

**ФАКТОРНА СТРУКТУРА И НАДЕЖДНОСТ НА СКАЛИТЕ НА БЪЛГАРСКАТА
ВЕРСИЯ НА CHILDHOOD AUTISM SPECTRUM TEST (CAST)
(ДЕТСКИ ТЕСТ ЗА СПЕКТЪРА НА АУТИЗМА, ДТСА)**

Л. Джалев

Нов български университет, София, България

Резюме

В статията са представени първите стъпки при разработването на българската версия на Детски тест за спектъра на аутизма (ДТСА). Оригиналният Childhood Autism Spectrum Test (CAST) е скрийнингъв въпросник за разкриване на синдроми от аутистичния спектър чрез измерване на социални и комуникативни умения на деца. В изследването се търси постигането на две взаимосвързани цели - разкриване на факторната (скалова) структура на българската версия на CAST и оценка на надеждността на извлечените латентни дименсии. Разкриването на факторната структура е направено чрез прилагане на изследователски факторен анализ, чрез който бяха идентифицирани два възможни модела – дву- и четирифакторен модел с първични фактори. Двамата модела бяха отхвърлени чрез потвърдителен факторен анализ. Като адекватен на данните е приет йерархичен модел с два фактора от първо и един общ фактор от второ равнище. Двамата първични фактора, които възпроизвеждат структурата на диагностичните критерии, представени в новото ръководство на Американската психологическа асоциация (APA) DSM-5, имат надеждност съответно 0.92 и 0.89, определена чрез коефициента α на Cronbach. За общия фактор α възлиза на 0.94.

Ключови думи: аутизъм, скрийнингъв тест, факторен анализ, факторна структура, скала, надеждност

1. Анализ на факторната структура на теста

Разкриването на латентната структура на теста, разглеждан като съвкупност от айтеми, е ключова фаза в неговото конструиране, особено по отношение на оценката на неговата надеждност и валидност (особено на конструктивната валидност), а и за неговото стандартизиране. Това е „критичен въпрос“ при моделирането на суровите тестови данни, независимо от това дали се обсъжда прилагането на едномерен или многомерен модел (Embretson & Reise, 2000, стр. 227; De Ayala, 2009). За съжаление авторите, ангажирани с разработването на оригиналния Childhood Autism Spectrum Test (CAST), не съобщават данни за неговата факторна структура (Scott et al., 2002a, 2002b; Williams et al., 2005, 2006, 2008; Allison et al., 2007). Те боравят с теста, като го разглеждат имплицитно като едномерен, а това означава, че всички въпроси в него реферират към една и съща латентна променлива.

В търсене на размерността на латентната структура на теста могат да се използват различни подходи, методи и свързаните с тях индикатори. Голяма част от тях се базират на идеята за търсене на някакъв тип взаимовръзка между манифестираните променливи, която да бъде обяснена чрез влиянието на една или повече латентни променливи.

Методология

За разкриване на факторната структура на българската версия на CAST е направено едно основно изследване в две фази, първата от които се състои в провеждането на изследователски факторен анализ (exploratory factor analysis), а втората – на потвърдителен факторен анализ (confirmatory factor analysis). За да се избегне ефектът от изкуственото повишаване на степента на съответствие на модела, подложен на верификация, с данните, извадката от 612 и. л. е разделена по случаен начин на две субизвадки с равен обем, върху които последователно са извършени двата вида факторен анализ. Като предварителна стъпка за проверка на податливостта на данните към факторизиране

не са проведени два теста - КМО и теста на Bartlett за сферичност.

Изследователският факторен анализ се разглежда предимно като процедура за генериране на теоретични модели и като метод, подходящ за разработване на психологически скали (Kubinger, 2003). Той е особено подходящ за настоящото изследване, тъй като липсват резултати от предходни емпирични изследвания на латентната структура на CAST. Поради това с неговото прилагане се цели изграждане на факторен модел, който да обясни взаимоотношенията между наблюдаваните променливи. В първия етап на изследването като метод за изграждане на модела на латентната структура е приложен анализ на главните фактори (principal factor analysis), по-конкретно анализ на главните оси (principal axis factoring). При анализа на главните фактори, за разлика от анализа на главните компоненти (principal components analysis), се използва само общия, споделен компонент от дисперсията на манифестираните променливи, който се дължи на общите фактори и който те споделят помежду си. Поради това извлечените фактори могат да се идентифицират и концептуализират като психологически променливи. Като основа на факторния анализ е използвана матрица на тетракоричните корелации на 31 айтема, които формират тестовия бал. Този вид корелации са по-подходящи за анализ на дихотомизирани променливи, за каквито могат да се третират айтемите в CAST, вместо r на Пиърсън (приложим за интервални скали) или ϕ (за дискретни бинарни скали). Този подход за факторизиране на бинарни променливи се препоръчва от мнозина изследователи (Torgerson, 1958; Kim & Mueller, 1978; Lord, 1980; O'Connor, 2000; Revelle, 2011).

За решаване на проблема за определяне на оптималния брой на факторите, които да бъдат подложени на ротация и които следва да бъдат включени в модела, са приложени два метода, съответстващи на спецификата на анализа на главните фактори. Това са популярният графичен тест на Cattell (Cattell, 1966; Kim & Mueller, 1978; Reynolds & Kamphaus, 2003) и може би не толкова популярният паралелен анализ (parallel analysis), разработен от Horn (1965), който може да се разглежда като развитие на методите на Kaiser-Guttman (K1) и на Cattell и е подходящ за приложение както при анализа на главни фактори, така и при анализа на главни компоненти (Buja & Eyuboglu, 1992; Reynolds & Kamphaus, 2003). Резултатите от множество съпоставителни изследвания по-

казват, че паралелният анализ е по-точен и ефективен от конкурентните методи (Zwick & Velicer, 1986; Revelle & Rocklin, 1979; Buja & Eyuboglu, 1992; Glorfeld, 1995; Fabrigar et al., 1999; Hayton, Allen & Scarpello, 2004), а за някои автори той е най-доброто решение на проблема за броя на факторите, както показват проведените през последните 15-20 години изследвания по метода Монте Карло (Reynolds & Kamphaus, 2003; Ledesma & Valero-Mora, 2007).

Като правило за определяне на оптималния брой на факторите в модела самият Cattell, въз основа на изследвания по метода Монте Карло, предлага да се намери точката на пречупване, в която стръмната част на кривата на собствените стойности става по-гладка и по-слабо наклонена към дясната част на графиката. В представяния анализ е възприето малко по-различно правило – да се търси точката наляво от точката на пречупване, а самата точка на пречупване да не се включва във факторния модел (Costello & Osborne, 2005).

В оригиналната версия на паралелния анализ, разработена от Horn, критерият за определяне на това дали даден фактор да бъде включен в изграждания модел се основава на съпоставянето на емпиричната собствена стойност на този фактор (например първия по ред) със средната стойност на собствените стойности на съответните симулирани фактори (всички първи по ред фактори от генерираните по случаен начин съвкупности). Правилото, предложено от Horn, е в модела да се включат само онези емпирични фактори, чиито наблюдавани собствени стойности надвишават средната на „очакваните” собствени стойности на съответния пореден фактор, получени на случайно равнище (Buja & Eyuboglu, 1992; Glorfeld, 1995; Hayton, Allen & Scarpello, 2004; Ledesma & Valero-Mora, 2007). Това означава, че в оригиналния си вид този метод работи на равнище на значимост 0.50, което го прави твърде либерален и често води до надценяване на броя на факторите. В настоящото изследване като прагова стойност е възприет 95-тия процентил на разпределението на всеки симулиран фактор с дадена поредност.

