляная К. С., Мезенцева М. П. Адаптация опросника Baby and Infant Screen for Children with aUtism Traits (BISCUIT) для ранней диагностики расстройств аутистического спектра // Reflexio. 2019. Т. 12, № 2. С. 5–20.

Первушина О. Н., Кудрявцева А. С., Мезенцева М. П. Адаптация опросника Modified Checklist for Autism in Toddlers, Revised with Follow-Up (M-CHAT-R/F) для скрининга детей раннего возраста // Reflexio. 2018. Т. 11, № 1. С. 47–67.

Тарабрина Н. В., Графинина Н. А. Новый вариант калифорнийского психологического опросника // Методики анализа и контроля трудовой деятельности и функциональных состояний / ИП РАН. М., 1992. С. 250–260.

Филиппова Н. В., Барыльник Ю. Б. Эпидемиология аутизма: современный взгляд на проблему // Социальная и клиническая психиатрия. 2014. Т. 24, № 3. С. 96–101.



Фурьева Т. В., Фурьев Е. А. Сопровождаемое жизнеустройство как механизм преодоления социальной эксклюзии молодых людей с расстройствами аутистического спектра // Научно-педагогическое обозрение. Pedagogical Review. 2017. Т. 4 (18). С. 66–74.

American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5<sup>th</sup> ed.). Washington, DC: Author.

Austin, E. J. (2005). Personality correlates of the broader autism phenotype as assessed by the Autism Spectrum Quotient (AQ). *Personality and Individual Differences*, 38, 451–460.

Baron-Cohen, S. (2002). The extreme male brain theory of autism. *Trends in Cognitive Sciences*, 6 (6): 248–254.

Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Skinner, R., Martin, J., & Clubley, E. (2001). The autism-spectrum quotient (AQ): evidence from Asperger syndrome / high-functioning autism, males and females, scientists and mathematicians. *Journal of autism and developmental disorders*, 31 (1), 5–17.

Hoekstra, R. A., Bartels, M., Cath, D. C., Boomsma, D. I. (2008). Factor Structure, Reliability and Criterion Validity of the Autism-Spectrum Quotient (AQ): A Study in Dutch Population and Patient Groups. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 38, 1555–1566.

Hurst, R. M., Mitchell, J. T., Kimbrel, N. A., Kwapil, T. K., Nelson-Gray, R. O. (2007). Examination of the reliability and factor structure of the Autism Spectrum Quotient (AQ) in a non-clinical sample. *Personality and Individual Differences*, 43 (7): 1938–1949.

Kloosterman, P., Keefer, K., Kelley, E., Summerfeldt, L., Parker, J. (2011). Evaluation of the factor structure of the Autism-Spectrum Quotient. *Personality and Individual Differences*, 50, 310–314.

Kurita H., Koyama T., Osada H. (2005). Autism-Spectrum Quotient-Japanese version and its short forms for screening normally intelligent persons with pervasive developmental disorders. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 59 (4): 490–496.

Lepage, J.-F., Lortie, M., Taschereau-Dumouchel, V., Théoret, H. (2009). Validation of French-Canadian versions of the Empathy Quotient and Autism Spectrum Quotient. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*, 41, 272–276.

Lodi-Smith, J., Rodgers, J. D., Cunningham, S. A., Lopata, C., Thomeer, M. L. (2019). Meta-analysis of Big Five personality traits in autism spectrum disorder. *Autism*, 23 (3): 556–565.

Poon, V. W. K., Shu, D. S. T., Chan, R. W. S., Leung, C. N. W., Leung, P. W. L. (2020). Comparing the Psychometric Properties of the Self- and Parent-Report Versions of Autism-Spectrum Quotient-Adult in Hong Kong (AQ-Adult-HK). *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 50, 524–528.

Regier, D. A., Kuhl, E. A., Kupfer, D. J. (2013). The DSM-5: Classification and criteria changes. *World psychiatry: official journal of the World Psychiatric Association (WPA)*, 12 (2): 92–98.

