



ШКАЛЫ ТОЛЕРАНТНОСТИ И ИНТОЛЕРАНТНОСТИ К НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ В МОДИФИКАЦИИ ОПРОСНИКА С. БАДНЕРА

КОРНИЛОВА Т.В. *, МГУ имени М.В. Ломоносова, Москва, Россия, e-mail: tvkornilova@mail.ru
ЧУМАКОВА М.А. **, ГБОУ ВПО МГППУ, Москва, Россия, e-mail: chumakova.mariya@gmail.com

Представлены результаты апробации опросника С. Баднера на русскоязычных выборках ($n=1082$). Установлена двухфакторная структура опросника, продемонстрированы его удовлетворительная надежность и валидность. Выявлены связи с академическим интеллектом, межличностным эмоциональным интеллектом, самоофективностью и успеваемостью студентов. В статье также приводятся текст опросника с ключом и нормативными показателями по российской выборке.

Ключевые слова: толерантность к неопределенности, интолерантность к неопределенности, опросник С. Баднера, интеллект, эмоциональный интеллект, самоофективность, успешность обучения.

Введение

В последнее время возрастает интерес к диагностике толерантности/интолерантности к неопределенности (ТН/ИТН), поскольку человек все чаще вынужден принимать решения в условиях неопределенности. Истоки формирования терминологии восходят к работам Э. Френкель-Брунстик, которая ввела понятие *tolerance for ambiguity* как отношение к двусмысленной, динамически изменяющейся, вероятностной и противоречивой стимуляции² (Frenkel-Brunswick, 1948, 1949). Однако в исследованиях принятия решений в зарубежной литературе для обозначения неопределенности чаще используется термин *uncertainty* (нем. – *Unsicherheit*), в большей степени соответствующий понятиям *субъективной неопределенности* или *неуверенности*.

В отечественных исследованиях толерантность рассматривается в качестве интегральной личностной характеристики и изучается в ракурсе психологической устойчивости, системы ценностей, личностных установок и совокупностей разноуровневых индивидуальных свойств (Психодиагностика..., 2008). Однако, с нашей точки зрения, именно характеристика устойчивости наименее пригодна для конкретизации понятия *толе-*

Для цитаты:

Корнилова Т.В., Чумакова М.А. Шкалы толерантности и интолерантности к неопределенности в модификации опросника С. Баднера // Экспериментальная психология. 2014. № 1. С. 92–110.

² Интолерантность была ею определена как тенденция принимать решения по принципу «черное-белое», торопиться на пути к ясности, не принимая во внимание сложные реалии, а также отвергать в этом стремлении к ясности потребности других людей. В последующем другими авторами интолерантность к *uncertainty* стала различаться с толерантностью к *ambiguity*, а толерантность к *субъективной неопределенности (неуверенности)* стала связываться с временной шкалой и прогностической способностью: в силу того что будущее характеризуется неопределенностью (*uncertainty*), интолерантные люди интерпретируют его как источник дискомфорта и стремятся избегать неопределенности.

* Корнилова Т. В. Доктор психологических наук, профессор, кафедра общей психологии, факультет психологии, МГУ имени М. В. Ломоносова, e-mail: tvkornilova@mail.ru

** Чумакова М. А. Кандидат психологических наук, доцент, кафедра индивидуальной и групповой психотерапии, факультет консультативной и клинической психологии, ГБОУ ВПО МГППУ, e-mail: chumakova.mariya@gmail.com



рантности к неопределенности, которое имеет непосредственное отношение к описанию процессов личностной саморегуляции в условиях отсутствия устойчивых ориентиров выбора и невозможности применения устоявшихся клише или готовых решений.

Традиционно психология исследует феномен ТН в контексте изучения его взаимосвязи с личностными чертами. Так, например, предлагалось рассматривать толерантность к неопределенности как часть фактора Большой Пятерки, получившего название *открытость новому опыту и впечатлениям* (Openness). Однако в специальном исследовании академической успешности студентов Барди с колл. (Bardi et al., 2009) показали, что если *открытость новому опыту* оказывается связанной у студентов с благополучием на протяжении «академических переходов» (поступление в вуз, адаптация к нему) посредством интерпретации трудностей и угроз, то ТН связана с благополучием только в начальном периоде обучения, когда присутствуют неопределенность, новизна и неясность ситуации. Путевой анализ, примененный к данным выборки в 510 студентов, подтвердил, что ТН перестает быть предиктором благополучия, когда студенты становятся «опытными», или «продвинутыми». Байтель с коллегами (Beitel et al., 2004) показали, что ТН также может коррелировать с *психологической разумностью*, поскольку схожим образом связана с факторами Большой пятерки: положительно с *открытостью новому опыту и идеям* и *экстраверсией* и отрицательно – с *нейротизмом*.

Отношение к неопределенности обычно рассматривается в двух направлениях: принятие условий неопределенности (их поиск, умение действовать в них) и избегание неопределенности (страх неопределенности), стремление к ясности; второй аспект фокусируется переменной интолерантности к неопределенности (ИТН). Одним из наиболее часто используемых методических средств в исследованиях выступает шкала интолерантности к неопределенности С. Баднера (Budner, 1962), так как она является довольно «экономичной» – состоит всего из 16 пунктов. Однако именно этот опросник отличает большая вариативность способов выделения его факторной структуры и, соответственно, разнообразие интерпретаций результатов. Так, в практикуме (Психодиагностика..., 2008) предлагается перевод опросника с трехшкальным ключом (новизна, сложность и неразрешимость). В работе известного социального психолога А. Фернхема (Furnham, 1994) пункты опросника Баднера распределились по 4 факторам (предсказуемость, разнообразие и оригинальность, ясность, постоянство). В исследовании 1996 года (Benjamin et al., 1996) при проверке факторной структуры опросника С. Баднера с применением конфирматорного факторного анализа было установлено, что ни однофакторная авторская модель самого Баднера, ни четырехфакторная модель А. Фернхема не соответствуют данным, полученным на выборке в более 400 человек.

Применение переводов старых зарубежных опросников, диагностирующих ТН и ИТН, без их психометрической оценки вызывает обоснованные сомнения в представляемых на их основе закономерностях. Перепроверка психометрических свойств опросника Баднера на англоязычных выборках показала его низкую надежность: коэффициент α сильно варьирует в различных исследованиях в зависимости от выборок³. В то же время данные об апробации этого опросника на российских выборках отсутствуют: в приводимом в рамках практикума (Психодиагностика..., 2008) описании опросника не содержится сведений

³ От 0,30 до 0,62 со средним 0,49 (Budner, 1962), 0,63 и 0,64 (Sobal, DeForge, 1992), 0,59 (Furnham, 1994), 0,44 (Benjamin et al., 1996).



о происхождении ключа к нему, а «нормы» приведены для выборки в $n=58$ чел. Такие малочисленные выборки недопустимы, поскольку именно опросники измерения ТН/ИТН, как уже не раз отмечалось в научной литературе, отличаются низкой – по сравнению с другими личностными опросниками – надежностью (Корнилова и др., 2010; Шалаев, 2007).

Несмотря на указанные недостатки опросника С. Баднера, он остается одним из наиболее известных и наиболее часто используемых в исследованиях толерантности к неопределенности (Furnham, 1994), что связано прежде всего с высокой конструктивной валидностью данного теста, которая была достигнута при его разработке и апробации путем тщательного соотнесения получаемых по тесту результатов с биографическими данными опрашиваемых, показателями социальной оценки, выбором карьеры, отношением к религии и другими социальными показателями, а также со многими психологическими переменными (Budner, 1962).

