

ФАКТОРНАЯ СТРУКТУРА И ИЗМЕРИТЕЛЬНАЯ ЭКВИВАЛЕНТНОСТЬ ШКАЛЫ АУТИЗМА ДЛЯ ДЕТЕЙ 3–4 ЛЕТ: АНАЛИЗ БИНАРНЫХ ДАННЫХ

А.Д. НАСЛЕДОВ^а, Л.О. ТКАЧЕВА^а, С.А. МИРОШНИКОВ^б

^а Санкт-Петербургский государственный университет, 199034, Россия, Санкт-Петербург, Университетская наб., д. 7/9

^б ООО «Лонгитюд», 195257, Россия, Санкт-Петербург, Гражданский пр., д. 83

Factor Structure and Measurement Equivalence of the Autism Scale for Children 3–4 Years Old: Analysis of Binary Data

A.D. Nasledov^а, L.O. Tkacheva^а, S. A. Miroshnikov^б

^а Saint Petersburg State University, 7/9 Universitetskaya emb., Saint Petersburg, 199034, Russian Federation

^б LLC "Longitude", 83 Grajdansky Ave., Saint-Petersburg, 195257, Russian Federation

Резюме

В статье представлен подтверждающий подход к анализу разработанной авторами ранее шкалы аутизма для быстрого выявления (скрининга) риска развития аутизма у детей 3–4 лет с точностью более 85% (Nasledov et al., 2021; Наследов и др., 2022). 40 бинарных пунктов шкалы образуют 4 фактора (субшкалы), по которым дети с расстройствами аутистического спектра (РАС) отличаются от детей без РАС: «Эмоциональные нарушения», «Сенсорные нарушения», «Нарушения коммуникации», «Расторможенность». При разработке шкалы мы исходили из предположения, что можно

Abstract

The article presents a confirmatory approach to the analysis of the Autism Scale developed by the authors earlier, for the rapid identification (screening) of the risk for autism (ASD) in 3–4 year-olds, with an accuracy of more than 85% (Nasledov et al., 2021; Nasledov et al., 2022). Forty binary points of the scale form 4 factors (subscales) by which children with ASD differ from children without ASD: "Emotional impairments", "Sensory disintegration", "Communication impairments", "Disinhibition". When developing

Исследование выполнено при поддержке РФФИ, проект № 20-013-00312А «Исследование прогнозных индикаторов расстройств аутистического спектра у детей в возрасте 3–4 лет».

The study was supported by RFBR grant 20-013-00312A «Study of predictive indicators of autism spectrum disorder in 3–4-year-old children».

выделить «вектора аутизма», каждый из которых — континуум, на одном полюсе которого — условная норма, на другом — яркое проявление соответствующего симптома РАС. Целью данного исследования являлась проверка структурной и измерительной эквивалентности четырехфакторной модели шкалы относительно разных частей выборки: детей с РАС и без РАС, мальчиков и девочек, детей 3 и 4 лет. Выборку составили 828 детей, из них 294 ребенка с РАС, остальные — дети без установленного диагноза (Норма) и дети с задержкой психического развития (ЗПР). Применен «пакетный» подход, подразумевающий объединение (парцелляцию) пунктов, входящих в один фактор, в несколько пакетов пунктов и позволяющий «усилить» исходные измерения от бинарных к количественным. Инвариантность измерительной модели проверялась с использованием мультигруппового confirmatorного факторного анализа. Эквивалентность факторной структуры не подтвердилась для выборок детей с РАС и без РАС. Но для детей с РАС подтвердилась структурная и измерительная эквивалентность четырехфакторной модели для выборок мальчиков и девочек и детей в возрасте 3 и 4 лет. Наше исходное предположение о «векторной» структуре симптомов РАС, свойственной и для детей без РАС, с меньшей выраженностью этих симптомов, не подтвердилось. Наличие выделенных векторов подтверждено только для разных частей выборки детей с РАС.

Ключевые слова: аутизм, структурная и измерительная эквивалентность модели, бинарные данные.

Наследов Андрей Дмитриевич — доцент, заведующий кафедрой педагогики и педагогической психологии, Санкт-Петербургский государственный университет, кандидат психологических наук.

Сфера научных интересов: математические методы в психологии, дизайн психологического исследования.

Контакты: andrey.nasledov@gmail.com

Ткачева Любовь Олеговна — старший преподаватель, кафедра педагогики и педагогической

the scale, we assumed that it is possible to distinguish "autism vectors" as a continuum, at one pole of which there is a conditional norm, and at the other, there is a vivid manifestation of the corresponding symptom of ASD. The purpose of this study was to verify the structural and measurement equivalence of the 4-factor scale model with respect to different parts of the sample: children with and without ASD, boys and girls, 3- and 4-year-old children. The sample consisted of 828 children, of which 294 were children with ASD, the rest were children without an established diagnosis (Norm) and children with developmental delay (DD). A "batch" approach has been applied, implying the combination (parcelling) of items included in one factor into several packages of items, which allows "strengthening" the initial measurements from binary to quantitative. The invariance of the measurement model was verified using multigroup confirmatory factor analysis. The factor structure is not equivalent for samples of children with and without ASD. However, for children with ASD, the structural and measurement equivalence of the 4-factor model for samples of boys and girls, and children aged 3 and 4 years is confirmed. Our initial assumption about the "vector" structure of ASD symptoms, which is also typical for children without ASD, with less severity of these symptoms, has not been confirmed. The presence of selected vectors was confirmed only for different parts of the sample of children with ASD.

Keywords: autism, structural and measurement equivalence of the model, binary data.

Andrey D. Nasledov — Associate Professor, the head of the department, Department of Pedagogy and pedagogical psychology, Saint-Petersburg State University, PhD in Psychology.

Research Area: mathematical methods in psychology, design of psychological research.

E-mail: andrey.nasledov@gmail.com

Liubov O. Tkacheva — Senior Lecturer, Department of Pedagogy and pedagogical

психологии, Санкт-Петербургский государственный университет, кандидат психологических наук.

Сфера научных интересов: психосемантика, нейролингвистика, психофизиология.

Контакты: tkachewa.luba@gmail.com

psychology, Saint-Petersburg State University, PhD in Psychology.

Research Area: psychosemantics, neuro-linguistics, psychophysiology.

E-mail: tkachewa.luba@gmail.com

Мирошников Сергей Александрович — директор ООО «Лонгитюд», кандидат психологических наук.

Сфера научных интересов: психодиагностика, психофизиология.

Контакты: sergeyamir@gmail.com

Sergey A. Miroshnikov — director LLC “Longitude”, PhD in Psychology.

Research Area: psychodiagnostics, psychophysiology.