Потвърдителният факторен анализ се третира като продължение на „стандартния” изследователски факторен анализ и поради това се провежда при ясни теоретични или емпирични основи, а неговата цел е верифицирането на конкретен факторен модел. Чрез него могат да бъдат тествани специфични хипотези за размерността на факторното пространство, структурата на факторните тегла на променливите и корелациите между тях (Hurley et al., 1997;

Stevens, 2002). Латентните модели, разработени на етапа на потвърдителния факторен анализ, са подложени на верификация чрез 3 групи от статистики: основни статистики, по-специално функцията на несъответствията и RMS стандартизиран остатък; едноизвадкови индекси (GFI и AGFI на Jöreskog, нормиран индекс за годност на Bentler-Bonett), както и група индекси, основани на популационния нецентрален параметър (индекс RMSEA на Steiger-Lind, нецентрален индекс на McDonald, популационен индекс γ и др.) Критичните стойности на индексите, показващи висока степен на съгласуваност на тествания модел с данните, са по Steiger (2009).

Резултати

Изграждане на факторен модел чрез изследователски факторен анализ

Предварителните тестове, направени с цел да се установи дали планираното прилагане на факторен анализ би довело до разкриване на каквито и да е латентни структури, имат благоприятни резултати. Тестът на Kaiser-Meyer-Olkin за извадкова адекватност, който оценява дела на дисперсията в манифестираните променливи, която се дължи на латентните фактори, има стойност от 0.86. Тестът на Bartlett за сферичност, от друга страна, е предназначен за проверка на хипотезата, че съответната корелационна матрица е единична. За нашата извадка стойността на тестовата статистика е приблизително $\chi^2(465)=3287.25$; $p=0.00$. Наблюдаваните стойности на двете тестови статистики са ясно свидетелство, че между тестовите айтеми съществуват корелации, които могат да бъдат обяснени с факторни модели.

Факторният анализ на матрицата на тетрагоричните корелации по метода на главните оси е направен при такава първоначална конфигурация на метода за извличане на факторите, която предполага наличието на 31-факторна структура, т. е. при допускане, че броят на факторите е равен на броя на зависимите променливи (айтеми), при фиксирана минимална собствена стойност на факторите $\lambda_{Fi} = 0.00$. Основанията за приемане на такава стартова конфигурация са, че теоретично е възможно различните аспекти на аутизма така, както

са представени в тестовите айтеми, да функционират независимо един от друг. С други думи, допускаме, че е възможно отговорите на и. л. на всеки въпрос да кореспондират с отделен латентен фактор и че тези фактори са независими помежду си. От техническа гледна точка тази стартова конфигурация отразява преднамерено търсеното съчетание от максимален брой фактори при минимално равнище на собствените им стойности, което дава възможност да бъдат експлицирани всички „налични“ фактори, дори и най-слабите.

Броят на първоначално извлечените фактори в незавъртаното факторно решение е 26, първият от които е със собствена стойност 13.67 и който обяснява 44.10% от цялата вариация. Следващите пет фактора са със собствени стойности над 1.00, съответно 2.87 (9.27%), 1.66 (5.34%), 1.41 (4.55%), 1.15 (3.71%) и 1.03 (3.32%). Кумулативния дял от цялата вариация, която може да бъде обяснена от тази група от 6 фактора, достига до 70.29%. Останалите фактори имат собствени стойности под 1.00 и обясняват все по-малки дялове от цялата вариация. Графика на собствените стойности е представена на фиг. 1.

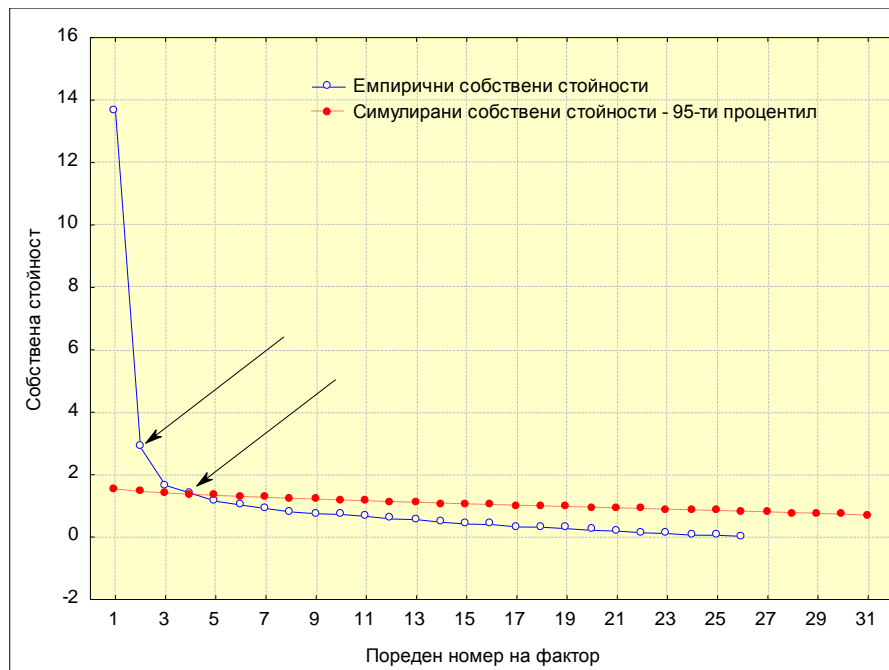
Една от основните задачи, свързани с използването на изследователския факторния анализ, е решаването на т. нар. проблем за броя на факторите. Той се състои в определяне на „оптималния“ брой на факторите от гледна точка на главната цел на факторния анализ – редуциране на броя на изходните променливи и създаване на модел с малък брой, ясни и поддаващи се на интерпретация фактори и в същото време съхраняване на важната информация чрез пълноценно представяне на мрежата от корелационни връзки между променливите. Това е може би най-важното, но и най-трудно изследователско решение, тъй като, както отбелязват Reynolds и Kamphaus, “няма твърдо установени правила и поради това процесът [на вземане на решение] е смесица от навици, субективност и преценка” (Reynolds & Kamphaus, 2003, стр. 85). От „техническа“ гледна точка, решението за броя на факторите в модела е по-важно от избора на метод за извличане на факторите или за тяхната ротация, срещу влиянието на които анализът на главни фактори е сравнително устойчив (Zwick & Velicer, 1986, Hayton et al., 2004). От съдържателна гледна точка този процес е важен при установяване на конструктната валидност на измервателния инструмент, която се установява чрез определяне на пространството на латентните променливи (Nunnally, 1978). Има редица емпирични доказателств-

ва, че както надценяването, така и подценяването на броя на факторите влияе негативно върху оценката на факторните тегла, а следователно и върху интерпретацията на факторите (Velicer, Eaton & Fava, 2000, по Hayton, Allen & Scarpello, 2004).

Ако разгледаме незавъртяното факторно решение, следва да обърнем внимание на наличието на силен, доминиращ първи фактор, който обяснява близо половината от цялата вариация (виж фиг. 1). Съотношението между неговата собствена стойност и тази на втория по ред фактор е $\lambda_1: \lambda_2=4.76$, а между втория и третия фактор $\lambda_2: \lambda_3=1.73$. Тези резултати биха били достатъчно основание, съгласно подхода на Lord и други автори, да се говори за наличието на едномерно латентно пространство с един главен (първи) фактор (Lord, 1980; de Ayala, 2009, Reckase, 1979; Cooke et al., 1999; Pollard et al., 2009).

Ние обаче ще разглеждаме като меродавни резултатите от прилагането на двата метода, приети в настоящото изследване, които водят към решения за факторни модели с различна размерност.