Следует отметить, что при использовании данного диагностического инструмента в эмпирических исследованиях возникает любопытный парадокс. С. Баднер разработал шкалу интолерантности к неопределенности, в основе которой лежали представления, какое поведение (отрицание и/или подчинение обстоятельствам) демонстрирует интолерантная к неопределенности личность в новых, сложных или противоречивых ситуациях (Budner, 1962). Однако в современных исследованиях шкала используется авторами чаще в качестве меры ТН, что иногда приводит к неожиданным и трудно интерпретируемым результатам⁴. Данное противоречие объясняется рассмотрением ТН и ИТН как полюсов единой шкалы толерантности/интолерантности к неопределенности, что представлено в подходе Баднера. Однако современные исследования ТН с применением методов структурного моделирования позволяют производить оценку ТН и ИТН как различных переменных, а также отличать их от таких латентных переменных, как принятие неопределенности и риска и неприятие неопределенности. Так, нами при апробации Нового опросника толерантности к неопределенности – НТН – была обоснована трехфакторная структура теста, в которой самостоятельными шкалами выступили ТН, а также две другие шкалы: ИТН как стремления к ясности и МИТН в качестве межличностной интолерантности к неопределенности (Корнилова, 2010; Корнилова и др., 2010).

Можно предполагать, что разногласия, связанные с факторной структурой опросника С. Баднера, имеют в своей основе ошибочную концептуализацию конструктов толерантности/интолерантности к неопределенности как полюсов единого континуума. Наша позиция заключается в необходимости рассмотрения их в качестве самостоятельных психологических образований, связанных с разными свойствами в целостном интеллектуально-личностном потенциале человека.

Целями нашего исследования были:

- 1) определение факторной структуры опросника Баднера для российской выборки (учитывая гипотезу о различии конструктов ТН/ИТН);
- 2) оценка психометрических свойств и конвергентной валидности шкал апробируемого опросника;
- 3) анализ связей шкал опросника С. Баднера с показателями академических, творческих и практических способностей, эмоционального интеллекта, самооэффективности и успешности обучения.

⁴ Например, несогласованность результатов, полученных по данной шкале и шкале MSTAT Д. Маклейна (Мажирина и др., 2011).



Методика

Участники исследования. В исследовании приняли участие 1082 человека в возрасте от 17 до 82 лет ($M = 22,15$, $SD = 8,38$), 704 женщины и 376 мужчин (2 респондента не указали пол). Общая выборка состояла из 8 групп респондентов:

1. Студенты д/о, в/о и с/о для лиц с высшим образованием факультета психологии МГУ имени М.В. Ломоносова – всего 782 человека в возрасте от 17 до 45 лет ($M = 19,82$, $SD = 2,62$), 621 жен. и 159 муж. (2 респондента не указали пол).

2. Студенты д/о факультета психологии филиала МГУ в г. Баку – 20 человек в возрасте от 18 до 21 года ($M = 19,90$, $SD = 0,91$), 18 жен. и 2 муж.

3. Студенты д/о МФТИ – 79 человек в возрасте от 19 до 24 лет ($M = 20,05$, $SD = 0,32$), все мужчины.

4. Студенты МГК им. П.И. Чайковского – 34 человека в возрасте от 20 до 32 лет ($M = 23,03$, $SD = 2,58$), 18 жен. и 16 муж.

5. Студенты режиссерского факультета РАТИ – 19 человек в возрасте от 19 до 32 лет ($M = 24,68$, $SD = 3,48$), 7 жен. и 12 муж.

6. Студенты МГИМО – 38 человек в возрасте от 18 до 21 года ($M = 19,05$, $SD = 0,57$), 18 жен. и 20 муж.

7. Преподаватели высшей школы – 49 человек в возрасте от 24 до 82 лет ($M = 51,54$, $SD = 17,91$), 22 жен. и 27 муж.

8. Военнослужащие – 61 человек в возрасте от 27 до 42 лет ($M = 31,93$, $SD = 3,83$), все мужчины.

Методики

В исследовании использовалась 16-пунктная шкала интолерантности к неопределенности С. Баднера (Budner, 1962). Нами был осуществлен перевод пунктов опросника на русский язык (в сопоставлении с уже имеющимся для практикума русскоязычным переводом). Ответы испытуемых предполагали балльную оценку согласия с каждым из утверждений от 1 (абсолютно не согласен) до 7 (абсолютно согласен). Идентичная семибалльная шкала использовалась С. Баднером.

Для оценки конвергентной валидности опросника применялись: шкала толерантности к неопределенности MSTAT-I Д. Маклейна в адаптации Е. Г. Луковицкой (Луковицкая, 1998); опросник «Личностные факторы решений – ЛФР» (Корнилова, 2003), диагностирующий: а) *рациональность* как готовность обдумывать свои решения и действовать при возможно более полной ориентировке в ситуации и б) *готовность к риску* как готовность к решениям и действиям при заведомой недостаточности или недоступности необходимых ориентиров.

Для проверки гипотез о связях диагностируемой переменной с другими компонентами интеллектуально-личностного потенциала были использованы также: методический комплекс для диагностики академических, творческих, практических способностей и креативности ROADS (Корнилов, Григоренко, 2010); опросник эмоционального интеллекта ЭМИн (Люсин, 2006); шкала общей самооффективности (Шварцер, Ерусалем, Ромек, 1996).

Результаты

1. Определение факторной структуры опросника

На *первом этапе* проверялась пригодность четырех альтернативных моделей структуры опросника: M1 – однофакторная авторская модель С. Баднера; M2 – трехфакторная модель, соответствующая ключу для российской выборки в указанном ранее практи-



куме⁵; М3 – четырехфакторная модель А. Фернхема (Furnham, 1994)⁶; М4 – двухфакторная модель, предполагаемая нами на основе разделения конструкторов ТН и ИТН⁷.

Проверка осуществлялась с помощью метода *конфирматорного факторного анализа* с применением программного пакета для структурного моделирования EQS for Windows 6.2. Использовался так называемый устойчивый (robust) метод вычисления индексов пригодности. В случае наличия более одного фактора также свободно вычислялись параметры ковариации между факторами. Метрика латентных переменных (факторов) определялась через фиксацию дисперсии латентной переменной к 1. В качестве критериев оценки показателей пригодности были выбраны значения: 1) Satorra-Bentler (S-B) $\chi^2 p > 0,05$, а также 2) CFI $> 0,95$ и 3) RMSEA $< 0,05$ (при 95 % CI от 0,000 до 0,049), соответствующие относительно консервативному подходу к анализу пригодности структурных моделей (Kline, 2010). Сравнение индексов пригодности проводилось по критериям разницы Δ в S-B χ^2 для вложенных или так называемых иерархических (nested) моделей, отличающихся по количеству вычисляемых параметров, по формуле⁸, приведенной Саторра и Бентлером (Satorra, Bentler, 2001). Значимый Δ S-B χ^2 с количеством степеней свободы, равным разнице в количестве степеней свободы сравниваемых моделей, свидетельствует о значимых различиях в уровнях пригодности альтернативных моделей. Мы также использовали критерий разницы Δ в индексе CFI: Δ CFI⁹ $> 0,01$ свидетельствует в пользу рассмотрения модели с более высоким CFI как обладающей более высоким уровнем пригодности (Cheung, Rensvold, 2002).