E-mail: sergeyamir@gmail.com

Расстройство аутистического спектра (РАС) — это нарушение развития, которое может вызвать широкий спектр проблем в социальном взаимодействии, общении и поведении. Известно, что во всем мире наблюдается увеличение распространенности аутизма, что отражает совокупное воздействие множества факторов. Среди этих факторов можно выделить повышение осведомленности общества о данном заболевании, разработку ответных мер здравоохранения, прогресс в выявлении случаев заболевания, повышение потенциала общества в оказании своевременной помощи детям с РАС (Zeidan et al., 2022). Однако существует противоречие в современном понимании проблемы аутизма, состоящее в том, что некоторые ученые отдают предпочтение генетическому детерминизму РАС (Happé, Ronald, 2008), в то время как другие полагают, что симптомы аутизма независимы друг от друга (Ronald et al., 2006). При этом в отечественной психологии существует проблема неадекватной или преувеличенной диагностики аутизма, которая представляется наиболее актуальной для детей среднего и позднего дошкольного возраста, а именно детей 3–5 лет (Каган, 2003; Иовчук, Северный, 2014; Горюнова, Шевченко, 2014). Данная проблема связана в первую очередь с большим количеством нарушений психического развития в раннем детском возрасте, по факту не входящих в аутистический спектр, но имеющих сходную симптоматику, что значительно усложняет дифференциальную диагностику (Chereneva et al., 2022). В этой связи понимание факторной структуры аутистической симптоматики имеет решающее значение для обнаружения и интерпретации причинно-следственных механизмов, лежащих в основе РАС. Надо отметить, что попытки выявить факторную структуру аутизма уже предпринимались. Так, например, в более ранних исследованиях получали три основных (классических) домена проявления аутистических черт: дефицит общения, языковой дефицит и повторяющееся/стереотипное поведение (Constantino et al., 2004). Однако, когда начали применять конфирматорный факторный анализ для выявления структуры аутизма, модели стали более многофакторными. Так, была получена четырехфакторная модель аутизма, включающая (1) нарушения социальных отношений, (2) нарушения невербального общения/социализации, (3) нарушения вербального общения и (4) наличие ограниченных

интересов/стремления к однообразию (Matson et al., 2009). Также, используя конфирматорный факторный анализ, другая группа ученых получила результаты о пятифакторной структуре аутизма, включающей (1) социальные навыки, (2) общение/предугадывание мотивов других людей, (3) ограниченное/повторяющееся поведение, (4) воображение и (5) внимание к деталям (Kloosterman et al., 2011). Затем была получена пятифакторная модель, в которой три фактора касались нарушения социальной коммуникации (распознавание эмоций, избегание общения и межличностных отношений) и два фактора были связаны с ограниченным, повторяющимся поведением при взаимодействии с предметами (стремление к однообразию и повторяющееся узконаправленное поведение) (Frazier et al., 2014). С 2020 г. наш коллектив ведет разработку короткой шкалы аутизма, предназначенной для быстрого выявления (скрининга) риска расстройств аутистического спектра (РАС) у российских детей 3–4 лет (Nasledov et al., 2021; Наследов и др., 2022). На данный момент эта методика находится на стадии апробации и валидизации. На первом этапе (2020–2021 гг.) на выборке 324 ребенка был разработан компактный набор из четырех шкал (всего 40 бинарных пунктов), обладающих достаточной надежностью (альфа Кронбаха > 0.80). Этими шкалами являются, в порядке убывания вклада в разделение групп детей с РАС от детей без РАС: 1) «Эмоциональные нарушения» (11 пунктов) как ограничения ребенка в способностях выражать и распознавать эмоции; 2) «Сенсорные нарушения» (10 пунктов) — особенности поведения, связанные с сенсорной дезинтеграцией; 3) «Нарушения коммуникации» (9 пунктов) — нарушения общения и социальных навыков ребенка; 4) «Гиперактивность/расторможенность» (10 пунктов) — чрезмерные движения, двигательная расторможенность и беспокойное поведение. С применением дискриминантного анализа разработана модель предсказания в виде дискриминантной функции (DS), на положительном полюсе которой — группа РАС, на отрицательном — группа детей без РАС, аргументами функции являлись значения четырех шкал. На основе значений этой функции разработана и стандартизирована шкала аутизма, предсказывающая принадлежность ребенка к группе РАС с точностью 86.73–89.9%. Чувствительность шкалы (точность выделения группы РАС) составила 86.21–88.8%, специфичность (точность выделения группы детей без РАС) — 85.58–89.90%. Процедура исследования, разработки шкалы и обоснования ее валидности и надежности подробно изложена в наших работах (Nasledov et al., 2021; Наследов и др., 2022). Гипотетическая структура 40 пунктов шкалы по 4 факторам представлена в таблице 1.

В 2021 г. были дополнительно обследованы 505 детей (178 — РАС, 203 — Норма, 124 — ЗПР). С применением эксплораторного факторного анализа (ЭФА) подтверждены факторная структура методики, ее психометрические характеристики и ее высокая эффективность в дифференциации детей с РАС и без РАС (точность 85–87%). Был проведен анализ ошибок предсказания риска РАС. Разработаны стимульный материал, инструкция и тестовые нормы для практического применения методики (https://info505.testpsy.net/pril_1.doc) (Наследов и др., 2022).

Таблица 1

Основные результаты факторного анализа и проверки надежности шкал

Факторизация 40 пунктов (N = 324): $\alpha = 0.909$, 60.87% суммарной дисперсии	ФН
<i>Фактор 1 «Коммуникация», 15.75% дисперсии, $\alpha = 0.848$ (9 пунктов)</i>	
L8201. Практически не общается.	0.963
L8303. Не реагирует на обращенные к нему вопросы.	0.789
G2101. Как правило, играет сам, отчужденно, не допускает в свою игру других людей – ни взрослых, ни детей.	0.783
L1501. Не повторяет действий других людей: занят собственным делом и на людей не обращает внимания.	0.680
L8210. Практически никогда не отвечает и не инициирует контакт со взрослым	0.671
M1601. У ребенка нет обращений к другим людям. О своих потребностях не сообщает, пытается взять все самостоятельно или использует стратегии, свойственные детям младшего возраста (крик).	0.663
S5301*. Ребенок говорит, но нарушен грамматический строй речи (путает род, число, местоимения).	0.649
M1702. Никак не сообщает о своих отказах. Это можно понять из его жестов (отталкивает, качает головой «нет»), по выражению лица (отвращение) или вокализации.	0.488
S3201. Кажется, что не обращает внимание на окружающую действительность – бродит по комнате, изучает пространство, берет предметы, не сосредотачивается на них и тут же бросает, иногда за спину.	0.478
<i>Фактор 2 «Эмоции», 15.58% дисперсии, $\alpha = 0,859$ (11 пунктов)</i>	
L8202. Общается мало (не больше 10–15 минут в день), большую часть времени проводит в одиночестве.	0.753
M7201. Использует указательный и коммуникативные жесты. Общается к другим только для удовлетворения собственных потребностей.	0.700
S5404. Речь ребенка является «отраженной», присутствует эхолалия: повторяет слова других людей не в целях коммуникации.	0.662
M7205*. Ребенок легко говорит о своих потребностях. Использует слова, фразы, жесты и мимику.	0.624
L1304. У ребенка трудности с налаживанием дружеских отношений.	0.622
E7401. Ребенку сложно распознавать эмоции у других людей и реагировать соответственно с ними.	0.582
E7403*. При просмотре мультфильма ребенок понимает происходящее на экране и эмоционально адекватно реагирует одинаковым образом в знакомых ситуациях.	0.548
L0903*. Сразу смотрит на человека, который к нему обращается.	0.542
L0902. Чтобы ребенок посмотрел в глаза говорящему, нужно попросить его это сделать (например, «Посмотри на меня»), самостоятельно не проявляет желания смотреть в глаза.	0.529

