

Научная статья

УДК 159

DOI 10.25205/2658-4506-2021-14-1-116-128

Анализ надежности и внутренней структуры опросников толерантности к неопределенности IAS, HTH, MSTAT-I, MSTAT-II

Марина Владимировна Злобина

Новосибирский государственный университет
Новосибирск, Россия
m.zlobina@g.nsu.ru

Аннотация

Представлен анализ надежности по внутренней согласованности и внутренней структуре четырех наиболее широко используемых в современных отечественных исследованиях опросников толерантности / интолерантности к неопределенности: шкалы интолерантности к неопределенности С. Баднера (IAS), шкалы отношения к неопределенности Д. МакЛейна (MSTAT-I и MSTAT-II) и «Нового опросника толерантности к неопределенности» (HTH) Т. В. Корниловой. На выборке из 184 человек было показано, что субшкалы IAS обладают низкой надежностью по внутренней согласованности, шкалы HTH – удовлетворительной, а шкалы MSTAT-I и MSTAT-II – высокой надежностью по внутренней согласованности. Конфирматорный факторный анализ подтвердил пятифакторную структуру опросника MSTAT-I, для остальных трех опросников не удалось на нашей выборке подтвердить модели, предложенные авторами опросников. В результате эксплораторного факторного анализа также не удалось получить модель, которая продемонстрировала бы удовлетворительное соответствие данным. Полученные результаты обсуждаются.

Ключевые слова

толерантность к неопределенности, интолерантность к неопределенности, диагностика толерантности к неопределенности, Новый опросник толерантности к неопределенности, шкала интолерантности к неопределенности Баднера, шкала отношения к неопределенности МакЛейна, HTH, IAS, MSTAT-I, MSTAT-II

Для цитирования

Злобина М. В. Анализ надежности и внутренней структуры опросников толерантности к неопределенности IAS, HTH, MSTAT-I, MSTAT-II // Reflexio. 2021. Т. 14, № 1. С. 116–128. DOI 10.25205/2658-4506-2021-14-1-116-128

The Analysis of Internal Consistency and Internal Structure of Questionnaires of Tolerance / Intolerance to Ambiguity: IAS, TAN, MSTAT-I and MSTAT-II

Marina V. Zlobina

Novosibirsk State University
Novosibirsk, Russian Federation
m.zlobina@g.nsu.ru

Abstract

The article presents the results of internal consistency and internal structure analysis on a sample of 184 subjects of the four most widely used questionnaires of tolerance / intolerance to ambiguity: the Intolerance to Ambiguity Scale (IAS) by S. Badner, Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale (MSTAT-I and MSTAT-II) D. McLane and the Tolerance-intolerance of ambiguity new questionnaire (TAN) by T. V. Kornilova. The IAS subscales showed low internal consistency, the Tolerance-intolerance of ambiguity new questionnaire scale showed satisfactory internal consistency and the MSTAT-I and MSTAT-II scales showed high internal consistency. Confirmatory factor analysis confirmed the five-factor model of MSTAT-I, the other models were not confirmed on our data. Exploratory factor analysis revealed unsatisfactory internal structure of the IAS, TAN, MSTAT-II. The results of the study are discussed.

Keywords

tolerance ambiguity, intolerance ambiguity, measurement of ambiguity tolerance, Tolerance-intolerance of ambiguity new questionnaire, IAS, MSTAT-I, MSTAT-II

For citation

Zlobina M. V. (2021) The Analysis of Internal Consistency and Internal Structure of Questionnaires of Tolerance / Intolerance to Ambiguity: IAS, TAN, MSTAT-I and MSTAT-II. *Reflexio*, 14 (1), 116–128. (in Russ.) DOI 10.25205/2658-4506-2021-14-1-116-128

Введение

Проблема неопределенности и переживания человеком неопределенных ситуаций является на сегодняшний день одной наиболее актуальных. В 2020 году человечество оказалось в ситуации всеобъемлющей неопределенности, когда каждый человек был вынужден преодолевать неопределенные ситуации. В этой связи возрастает роль таких личностных характеристик, как толерантность и интолерантность к неопределенности. В отечественных и зарубежных исследованиях было показано, что столкновение с неопределенностью может вызывать ряд негативных эмоциональных состояний, таких как тревога и депрессия [Carleton et al., 2012; Miranda, Fontes, Marroquín, 2008; Соколова, 2015]. Интолерантность к неопределенности выступает в данном случае как фактор возникновения и развития подобных состояний, а толерантность к неопределенности, напротив, обеспечивает успешное преодоление ситуаций неопределенности. Всё это приводит к необходимости более детального исследования этих конструктов и их корректного измерения.