Таблица 1. Показатели соответствия альтернативных моделей

Модель	df	χ^2, p	S-B χ^2, p	CFI	NFI	RMSEA (95% CI)
М1 (Баднер)	104	892,90, $p < 0,001$	560,89, $p < 0,001$	0,573	0,522	0,064 (0,059, 0,069)
М2 (Солдатова)	101	817,02, $p < 0,001$	513,8, $p < 0,001$	0,608	0,562	0,063 (0,056, 0,067)
М3 (Фернхем)	98	508,25, $p < 0,001$	317,65, $p < 0,001$	0,791	0,729	0,046 (0,040, 0,051)
М4 (авторы)	103	501,95, $p < 0,001$	314,78, $p < 0,001$	0,799	0,732	0,044 (0,038, 0,049)
М5 (финальная)	63	128,41, $p < 0,001$	80,47, $p = 0,068$	0,955	0,828	0,023 (0,000, 0,036)

Результаты проверки четырех альтернативных моделей структуры опросника представлены в табл. 1. Согласно анализу индексов пригодности моделей, ни одна из четырех моделей не продемонстрировала высокого уровня пригодности (все S-B $\chi^2 p < 0,001$, CFI $< 0,95$). Модель 3 продемонстрировала более высокий уровень пригодности, чем модель Баднера 1 (Δ S-B $\chi^2(6) = 263,53, p < 0,001$, Δ CFI = 0,218) и модель 2 (Δ S-B $\chi^2(6) = 247,30, p < 0,001$, Δ CFI = 0,183). Схожим образом модель 4 также показала более высокий уровень пригодности, чем модель 1 (Δ S-B $\chi^2(1) = 296,90, p < 0,001$, Δ CFI = 0,226) и модель 2 (Δ S-B $\chi^2(2) = 170,52, p < 0,001$, Δ CFI = 0,191). Модель 3 и Модель 4 были эмпирически не

⁵ М2: Новизна (5, 6, 7, 9), Сложность (3, 4, 8, 10, 11, 12, 13, 15, 16), Неразрешимость (1, 2, 14).

⁶ М3: Предсказуемость (1, 5, 6, 8, 9), Разнообразие и оригинальность (12, 13, 14, 15, 16), Ясность (3, 4, 7), Постоянство (2, 10, 11).

⁷ М4: Интолерантность к неопределенности (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8), Толерантность к неопределенности (9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16).

⁸ Формула предполагает вычисление коэффициентов шкалирования и позволяет переводить «сырую» разницу в S-B χ^2 , в параметр, соответствующий распределению χ^2 , что наиболее часто применяется при сравнении альтернативных структурных моделей (Kline, 2010).

⁹ Отметим, что критерий Δ CFI чаще всего применяется при сравнении вложенных моделей для изучения различных уровней инвариантности.



различимы по уровню пригодности ($\Delta S-B \chi^2(5) = 4,23, p = 0,516, \Delta CFI = 0,008$), хотя стоит отметить, что с точки зрения такого критерия, как 95 % доверительный интервал вокруг точечного значения RMSEA, модель 4 показала более высокий уровень пригодности, так как в ее случае верхняя граница 95 % CI была ниже значения 0,050.

Поскольку ни одна из четырех моделей не продемонстрировала удовлетворительных показателей пригодности данным, нами было принято решение использовать для определения структуры опросника и его валидации так называемый гибридный подход. На первом этапе выборка испытуемых была случайным образом поделена на две половины. На втором этапе был проведен *эксплораторный* факторный анализ (ЭФА) структуры опросника на одной половине выборки. На третьем этапе полученная структура была валидизирована на независимой второй половине выборки с помощью *конфирматорного* факторного анализа.

ЭФА проводился с использованием метода главных осей и косоугольным вращением промакс (с нормализацией Кайзера). Относительно высокое значение коэффициента Кайзера-Мейера-Олкина (КМО = 0,73) в совокупности со значимым показателем теста сферичности Бартлетта, $\chi^2(120) = 428,63, p < 0,001$, свидетельствуют в пользу рассмотрения данных как пригодных для проведения эксплораторного факторного анализа (Pett et al., 2003). Анализ собственных значений факторов и графика осыпи собственных значений показал, что большая часть дисперсии в показателях ответов на пункты опросника объясняется двумя факторами, объясняющими 17,39 % и 12,03 % дисперсии соответственно, что является удовлетворительным результатом. Матрица факторных нагрузок пунктов опросника после вращения представлена в табл. 2. Следуя рекомендациям Табачник и Фиделл (Tabachnik, Fidell, 2001), мы выбрали консервативное значение 0,32 как критерий приемлемой величины факторной нагрузки (0,32 соответствует приблизительно 10 % перекрытия дисперсии пункта с остальными пунктами в факторе). 13 пунктов были оставлены после исключения пунктов 2, 9 и 15. Во всех случаях пункты имели нагрузки преимущественно на один соответствующий им фактор.

Таблица 2. Матрица факторных нагрузок пунктов опросника (после вращения) по результатам ЭФА

Пункт	Фактор 1	Фактор 2
1	0,34	0,18
2	0,14	0,28
3	0,57	0,03
4	0,34	0,01
5	0,61	- 0,07
6	0,54	- 0,13
7	0,41	0,08
8	0,47	0,11
9	- 0,14	0,31
10	- 0,04	0,46
11	- 0,09	0,49
12	0,02	0,52
13	0,07	0,38
14	0,15	0,38
15	0,01	0,29
16	0,06	0,46

Жирным шрифтом отмечены факторные нагрузки > 0,32.

В первый фактор, соответствующий конструкту ИТН, вошли пункты оригинального опросника: 1, 3, 4, 5, 6, 7, 8 (формулировки пунктов см. в приложении 1). Во второй фактор, соответствующий конструкту ТН, вошли пункты 10, 11, 12, 13, 14, 16. Оценка *внутренней согласованности* шкал дала удовлетворительные результаты (α -Кронбаха для шкал составила 0,66 и 0,61, соответственно).

Валидизация структуры опросника (М5) проводилась на второй половине выборки. В финальную модель¹⁰ вошло 13 пунктов, имеющих наибольшие нагрузки на 2 фактора (7 на первый и 6 на второй фактор). Факторы коррелировали между собой, и нами также был добавлен параметр ковариации между остаточной дисперсией пунктов 6 и 10 на основании индексов модификации Лагранжа и матрицы остатков после начального построения модели. Проведенный анализ показал высокие значения абсолютных и относительных показателей пригодности модели ($S-B \chi^2(63) = 80,47, p = 0,068, CFI = 0,955, RMSEA = 0,023, 95\% CI$ от 0,000 до 0,036), свидетельствуя в пользу рассмотрения опросника как обладающего двухфакторной структурой, согласно результатам, полученным с помощью ЭФА на первом этапе¹¹. Модель графически представлена на рис. 1 (формулировки пунктов и ключ опросника см. в приложении 1).