Таблица 1 (продолжение)

E0302. Ответная улыбка на улыбку взрослого отсроченная (ребенок не улыбается сразу в ответ).	0.527
L1003*. Показывая что-то другому человеку, располагает предмет так, чтобы можно было рассмотреть, проверяет, видит ли человек то, что он показывает.	0.494
<i>Фактор 3 «Сенсорика», 15.03% дисперсии, $\alpha = 0.824$ (10 пунктов)</i>	
F2303. При одевании капризничает, требует переодеть в ту одежду, которая нравится ему.	0.832
B2804. Любит ритуалы (укладывать спать только по одному сценарию, пить только из любимой чашки, одеваться только в определенном порядке, ходить только по определенному маршруту).	0.716
B2707. Необычные страхи, такие как страх лифтов, лестниц, туалетов, балконов, пылесосов, другое.	0.714
N4602. Ребенок чувствителен к прикосновениям во рту или вокруг рта (не нравится чистка зубов, логопедический массаж, осмотр у стоматолога).	0.673
B6501. Чрезмерная привязанность к некоторым объектам (одеяло, игрушка, одежда). Если теряется любимый предмет, ребенок тревожится, даже может быть истерика.	0.635
C3304. Визуально-механические навыки хорошо развиты (например, составление пазлов и конструкторов, работа с электронными устройствами, постижение сути работы различных механизмов).	0.614
B2805. Ребенок очень разборчив в еде, имеет ограниченный круг любимых блюд, старается потреблять одну и ту же пищу, предъявляет требования к форме еды (цвет, консистенция, оформление).	0.597
N4601. Ребенок придирчив/чувствителен к определенным текстурам пищи (например, кусочки в пюре или каше). «Неподходящая» еда вызывает отвращение.	0.579
N4205. Любит наблюдать за включением и выключением света, открыванием и закрыванием дверей, кручением колес, вентилятором, открыванием-закрыванием жалюзи, блестящими предметами, мелькающими страницами при перелистывании и т.п.	0.574
I0103. Необычно долго сохраняет интерес к определенным предметам, игрушкам (веревочки, мячи, камни, пробки и крышки, колеса машин, детали игрушек).	0.476
<i>Фактор 4 «Расторможенность» (Нур); 14.51% дисперсии, $\alpha = 0.817$ (10 пунктов)</i>	
B2502. Не может тихо играть, неадекватно шумен.	0.823
N6901. В деятельности «слишком много лишних движений», ребенок суетливый, кажется «гиперактивным».	0.789
B2901. Агрессивный, драчливый, склонен к физической расправе над животными и другими людьми.	0.783

Таблица 1 (продолжение)

P3905. Ребенок не может усидеть, покидает свое место на занятии, в классе или в другом месте, вскакивает и бродит.	0.734
B6201. Теряет самоконтроль, склонен к эмоциональным «взрывам».	0.718
B2501. Неспособен стоять в очередях, дожидаться своей очереди.	0.672
B6202. Стремится добиться своего, легко «выходит из себя».	0.658
B2603. Часто бывает злым и раздражительным.	0.626
N7102. Не может сидеть спокойно. Раскачивается телом или качает головой, на площадке выбирает качели.	0.617
B2503. Ребенка трудно контролировать. Его поведением управляют внешние стимулы: «что вижу — туда бегу» (полевое поведение).	0.591

Примечание. ФН — факторные нагрузки; * — инвертированные пункты.

Следует отметить, что применение ЭФА в отношении бинарных данных имеет свои сложности и ограничения. К. Иберла еще в 1970-е гг. опубликовал результаты компьютерного моделирования (метод Монте-Карло) точности ЭФА в отношении бинарных данных с разным распределением и количественных переменных (Иберла, 1980). При переходе от количественных к бинарным переменным заметно уменьшаются корреляции между переменными и падает точность ЭФА. Но если распределение бинарных переменных приблизительно равномерное, то падение точности не является значительным, в отличие от существенно неравномерного распределения, как в нашем случае, где падение точности — до трех раз по квадрату множественной корреляции. Тем не менее в заключении он пишет: «...опыт показывает, что факторное отображение, полученное по альтернативным данным, в принципе согласуется с факторным отображением, полученным по нормально распределенным величинам» (с. 286). Чтобы компенсировать проблемы ЭФА по бинарным данным, нам пришлось отказаться от стандартных процедур ЭФА, представленных в IBM SPSS Statistics, и обратиться к более «экзотическим» процедурам, доступным в программе R: применялся метод взвешенных наименьших квадратов (WLS) по тетракорическим корреляциям с косоугольным вращением Кроуфорда-Фергюсона (Nasledov et al., 2021). По сравнению с результатами применения альфа-факторизации с вращением промакс (IBM SPSS Statistics) была получена более простая факторная структура, с более высокими факторными нагрузками.

При разработке шкалы мы исходили из предположения, что можно выделить «вектора аутизма», каждый из которых — континуум, на одном полюсе которого — условная норма, на другом — яркое проявление соответствующего симптома РАС. Альтернативное предположение состоит в том, что выделенные факторы — это направления, по которым выборки (РАС и не РАС) наиболее

существенно различаются, но не свойственны каждой из выборок по отдельности (РАС и не РАС).

Таким образом, несмотря на то что разработанная шкала аутизма показала свою высокую прогностическую эффективность (по общему баллу шкалы) и ЭФА подтвердил ее четырехфакторную структуру, остается ряд важных вопросов. Во-первых, является ли эта структура идентичной для детей с РАС и без РАС? Если она является идентичной, то это подтвердит наше предположение о том, что выделенные факторы являются векторами, общими для всех детей, на одном полюсе которых — условная норма, на другом — РАС. Во-вторых, если эта четырехфакторная структура подтвердится для всех детей или только для детей с РАС, то насколько она является инвариантной в отношении частей выборки, различающихся по полу (мальчиков и девочек) и возрасту (3 и 4 года)?

Итак, задачами данного исследования являлись проверка четырехфакторной структуры шкалы, а также ее структурной и измерительной инвариантности в отношении различных частей выборки: РАС и не РАС, мальчиков и девочек, детей 3 и 4 лет. Эти задачи предполагалось решать с учетом того, что исходные данные представлены в «слабых» бинарных измерениях.