Simashkova, N. V., Boksha, I. S., Klyushnik, T. P., Iakupova, L. P., Ivanov, M. V., Mukaetova-Ladinska, E. B. (2019). Diagnosis and Management of Autism Spectrum

Disorders in Russia: Clinical-Biological Approaches. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 49, 3906–3914.

Wakabayashi, A., Baron-Cohen, S., Wheelwright, S. (2006). Are autistic traits an independent personality dimension? A study of the Autism-Spectrum Quotient (AQ) and the NEO-PI-R. *Personality and Individual Differences*, 41 (5): 873–883.

## References

American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5<sup>th</sup> ed.). Washington, DC: Author.

Austin, E. J. (2005). Personality correlates of the broader autism phenotype as assessed by the Autism Spectrum Quotient (AQ). *Personality and Individual Differences*, 38, 451–460.

Baron-Cohen, S. (2002). The extreme male brain theory of autism. *Trends in Cognitive Sciences*, 6 (6): 248–254.

Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Skinner, R., Martin, J., & Clubley, E. (2001). The autism-spectrum quotient (AQ): evidence from Asperger syndrome / high-functioning autism, males and females, scientists and mathematicians. *Journal of autism and developmental disorders*, 31 (1), 5–17.

Bozhkova, E. D., Balandina, O. V., Konovalov, A. A. (2020). Rasstroistva autisticheskogo spektra: sovremennoe sostoianie problemy (obzor). *Sovremennye tekhnologii v meditsine*, 12 (2): 111–120. (in Russ.)

Filippova, N. V., Barylnik, Yu. B. (2014). Epidemiologiya autizma: sovremennyy vzgliad na problemu. *Sotsial'naya i klinicheskaya psikiatriya*, 24 (3): 96–101. (in Russ.)

Furiaeva T. V., Furiaev E. A. (2017). Soprovozhdaemoe zhizneustroistvo kak mekhanizm preodoleniya sotsial'noi eksklyuzii molodykh liudei s rasstroistvami autisticheskogo spektra. *Nauchno-pedagogicheskoe obozrenie. Pedagogical Review*, 4 (18): 66–74. (in Russ.)

Hoekstra, R. A., Bartels, M., Cath, D. C., Boomsma, D. I. (2008). Factor Structure, Reliability and Criterion Validity of the Autism-Spectrum Quotient (AQ): A Study in Dutch Population and Patient Groups. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 38, 1555–1566.

Hurst, R. M., Mitchell, J. T., Kimbrel, N. A., Kwapil, T. K., Nelson-Gray, R. O. (2007). Examination of the reliability and factor structure of the Autism Spectrum Quotient (AQ) in a non-clinical sample. *Personality and Individual Differences*, 43 (7): 1938–1949.

Kloosterman, P., Keefer, K., Kelley, E., Summerfeldt, L., Parker, J. (2011). Evaluation of the factor structure of the Autism-Spectrum Quotient. *Personality and Individual Differences*, 50, 310–314.

Kurita H., Koyama T., Osada H. (2005). Autism-Spectrum Quotient-Japanese version and its short forms for screening normally intelligent persons with pervasive developmental disorders. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 59 (4): 490–496.

Lepage, J.-F., Lortie, M., Taschereau-Dumouchel, V., Théoret, H. (2009). Validation of French-Canadian versions of the Empathy Quotient and Autism Spectrum Quotient. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*, 41, 272–276.

Lodi-Smith, J., Rodgers, J. D., Cunningham, S. A., Lopata, C., Thomeer, M. L. (2019). Meta-analysis of Big Five personality traits in autism spectrum disorder. *Autism*, 23 (3): 556–565.

Makushkin, E. V., Makarov, I. V., Pashkovsky, V. E. (2019). Rasprostranennost' autizma: podlinnaia i mnimaia. *Zhurnal nevrologii i psikiatrii im. S. S. Korsakova*, 119 (2): 80–86. (in Russ.)