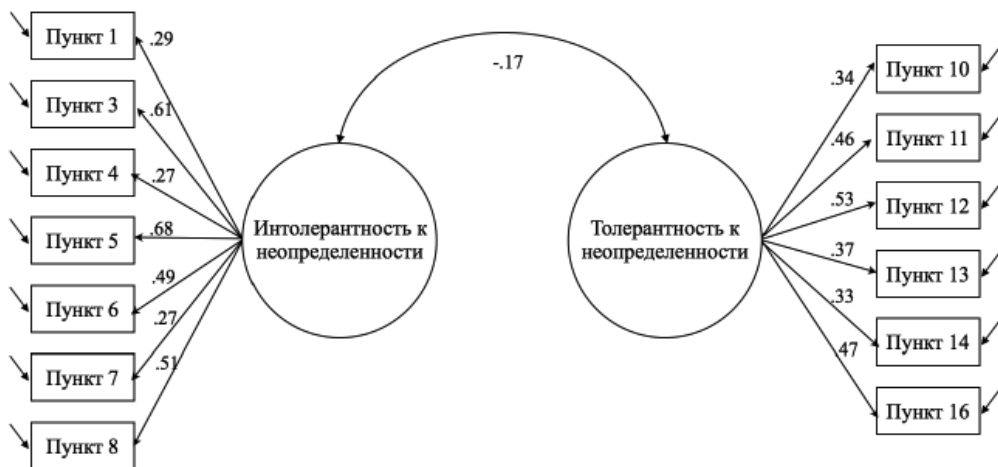


Рис. 1. Структурная модель модифицированного опросника С. Баднера

¹⁰ Прямое сопоставление индексов пригодности модели 5 и других моделей невозможно, поскольку в случае применения к разным выборкам (модель 5 проверялась на половине выборки) и при использовании разного количества переменных (три пункта были исключены из финальной версии опросника) модели не являются вложенными. Тем не менее, с точки зрения показателей пригодности, только модель 5 соответствует типично используемым в литературе критериям пригодности структурных моделей.

¹¹ Дополнительно была проверена модель, предполагающая объяснение связи между пунктами одной общей латентной переменной и двумя специфическими латентными переменными, соответствующими «прямым» и «обратным» пунктам (в соответствии с гипотезой об ошибочном выявлении двухфакторной структуры в случае наличия эффектов формулировок в опросниках ТН (Bors, Gruman, Shukla, 2010)). Данная модель и предлагаемая нами модель 5 оказались эмпирически не различимы по уровню пригодности, при этом нагрузки на общий фактор второго порядка в дополнительной модели оказались в половине случаев незначимыми, в связи с чем мы принимаем финальную модель 5 как имеющую более простую структуру.



2. Половые, возрастные и групповые различия по шкалам опросника

Анализ полученных данных при разделении всей выборки по гендерному признаку с использованием t-критерия Стьюдента выявил значимые различия в средних показателях по шкалам опросника (см. табл. 3). Женщины демонстрируют более высокую ТН, а мужчины – ИТН. Мы оценили установленный эффект влияния пола, используя размеры эффектов в метриках d Коэна и r Пирсона. Как видно из табл. 3, полученные размеры эффекта являются относительно низкими по величине (Cohen, 1988; в среднем около 2 % дисперсии в показателях ИТН-ТН), что позволяет говорить о неспецифичности измеряемых конструкторов с точки зрения фактора пола. Данное утверждение подкрепляется результатами проверки пригодности полученной двухфакторной модели структуры опросника отдельно для выборок женщин и мужчин, показавшими, что для обеих групп модель продемонстрировала схожие высокие показатели пригодности: для мужчин $\chi^2(63) = 70,78, p = 0,23, CFI = 0,93, RMSEA = 0,027$; для женщин $\chi^2(63) = 80,60, p = 0,07, CFI = 0,93, RMSEA = 0,029$.

Таблица 3. Оценка половых и возрастных различий по шкалам опросника

	Группы	N	M	SD	t	df	p	Cohen's d	effect-size r
ИТН	Женщины	703	25,38	6,00	-4,73	1076	<0,0001	-0,29	0,14
	Мужчины	375	27,22	6,31					
ТН	Женщины	703	31,85	4,39	4,46	1076	<0,0001	0,27	0,13
	Мужчины	375	30,59	4,38					
ИТН	До 30 лет	969	25,71	6,09	-4,82	1052	<0,0001	-0,30	0,15
	Старше 30 лет	85	29,05	6,38					
ТН	До 30 лет	969	31,45	4,46	0,15	1052	0,879	0,02	0,01
	Старше 30 лет	85	31,38	4,13					

Для проверки гипотезы о возрастных различиях в показателях ТН и ИТН мы разбили общую выборку на 5 возрастных групп: до 20 лет (N=775), от 21 года до 25 лет (N = 136), от 26 до 30 лет (N = 58), от 31 года до 40 лет (N = 49), старше 41 года (N = 36). Был проведен *однофакторный дисперсионный анализ ANOVA* для установления зависимости показателей по шкалам опросника от возраста испытуемых и выявлено значимое влияние по шкале интолерантности к неопределенности ($F=7,937, df=4, p < 0,0001$ для ИТН и $F=2,354, df=4, p=0,052$ для ТН). Множественные сравнения групп по критерию Шеффе позволили установить, что по ИТН значимо отличаются испытуемые старше 31 года и младше 25 лет. В связи с этим мы выбрали возраст 30 лет как критерий разделения на две возрастные группы и провели анализ различий с использованием t-критерия Стьюдента. Испытуемые более старшего возраста демонстрируют значимо более высокие показатели ИТН (см. табл. 3). Однако размер эффекта влияния возраста на эти различия также невелик, как и пола. В связи с этим можно утверждать неспецифичность методики в отношении возраста испытуемых. Тем не менее, поскольку испытуемые в возрасте старше 30 лет составили только 8 % всей выборки, стандартные значения приводятся нами только для основной подвыборки испытуемых до 30 лет (n=997).



Наше исследование было проведено на 8 выборках испытуемых (см. описание испытуемых). Для проверки гипотезы о влиянии фактора принадлежности к определенной выборке на показатели толерантности/интолерантности к неопределенности был проведен однофакторный дисперсионный анализ ANOVA, показавший значимое влияние для обеих шкал ($F=10,985$, $df=7$, $p < 0,0001$ для ИТН и $F=5,776$, $df=7$, $p < 0,0001$ для ТН). При множественном попарном сравнении групп было установлено, что значимо выделяются две подвыборки¹²:

- группа военнослужащих (самые высокие показатели по шкале ИТН: $M_{ИТН} = 31,69$, $SD_{ИТН} = 5,71$; средние значения для размеров эффектов $d_{ИТН} = 0,95$, $r_{ИТН} = 0,42$);
- группа студентов Российской академии театрального искусства (самые низкие значения по обеим шкалам: $M_{ИТН} = 21,84$, $SD_{ИТН} = 5,89$, $M_{ТН} = 27,26$, $SD_{ТН} = 7,53$; средние значения для размеров эффектов $d_{ИТН} = 0,93$, $r_{ИТН} = 0,41$; $d_{ТН} = 0,64$, $r_{ТН} = 0,30$).

Таким образом, установлены различия в диагностируемых показателях в зависимости от специфики профессиональной принадлежности испытуемых.

3. Оценка конвергентной валидности шкал опросника

Для оценки конвергентной валидности шкал опросника был использован корреляционный анализ (r Пирсона) связей показателей ИТН и ТН со шкалами, диагностирующими толерантность к неопределенности и готовность к риску (табл. 4).

Таблица 4. Связи шкал опросника с MSTAT и шкалами ЛФР

	Шкалы	1	2	3	4	5
1	ИТН		-0,14	-0,22	0,26	-0,37
2	ТН	1054		0,14	-0,09	0,17
3	Готовность к риску (ЛФР)	819	819		-0,36	0,48
4	Рациональность (ЛФР)	819	819	819		-0,22
5	Толерантность к неопределенности (MSTAT)	486	486	402	402	

Примечание. Все коэффициенты корреляции значимы на уровне $p < 0,01$; значения под диагональю – объем выборки, на которой производились вычисления.