Метод

Исходными данными являлись 40 бинарных переменных (пунктов шкалы), измеренных на выборке $N = 828$ детей 3–4 полных лет. Состав выборки по полу, возрасту и диагнозу представлен в таблице 2 (численность выборки меньше обследованных, так как для 21 ребенка не были известны либо пол, либо возраст, либо диагноз). В ходе исследования решались следующие задачи: а) проверка факторной валидности четырехфакторной структуры шкалы; б) проверка структурной и измерительной инвариантности четырехфакторной модели в отношении следующих трех пар выборок: РАС — не РАС; 3 и 4 года; мальчики и девочки.

Численность выборок, однородных по диагнозу (РАС — не РАС), полу и возрасту, явно недостаточна для применения конфирматорного факторного анализа (КФА) в отношении 40 исходных бинарных пунктов шкалы, ведь 40 пунктов и 4 фактора в КФА потребуют оценки как минимум 86 параметров (40 дисперсий остатков, 36 коэффициентов регрессии, 4 дисперсии факторов и 6 ковариаций между факторами). Но даже пятикратное превышение численности выборки над количеством оцениваемых параметров (N/T) признается явно недостаточным (Kline, 2011). Кроме того, на значение индексов соответствия модели исходным данным влияет отношение количества индикаторов к количеству факторов (R/F): значение индексов согласия имеет тенденцию к ухудшению по мере увеличения числа показателей на фактор в КФА (Ding et al., 1995; Marsh et al., 1998). Оптимальное количество пунктов на фактор остается дискуссионным (Hall et al., 1999), однако ученые (например: Ding et al., 1995; Hall et al., 1999) рекомендуют использовать как минимум три пункта для каждого фактора.

Таблица 2

Состав выборки по диагнозу, полу и возрасту

Возраст	Пол		Диагноз			Всего
			РАС	Норма	ЗПП	
3 года	м	N	85	78	50	213
		%	39.9	36.6	23.5	100.0
	ж	N	26	74	28	128
		%	20.3	57.8	21.9	100.0
	Всего	N	111	152	78	341
		%	32.6	44.6	22.9	100.0
4 года	м	N	126	90	79	295
		%	42.7	30.5	26.8	100.0
	ж	N	52	80	39	171
		%	30.4	46.8	22.8	100.0
	Всего	N	178	170	118	466
		%	38.2	36.5	25.3	100.0
Всего	м	N	211	168	129	508
		%	41.5	33.1	25.4	100.0
	ж	N	78	154	67	299
		%	26.1	51.5	22.4	100.0
	Всего	N	289	322	196	807
		%	35.8	39.9	24.3	100.0

Решением указанных проблем является «пакетный» подход, подразумевающий объединение (парцелляцию) пунктов, входящих в один фактор, в несколько пакетов пунктов (Little et al., 2002). Обычно используются случайное распределение пунктов по пакетам либо принудительное их распределение в соответствии с априорными предположениями о содержании конструкторов (Frazier et al., 2014). Помимо решения проблем численности выборки (N/T) и количества переменных на каждый фактор (P/F), пакетный подход позволяет «усилить» шкалу измерения пунктов от бинарной к количественной.

В нашем случае мы использовали априорную стратегию распределения пакетов по факторам в соответствии с четырехфакторным результатом ЭФА (см. таблицу 1) и случайное распределение пунктов по пакетам внутри каждого фактора. В каждом из четырех факторов (субшкал шкалы аутизма) пункты были случайным образом выбраны для первого пакета, пока каждый пакет не включил в себя по меньшей мере 3 пункта. После того как в первом пакете оказалось не менее трех пунктов, последующий пакет создавался путем случайного выбора любых оставшихся пунктов, пока в нем также не оказывалось по крайней мере три пункта. Процедура продолжалась до тех пор, пока все

пункты, отнесенные к этому фактору, не были помещены в пакеты. Таким образом, 40 пунктов были распределены в 12 пакетов, по 3 пакета на каждый фактор, по 3–4 пункта в каждом пакете. Значение пакета для каждого случая вычислялось как среднее значение входящих в него пунктов. В итоге 12 новых переменных, соответствующих пакетам, были представлены в четырех- или пятибалльной количественной шкале (в зависимости от количества пунктов в пакете), а каждое значение представляло собой долю утвердительных ответов на пункты, входящие в данный пакет. Далее анализировались эти 12 новых переменных, по три переменных на каждый из четырех гипотетических факторов: «Нарушения коммуникации» (Com), «Сенсорные нарушения» (Sens), «Эмоциональные нарушения» (Em), «Гиперактивность/расторженность» (Hyp).

Эксплораторный факторный анализ (ЭФА) применялся к двенадцати переменным в целях формирования гипотез о числе факторов для дальнейшей их проверки с применением КФА. Проверялось четыре гипотезы о количестве факторов от одного до четырех, с применением метода факторизации главной оси и метода косоугольного вращения промакс, которые применялись в сходном с нашим исследованием (Frazier et al., 2014). Анализ производился при помощи программы IBM SPSS Statistics 28 version (Armonk, NY: IBM Corp.).

КФА производился с применением программы IBM AMOS 28 version (Amos Development Corporation 3000 Village Run Road Unit 103, #315 Wexford, PA 15090 USA). Подтверждающие факторные модели оценивались с использованием следующих индексов: отношение хи-квадрат к числу степеней свободы (χ^2/df), сравнительный индекс соответствия (CFI), индекс Такера-Льюиса (TLI), среднеквадратическая ошибка аппроксимации (RMSEA) и ее точность (Pclose), информационные критерии Акайке (AIC) и Байеса (BIC). Значения CFI и TLI от 0.90 до 0.92 были сочтены адекватными, от 0.92 до 0.95 хорошими и > 0.95 отличными. Значения RMSEA < 0.07 считались адекватными, а < 0.05 оценивались как отличное соответствие, значения Pclose более 0.1 оценивалось как приемлемое согласие, а около 0.4 и выше оценивались как отличное соответствие (Kline, 2011; Вугне, 2010). AIC и BIC полезны для сравнения относительного соответствия не вложенных моделей, при этом более низкие значения указывают на лучшее соответствие. Для сравнения моделей с одинаковым числом степеней свободы различия между моделями считались значимыми, если разница в BIC была > 5 (Kass, Raftery, 1995). Сравнение моделей для анализа инвариантности измерений было основано на эмпирических работах, показывающих, что снижение CFI или TLI > 0.01 или увеличение RMSEA > 0.01 подразумевает неэквивалентность измерений (Chen, 2007; Вугне, 2010). Для настоящего исследования, если какой-либо из этих индексов выходил за пределы этого ограничения, считалось, что более ограниченная модель имеет недопустимую пригодность. Сравнение исходной и вложенной моделей (с меньшим числом степеней свободы) производилось с определением статистической значимости (p) «улучшения» по разности хи-квадрат (χ^2) вложенной модели, по сравнению с исходной, по соответствующей разности чисел степеней свободы (Δdf). Вложенная модель (с мень-

шим df) признавалась лучше соответствующей данным, если $p < 0.05$ (Kline, 2011; Byrne, 2010).