Oryol, V. E., Senin, I. G. (2008). Lichnostnye oprosniki NEO PI-R i NEO FFI. Rukovodstvo po primeneniui. 2<sup>nd</sup> ed. Yaroslavl, NPC “Psikhodiagnostika”. (in Russ.)

Pervushina O. N., Kudriavzeva A. S., Mezentsева M. P. (2018). Adaptatsiia oprosnika Modified Checklist for Autism in Toddlers, Revised with Follow-Up (M-CHAT-R/F) dlia scrininga detei rannego vosta. *Reflexio*, 11 (1): 47–67. (in Russ.)

Pervushina O. N., Zemlyanaya K. S., Mezentsева M. P. (2019). Adaptatsiia oprosnika BISCUIT dlia ranney diagnostiki rasstroistv autisticheskogo spektra. *Reflexio*, 12 (2): 5–20. (in Russ.)

Poon, V. W. K., Shu, D. S. T., Chan, R. W. S., Leung, C. N. W., Leung, P. W. L. (2020). Comparing the Psychometric Properties of the Self- and Parent-Report Versions of Autism-Spectrum Quotient-Adult in Hong Kong (AQ-Adult-HK). *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 50, 524–528.

Regier, D. A., Kuhl, E. A., Kupfer, D. J. (2013). The DSM-5: Classification and criteria changes. *World psychiatry: official journal of the World Psychiatric Association (WPA)*, 12 (2): 92–98.

Simashkova, N. V., Boksha, I. S., Klyushnik, T. P., Iakupova, L. P., Ivanov, M. V., Mukaetova-Ladinska, E. B. (2019). Diagnosis and Management of Autism Spectrum Disorders in Russia: Clinical-Biological Approaches. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 49, 3906–3914.

Tarabrina, N. V., Grafinina, N. A. (1992). Novyi variant kaliforniiskogo psikhologicheskogo oprosnika. In: Metodiki analiza i kontroliia trudovoi deiatel'nosti i funktsional'nykh sostoianii. Moscow, IP RAN, p. 250–260. (in Russ.)

Wakabayashi, A., Baron-Cohen, S., Wheelwright, S. (2006). Are autistic traits an independent personality dimension? A study of the Autism-Spectrum Quotient (AQ) and the NEO-PI-R. *Personality and Individual Differences*, 41 (5): 873–883.

Материал поступил в редколлегию

The article was submitted

12.08.2020

### **Сведения об авторах**

**Шабалин Алексей Павлович**, ассистент кафедры психологии личности Института медицины и психологии им. Зельмана Новосибирского государственного университета, младший научный сотрудник Междисциплинарного центра прикладного анализа поведения ИМПЗ НГУ (Новосибирск, Россия)  
alexeyshabalin1994@yandex.ru  
Scopus Author ID 57206893194  
AuthorID RSCI 1002509

**Первушина Ольга Николаевна**, кандидат психологических наук, заведующий кафедрой психологии личности, заместитель директора Института медицины и психологии им. Зельмана Новосибирского государственного университета (Новосибирск, Россия)  
olgap7@yandex.ru  
Scopus Author ID 57190754195  
AuthorID RSCI 406156

### **Information about the Authors**

**Alexey P. Shabalin**, assistant lecturer of the Section of Personality Psychology of the V. Zelman Institute for the Medicine and Psychology of Novosibirsk State University, junior researcher of the Center for Behavior Analysis at Novosibirsk State University (Novosibirsk, Russian Federation)  
alexeyshabalin1994@yandex.ru  
Scopus Author ID 57206893194  
AuthorID RSCI 1002509

**Olga N. Pervushina**, PhD, Head of the Section of Personality Psychology, Deputy Director of the V. Zelman Institute for the Medicine and Psychology of Novosibirsk State University (Novosibirsk, Russian Federation)  
olgap7@yandex.ru  
Scopus Author ID 57190754195  
AuthorID RSCI 406156