Фиг. 1. Реални и симулирани собствени стойности на факторите



Графичният тест на Cattell насочва към двуфакторно решение, както е видно от графиката на фиг. 1. Прилагането на двуфакторен модел с ортого-

нална ротация на факторите по метода varimax normalized води към обособяване на два относително равностойни фактора с обяснена дисперсия съответно 8.24 и 7.42. Разпределени между факторите съобразно факторните им тегла, към първия фактор могат да бъдат отнесени 15 айтема, а към втория – 16 айтема. Сред айтемите, които корелират високо с първия фактор, са айтемите с номера 27. *Детето прави ли нормален контакт с очи (например, със събеседник)?* (факторно тегло 0.78); 10. *Детето лесно ли общува с други деца?* (0.76); 13. *Има ли детето предимно същите интереси като тези на връстниците и/му?* (0.76); 17. *Детето обича ли да се шегува?* (0.73); 11. *Детето умее ли да води двустранен разговор?* (0.72) и др. Това са айтеми, които отразяват особености на общуването и отношенията на детето с другите деца.

С втория фактор корелират високо айтеми като 28. *Детето прави ли неестествени и повтарящи се движения?* (факторно тегло 0.71); 37. *Детето използва ли странни или особени изрази?* (0.71); 9. *Детето обича ли да прави едно и също нещо много пъти, по един и същи начин?* (0.70); 20. *Звучи ли гласът на детето необикновено (напр. като на възрастен, приглушено или монотонно)?* (0.69); 25. *Детето прави ли/ казва ли често неща, които са не тактични или неподходящи в обкръжението на други хора?* (0.67) и др. Айтемите от тази група отразяват такива индивидуални особености като вниманието към детайла, повторемостта на действията, концентрацията и едностранчивостта в поведението на детето.

Факторните тегла на голяма част от айтемите по двата фактора се характеризират с преобладаващо положителни, при това високи стойности. Само 3 айтема имат слабо негативни стойности съответно по първия и по втория фактор. От 15-те айтема, които се отнасят към първия фактор, общо 13 имат факторни тегла, по-големи от 0.40, което се разглежда от някои автори като долна граница на приемливост, за да бъде използван даден айтем при интерпретацията на съответния фактор (Riekert & Eakin, 2008). При втория фактор такива високи факторни тегла се наблюдават при всичките 16 айтема.

Резултатите от прилагането на втория метод – паралелния анализ на Horn, предполагат наличието на по-сложна латентна структура. Както се вижда от графиката на фиг. 1, пресечната точка на двете начупени линии – на реалните и на симулираните собствени стойности, се намира между четвъртия и петия фактор. По-конкретно, собствената стойност на четвъртия фактор е 1.41,

а 95-тия процентил на съответния симулиран фактор - 1.33. При петия поред фактор тези стойности са съответно 1.15 и 1.30. Това означава, че собствените стойности на първите 4 фактора надхвърлят праговата 95-процентилна стойност на симулираните фактори и поради това следва да бъдат подложени на ротация.

Ортогоналната ротация на факторите при този модел по метода varimax normalized доведе до формирането на 4 неравностойни дименсии с обяснена дисперсия съответно 8.79, 2.61, 1.46 и 5.42. Разпределението на айтемите, съобразно факторното им тегла, между четирите фактора, е следното: фактор 1 – 16 айтема, фактор 2 – 5 айтема, фактор 3 – 2 айтема и фактор 4 – 8 айтема. Интересно е да се отбележи, че двата фактора, идентифицирани в предходния модел чрез теста на Cattell, тук като че ли се „раздвояват“, всеки в два нови фактора.

Айтемите от фактор 1 в предходния модел, отразяващи особености на общуването и отношенията на детето с другите деца, в този модел са разпределени, макар и неравномерно, в „новите“ фактори 1 и 3.

Към фактор 1 в новия модел могат да се отнесат почти всички айтеми от бившия фактор 1 с номера 10 (факторно тегло 0.84), 27 (0.82), 13 (0.79), 17 (0.78), 1 (0.77), 11 (0.71) и др. Но неговата интерпретация е затруднена от присъствието на три айтема от бившия фактор 2 с достатъчно високи факторни тегла, а именно 18. *Детето има ли трудности да разбира правилата за добро поведение?* (факторно тегло 0.60), 28. *Детето прави ли неестествени и повтарящи се движения?* (0.72) и 29. *Поведението на детето спрямо други хора едностранчиво ли е и винаги според определени от него условия?* (0.42). Фактор 3 в новия модел съдържа само два айтема, които са твърде специфични. Това са айтем 8. *Когато беше на 3 год. детето прекарваше ли много време да играе въображаеми роли (напр., да играе супер-герой или да говори от името на любимите си плюшени играчки)?* (факторно тегло 0.89) и 31. *Предпочита ли детето измислени игри (напр. разиграване на сцени и разказване на истории) пред числа и изброяване на факти?* (0.53). И двата айтема отразяват склонността на детето към участие в измислени игри и превъплъщаване във въображаеми герои.

Айтемите от фактор 2 в предходния модел, които отразяват редица индивидуални особености като вниманието към детайла, повторемостта на

действията, концентрацията и едностранчивостта в поведението на детето, в този модел са разпределени в „новите“ фактори 2 и 4.

Към втория фактор се отнасят 5 айтема като 6. *Детето забелязва ли необичайни подробности/детайли, които другите пропускат?* (0.86); 19. *Има ли детето необикновено силна памет за подробности?* (0.57); 9. *Детето обича ли да прави едно и също нещо много пъти, по един и същи начин?* (0.54) и др. Те се отнасят към такива особености на поведението като внимание към детайлите, фокусиране на вниманието и повтаряемост на действията. Към четвърти фактор се отнасят айтеми като 36. *Детето прехвърля ли често разговора на любимата си тема, без да се интересува за какво иска да говори другият човек?* (0.76), 25. *Детето прави ли/казва ли често неща, които са нетактични или неподходящи в обкръжението на други хора?* (0.71), 32. *Случва ли се понякога детето да губи събеседника си поради това, че не обяснява това, за което говори?* (0.63) и др. Всички айтеми от тази група са свързани с определени проблеми във вербалната комуникация.

В сравнение с предходния модел, при допускането за 4-факторна структура всички айтеми, отнесени към даден фактор, имат факторни тегла по този фактор, по-високи от 0.40, т. е. следва да бъдат отчетени при неговата интерпретация.

Потвърдителен факторен анализ

Двата факторни модела, идентифицирани на предходния етап на анализа, бяха подложени последователно на потвърдителен факторен анализ при допускане, че факторите в съответния модел са некорелирани (ортогонални). Резултатите от тези анализи са представени в колони 3 и 5 на таблица 1. Двете серии от статистически индикатори водят по консистентен и недвусмислен начин към отхвърляне на хипотезите за адекватност на дву- и четирифакторния ортогонален модел на латентната структура на CAST.

Трябва да се отбележи, че оценките на свободните параметри, представляващи факторните тегла на манифестираните променливи по общите фактори, и в двата разглеждани модела са относително високи, а техните стандартни грешки – пренебрежимо малки в сравнение с тях. Нивата на статистическа значимост на проверяващата *T*-статистика (с едно изключение – на айтем 8 по

фактор 3 при 4-факторния модел) позволяват последователното отхвърляне на хипотезите за нулеви коефициенти на манифестираните променливи, което предполага съхраняването им в двата модела. Смушение обаче предизвикват високите факторни тегла на някои айтеми по уникалния фактор, които дори надвишават тези по общите фактори. Това означава, че по-голяма част от цялата дисперсия в тези айтеми се дължи на въздействието на уникалния, а не на общите фактори и може да се разглежда като сигнал, че проверяваният модел не е адекватен на реалните данни.

Някои от основните статистики са благоприятни за оценяваните два модела. Такива са MRC (maximum residual cosine) с нулеви стойности, което показва, че итеративните процедури на оценка на параметрите на двата модела са завършени успешно. Други два критерия като ICSF (invariance under a constant scale factor), както ICS (invariance under change of scale), също са с благоприятни за моделите нулеви стойности.