Как видно из табл. 4, значимы связи: 1) ожидаемая слабая отрицательная связь между шкалами внутри опросника; 2) отрицательная связь ИТН с личностной *готовностью к риску* и с показателем ТН/ИТН по MSTAT, по величине соответствующая данным, приводимым Маклайном (McLain, 1993), и положительная – с *рациональностью* по ЛФР; 3) ТН слабо положительно связана с личностной готовностью к риску и с показателем ТН/ИТН по MSTAT. Важно отметить, что приведенные результаты не предполагают их оценку с точки зрения определения идентичности показателей, полученных с помощью ЛФР и опросника MSTAT, и показателей, измеряемых опросником Баднера. Гетерогенность конструкта толерантности к неопределенности накладывает соответствующие ограничения на величину возможных связей между показателями, полученными с помощью разных опросников, которые могут измерять различные стороны ТН. Ключевым результатом, позволяющим формулировать заключение о соответствии апробируемой методики измеряемым кон-

¹² Тестирование этих выборок осуществлялось Е.В. Красновым и Е.М. Павловой.



структам, является наличие средней по величине корреляции между показателями ИТН по Баднеру и шкалой MSTAT ($r = -0,37$), так как изначально методика Баднера была направлена на измерение ИТН, тогда как MSTAT диагностирует уровень ТН.

Учитывая, что переменные готовности к риску, рациональности и ТН/ИТН могут рассматриваться и в качестве измеряемых, и в качестве латентных (Корнилова и др., 2010) факторов, можно говорить о конвергентной валидности методики, учитывая включенность конструкторов ТН и ИТН именно в латентные переменные принятия и непринятия неопределенности (которые принято называть Толерантностью и Интолерантностью к неопределенности, несмотря на то, что такое определение исследуемых интегративных конструкторов упускает из виду другие их измерения).

4. Связи шкал опросника с компонентами интеллектуально-личностного потенциала и успешностью обучения

Таблица 5. Связи шкал опросника с академическими, практическими и творческими способностями, эмоциональным интеллектом, самооэффективностью и успешностью обучения

Шкалы батареи ROADS	ИТН	ТН
Флюидный интеллект (N = 268)	-0,21*	0,12
Вербальный интеллект (N = 269)	-0,16	0,10
Практический интеллект (N = 264)	0,08	-0,03
Креативность (N = 198)	-0,12	0,05
Шкалы опросника «ЭмИн» (N = 207)		
Понимание чужих эмоций	-0,14	0,18
Управление чужими эмоциями	-0,12	0,20
Понимание своих эмоций	-0,01	0,06
Управление своими эмоциями	-0,08	0,06
Контроль экспрессии	0,05	-0,14
Понимание своих и чужих эмоций	-0,08	0,14
Управление своими и чужими эмоциями	-0,08	0,07
Межличностный эмоциональный интеллект	-0,16	0,22*
Внутриличностный эмоциональный интеллект	-0,01	-0,01
Самоэффективность (N = 664)	-0,17*	0,12*
GPA (N = 533)	-0,16*	0,10

Использован коэффициент корреляции r Пирсона, жирным шрифтом выделены коэффициенты корреляции, значимые на уровне $p < 0,01$. Значком * отмечены коэффициенты корреляции, значимые после поправки на множественность статистических тестов по методу Бонферрони.



Как видно из табл. 5, испытуемые с высокой *интолерантностью к неопределенности* по опроснику Баднера обладают более низкими академическими способностями. Кроме того, проведенный анализ свидетельствует об отсутствии взаимосвязи показателей ТН и ИТН с показателями практических и творческих способностей. Выявлена лишь взаимосвязь показателей ТН с показателями эмоционального интеллекта (см. табл. 5), причем с компонентами *межличностного* эмоционального интеллекта: испытуемые с более высокой ТН лучше понимают и управляют чужими эмоциями. Студенты с более высокой ТН демонстрируют более высокий уровень *самоэффективности*.

Академическая успеваемость студентов оценивалась за последние 3 семестра обучения с помощью индекса GPA (средняя успеваемость). Как видно из табл. 5, успешность обучения отрицательно связана с ИТН, т. е. более высокий средний балл успеваемости у студентов, в меньшей степени стремящихся к ясности и определенности.

Обсуждение результатов

1. Факторная структура опросника С. Баднера

С целью определения факторной структуры опросника было проверено 5 альтернативных моделей, оценка которых позволила зафиксировать, что выделение двух латентных переменных, проявляющихся в пунктах опросника, демонстрирует наибольшее соответствие данным. Таким образом, наиболее оптимальной является двухфакторная структура опросника Баднера. В исследовании были получены удовлетворительные оценки надежности (показатели α соответствуют коэффициентам надежности-согласованности, представленным в литературе для шкал, измеряющих отношение человека к неопределенности) и достаточные оценки конвергентной валидности полученных шкал. Высокие показатели соответствия эмпирическим данным двухфакторной модели опросника подтверждают гипотезу об относительной независимости конструкторов толерантности/интолерантности к неопределенности. Таким образом, мы можем предполагать, что переход к такой концептуализации данных свойств (как измеряемых проявлений латентных переменных принятия и непринятия неопределенности) в дальнейшем позволит разрешить методические затруднения, возникающие при исследовании ТН. Выделенная структура опросника позволяет утверждать, что за поведением, направленным на избегание сложных и противоречивых ситуаций и противоположно направленным поведением, проявляющимся в стремлении к подобным ситуациям, стоят принципиально разные психологические переменные (ИТН и ТН). Этот факт необходимо учитывать как при использовании различного психодиагностического инструментария, так и при формулировании содержательных исследовательских гипотез и интерпретаций.

Анализ шкал опросника С. Баднера на русскоязычных выборках свидетельствует о независимости ТН/ИТН от факторов *пола* и *возраста*, что позволяет говорить о широте возможного применения данной методики в диагностических и исследовательских целях. Учитывая «экономичность» апробированной методики (в итоговой версии 13 пунктов) и множественность установленных связей диагностируемых ею показателей с переменными интеллектуально-личностного потенциала человека, ее применение значительно повысит возможности экспресс-диагностики свойств ТН и ИТН (нормы представлены в приложении 2).

2. Взаимосвязь показателей ТН/ИТН с компонентами интеллектуально-личностного потенциала

Положительная взаимосвязь *толерантности к неопределенности с флюидным интеллектом* была установлена ранее в аналогичном исследовании с использованием НТН, в ко-



торый входят пункты опросника Баднера (Корнилова, Новикова, 2011). Однако результаты обсуждаемого исследования свидетельствовали о незначимой величине данной взаимосвязи, возможно, по причине небольшой выборки ($n=92$). Тем не менее, можно говорить о соответствии полученных при апробации опросника Баднера данных с результатами исследования с применением комплексного опросника ИТН. В сочетании с применением тестовой батареи ROADS апробируемый опросник позволяет производить более дифференцированную оценку взаимосвязи показателей уровня и направленности интеллекта с ИТН, результаты которой свидетельствуют о реципрокном взаимоотношении интеллектуальных достижений и выраженности интолерантности к неопределенности. Дополнительную информацию об этом дают связи со шкалой *самоэффективности*: с ТН связана высокая самоэффективность, а с ИТН – низкая. Если учитывать, что эта шкала отражает особенности целеполагания и целедостижения, то виден путь взаимосвязи ИТН со снижением интеллектуальных достижений – через процессы целевой регуляции деятельности, однако такие первоначальные выводы требуют специальных исследований.