Наиболее распространенным методом измерения и диагностики толерантности к неопределенности на сегодняшний день являются опросники. У опросников много преимуществ: возможность получения большого количества данных в короткие сроки, простота в заполнении и обработке, возможность получения

максимально объективных данных об измеряемой черте. Однако результаты, полученные с помощью разных опросников (ин)толерантности к неопределенности, нередко противоречивы [Furnham, Marks, 2013; Кондрашихина, 2015]. Подобное несоответствие результатов может объясняться как сложностью самого феномена толерантности к неопределенности и разницей в его трактовке различными авторами, так и тем фактом, что психометрические характеристики опросников не всегда соответствуют предъявляемым требованиям.

В данной статье будут рассмотрены четыре наиболее широко используемых отечественными исследователями опросника толерантности (интолерантности) к неопределенности: шкала С. Баднера IAS, опросники Д. МакЛейна MSTAT-I и MSTAT-II и «Новый опросник толерантности к неопределенности» Т. В. Корниловой.

История разработки шкал толерантности и интолерантности к неопределенности

Одним из первых опросников толерантности (интолерантности) к неопределенности стала разработанная в 1962 г. Стенли Баднером шкала интолерантности к неопределенности (Intolerance of Ambiguity Scale (IAS)).

Баднер исходил из понимания толерантности и интолерантности к неопределенности как двух противоположных полюсов одной переменной, где толерантность к неопределенности – это склонность воспринимать неоднозначные ситуации как желаемые, а интолерантность к неопределенности – склонность воспринимать неоднозначные ситуации как источники угрозы [Budner, 1962].

Неопределенной ситуацией Баднер называет такую ситуацию, которую человек не может адекватно структурировать или классифицировать из-за отсутствия достаточного количества знакомых признаков. Это может происходить по трем следующим причинам:

- 1) ситуация для человека совершенно новая;
- 2) ситуация сложная, в ней много критериев, которые нужно учитывать;
- 3) ситуация противоречивая, разные элементы ситуации имеют разную структуру.

Неопределенные ситуации, таким образом, характеризуются новизной, сложностью и противоречивостью.

Реакции людей на неопределенные ситуации осуществляются на двух уровнях: феноменологическом и поведенческом. С одной стороны, человек чувствует, воспринимает и оценивает, с другой – ведет себя определенным образом в соответствии с внешними условиями [Budner, 1962]. Возможные реакции человека на неопределенную ситуацию можно разделить на две категории: отрицание и подчинение. В случае подчинения человек, восприняв и осознав ситуацию, принимает ее как факт, на который не может повлиять. В случае отрицания действует таким образом, чтобы объективная реальность (пусть даже только на феноменологическом уровне) изменилась так, чтобы соответствовать его желаниям. Таким образом, возможны четыре основные реакции на неоднозначную ситуацию: феноменологическое отрицание (подавление и отказ), фено-

менологиическое подчинение (тревога и дискомфорт), поведенческое отрицание (деструктивное поведение) или поведенческое подчинение (избегание). Если такое поведение вызвано ситуациями, характеризующимися новизной, сложностью или неразрешимостью, можно сделать вывод, что человек интолерантен к неопределенности. Для оценки интолерантности к неопределенности Баднер предлагает использовать опросник.

Разработка опросника проводилась на 17 различных выборках – в основном из учащихся университетов и колледжей. Первоначальный вариант опросника содержал 33 утверждения, испытуемым предлагалось оценить степень своего согласия с каждым утверждением по 7-балльной шкале Лайкерта. Каждый пункт шкалы отражал одну из четырех реакций человека на неопределенную ситуацию: феноменологическое подчинение, феноменологическое отрицание, поведенческое подчинение или поведенческое отрицание [Budner, 1962]. В итоговом варианте опросника количество вопросов сократилось до 16.

По данным, полученным самим автором в ходе разработки, коэффициент надежности по внутренней согласованности по показателю α -Кронбаха составил 0,49. Столь низкий показатель автор объясняет свободой шкалы от артефактов, таких как социальная желательность (которая повышает внутреннюю согласованность шкал), а также сложностью задачи измерения столь многомерного конструкта. Показатель ретестовой надежности теста, посчитанный на одной из выборок (15 человек, временной период от двух недель до двух месяцев) составил 0,85. Если принять во внимание сложность и многогранность измеряемого конструкта, можно считать надежность теста удовлетворительной.