Друга, по важна част от тези статистики обаче поставят под съмнение адекватността на тестваните модели. На първо място следва да посочим стойностите на функцията на несъответствията. Това са семейство функции, чрез които се проверява до каква степен тествания модел се съгласува с емпиричните данни. Оценките на параметрите на модела се подбират така, че числовата стойност на функцията да бъде възможно най-малка. Тази стойност е винаги положителна или равна на нула и нулевата стойност на функцията означава пълна адекватност на тествания модел. Следователно всяка стойност, различна от нула, означава определена степен на несъответствие, на „отдалеченост“ на модела от реалните данни. Наблюдаваните стойности на тази функция от 13.82 при 2-факторния и 13.75 при 4-факторния модел са свидетелство, че нито един от тях не представлява добро описание на латентна структура на CAST. Над критичната стойност от 0.05 са и наблюдаваните стойности от 0.283 и 0.288 на критерия RMS (root mean square), които са неприемливи от гледна точка на годността на моделите. Основен при проверката на нулевата хипотеза е тестът за обща адекватност на проверявания модел χ^2 , който се изчислява за почти всички видове функции на несъответствията. Данните в таблица 1 показват изключително висока стойност на тази статистика при двата модела ($\chi^2 = 8446.62$, $df = 434$ при 2-факторния и $\chi^2 = 8401.42$, $df = 435$ при 4-факторния

модел), както и ниското ниво на асоциираната с тях вероятност ($p = 0.00$). Въз основа на резултатите от тези тестове, хипотезите за наличие на 2-факторна, съответно 4-факторна латентна структура, която генерира споделената дисперсия на отговорите на и. л., могат да бъдат отхвърлени при ниво на значимост $\alpha = 0.05$.

Към същите заключения водят и наблюдаваните стойности на други две групи от статистики за оценка на адекватността на тестваните модели.

Първата от тях включва няколко от класическите едноизвадкови индекси за годност, резултатите от които са представени в същата таблица. Това са GFI (goodness-of-fit index) и AGFI (adjusted goodness-of-fit index), предложени от Jöreskog и Sörbom, както и нормираният индекс за годност на Bentler-Bonett, чиято стойност клони към 1.00 при пълна адекватност на модела. Като цяло, едноизвадкови индекси свидетелстват за неадекватността на тестваните модели.

Другата група от показатели, които все по-често се използват за оценка на общото съответствие на тествания модел с данните, измествайки хи-квадрат и едноизвадковите критерии, са базирани на оценката на популационния нецентрален параметър. Концепцията е разработена от Steiger и Lind (Steiger & Lind, 1980; Steiger, Shapiro & Browne, 1985; Steiger, 1994) поради това, че, според Steiger, „класическият подход на тестване на хипотези е неподходящ [...] поради недостатъчна мощност на теста хи-квадрат” (Steiger, 2009, стр. 1). С тази концепция авторите правят коренна промяна в подхода за оценка на адекватността на тествания модел. Вместо проверка на нулевата хипотеза за пълна адекватност на модела, те предлагат противоположния подход – да се търси до каква степен е неадекватен, колко отдалечен е моделът от генералната съвкупност и доколко точно е определена тази неадекватност на базата на извадковите данни. Индексите, базирани на оценка на популационния нецентрален параметър, освен стандартните точкови оценки, позволяват пресмятане и на техните доверителни интервали. В таблица 1 са представени някои от най-важните статистики, базирани на този параметър, с техните точкови оценки и 90% доверителни интервали. Както може да се види, нито точковите оценки на индексите, нито стойностите между двете граници на доверителния интервал дават основание да се приеме, че тестваните два модела са

адекватни на данните.

Таблица 1. Резултати от проверката на дву- и четирифакторния модел

статистика/ тест	критична/ приемлива ст-ст	2-факторен модел		4-факторен модел	
		некорелирани фактори	корелирани фактори	некорелирани фактори	корелирани фактори
1	2	3	4	5	6
функция на несъответствията		13.824	12.564	13.750	12.105
критерий ICSF		0.000	0.00	0.00	0.00
критерий ICS		0.000	0.00	0.00	0.00
ML χ^2		8446.621	7676.849	8401.423	7395.892
df		434	433	435	428
α	0.05	0.00	0.00	0.00	0.00
RMS стандартизиран остатък		0.283	0.100	0.288	0.097
едноизвадкови индекси за годност					
GFI на Jöreskog	>0.95	0.549	0.545	0.561	0.573
AGFI на Jöreskog	>0.95	0.485	0.479	0.499	0.505
нормиран индекс за годност на Bentler-Bonett	≥ 1.00	0.556	0.596	0.558	0.611
популационен нецентрален параметър					
популационен нецентрален параметър	д. гр. 90%	11.561	11.762	10.968	10.408
	точкова	12.023	12.228	11.419	10.847
	г. гр. 90%	12.498	12.706	11.881	11.299
RMSEA на Steiger-Lind	<0.05	0.163	0.165	0.159	0.156
	д. гр. 90%	0.166	0.168	0.162	0.159
	точкова	0.170	0.171	0.165	0.162
нецентрален индекс на McDonald	>0.95	0.002	0.002	0.003	0.004
	д. гр. 90%	0.002	0.002	0.003	0.004
	точкова	0.003	0.003	0.004	0.005
популационен индекс gamma	>0.95	0.554	0.550	0.566	0.578
	д. гр. 90%	0.563	0.559	0.576	0.588
	точкова	0.573	0.569	0.586	0.598
изравнен популационен индекс gamma	>0.95	0.490	0.484	0.505	0.511
	д. гр. 90%	0.501	0.495	0.516	0.523
	точкова	0.512	0.506	0.528	0.534
г. гр. 90%					

Съпоставянето на двете серии от статистики, описващи адекватността на двата тествани модела с ортогонални фактори, показва една, може да се каже, очаквана тенденция – те са по-благоприятни по отношение на 4-факторния, отколкото на 2-факторния модел.

Постигане на проста факторна структура

Направените анализи и техните резултати съдържат редица индикации, които навеждат на мисълта, че неадекватността на тестваните модели би могла да се дължи на избраната стратегия на ортогонална ротация на факторите. В серия от публикации Thurstone (1934; 1935; 1936; 1947) развива идеята за постигане на проста факторна структура като цел на факторния анализ. “Търстоуновото разбиране за проста структура – отбелязва Yates, се опитва да постави един общ набор от ограничения на факторния модел, от който би могло да се очаква да доведе до един научно смислен резултат” (Yates, 1987, стр. 31). Концепцията на Thurstone се отнася до третата, заключителна фаза на факторния анализ, при която се извършва ротация на факторите от избрания модел с цел да се достигне до възможно най-простия, но смислен и теоретично съдържателен модел на връзките между манифестираните и латентните променливи. Thurstone предлага пет общи условия, предназначени за проверка на уникалността на дадена структура, която предстои да бъде приета като факторен модел.

Концепцията на Thurstone за търсене на проста структура чрез въртене на факторите е широко приета в средите на психометриците, макар и да има своите критици като Kaiser и Thorndike. Thorndike смята, че условията на Thurstone водят до некоректно определяне на някои фактори и предлага тяхната ревизия. Тя се състои в това, че максимална простота на структурата се постига тогава, когато дадена променлива има определено (високо) тегло само по един от факторите и нулеви тегла по всички останали фактори (Thorndike, 1971). В по-малко рестриктивна интерпретация, това правило гласи, че проста факторна структура е налице, когато дадена манифестирана променлива има високо тегло по един от факторите и ниски тегла по останалите.

По-горе беше отбелязано, че голяма част от айтемите, принадлежащи към даден фактор, имат високи (над 0.40) факторни тегла по съответния фактор, и такава е ситуацията при двата разглеждани модела. Тук ще разширим това наблюдение, като добавим, че при 2-факторния модел над 60% от всички айтеми имат такива високи факторни тегла по всеки от факторите. Голяма част от тях корелират в приблизително еднаква степен с двата фактора и служат за

„мостове” между тях. Такива са например айтемите с номера 18 (с факторни тегла по първия и втория фактор съответно 0.55 и 0.57), айтем 10 (0.76 и 0.54), айтем 28 (0.64 и 0.71) и др. Наличието на такива айтеми-мостове затруднява интерпретацията на факторите, от една страна, и е свидетелство за наличието на взаимовръзки между тях.