КФА проводился в два этапа. На первом этапе сравнивались четыре модели с разным числом факторов для определения того, какая из них в наилучшей степени соответствует данным. На втором этапе проверялась инвариантность итоговой измерительной модели с применением мультигруппового КФА: в отношении выборок детей с РАС и без РАС, затем в отношении детей разного возраста (сравнивались выборки трехлетних и четырехлетних детей) и разного пола (сравнивались мальчики и девочки). Для справки (Byrne, 2010): мультигрупповой КФА позволяет одновременно оценить факторную структуру в двух и более выборках. В исходной модели, которую еще называют конфигурационной, или базовой, моделью, для каждой из сравниваемых групп генерируются измерительные и регрессионные веса (факторные нагрузки), структурные ковариации, остатки измерений и факторов. Конфигурационная модель (без ограничений, Unconstrained), если она хорошо соответствует исходным данным по критериям согласия, свидетельствует о том, что структуры факторов (количество факторов и их связи с переменными) являются подобными в двух группах. Затем при тестировании на измерительную и структурную инвариантность интерес последовательно все более фокусируется на том, в какой степени параметры измерения и структурные компоненты модели эквивалентны в двух группах. Этот процесс тестирования выполняется путем назначения пошагово все бóльших ограничений равенства конкретных параметров для двух групп. Сначала накладывается равенство факторных нагрузок в группах для проверки метрической инвариантности: показывают ли группы сходные связи между факторами и их индикаторами (исходными переменными). Затем дополнительно накладывается равенство факторных остатков и ковариаций для проверки скалярной инвариантности: проверяется, были ли факторы измерены в том же масштабе в разных группах. В конце концов дополнительно к ранее введенным ограничениям фиксируются остатки исходных переменных для проверки строгой инвариантности, хотя тестирование на равенство в группах остатков исходных переменных считается чрезмерно строгим и поэтому редко реализуется. Если на каком-то шаге наблюдается существенное снижение соответствия модели, то группы определяются как неэквивалентные по тем параметрам, которые были уравнены на этом шаге. Например, если после фиксации (уравнивания) факторных нагрузок по группам соответствие модели существенно уменьшается, то группы признаются неэквивалентными по факторным нагрузкам. Если, например, стоит задача сравнения групп, то считается достаточной скалярная инвариантность, поскольку это подразумевает, что возможные групповые различия не являются следствием неэквивалентности измерений (Horn, McArdle, 1992).

В последних версиях программы AMOS при задании нескольких выборок (Manage Groups) и назначении процедуры «мультигрупповой анализ» (Multiple-Group Analysis) реализован автоматический пошаговый алгоритм фиксации параметров. На первом шаге проверяется конфигурационная

модель (без ограничений) для включенных в анализ двух групп, соответственно с удвоенным количеством оцениваемых параметров и чисел степеней свободы. Ни на один параметр в этой модели пока не наложено ограничение на равенство. С одной стороны, данная модель позволяет проверить конфигурационную инвариантность, т.е. в какой степени количество факторов и их структура эквивалентны для сравниваемых групп. С другой стороны, она является базовой, «неограниченной» (Unconstrained) для сравнения с последующими моделями. На каждом следующем шаге последовательно добавляются все более жесткие ограничения: а) на факторные нагрузки явных переменных (Measurement weights); б) на факторные нагрузки первичных факторов (Structural weights); в) на ковариации между факторами (Structural covariances); г) на остатки первичных факторов (Structural residuals); д) на остатки явных переменных (Measurement residuals).

На последнем шаге анализа данных вычислялись факторные оценки тех факторов, конфигурационная и измерительная инвариантность которых была подтверждена для сравниваемых выборок. Факторные оценки вычислялись с использованием процедуры Data Imputation (Замена данных) программы IBM AMOS. Затем выборки, различающиеся по полу и возрасту, сравнивались по средним значениям этих факторных оценок с использованием двухфакторного дисперсионного анализа (процедуры IBM SPSS «Общая линейная модель: одномерная» и «Общая линейная модель: многомерная»).

Результаты

Эксплораторный факторный анализ

Для однофакторного решения все нагрузки на фактор находились в диапазоне от 0.531 до 0.795. Для двухфакторного решения в первый фактор вошли все пакеты для Em, Com и Sens (с нагрузками от 0.609 до 0.811), а во второй — все три пакета для Nur (с нагрузками от 0.775 до 0.842), нагрузки на «чужой» фактор для каждого пакета не превышали 0.15. Для трехфакторного решения в первый фактор вошли все пакеты Em и Sens, во второй фактор — все пакеты Com, в третий фактор — все пакеты Nur. «Свои» нагрузки пакетов по этим факторам были в диапазоне 0.457–0.905, «чужие» нагрузки — не более 0.286. Для четырехфакторного решения каждому фактору соответствовала своя группа пакетов в порядке убывания объясняемой дисперсии: Com, Em, Nur, Sens. «Свои» нагрузки пакетов по этим факторам были в диапазоне 0.726–0.908, «чужие» нагрузки не превышали 0.149. Таким образом, по результатам ЭФА нет формальных оснований определить, какая из четырех моделей более состоятельна.

Конфирматорный факторный анализ: сравнение моделей с разным числом факторов

Для сравнения были сформированы четыре модели с количеством факторов от одного до четырех, в соответствии с результатами ЭФА. В моделях с

факторами от двух до четырех ковариации между факторами освобождались для оценки. Пятая модель – иерархическая: четыре первичных фактора являлись индикаторами для одного вторичного фактора. В связи с тем, что было получено существенное отклонение распределения переменных от многомерной нормальности (многомерный эксцесс = 46.515; C.R. = 36.488), в качестве метода оценки параметров использовался метод, приблизительно свободный от распределения (Asymptotically distribution-free). Результаты приведены в таблице 3.

С увеличением числа факторов от одного до четырех на каждом шаге статистически значимо возрастает соответствие моделей исходным данным. Последние две модели, четырехфакторная с коррелирующими факторами и четырехфакторная с вторичным фактором, по индексам согласия хорошо соответствуют исходным данным, если учесть, что численность выборки ($N = 827$) почти в 30 раз превышает число оцениваемых параметров ($P = 28$). Однако иерархическая модель, статистически недостоверно отличаясь от четырехфакторной с коррелирующими факторами (по $\Delta\chi^2(\Delta df)$), является более лаконичной (выше df). Кроме того, для четырехфакторной модели BIC = 347.655, а для четырехфакторной иерархической BIC = 338.010 – разница заметно больше пяти единиц в пользу иерархической модели. Таким образом, наиболее оптимальной следует признать четырехфакторную иерархическую модель. Отметим, что эта модель по индексам согласия достаточно хорошо соответствует исходным данным и не имеет необходимости введения каких-либо ковариаций между остатками.

Проверка инвариантности модели для выборок детей с РАС и без РАС

Результаты этого этапа анализа представлены в таблице 4.