Взаимосвязь показателей ТН/ИТН с показателями *эмоционального интеллекта* уже устанавливались в исследовании Корниловой и Новотоцкой-Власовой (2009), которые верифицировали посредством построения структурной модели гипотезу о связях эмоционального интеллекта (ЭИ) с принятием неопределенности как латентной переменной. Измерение ТН/ИТН осуществлялось в нем на основе шкалы MSTAT. Данные нашего исследования в целом соответствуют как гипотезе о вхождении ТН в единый регулятивный паттерн с *межличностным эмоциональным интеллектом*, так и установленным фактам отсутствия связей ТН с *внутриличностным* эмоциональным интеллектом. Полученные в исследовании с применением ИТН результаты (на примере решения вербальных задач с условиями неопределенности) позволили не только установить взаимосвязь показателей ТН/ИТН и показателей ЭИ, но также определить характер их влияния на выбор субъектом того или иного действия в ситуации использования эмоциональной информации (Павлова, Корнилова, 2012). Дальнейший анализ наших данных в свете указанной исследовательской парадигмы открывает поле научных задач, направленных на анализ межличностного взаимодействия как источника неопределенности (и роли эмоциональной информации в регуляции решений и выборов субъекта).

3. Как показало наше исследование, *интолерантность к неопределенности* связана с более низкой успешностью обучения студентов, т. е. сильно выраженное стремление к ясности и избеганию сложных, противоречивых ситуаций связано с низкими академическими достижениями. При этом взаимосвязи показателей *толерантности к неопределенности* и показателей успешности обучения обнаружено не было. Данные результаты также косвенно подтверждают выдвинутую гипотезу о независимости конструктов ТН/ИТН и проясняют роль *толерантности к неопределенности* в регуляции учебной деятельности.

Таким образом, результаты проведенного исследования свидетельствуют о необходимости концептуального разделения конструктов ТН и ИТН, разрешающего методические затруднения при конструировании средств диагностики толерантности к неопределенности. Была проведена апробация методики диагностики свойств ТН/ИТН, обладающей, с нашей точки зрения, широкими диагностическими и исследовательскими возможностями. Нам удалось продемонстрировать связи шкал методики с компонентами интеллектуально-личностного потенциала, при этом было установлено, что ИТН связана с интеллектуальными способностями и успешностью учебной деятельности, а ТН – с меж-



личностным эмоциональным интеллектом. Полученные результаты позволяют выдвинуть исследовательские гипотезы о роли опыта межличностных отношений в принятии и преодолении неопределенности.

Выводы

1. На основании апробации на российских выборках шкалы интолерантности Баднера получен модифицированный вариант опросника, позволяющий рассматривать и измерять толерантность и интолерантность к неопределенности в качестве двух переменных, а не двух полюсов одной шкалы.

2. Учитывая меньшую надежность и внутреннюю согласованность опросников, направленных на диагностику толерантности к неопределенности (по сравнению с другими личностными шкалами), следует рассматривать характеристики валидности модифицированного опросника как вполне приемлемые для целей практического применения.

3. Представляемый вариант опросника Баднера может быть использован для целей экспресс-диагностики личностных свойств ТН и ИТН, т. е. в первую очередь в целях обследования. Вместе с тем, учитывая связи измеряемых показателей с широким кругом интеллектуально-личностных характеристик, для исследовательских целей более предпочтительными являются опросники, позволяющие получить более дифференцированное представление об отношении человека к условиям неопределенности (с большим количеством пунктов); в первую очередь это Новый опросник толерантности к неопределенности (НТН).

4. Толерантность к неопределенности связана с высокими показателями межличностного эмоционального интеллекта, в то время как интолерантность к неопределенности – со снижением академического (вербального и флюидного) интеллекта.

5. Связи ТН с высокой, а ИТН – с низкой самооффективностью, а также снижение показателей академического интеллекта с повышением ИТН в целом позволяют нам рассматривать ТН/ИТН как важные свойства саморегуляции интеллектуальных стратегий.

6. Стандартизированный опросник Баднера (в модификации Корниловой, Чумаковой) позволяет с достаточной степенью точности оценить уровень толерантности к неопределенности, а его показатели унифицированы и не зависят от пола и возраста испытуемых.

Финансирование

Выполнено при финансовой поддержке РГНФ, гранты № 13-06-00049 и № 13-36-01254.

Литература

Корнилов С.А., Григоренко Е.Л. Методический комплекс для диагностики академических, творческих и практических способностей // Психол. журн. 2010. Т. 31. № 2. С. 90–103.

Корнилова Т.В. Новый опросник толерантности к неопределенности // Психол. журн. 2010. Т. 31. № 1. С. 74–86.

Корнилова Т.В. Психология риска и принятия решений. М.: Аспект Пресс, 2003.

Корнилова Т.В., Новикова М.А. Самооценка в структуре интеллектуально-личностного потенциала человека // Психол. журн. 2011. Т. 32. № 2. С. 25–35.

Корнилова Т.В., Новотоцкая-Власова Е.В. Соотношение уровней нравственного самосознания личности, эмоционального интеллекта и принятия неопределенности // Вопросы психологии. 2009. № 6. С. 61–70.



- Корнилова Т.В., Чумакова М.А., Корнилов С.А., Новикова М.А. Психология неопределенности: Единство интеллектуально-личностного потенциала человека. М.: Смысл, 2010.
- Луковицкая Е.Г. Социально-психологическое значение толерантности к неопределенности. Автореф. дисс....канд. психол. наук. СПб., 1998.
- Люсин Д.В. Новая методика для измерения эмоционального интеллекта: опросник ЭМИн // Психологическая диагностика. 2006. № 4. С. 3–22.
- Мажирина К.Г., Первушина О.Н., Джафарова О.А. Толерантность к неопределенности и эффективность обучения студентов саморегуляции // Психология обучения. 2011. № 7. С. 17–25.
- Павлова Е.М., Корнилова Т.В. Креативность и толерантность к неопределенности как предикторы актуализации эмоционального интеллекта в личностном выборе // Психол. журн. 2012. Т. 33. № 5. С. 39–49.
- Психодиагностика толерантности личности / Под ред. Г.У. Солдатовой, Л.А. Шайгеровой. М.: Смысл, 2008.
- Шалаев Н.В. Толерантность к неопределенности в психологических теориях / Человек в ситуации неопределенности / Гл. ред. А.К. Болотова. М.: ТЕИС, 2007. С. 9–33.
- Шварцер Р., Ерусалем М., Ромек В. Русская версия шкалы общей самооффективности Р. Шварцера и М. Ерусалема // Иностранная психология. 1996. № 7. С. 71–77.
- Bardi A., Guerra V.M., Ramdeny G.S.D. Openness and ambiguity tolerance: Their differential relationships to well-being in the context of an academic life transition // Personality and Individual Differences. 2009. V. 47. P. 219–223.
- Beitel M., Ferrer E., Cerero J.J. Psychological mindedness and cognitive style // Journ. of Clinical Psychology. 2004. V. 60. №. 6. P. 567–582.
- Benjamin A.J., Riggio R.E., Mayes B. T. Reliability and Factor Structure of Budner's Tolerance for Ambiguity Scale // Journ. of Social Behavior and Personality. 1996. V. 11. №. 3. P. 625–632.
- Bors D.A., Gruman J.A., Shukla S. Measuring tolerance of ambiguity: Item polarity, dimensionality, and criterion validity // Revue européenne de psychologie appliquée. 2010. № 60. P. 239–245.
- Budner S. Intolerance of ambiguity as a personality variable // Journ. of Personality. 1962. V. 30. P. 29–40.
- Cheung G. W., Rensvold R. G. Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance // Structural Equation Modeling. 2002. V. 9. № 2. P. 233–255.
- Cohen J. Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum, 1988.
- Frenkel-Brunswick E. Intolerance of ambiguity as an emotional and perceptual personality variable // Journ. of Personality, 1949. V.11. № 1. P. 108–143.
- Frenkel-Brunswick E. Tolerance towards ambiguity as a personality variable // The American Psychologist. 1948. № 3. P. 268.
- Furnham A. A content, correlation and factor analytic study of four tolerance of ambiguity questionnaires // Personality and Individual Differences. 1994. V. 16. № 3. P. 403–410.
- Kline R.B. Principles and practice of structural equation modeling (3rd. ed). New York, NY: Guilford, 2010.
- McLain D.L. The MSTAT-I: A new measure of an individual's tolerance of ambiguity // Educational and Psychological Measurement. 1993. V. 53. № 1. P. 183–189.
- Pett M.A., Lackey, N.R., Sullivan, J.J. Making Sense of Factor Analysis. Thousand Oaks, CA: Sage Publications, 2003.
- Satorra A., Bentler P.M. Scaled difference chi-square statistic for moment structure analysis // Psychometrika. 2001. V. 66. № 4. P. 507–514.
- Sobal J., DeForge B.R. Reliability of Budner's intolerance for ambiguity scale in medical students // Psychological Reports. 1992. № 71. P. 15–18.
- Tabachnick B. G., Fidell L. S. Using Multivariate Statistics. Boston: Allyn and Bacon, 2001.