Факторната матрица на 4-факторния модел съдържа по-контрастни факторни тегла на отделните айтеми и предоставя възможности за по-ясно определяне на тяхната факторна принадлежност. Въпреки това и тук има немалко айтеми със съпоставими факторни тегла поне по два фактора. Такива са например айтем 9 (с факторно тегло 0.46 по фактор 1, 0.54 по фактор 2, -0.24 по фактор 3 и 0.33 по фактор 4), айтем 15 (0.57 по фактор 1 и 0.46 по фактор 4), айтем 28 (0.72 по фактор 1 и 0.56 по фактор 4) и др. Можем да отбележим, следователно, че част от тестовите въпроси са многомерни и че отговорите на индивидите на всеки такъв въпрос се обуславят от съвместното влияние на факторите, формиращи съответното многомерно латентно пространство. Резултатите от направените анализи водят към извода, че ортогоналната ротация на факторите не води към постигане на проста факторна структура. По всичко изглежда, че латентната структура се състои от взаимосвързани, неортогонални (наклонени) фактори.

Поради това беше направена втора итерация на потвърдителния факторен анализ за верификация на хипотезите за дву- и четирифакторен модел на данните с корелирани фактори. Резултатите са представени в таблица 1, колони 4 и 6. Статистиките при моделите с неортогонални фактори обаче са съпоставими с тези при моделите с ортогонални фактори. В някои случаи, например при функцията на несъответствията и RMS стандартизиран остатък, те са по-благоприятни. Независимо от това обаче, подложените на проверка два модела с корелирани фактори също се провалят.

Йерархичен факторен анализ

Йерархичният факторен анализ се основава на такъв тип завъртане на факторното пространство, което „позволява” на факторите да корелират. Концепцията за неортогоналните (наклонени) фактори е често експлоатирана в изследванията в областта на социалните и хуманитарните науки, тъй като тук е

нормално да се очаква, че латентните дименсии не са изолирани една от друга. В тези случаи неортогоналната ротация би могла да доведе до по-точна, повъзпроизводима факторна структура (Harman, 1976; Costello & Osborne, 2005).

През този етап на изследването е приложен йерархичен факторен анализ, който представлява развитие на “конвенционалната” методология на въртене на наклонени фактори. Това е многостъпкова процедура, която започва с идентифициране на групи (клъстъри) от променливи с високи интеркорелации. Факторите се завъртат така, че да представят тези клъстъри по най-добрия начин, без ограничение за ортогоналност. Изчислява се корелационната матрица на наклонените фактори, която се подлага на вторично факторизиране, за да се извлече финална структура от ортогонални фактори, които разделят дисперсията на наблюдаваните променливи на две части: дисперсия, която се дължи на влиянието на общите фактори (фактори от втори ред) и уникална дисперсия, която се дължи на клъстърите от променливи (фактори от първи ред).

Йерархичният факторен анализ е направен при рестриктивното условие минималната собствена стойност на извлечените фактори да бъде 1.33. Основанията са, че това е долната прагова стойност на случайно равнище, съответстваща на 95-тия процентил от разпределението на собствените стойности на четвъртия фактор, извлечен по метода на паралелния анализ. Като резултат от тази процедура са извлечени два фактора от първи ред и един фактор от втори ред.

Корелациите на двата клъстъра от наблюдавани променливи (наклонени фактори) с общия фактор от втори ред са високи и възлизат (за всеки клъстър) на 0.84. Корелациите на първия клъстър с първичните фактори 1 и 2 са съответно 0.55 и 0.00, а на втория клъстър с тези първични фактори - съответно 0.00 и 0.55. Корелацията между двата наклонени фактора е също висока (0.70), което подхранва увереността, че приложеният метода на ротация е адекватен.

Двата клъстъра с айтеми имат приблизително еднакъв обем. Към първия клъстър, който определя първичния фактор 1, се отнасят 15 айтема от теста. След ортогонална ротация по метода *varimax normalized* факторните тегла на 13 от тези айтеми са по-високи от 0.40, а 7 от тях имат факторни тегла, надхвърлящи 0.70. Айтемите с факторни тегла, по-малки от 0.40, са с номера 8 (факторно тегло 0.32) и 31 (0.29). Всички айтеми от този клъстър са свързани с

дефицити в социалната комуникация и социалните взаимодействия. Вторият клъстер, който определя първичния фактор 2, е формиран от 14 айтема, всеки от които има факторно тегло, по-високо от 0.40. Сред тях има три айтема с факторно тегло, по-високо от 0.70. По-голяма част от айтемите в този клъстер са свързани с ограничени, повтарящи се модели на поведение.

Интересно е „поведението“ на два от айтемите с номера 18 *„Детето има ли трудности да разбира правилата за добро поведение?“* и 34 *„Детето опитва ли се да си налага установен ред/ правила или да налага такива и на други хора, така че това да поражда проблеми?“* Те имат почти еднакви факторни тегла по двата първични фактора, като за айтем 18 те са съответно 0.55 и 0.57, а за айтем 34 – съответно 0.45 и 0.46. Поради това формално тези айтеми не могат да бъдат отнесени към нито един от двата клъстера. Решението при определянето на факторната им принадлежност е взето на семантичен принцип, въз основа на смисловото им сходство с айтемите от съответния клъстер от дескриптори на аутистичния спектър. Въз основа на този принцип айтем 18 е отнесен към групата айтеми, отразяващи дефицити в социалната комуникация и социалните взаимодействия (първичен фактор 1), а айтем 34 – към групата, отразяваща ограничени, повтарящи се модели на поведение (първичен фактор 2).

Така първичният фактор 1 се оформя от следните 16 айтема с номера 1, 2, 5, 8, 10, 11, 13, 15, 16, 17, 18, 21, 24, 27, 31 и 35. Този първи фактор е маркиран с високи факторни тегла по айтемите 27. *Детето прави ли нормален контакт с очи (например, със събеседник)?* (с факторно тегло 0.78), 10. *Детето лесно ли общува с други деца?* (0.76), 13. *Има ли детето предимно същите интереси като тези на връстниците и/му?* (0.76), 11. *Детето умее ли да води двустранен разговор?* (0.72) и др.

Първичният фактор 2 включва следните 15 айтема с номера 6, 7, 9, 14, 19, 20, 23, 25, 28, 29, 30, 32, 34, 36 и 37. Сред тях с най-високи факторни тегла са айтемите 28. *Детето прави ли неестествени и повтарящи се движения?* (факторно тегло 0.72), 37. *Детето използва ли странни или особени изрази?* (0.71), 9. *Детето обича ли да прави едно и също нещо много пъти, по един и същи начин?* (0.70), 20. *Звучи ли гласът на детето необикновено (напр., като на възрастен, приглушено или монотонно)?* (0.69) и др.

Въз основа на посочените айтеми, които корелират високо съответно с

първичните фактори 1 и 2, както и на останалите айтеми, отнасящи се към съответния фактор, не е трудно първият от тях да се идентифицира като „дефицити в социалната комуникация и социалните взаимодействия”, а вторият – като “ограничени, повтарящи се модели на поведение”.