Конфигурационная модель недостаточно хорошо соответствует исходным данным: CFI и TLI менее 0.90, а измерительная модель существенно хуже кон-

Таблица 3

Индексы согласия для моделей с разным числом факторов

Модель	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	Pclose	$\Delta\chi^2(\Delta df)$	p
1-факторная	390.963	54	0.728	0.640	0.087	< 0.001		
2-факторная	331.247	53	0.775	0.720	0.080	< 0.001	59.716(1)	< 0.001
3-факторная	276.796	51	0.817	0.859	0.073	< 0.001	54.451(2)	< 0.001
4-факторная	146.121	48	0.921	0.891	0.050	0.501	130.675(3)	< 0.001
4-факторная, иерархическая	149.912	50	0.919	0.893	0.049	0.543	3.791(2)	> 0.10

Таблица 4

Индексы согласия моделей для детей с РАС и без РАС

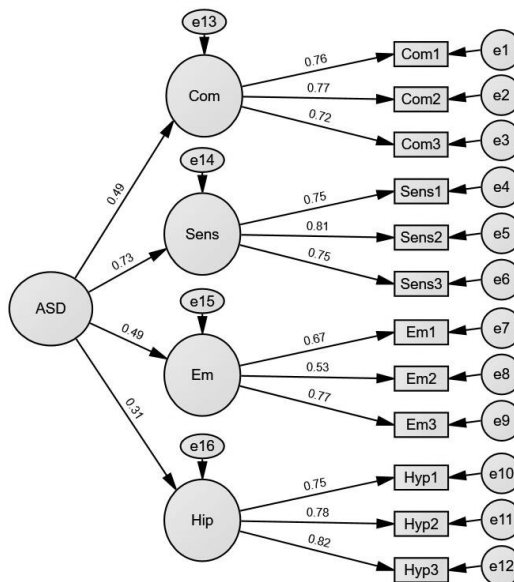
Модель	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA
Unconstrained	229.497	100	0.866	0.823	0.040
Measurement weights	342.629	108	0.757	0.703	0.051

фигурационной: падение CFI и TLI более 0.01. Таким образом, не подтверждаются структурная и измерительная эквивалентности моделей для детей с РАС и детей без РАС. Можно назвать три гипотетические причины неэквивалентности: 1) модель плохо соответствует и той и другой выборке; 2) модель плохо соответствует выборке детей с РАС; 3) модель плохо соответствует выборке детей без РАС.

Проверка согласия модели для выборки детей с РАС показала следующие результаты. Предположение о многомерной нормальности распределения переменных не отклоняется: многомерный эксцесс = -4.783 ; его C.R. = -2.237 . Поэтому был применен метод оценки параметров максимального правдоподобия (Maximum Likelihood), принятый «по умолчанию». Индексы согласия показали достаточно хорошее соответствие модели исходным данным: $\chi^2 = 98.082$; $df = 50$; CFI = 0.958; TLI = 0.944; RMSEA = 0.057; $P_{close} = 0.225$. Все регрессионные коэффициенты и дисперсии экзогенных латентных переменных статистически достоверны. Итоговая четырехфакторная иерархическая модель представлена на рисунке 1.

Рисунок 1

Четырехфакторная иерархическая модель шкалы аутизма (дети с РАС)



Таким образом, причиной неэквивалентности следует признать несоответствие модели выборке детей без РАС. А для выборки детей с РАС модель достаточно хорошо соответствует исходным данным. И далее эквивалентность модели проверялась только для детей с РАС, различающихся по полу и возрасту.

Проверка инвариантности моделей для выборок трех- и четырехлетних детей с РАС

Результаты этого этапа анализа представлены в таблице 5.

Модель без ограничений (Unconstrained) достаточно хорошо соответствует исходным данным по всем приведенным показателям: $\chi^2/df < 2$; CFI > 0.95 и TLI > 0.90 ; RMSEA < 0.05 . Но решающее значение для принятия решения об эквивалентности на том или ином уровне фиксации параметров имеют разности CFI, TLI и RMSEA для предшествующей и последующей из ограниченных моделей. Если эта разность превышает 0.01, эквивалентность на соответствующем уровне не подтверждается. Исходя из этих соображений, эквивалентность моделей для выборок трехлетних и четырехлетних детей безусловно подтверждается для всех уровней ограничения: а) уровень измерений явных переменных (Measurement weights); б) уровень измерений первичных факторов (Structural weights); в) уровень ковариаций между факторами (Structural covariances), г) строгая инвариантность: равенство остатков факторов и явных переменных. Более того, статистическая значимость $\Delta\chi^2(\Delta df)$ для каждого последующего шага $p > 0.1$, что считается даже излишне строгим критерием для сравнения моделей (Вугне, 2010). Таким образом, подтверждена высокая конфигурационная, метрическая, скалярная и строгая инвариантность измерительной модели для групп трехлетних и четырехлетних детей.

Проверка инвариантности моделей для выборок мальчиков и девочек с РАС

Результаты этого этапа анализа представлены в таблице 6.

Таблица 5

Индексы согласия моделей для трехлетних и четырехлетних детей с РАС

Модель	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA
Unconstrained	156.228	100	0.951	0.935	0.044
Measurement weights	164.992	108	0.950	0.939	0.043
Structural weights	166.613	111	0.951	0.942	0.041
Structural covariances	168.245	112	0.950	0.942	0.041
Structural residuals	177.133	116	0.946	0.939	0.042
Measurement residuals	195.112	128	0.941	0.939	0.042

Таблица 6

Индексы согласия моделей для девочек и мальчиков с РАС

Модель	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA
Unconstrained	142.872	100	0.962	0.950	0.039
Measurement weights	155.571	108	0.958	0.948	0.039
Structural weights	158.691	111	0.958	0.950	0.039
Structural covariances	161.179	112	0.956	0.948	0.039
Structural residuals	162.965	116	0.958	0.952	0.038
Measurement residuals	179.257	128	0.954	0.953	0.037

Все модели, начиная от конфигурационной (Unconstrained) и заканчивая строго ограниченной (Measurement residuals), хорошо соответствуют исходным данным по всем приведенным показателям: $\chi^2/df < 2$; CFI > 0.95; TLI > 0.90; RMSEA < 0.05. Более того, статистическая значимость $\Delta\chi^2(\Delta df)$ для каждого последующего шага $p > 0.1$, что, как отмечалось ранее, считается даже излишне строгим критерием для сравнения моделей. Эквивалентность измерительных моделей для выборок детей 3 и 4 лет подтверждается на всех уровнях: от конфигурационной до строгой измерительной эквивалентности.

Таким образом, эквивалентность факторной структуры не подтверждается для выборок детей с РАС и без РАС. Но для детей с РАС подтверждается структурная и измерительная эквивалентность факторной структуры шкал для выборок мальчиков и девочек и трех- и четырехлетних детей.

Для анализа влияния пола и возраста на значения вторичного фактора (ASD) применялся одномерный ANOVA (ОЛМ: одномерная) по следующей схеме: зависимая переменная – ASD, факторы «Пол» (м, ж) и «Возраст» (3, 4 года). Статистически достоверным оказался только эффект фактора «Возраст» ($F(1; 285) = 3.877$; $p = 0.050$; $\eta^2 = 0.013$). У четырехлетних детей среднее значение больше ($M = 0.270$; $\eta^2 = 0.099$), чем у трехлетних ($M = 0.234$; $\eta^2 = 0.089$).