ПРИЛОЖЕНИЕ 1

Текст опросника и ключ

Этот опросник содержит утверждения, отражающие представления или мнения различных людей. Прочтите внимательно каждое утверждение, и решите, насколько Вы согласны или не согласны с ним. В каждом случае отметьте тот ответ, который лучше всего отражает Ваше мнение (помните, что не существует правильных и неправильных ответов, Вы высказываете Ваше личное мнение и свойственное Вам состояние). Чтобы оценить степень Вашего согласия или несогласия с каждым из утверждений, используйте следующую шкалу:

1	2	3	4	5	6	7
Категорически не согласен	Не согласен	Скорее не согласен, чем согласен	Затрудняюсь ответить	Скорее согласен, чем не согласен	Согласен	Абсолютно согласен

Для каждого утверждения данного опросника Вы должны выбрать один из семи предложенных ответов и обвести кружочком соответствующую цифру. При этом старайтесь избегать нейтрального ответа (ответ 4).

№	Утверждение	Ваша оценка						
		1	2	3	4	5	6	7
1	Специалист, который не может дать четкий ответ, возможно, не слишком много знает.	1	2	3	4	5	6	7
2	Хорошая работа – это та, на которой всегда ясно, что и как это нужно делать.	1	2	3	4	5	6	7
3	В долговременной перспективе добиться большего возможно, решая маленькие и простые проблемы, чем большие и сложные.	1	2	3	4	5	6	7
4	Привычное всегда предпочтительнее незнакомого.	1	2	3	4	5	6	7
5	Человек, который ведет ровную, размеренную жизнь (без особых сюрпризов и неожиданностей), на самом деле должен быть благодарен судьбе.	1	2	3	4	5	6	7
6	Я больше люблю вечеринки со знакомыми людьми, чем те, где большинство людей мне совершенно незнакомы.	1	2	3	4	5	6	7
7	Чем скорее мы придем к единым ценностям и идеалам, тем лучше.	1	2	3	4	5	6	7
8	Люди, которые подчинили свою жизнь расписанию, наверное, лишают себя большинства радостей жизни.	1	2	3	4	5	6	7
9	Интереснее заниматься сложной проблемой, чем решать простую.	1	2	3	4	5	6	7
10	Часто наиболее интересные и заводящие других люди – это те, кто не боится быть оригинальным и непохожим на других.	1	2	3	4	5	6	7
11	Люди, которые настаивают на ответе либо «да», либо «нет», просто не знают, насколько все на самом деле сложно.	1	2	3	4	5	6	7
12	Многие из наиболее важных решений основаны на неполной информации.	1	2	3	4	5	6	7
13	Хороший учитель – это тот, кто заставляет тебя размышлять о твоём взгляде на жизнь.	1	2	3	4	5	6	7

Ключ

Шкала	№ пунктов (в скобках указан № пункта из оригинального опросника)
Интолерантность к неопределенности (ИТН)	1(1), 2(3), 3(4), 4(5), 5(6), 6(7), 7(8)
Толерантность к неопределенности (ТН)	8(10), 9(11), 10(12), 11(13), 12(14), 13(16)



ПРИЛОЖЕНИЕ 2
Нормы и стандартные баллы для шкал опросника (для испытуемых младше 30 лет)

Интолерантность к неопределенности (ИТН)

Балл по тесту	%-ль	%-ная шкала	T-балл	Станайн-шкала	Уровень
7–10	0,3	0,3	24	1	Низкий
11	0,5	0,2	26		
12	1,0	0,4	27		
13	1,8	0,8	29		
14	2,9	1,1	31		
15	4,5	1,6	32		
16	6,7	2,2	34	2	Ниже среднего
17	9,4	2,7	36		
18	11,8	2,4	37		
19	16,6	4,7	39	3	Немного ниже среднего
20	19,8	3,3	40		
21	24,3	4,5	42		
22	28,9	4,6	44	4	Средний
23	34,9	5,9	45		
24	41,4	6,6	47		
25	48,9	7,5	49	5	
26	54,8	5,9	50		
27	60,9	6,0	52		
28	66,2	5,4	54	6	
29	70,8	4,6	55		
30	76,5	5,7	57		
31	82,0	5,5	58	7	Немного выше среднего
32	86,7	4,7	60		
33	90,1	3,4	62		
34	92,8	2,6	63	8	Выше среднего
35	94,2	1,4	65		
36	95,7	1,5	67		
37	96,9	1,2	68	9	Высокий
38	97,7	0,8	70		
39	98,4	0,7	72		
40	98,9	0,5	73		
41	99,5	0,5	75		
42	99,9	0,4	76		
43–49		0,1	78		



Толерантность к неопределенности (ТН)

Балл по тесту	%-ль	%-ная шкала	Т-балл	Станайн-шкала	Уровень
6–10	0,1	0,1	2	1	Низкий
11–12	0,2	0,1	6		
13–14	0,4	0,2	11		
15–16	0,5	0,1	15		
17–18	0,8	0,2	20		
19	0,9	0,1	22		
20	1,2	0,3	24		
21	2,1	0,9	27		
22	3,1	1,0	29		
23	5,2	2,1	31		
24	6,6	1,4	33	2	Ниже среднего
25	9,5	3,0	35		
26	13,4	3,8	38	3	Немного ниже среднего
27	17,4	4,1	40		
28	22,3	4,8	42		
29	29,2	6,9	44	4	Средний
30	37,8	8,7	47		
31	46,2	8,3	49	5	
32	56,7	10,5	51		
33	65,1	8,4	53	6	
34	73,8	8,7	56		
35	82,2	8,4	58	7	Немного выше среднего
36	88,8	6,6	60		
37	93,5	4,7	62		
38	96,5	3,0	65	8	Выше среднего
39	98,4	1,9	67		
40	99,3	1,0	69	9	Высокий
41	99,9	0,5	71		
42		0,1	74		



TOLERANCE AND INTOLERANCE OF AMBIGUITY IN THE MODIFICATION OF BUDNER'S QUESTIONNAIRE

KORNILOVA T. V. *, Lomonosov Moscow State University, Moscow, e-mail: tvkornilova@mail.ru

CHUMAKOVA M. A. **, Moscow State University of Psychology and Education, Moscow, e-mail: chumakova.mariya@gmail.com

In this paper, we examined Budner's (1962) intolerance of ambiguity scale with respect to its reliability and factor structure on a sample of 1082 Russian-speaking participants. The questionnaire demonstrated a two-factor structure and showed satisfactory internal consistency (reliability) and validity. We also report on a set of correlations between the questionnaire's scales and behavioral measures of academic intelligence, emotional intelligence and academic achievement.