Съдейки по факторните тегла на айтемите по общия фактор от втори ред, двата клъстъра от айтеми са представени в него по един балансиран начин. С факторни тегла, по-високи от 0.40, се характеризират 25 от общо 31 айтема, а сред тях 8 айтема – с факторни тегла, по-високи от 0.70. Сред айтемите, които са представителни за общия фактор (т. е. с най-високи факторни тегла), се наблюдават както представители на групата, отразяваща дефицити в социалната комуникация и социалните взаимодействия (първичен фактор 1), така и на групата, представяща ограничени, повтарящи се модели на поведение (първичен фактор 2). Сред тях са айтем 28. *Детето прави ли неестествени и повтарящи се движения?* (факторно тегло 0.87), 10. *Детето лесно ли общува с други деца?* (0.84), 13. *Има ли детето предимно същите интереси като тези на връстниците и/му?* (0.78), 1. *Детето включва ли се лесно в игри с други деца?* (0.74), 11. *Детето умеє ли да води двустранен разговор?* (0.74), 27. *Детето прави ли нормален контакт с очи (например, със събеседник)?* (0.73), 20. *Звучи ли гласът на детето необикновено (напр., като на възрастен, приглушено или монотонно)?* (0.73), 18. *Детето има ли трудности да разбира правилата за добро поведение?* (0.72) и др.

Интересно е, че айтемите с най-ниски факторни тегла по общия фактор са тези, които се отнасят до трудности при участието в измислени игри. Това са айтем 8. *Когато беше на 3 год. детето прекарваше ли много време да играє въображаєми роли (напр. да играє супер-герой или да говори от името на любимите си плюшени играчки)?* (0.08) и 31. *Предпочита ли детето измислени игри (напр. разиграване на сцени и разказване на истории) пред числа и изброяване на факти?* (0.15). Тези айтеми, които принадлежат към клъстъра „дефицити в социалната комуникация и социалните взаимодействия”, имат относително ниски тегла и по първичния фактор 1 (съответно 0.32 и 0.29). Можем да си припомним още, че в 4-факторния модел с ортогонални фактори точно (и само) тези два айтема обособяват един от факторите.

2. Анализ на надеждността на скалите

Методология

Оценката на надеждността на българската версия на CAST е направена на две равнища, в съответствие с разкритата йерархична латентна структура – на първично и вторично ниво. Като основа е използвана матрицата на тетрахо-ричните корелации между 31 айтема, формиращи суровия тестов бал. Надеждността на скалите е оценена чрез изследване на вътрешната консистентност на айтемите, принадлежащи към съответната скала. Като основна мярка за оценка на вътрешната консистентност е приложен коефициентът alpha на Cronbach. Като допълнителна мярка за оценка на вътрешната консистентност на общата скала (фактор от втори ред) е приложен още един допълнителен критерий – изследване на надеждността чрез разделяне на теста на две половини чрез коефициента на Spearman-Brown. За целта айтемите са разделени чрез генератор на случайни числа на две половини, съдържащи съответно 16 и 15 айтема.

Резултати

Резултатите от анализа на надеждността на CAST показват приемливото, високо равнище на надеждност както на общия фактор от втори ред, така и двата първични фактора.

Коефициентът alpha за общия фактор възлиза на 0.94 (стандартизираният alpha е дори 0.95). За тези високи стойности допринася, както изглежда, не толкова обемът на теста, колкото средната корелация между айтемите (average inter-item correlation), която достига 0.40. Като цяло, айтемите се характеризират с високи стойности на корелациите със суровия тестов бал, без съответния айтем (item-total correlations). Сред тях 12 от айтемите имат корелации, надхвърлящи 0.70. Не е изненадващо, че това са същите айтеми (с номера 28, 10, 13, 20, 1, 11, 18, 27, 17, 30, 37, 15), които имат най-високи факторни тегла по общия фактор. Двата „проблемни” айтема с номера 8 и 31 се отличават с най-ниски стойности на корелациите със суровия тестов бал, съответно

0.11 и 0.18. Изваждането на тези два айтема, както и на други 4 (с номера 6, 7, 16 и 19), които също се отличават със сравнително ниски корелации (под 0.40), би довело до нищожно повишаване на стойността на alpha (то би се отразило в третия знак след десетичната запетая), което може да бъде пренебрегнато като възможност.

Резултатите от оценката на надеждността чрез разделяне на теста на две половини са напълно съпоставими с горните. Стойността на коефициента на Spearman-Brown е 0.92, на коефициента на Guttman е също 0.92. Следва да отбележим, че въпреки разделянето на айтемите в теста на две части (т. е. съществено намаляване на броя им във всеки от двата „нови“ паралелни теста), всяка от тях продължава да се отличава с висока вътрешна консистентност. Alpha на Cronbach на първата половина има стойност от 0.88, а на втората е 0.89. Като свидетелство, че след „физическото“ разделяне на теста неговите половини отговарят на условието за паралелност, може да се разглежда високата стойност на корелацията между двете серии от наблюдавани балове, която възлиза на 0.86 (коригирана срещу отслабване, нейната стойност достига 0.97). Следователно, между двете части на общата скала се наблюдава висока степен на съгласуваност.

Първичният фактор 1, разглеждан като самостоятелна скала, демонстрира съпоставими с общия фактор високи равнища на надеждност. Въпреки двойно по-малкия обем на айтемите, коефициентът alpha при тази скала е на равнище от 0.92 (стандартизираният alpha е 0.93), което се дължи на повисокото равнище на средната корелация между айтемите, възлизащо на 0.50. Интересно би било да проследим „поведението“ на онези няколко айтема, които смислово не принадлежат изцяло към първия клъстер (дефицити в социалната комуникация и социалните взаимодействия). Корелацията на айтем 13 с наблюдавания бал е 0.81, на айтем 17 е 0.79, а на айтем 18 е 0.68. Тези високи стойности показват, че тези айтеми са във висока степен консистентни с останалите от тази първична скала. Значително по-ниска е корелацията на айтем 31, възлизаща на 0.30. Изваждането на този айтем от скалата обаче би повишило нейната надеждност само с около 0.01. Със същото равнище на корелация с наблюдавания бал се характеризира и айтем 8 (0.31), чието изваждане от скалата би повишило нейната надеждност в същия размер.

Вътрешната консистентност на втората първична скала е малко по-ниска

от тази на първата. Коефициентът alpha възлиза на 0.89 (стандартизираният alpha е 0.91), но стойностите са достатъчно приемливи, за да позволят самостоятелното ѝ използване. Тези висока надеждност е осигурена от високото равнище на средната корелация между айтемите в тази скала, която се равнява на 0.43.

Два от айтемите в първичната скала 2 бяха идентифицирани като принадлежащи смислово не към втория, а към първия клъстер. Единият от тях е айтем 23, който обаче демонстрира достатъчно висока корелация с наблюдавания бал по тази скала (0.61), както и висок дял на споделената дисперсия с останалите айтеми, определен чрез квадратът на коефициента на множествена корелация multiple R^2 (0.78). За айтем 32 тези стойности са съответно 0.57 и 0.83, а изваждането на който и да е от тях от първичната скала 2 би понижило нейната надеждност с около 0.01.

Други четири айтема (с номера 25, 29, 30 и 36) бяха определени като смислово амбивалентни, макар че въз основа на факторните им тегла те са отнесени към първичната скала 2. Равнищата на техните корелации с наблюдавания бал, които варират между 0.51 и 0.73, както и тези на multiple R^2 , които варират между 0.51 и 0.83, показват, че тези айтеми се държат не по-лошо от останалите айтеми в тази скала. По-„проблемни“ се оказват други два айтема, еднозначно определени като смислово принадлежащи към първичната скала 2. Това са айтеми 6 и 19, с най-ниски в сравнения с останалите корелации с наблюдавания бал - съответно 0.37 и 0.35. Изваждането на тези два айтема от скалата обаче би повишило нейната надеждност едва с 0.003.

Дискусия

В представеното изследване се търси постигането на две взаимосвързани цели - разкриване на факторната (скалова) структура на българската версия на CAST и оценка на надеждността на извлечените латентни дименсии. Тази информация е необходима предпоставка за предприемане на всички понататъшни стъпки за адаптиране и стандартизиране на теста в българската социо-културна среда. Една формална, но важна причина двете изследвания да бъдат обвързани и проведени в тази последователност, е необходимостта от прилагане на мерките за оценка на надеждността, по-конкретно на коефици-

ента alpha, върху едномерни структури. Най-същественото ограничение пред използването на вътрешната консистентност като мярка за надеждността на теста е изискването за едномерност. Този коефициент е особено чувствителен към всяко отклонение от едномерността на тестовите въпроси в случаите, в които те са ориентирани към повече от един конструкт (Cortina, 1993; Miller, 1995; Graham, 2006).