Для анализа влияния пола и возраста на значения четырех первичных факторов (Com, Sens, Em, Hip) применялся многомерный ANOVA (ОЛМ: многомерная) по следующей схеме: четыре зависимые переменные, соответствующие значениям первичных факторов, факторы «Пол» и «Возраст». По многомерному критерию (след Пиллая) статистически достоверен только эффект фактора «Пол». По одномерным эффектам статистически достоверно влияние пола только на переменную Com ($F(1; 285) = 10.428$; $p = 0.001$; $\eta^2 = 0.035$): у девочек среднее значение этого фактора выше ($M = 0.496$; $\eta^2 = 0.247$), чем у мальчиков ($M = 0.394$; $\eta^2 = 0.224$).

Обсуждение

Основной результат данного исследования – отсутствие эквивалентности факторной структуры для выборок детей с РАС и без РАС. При этом четырех-

факторная иерархическая модель хорошо соответствует данным для выборки детей с РАС. Таким образом, наше исходное предположение о «векторной» структуре симптомов РАС, свойственной и для детей без РАС, но с меньшей выраженностью этих симптомов, не подтвердилось. Да, утверждение о наличии векторов РАС справедливо, но только для выборки детей с РАС. Здесь уместно привести результаты исследования факторной структуры аутизма и ее эквивалентности разным частям выборки, по данным применения шкалы SRS-2 (Social Responsiveness Scale – Second Edition, 65 пунктов) на большой выборке $N = 7921$, в возрасте от 4 до 18 лет, с РАС и без РАС (Frazier et al., 2014). В этом исследовании, с применением КФА, была выявлена пятифакторная структура SRS-2, включающая следующие факторы: «Распознавание эмоций», «Социальное избегание», «Межличностные отношения», «Настойчивость на одинаковости», «Повторяющиеся поведенческие паттерны». Нашему фактору Em (эмоциональные нарушения) соответствует «Распознавание эмоций», фактору Sens (сенсорные нарушения) – «Настойчивость на одинаковости» и «Повторяющиеся поведенческие паттерны», фактору Com (нарушение коммуникации) – «Социальное избегание» и «Межличностные отношения», аналог нашему фактору Nur (расторженность/гиперактивность) отсутствует. Интерес представляет и то, что и в этом исследовании выявлено отсутствие измерительной и конфигурационной эквивалентности структуры для выборок с РАС и без РАС, хотя в отношении возраста и пола эквивалентность выборок подтвердилась. Также полученные нами данные частично согласуются с другой четырехфакторной моделью аутизма (Matson et al., 2009), где выявленные факторы нарушений социальных отношений и вербального общения соотносятся с нашим фактором Com, полученный авторами фактор невербального общения частично соответствует нашему фактору Em, а фактор наличия ограниченных интересов / стремление к однообразию соответствует нашему фактору Sens, однако, опять же, отсутствует аналог нашего фактора Nur. При этом было показано, что РАС часто характеризуется симптомами, соответствующими синдрому дефицита внимания/гиперактивности, а именно невнимательностью, гиперактивностью и импульсивностью (Mugge, 2010). Между тем гиперактивность у детей с РАС может указывать на биохимический дисбаланс с преобладанием возбуждающих аминокислот как нейрорхимической основы стереотипного поведения, агрессии и аутоагрессии (Marotta et al., 2020). По-видимому, гиперактивность можно считать дополнительным отягчающим симптомом, который ухудшает прогноз и указывает на необходимость фармакотерапии. Более того, было выявлено, что РАС имеет значительные высокие текущие, иногда сохраняющиеся пожизненно, показатели распространенности сопутствующей гиперактивности (Rong et al., 2021).

Отсутствие конфигурационной и измерительной эквивалентности модели для выборок детей с РАС и без РАС вовсе не противоречит высокой прогностической эффективности разработанной шкалы аутизма, но накладывает определенные ограничения на интерпретацию результатов ее применения. Первостепенным для оценки риска РАС является общий балл по шкале аутизма (см. https://info505.testpsy.net/pril_1.doc, балл от 5 и выше). Именно в этом

диапазоне допустимо интерпретировать выраженность четырех симптомов РАС по значениям четырех субшкал шкалы аутизма. В соответствии с этим были скорректированы тестовые нормы для четырех субшкал шкалы аутизма, представленные в последних четырех столбцах таблицы тестовых норм. Анализ влияния пола и возраста на вторичный и первичные факторы выявил весьма незначительные эффекты. Значения вторичного фактора ASD несколько выше у четырехлетних детей, чем у трехлетних, однако различия в возрасте объясняют всего 1.3% дисперсии ASD. У девочек несколько выше значения фактора Com, однако влияние пола объясняет всего 3.5% дисперсии этой переменной. Таким образом, разработанные тестовые нормы для шкалы аутизма и ее субшкал не требуют коррекции с учетом половых и возрастных (3 или 4 года) различий детей.

С учетом полученных норм обработка данных по скрининговым шкалам реализована в онлайн-скрининге, доступном по адресу <https://ras.testpsy.net/>.

Заключение

Выявленная четырехвекторная структура РАС подтверждена на выборке детей с РАС, подтверждена ее структурная и измерительная инвариантность в отношении детей с РАС: мальчиков и девочек, детей 3 и 4 лет. Однако в отношении детей без РАС наличие такой структуры не подтверждается и, таким образом, не подтверждается наше исходное предположение о том, что выделенные факторы являются векторами, общими для всех детей, на одном полюсе которых — условная норма, на другом — РАС.

Полученная факторная модель РАС соответствует современным факторным моделям аутизма по трем из выделенных четырех факторов. Нами был получен фактор гиперактивности, который является уникальным для моделей РАС. Полученные результаты показывают, что клиницисты должны учитывать высокую распространенность симптома гиперактивности при РАС и особенно внимательно относиться к возможным диагнозам СДВГ у детей дошкольного возраста, школьного возраста и подростков с РАС. Медицинские учреждения должны улучшить систему оценки и отслеживания сопутствующей патологии СДВГ при РАС и максимально повысить точность диагностики для улучшения лечения.

Ограничения

В связи с тем, что исходная четырехфакторная модель разрабатывалась на смешанной выборке детей с РАС и без РАС, выделенные шкалы отражают не только векторы РАС, но и те направления, в которых эти выборки различаются наиболее сильно. Для выделения собственно векторов РАС в дальнейшем планируется анализ всего набора 311 исходных пунктов онлайн-анкеты отдельно на выборке детей с РАС.