Keywords: tolerance for ambiguity, tolerance for uncertainty, intolerance for ambiguity, intolerance for uncertainty, Budner's intolerance of ambiguity scale, intelligence, emotional intelligence, academic achievement.

Funding

The study is supported by RFH, grant № 13-06-00049 и № 13-36-01254.

References

- Kornilov S.A., Grigorenko E.L. Metodicheski kompleks dlia diagnostiki akademicheskikh, tvorcheskikh i prakticheskikh sposobnostei [Procedural complex for assessment of academic, creative and practical abilities]. *Psikhologicheskii zhurnal* [Psychological journal], 2010, vol. 31, no. 2, pp. 90–103.
- Kornilova T.V. Novyi oprosnik tolerantnosti k neopredelennosti [New questionnaire for tolerance to uncertainty]. *Psikhologicheskii zhurnal* [Psychological journal], 2010, vol. 31, no. 1, pp. 74–86.
- Kornilova T.V. Psikhologiya riska i priniatiia reshenii [Psychology of risk and decision making]. Moscow, Aspekt Press, 2003.
- Kornilova T.V., Novikova M.A. Samootsenka v strukture intellektual'no-lichnostnogo potentsiala cheloveka [Self-estimate of men's intellectual-personal potential structure]. *Psikhologicheskii zhurnal* [Psychological journal], 2011, vol. 32, no. 2, pp. 25–35.
- Kornilova T.V., Novototskaia-Vlasova E.V. Urovni npravstvennogo samosoznaniia, emotsional'nyi intellekt i priniatie neopredelennosti: strukturnaia model'. [Levels of moral consciousness, emotional intelligence and acceptance of uncertainty: a structural model]. *Voprosy psikhologii* [Questions of Psychology], 2009, no. 6, pp. 60–70.
- Kornilova T.V., Chumakova M.A., Kornilov S.A., Novikova M.A. Psikhologiya neopredelennosti: Edinstvo intellektual'no-lichnostnogo potentsiala cheloveka [Psychology of Uncertainty: Unity of human's intellectual and personal potential]. Moscow, Smysl, 2010.

For citation:

Kornilova T.V., Chumakova M.A. Tolerance and intolerance of ambiguity in the modification of Budner's questionnaire. *Ekspierimental'naya psikhologiya = Experimental Psychology (Russia)*, 2014, vol. 7, no. 1, pp. 92–110 (In Russ., abstr. in Engl.).

* Kornilova T. V. Doctor of Psychology, Professor, Chair of General Psychology, Department of Psychology, Lomonosov Moscow State University, e-mail: tvkornilova@mail.ru

** Chumakova M. A. Cand. Sci. in Psychology, Assistant Professor, Chair of Individual and Group Psychotherapy, Department of Clinical Psychology and Counseling, MSUPE, e-mail: chumakova.mariya@gmail.com



- Pavlova E.M., Kormilova T.V.* Kreativnost' i tolerantnost' k neopredelennosti kak prediktory aktualizatsii emotsional'nogo intellekta v lichnostnom vybere [Creativity and tolerance to uncertainty as predictors for emotional intelligence actualization in personal choice]. *Psikhologicheskii zhurnal* [Psychological journal], 2012, vol. 33, № 5, pp. 39–49.
- Psikhodiagnostika tolerantnosti lichnosti* [Psychognosis of personal tolerance] (eds. G.U. Soldatova, L.A. Shaigerova), Moscow, Smysl, 2008.
- Shalaev N.V.* Tolerantnost' k neopredelennosti v psikhologicheskikh teoriiakh [Tolerance for uncertainty in psychological theories]. *Chelovek v situatsii neopredelennosti* [Person in a situation of uncertainty] (ed. A.K. Bolotov). Moscow, TEIS Publ. 2007, pp. 9–33.
- Shvartser R., Erusalem M., Romek V.* Russkaia versiiia shkaly obshchei sameffektivnosti R. Shvartsera i M. Erusalema [Russian version of the general self-efficacy scale R. Schwarzer and M. Erusalem]. *Inostrannaia psikhologiya* [Foreign psychology], 1996, no. 7, pp. 71–77.
- Bardi A., Guerra V.M., Ramdeny G.S.D.* Openness and ambiguity tolerance: Their differential relationships to well-being in the context of an academic life transition. *Personality and Individual Differences*, 2009, vol. 47, pp. 219–223.
- Beitel M., Ferrer E., Cerero J.J.* Psychological mindedness and cognitive style. *Journ. of Clinical Psychology*, 2004, vol. 60, no. 6, pp. 567–582.
- Benjamin A.J., Riggio R.E., Mayes B.T.* Reliability and Factor Structure of Budner's Tolerance for Ambiguity Scale. *Journ. of Social Behavior and Personality*, 1996, vol. 11, no. 3, pp. 625–632.
- Bors D.A., Gruman J.A., Shukla S.* Measuring tolerance of ambiguity: Item polarity, dimensionality, and criterion validity. *Revue européenne de psychologie appliquée*, 2010, no. 60, pp. 239–245.
- Budner S.* Intolerance of ambiguity as a personality variable. *Journ. of Personality*, 1962, vol. 30, pp. 29–40.
- Cheung G.W., Rensvold R.G.* Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling*, 2002, vol. 9, no. 2, pp. 233–255.
- Cohen J.* *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ, Erlbaum, 1988.
- Frenkel-Brunswick E.* Intolerance of ambiguity as an emotional and perceptual personality variable. *Journ. of Personality*, 1949, vol. 11, no. 1, pp. 108–143.
- Frenkel-Brunswick E.* Tolerance towards ambiguity as a personality variable. *The American Psychologist*, 1948, no. 3, pp. 268.
- Furnham A.* A content, correlation and factor analytic study of four tolerance of ambiguity questionnaires. *Personality and Individual Differences*, 1994, vol. 16, no. 3, pp. 403–410.
- Kline R.B.* *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd. ed). New York, NY, Guilford, 2010.
- McLain D.L.* The MSTAT-I: A new measure of an individual's tolerance of ambiguity. *Educational and Psychological Measurement*, 1993, vol. 53, no. 1, pp. 183–189.
- Pett M.A., Lackey, N.R., Sullivan, J.J.* *Making Sense of Factor Analysis*. Thousand Oaks, CA, Sage Publications, 2003.
- Satorra A., Bentler P.M.* Scaled difference chi-square statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 2001, vol. 66, no. 4, pp. 507–514.
- Sobal J., DeForge B.R.* Reliability of Budner's intolerance for ambiguity scale in medical students. *Psychological Reports*, 1992, no. 71, pp. 15–18.
- Tabachnick B.G., Fidell L.S.* *Using Multivariate Statistics*. Boston, Allyn and Bacon, 2001.