Поради липса на литературни данни за скаловата структура на оригиналния тест, за разкриване на нейните особености в българската версия на CAST е предприета двустъпкова процедура за генериране на факторен модел чрез изследователски факторен анализ и неговата верификация чрез потвърдителен факторен анализ. Двата метода за решаване на проблема за броя на факторите, приложени през първия етап на анализа, водят до конституирането на два, на пръв поглед взаимно изключващи се, факторни модела – с 2 и с 4 ортогонални фактора. Тези резултати като че ли влизат в противоречие с еднофакторния модел на теста, имплицитно възприет от неговите автори.

В своя публикация Scott et al. (2002a) отбелязват, че айтемите в CAST (първоначално Childhood Asperger Syndrome Test) като манифестирани променливи отразяват различни описания на поведенчески прояви съгласно ICD-10 и DSM-IV, които представляват основните характеристики на аутистичния спектър. По-конкретно, в DSM-IV тези характеристики са обособени в три категории: (1) затруднения в социалните взаимодействия, (2) затруднения в комуникацията и (3) ограничени, повтарящи се или стереотипни модели на поведение, интереси или действия. Някои айтемите в CAST са базирани на айтеми от два други скрийнингови теста - Pervasive Developmental Disorders Questionnaire (PDD-Q) и Asperger Syndrome Screening Questionnaire (ASSQ) (ibid.) Независимо от различните източници, на които е базиран тестът, стремежът на авторите е да покрият колкото е възможно по-широка област от поведения, за да бъде тестът достатъчно чувствителен при изпълнение на своята скрийнигова функция (ibid.) Поради това би било правдоподобно да се очаква, че айтемите в теста ще бъдат организирани в 3-факторна структура, отразяваща структурата на описанията в DSM-IV.

Разпределението на айтемите при 2-факторния модел в общи линии следва тази структура. Почти всички айтеми, които реферират към характеристиките от първата категория (затруднения в социалните взаимодействия), по-

падат в първия фактор (с изключение на айтем 18), а всички айтеми от третата категория (ограничени, повтарящи се или стереотипни модели на поведение), без изключения - във втория. Особено интересна е съдбата на айтемите, които се отнасят към втората категория характеристики по DSM-IV (затруднения в комуникацията) – те са разпределени сравнително равномерно между двата фактора. Към първия фактор се причисляват айтемите, описващи (затруднения в) комуникативните действия в социален контекст като неучастие в измислени или социално-подражателни игри (айтеми 8, 24 и 31) или способност за започване и поддържане на разговор (11). Към фактор 2 се отнасят такива айтеми от тази категория, които изразяват ограничени или повтарящи се езикови и поведенчески модели като използване на идиосинкратичен (странен) език (айтем 37), стереотипно използване на езика (айтем 36) и др.

При 4-факторния модел всеки от горните два фактора се разпада на други два. Фактор 1 от предходния модел в общи линии се съхранява, но от него се отделят и обособяват като самостоятелен фактор малка група от айтеми от втората категория по DSM-IV (затруднения в комуникацията), изразяващи (неучастие в) измислени или социално-подражателни игри (айтеми 8 и 31). Интересно е, че към тях не се присъединява айтем 24, който смислово принадлежи към същата субкатегория. Втория фактор се раздробява на други два фактора, всеки от които съдържа микс от айтеми, принадлежащи към втората (затруднения в комуникацията) и третата (ограничени, повтарящи се или стереотипни модели на поведение) категория по DSM-IV. В единия от тях преобладават айтеми от третата категория, отразяващи съответните особености в невербалното поведение, а в другия – айтеми от втората категория, отразяващи същите особености във вербалното поведение в различни социални контексти.

Верифицирането на двата факторни модела доведе до тяхното отхвърляне, включително и при допускането за неортогоналност на дименсиите. Направените анализи обаче, въпреки негативния изход от направените проверки, доведоха до извличането на важна информация. На първо място следва да отбележим видимата липса на кохерентност между айтемите, рефериращи към втората категория с описания на поведенчески прояви в DSM-IV. Тези айтеми обикновено се разпадат на две групи и гравитират към различни дименсии. Друга особеност е, че част от айтемите и при двата модела са повлияни в почти еднаква степен от различните фактори в съответния модел, което затрудня-

ва тяхното разграничаване, дори и при допускане, че факторите са наклонени. Това насочи търсенията към друг вид стратегия на въртене на факторите, към търсене на йерархична вместо на „плоска“ структура с първични фактори. Чрез паралелния анализ, от друга страна, беше направена оценка на долната прагова собствена стойност на симулираните фактори, над която извлечените фактори имат статистически и психологически смисъл.

Структурата, която разглеждаме като адекватна на данните, съдържа два първични и един вторичен (общ) фактор. Двете първични дименсии, които също са ортогонални, в общи линии възпроизвеждат двуфакторния модел, описан по-горе. Затова към неговите особености ще добавим, че видимата липса на кохерентност между айтемите, рефериращи към особеностите в аутистичния спектър, обхванати във втората категория по DSM-IV, може да подсказва, че самите характеристики в тази категория не формират единна цялост, каквито са характеристиките в другите две категории. Действително част от характеристиките в категорията „език и комуникация“ се отнасят до използването на езика като средство за социална комуникация и взаимодействие и могат да бъдат разглеждани като част от първата категория (затруднения в социалното взаимодействие). Друга част от характеристиките се отнасят за особености на речта на индивидуално ниво като стереотипни или повтарящи се модели на речта или идиосинкратична реч и могат да бъдат причислени към третата категория (ограничени, повтарящи се или стереотипни модели на поведение). От тази гледна точка факторната структура на първично ниво възпроизвежда много по-точно структурата на диагностичните критерии, представени в новия DSM-5. В тази нова версия на ръководството на Американската психологическа асоциация (APA) диагностичните критерии са обособени в две категории: (1) дефицити в социалната комуникация и в социалните взаимодействия в различни контексти и (2) ограничени, повтарящи се модели на поведение, включително и вербално поведение. Всички айтеми от първичния фактор 1 могат да бъдат отнесени еднозначно към първата категория, а от първичния фактор 2 – към втората категория по DSM-5. В общия фактор от второ равнище тези две категории са представени по балансиран начин.

Надеждността на скалите от българския вариант на CAS както на първото, така и на второто равнище, е достатъчно висока, за да позволи тяхното използване за приложни и изследователски цели. С няколко изключения, айтеми-

те показват висока степен на съгласуваност със (суб)скалите, към които принадлежат.

В две свои публикации авторите на оригиналната версия на теста представят резултатите от изследване на надеждността на резултатите от CAST. В едната от тях (Williams et al., 2006) е направено изследване на тест-ретестовата надеждност на CAST с извадка от 136 родители на деца на възраст от 1 до 6 години. Интервалът между двете тестираня е приблизително 2 седмици. Корелацията между двете серии от наблюдавани тестови балове, оценена чрез коефициента ρ на Spearman, е 0.83. Авторите оценяват получената надеждност като добра (ibid.)

В друга публикация (Allison et al., 2007) е представено изследване на тест-ретестовата надеждност сред извадка от деца с ярко изразени аутистични синдроми. Участници в изследването са 73 родители на деца, а интервалът между двете тестираня е приблизително 2 месеца. Корелацията между наблюдаваните тестови балове, оценена чрез същия коефициент, е малко по-ниска от тази в предходното изследване и възлиза на 0.67. Този по-неблагоприятен резултат, определен от авторите като умерено висок, е по-нисък от общоприетата долна граница на надеждността от 0.70.