Литература

- Горюнова, А. В., Шевченко, Ю. С. (2014). Критерии диагностики аутизма в раннем возрасте. В кн. *XII Мнухинские чтения. Аутизм: медико-психолого-педагогическая, социально-экономическая и правовая проблема* (с. 32–33). СПб.: Виктория плюс.
- Иберла, К. (1980). *Факторный анализ*. М.: Статистика.
- Иовчук, Н. М., Северный, А. А. (2014). Проблемы диагностики аутизма в отечественной детской психиатрии. В кн. *XII Мнухинские чтения. Аутизм: медико-психолого-педагогическая, социально-экономическая и правовая проблема* (с. 95–100). СПб.: Виктория плюс.
- Каган, В. Е. (2003). *Эпидемия детского аутизма?* <http://www.autism.ru/read.asp?id=149&vol=0>
- Наследов, А. Д., Мирошников, С. А., Заширинская, О. В., Ткачева, Л. О., Компанец, Н. Н. (2022). Применение шкалы аутизма для выявления риска нарушений психического развития детей 3–4 лет. *Сибирский психологический журнал*, 83, 166–185. <https://doi.org/10.17223/17267080/83/9>

Ссылки на зарубежные источники см. в разделе *References*.

References

- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications and programming* (2nd ed.). New York, NY: Taylor & Francis Group.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14, 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cherevena, E. A., Belyaeva, O. L., & Stoyanova, I. Ya. (2022). Current approaches to differential diagnostics of autism spectrum disorders and similar conditions. *Zhurnal Sibirskogo Federal'nogo Universiteta. Gumanitarnye Nauki [Journal of Siberian Federal University. Humanities & Social Sciences]*, 15(3), 381–389. <https://doi.org/10.17516/1997-1370-0475>
- Constantino, J. N., Gruber, C. P., Davis, S., Hayes, S., Passanante, N., & Przybeck, T. (2004). The factor structure of autistic traits. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines*, 45(4), 719–726. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.2004.00266.x>
- Ding, L., Velicer, W. F., & Harlow, L. (1995). Effects of estimation methods, number of indicators per factor, and improper solutions on structural equation modeling fit indices. *Structural Equation Modeling*, 2, 119–144. <https://doi.org/10.1080/10705519509540000>
- Frazier, T. W., Ratliff, K. R., Gruber, C., Zhang, Y., Law, P. A., & Constantino, J. N. (2014). Confirmatory factor analytic structure and measurement invariance of quantitative autistic traits measured by the social responsiveness scale-2. *Autism*, 18(1), 31–44. <https://doi.org/10.1177/1362361313500382>
- Goryunova, A.V., & Shevchenko, Yu. S. (2014). Критерии диагностики аутизма в раннем возрасте [Criteria for the diagnosis of autism at an early age]. In *XII Мнухинские чтения. Аутизм: медико-психолого-педагогическая, социально-экономическая и правовая проблема* (pp. 32–33). Saint-Peterburg: Viktoria Plus.
- Hall, R. J., Snell, A. F., & Foust, M. S. (1999). Item parceling strategies in SEM: Investigating the subtle effects of unmodeled secondary constructs. *Organizational Research Methods*, 2, 233–256. <https://doi.org/10.1177/109442819923002>
- Happé, F., & Ronald, A. (2008). The 'fractionable autism triad': a review of evidence from behavioural, genetic, cognitive and neural research. *Neuropsychology Review*, 18(4), 287–304. <https://doi.org/10.1007/s11065-008-9076-8>

- Horn, J. L., & McArdle, J. J. (1992). A practical and theoretical guide to measurement invariance in aging research. *Experimental Aging Research*, 18, 117–144. <https://doi.org/10.1080/03610739208253916>
- Iberia, K. (1980). *Faktornyi analiz* [Factor analysis]. Moscow: Statistika.
- Iovchuk, N. M. & Severnyi, A. A. (2014). Problemy diagnostiki autizma v otechestvennoi detskoj psikiatrii [Problems of autism diagnosis in Russian child psychiatry]. In *XII Mnukhinskie chteniya. Autizm: mediko-psikhologo-pedagogicheskaya, sotsial'no-ekonomicheskaya i pravovaya problema* (pp. 95–100). Saint-Peterburg: Viktoria Plus.
- Kagan, V. E. (2003). *Epidemia detskogo autizma?* [The epidemic of childhood autism?]. <http://www.autism.ru/read.asp?id=149&vol=0>
- Kass, R. E., & Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 773–795.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Kloosterman, P. H., Keefer, K. V., Kelley, E. A., Summerfeldt, L. J., & Parker, J. D. A. (2011). Evaluation of the factor structure of the Autism-Spectrum Quotient. *Personality and Individual Differences*, 50(2), 310–314. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.10.015>
- Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 151–173. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_1
- Marotta, R., Risoleo, M. C., Messina, G., Parisi, L., Carotenuto, M., Vetri, L., & Roccella, M. (2020). The neurochemistry of autism. *Brain Sciences*, 10(3), Article 163. <https://doi.org/10.3390/brainsci10030163>
- Marsh, H. W., Hau, K. T., Balla, J. R., & Grayson, D. (1998). Is more ever too much? The number of indicators per factor in confirmatory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 33, 181–220. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3302_1
- Matson, J. L., Boisjoli, J. A., & Dempsey, T. (2009). Factor structure of the Autism Spectrum Disorders-Diagnostic for Children (ASD-DC). *Journal of Developmental and Physical Disabilities*, 21(3), 195–211. <https://doi.org/10.1007/s10882-009-9135-y>
- Murray, M. J. (2010). Attention-deficit/Hyperactivity disorder in the context of autism spectrum disorders. *Current Psychiatry Reports*, 12(5), 382–388. <https://doi.org/10.1007/s11920-010-0145-3>
- Nasledov, A., Miroshnikov, S., Tkacheva, L., Miroshnik, K., & Semeta, M. U. (2021). Application of psychometric approach for ASD evaluation in Russian 3–4-year-olds. *Mathematics*, 9(14), Article 1608. <https://doi.org/10.3390/math9141608>
- Nasledov, A. D., Miroshnikov, S. A., Zashchirinskaya, O. V., Tkacheva, L. O., & Kompanets, N. N. (2022). Autism Scale application for identifying the risk of mental development disorders among children ages 3 and 4. *Sibirskii Psikhologicheskii Zhurnal [Siberian Journal of Psychology]*, 83, 166–185. <https://doi.org/10.17223/17267080/83/9> (in Russian)
- Ronald, A., Happy, F., Price, T. S., Baron-Cohen, S., & Plomin, R. (2006). Phenotypic and genetic overlap between autistic traits at the extremes of the general population. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 45(10), 1206–1214. <https://doi.org/10.1097/01.chi.0000230165.54117.41>
- Rong, Y., Yang, C., Jin, Y., & Wang, Y. (2021). Prevalence of attention-deficit/hyperactivity disorder in individuals with autism spectrum disorder: A meta-analysis. *Research in Autism Spectrum Disorders*, 83, Article 101759. <https://doi.org/10.1016/J.RASD.2021.101759>
- Zeidan, J., Fombonne, E., Scora, J., Ibrahim, A., Durkin, M. S., Saxena, S., Yusuf, A., Shih, A., & Elsabbagh, M. (2022). Global prevalence of autism: A systematic review update. *Autism Research*, 15(5), 778–790. <https://doi.org/10.1002/aur.2696>