Българската версия на CAST има определено по-добри показатели за надеждност. Нейната оценка при пилотното тестиране е направена въз основа на друг подход (вътрешна консистентност) и с по-голяма извадка ($n = 612$), но получените стойности на α за общата скала от 0.94 могат да се интерпретират в смисъл, че около 94% от вариативността в суровия тестов бал е вариативност на действителния бал и отразява разликите между децата по отношение на степента на изразеност на аутистичната симптоматика.

Цитирана литература

Allison, C., Williams, J., Scott, F., Stott, C., Bolton, P., Baron-Cohen, S. and C. Brayne, C. (2007). The Childhood Asperger Syndrome Test (CAST): Test-retest reliability in a high scoring sample. *Autism*, 11(2), 173-185.

Buja, A., Eyuboglu, N. (1992). Remarks on parallel analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 27, 509-540.

Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.

Cooke, D. J, Michie. C., Hart, S. D. & Hare, R. D. (1999). Evaluating the screening version of the Hare Psychopathy Checklist – Revised (PCL: V): An item response theory analysis. *Psychological Assessment*, 11(1), 3-13.

Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98-104.

Costello, A. B., Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10(7), 1-9.

De Ayala, R. J. (2009). *The theory and application of Item response theory*. N.Y.: Guilford Publishing.

Embretson, S. E., Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 3, 272-299.

Glorfeld, L. W. (1995). An improvement on Horn's parallel analysis methodology for selecting the correct number of factors to retain. *Educational and Psychological Measurement*, 55, 377-393.

Graham, J. M. (2006). Congeneric and (essentially) tau-equivalent estimates of score reliability: What they are and how to use them. *Educational and Psychological Measurement*, 66(6), 930-944.

Harman, H. H. (1976). *Modern factor analysis*. Chicago: The University of

Chicago Press.

Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in Exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(191), 191-205.

Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.

Hurley, A. E., Scandura, T. A., Schriesheim, C. A., Brannick, M. T., Seers, A., & Vandenberg, R. J. (1997). Exploratory and confirmatory factor analysis: Guidelines, issues, and alternatives. *Journal of Organizational Behavior*, 18, 667-683.

Kim, J. O., Mueller, C. W. (1978). *Factor analysis: Statistical methods and practical issues*. Newbury park, Ca.: Sage Publications, Inc.

Kubinger, K. (2003). On artificial results due to using factor analysis for dichotomous variables. *Psychology Science*, 45(1), 106-110.

Ledesma, R. D., Valero-Mora, P. (2007). Determining the number of factors to retain in EFA: An easy-to-use computer program for carrying out Parallel analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 12(2). Извлечено на 30.09.2009, от <http://pareonline.net/getvn.asp?v=12&n=2>

Lord, F. M. (1980). *Applications of Item response theory to practical testing problems*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Miller, M. B. (1995). Coefficient alpha: A basic introduction from the perspectives of classical test theory and structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 2, 255-273.

Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.

O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 32, 396-402.

Pollard, B., Dixon, D., Dieppe, P., & Johnston, M. (2009). Measuring the ICF components of impairment, activity limitation and participation restriction: an item analysis using classical test theory and item response theory. *Health and Quality of Life Outcomes*, 7(41).

Reckase, M. D. (1979). Unifactor latent trait models applied to multifactor tests: results and implications. *Journal of Educational Statistics*, 4(3), 207-230.

Revelle, W. (2011). *An overview of the psych package*. Department of

Psychology, Northwestern University. Извлечено на 07.04.2011, от:
<http://personality-project.org/r/overview.pdf>.

Revelle, W., Rocklin, T. (1979). Very simple structure - alternative procedure for estimating the optimal number of interpretable factors. *Multivariate Behavioral Research*, 14(4), 403–414.

Reynolds, C., Kamphaus, R. (eds) (2003). *Handbook of psychological & Educational assessment of children*. New York, NY: The Guilford Press.

Riekert, K. A., Eakin, M. (2008). Factor analysis: A primer for asthma researchers. *Journal of Allergy and Clinical Immunology*, 121, 1181-1183.

Scott, F. J., Baron-Cohen, S., Bolton, P., & Brayne, C. (2002a). The CAST (Childhood Asperger Syndrome Test): Preliminary development of a UK screen for mainstream primary-school-age children. *Autism*, 6(1), 9-31.

Scott, F. J., Baron-Cohen, S., Bolton, P., and Brayne, C. (2002b). Brief report: Prevalence of autism spectrum conditions in children aged 5-11 years in Cambridgeshire, UK. *Autism*, 6(3), 231-237.

Steiger, J. H. (1994). Factor analysis in the 1980's and the 1990's: Some old debates and some new developments. In: Ingwer Borg and Peter Ph. Mohler (Eds.), *Trends and perspectives in empirical social research*. Berlin: Walter de Gruyter.

Steiger, J. H. (2009). *Measures of fit in structural equation modeling: An introduction*. Извлечено на 26.10.2012, от
<http://www.statpower.net/Content/312/Handout/Measures%20of%20Fit%20in%20Structural%20Equation%20Modeling.pdf>

Steiger, J. H., Lind, J. C. (1980). *Statistically-based tests for the number of common factors*. Paper presented at the annual Spring Meeting of the Psychometric Society in Iowa City. Извлечено на 16.12.2012, от
<http://www.statpower.net/Steiger%20Biblio/Steiger-Lind%201980.pdf>

Steiger, J., Shapiro, A. & Browne, M. (1985). On the multivariate asymptotic distribution of sequential chi-square statistics. *Psychometrika*, 50(3), 253-264.

Stevens, J. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Thorndike, R. M. (1971). *Method of factor extraction and simple structure of data from diverse scientific areas*. Paper presented at the annual meeting of the Western psychological association, San Francisco, CA. Извлечено на 23.02.2009, от

http://www.eric.ed.gov/ERICWebPortal/search/detailmini.jsp?_nfpb=true&_ERICExtSearch_SearchValue_0=ED056075&ERICExtSearch_SearchType_0=no&accno=ED056075

Thurstone, L. L. (1934). The vectors of mind. *Psychological Review*, 41, 1-32.

Thurstone, L. L. (1935). *The vectors of mind: Multiple-factor analysis for the isolation of primary traits*. Chicago: University of Chicago Press.

Thurstone, L. L. (1936). The factorial isolation of primary abilities. *Psychometrika*, 1, 175–182.

Thurstone, L. L. (1947). *Multiple-factor analysis*. Chicago: University of Chicago Press.

Torgerson, W. S. (1958). *Theory and methods of scaling*. New York: John Wiley & Sons, Inc.

Velicer, W. F., Eaton, C. A., & Fava, J. L. (2000). Construct explication through factor or component analysis: A review and evaluation of alternative procedures for determining the number of factors or components. In: R. D. Goffin and E. Helmes (eds.) *Problems and solutions in human assessment: Honoring Douglas N. Jackson at seventy*. Norwell, MA: Kluwer Academic.

Williams, J., Allison, C., Scott, F., Stott, C., Bolton, P., Baron-Cohen, S., and Carol Brayne, C. (2006). The Childhood Asperger Syndrome Test (CAST): Test–retest reliability. *Autism*, 10(4), 415-427.

Williams, J., Scott, F., Scott, C., Allison, C., Bolton, P., Baron-Cohen, S. and Brayne, C. (2005). The CAST (Childhood Asperger Syndrome Test) : test accuracy. *Autism*, 9(1), 45-68.

Williams, J. G., Allison, C., Scott, F.J., Bolton, P. F., Baron-Cohen, S., Matthews, F. E., Brayne, C. (2008). The Childhood Autism Spectrum Test (CAST): sex differences. *Autism*, 38(9), 1731-9.

Yates, A. (1987). *Multivariate exploratory data analysis: a perspective on exploratory factor analysis*. Albany: State university of New York press.

Zwick, W. R., Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99, 432-442.