Опросник впервые был адаптирован на русскоязычной выборке в 2008 году Г. У. Солдатовой и Л. А. Шайгеровой [Корнилова, Чумакова, 2014]. В 2014 году шкала подверглась пересмотру Т. В. Корниловой и М. А. Чумаковой [Там же]. Авторы выявили двухфакторную структуру опросника, придя тем самым к выводу, что толерантность и интолерантность к неопределенности представляют собой не два полюса одной шкалы, как предполагал Баднер, а две независимые переменные. В итоговый вариант опросника в адаптации Корниловой и Чумаковой вошло 13 пунктов. Показатель α -Кронбаха составил 0,66 и 0,61 для шкал интолерантности и толерантности к неопределенности соответственно, что указывает на удовлетворительную надежность по внутренней согласованности [Там же]. На данный момент опросник IAS в модификации Корниловой и Чумаковой остается одной из наиболее широко используемых в отечественных исследованиях шкал для оценки толерантности и интолерантности к неопределенности.

Наряду с опросником IAS, довольно широко в исследованиях толерантности и интолерантности к неопределенности применяется разработанная в 1993 году американским психологом Дэвидом МакЛейном шкала Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale (MSTAT-I). Создание новой методики, направленной на измерение толерантности к неопределенности, МакЛейн объяснял низкими психометрическими показателями существующих на тот момент опросников толерантности к неопределенности [McLain, 1993].

С позиции автора методики, общей чертой всех неопределенных или двусмысленных ситуаций является отсутствие необходимой информации. Неоднозначные стимулы могут восприниматься как новые, незнакомые, непредсказуемые, а также могут быть слишком сложными для понимания, имеющими множественные и несовместимые интерпретации. Толерантность и интолерантность предполагают ряд реакций от отвержения до интереса и привлечения [McLain, 1993]. Объединив эти понятия, МакЛейн дает следующее определение: толерантность к неопределенности – диапазон реакций от отвержения до привлечения на стимулы, воспринимаемые индивидом как незнакомые, сложные, неопределенные или имеющие множественные противоречивые интерпретации [McLain, 1993].

Опросник был разработан на выборке 148 студентов бакалавриата. Испытуемым предлагалось оценить степень своего согласия с каждым из утверждений по семибальной шкале Лайкерта, от «категорически не согласен» до «абсолютно согласен» [McLain, 1993]. Первоначальный вариант опросника MSTAT-I включал 40 пунктов, однако в ходе разработки методики количество вопросов сократилось до 22. Авторская проверка надежности по внутренней согласованности опросника продемонстрировала высокий показатель α -Кронбаха = 0,86 [McLain, 1993].

На данный момент существуют две широко используемые русскоязычные адаптации опросника MSTAT-I. Модификация Е. Г. Луковицкой была создана в 1998 году путем перевода и апробации MSTAT-I на выборке из 130 студентов. В ходе исследования была выявлена корреляция шкалы MSTAT-I с опросником IAS Баднера [Корнилова, 2010].

Модификация опросника была произведена в 2010 году Е. Н. Осиным на выборке из 805 человек в возрасте от 16 до 44 лет. В ходе исследования факторной структуры были выделены следующие субшкалы опросника: отношение к новизне, отношение к сложным задачам, отношение к неопределенным ситуациям, предпочтение неопределенности и толерантность/избегание неопределенности [Осин, 2010].

В 2009 году была разработана вторая версия опросника – MSTAT-II.

Опросник MSTAT-II содержит 13 пунктов, отобранных из пунктов MSTAT-I на основании соответствия четырем критериям: вкладу в теоретическое определение конструкта, нейтральности и независимости от контекста, корреляции между результатами по отдельному пункту и шкалой в целом больше 0,4, а также понятности для респондентов [McLain, 2009]. Одним из преимуществ MSTAT-II является меньшее количество пунктов по сравнению с первой версией, что сокращает время заполнения опросника и требует меньшей когнитивной нагрузки. Как и в MSTAT-I, испытуемым предлагается оценить степень согласия с утверждениями по 7-бальной шкале Лайкерта.

MSTAT-II был апробирован на выборке из 528 испытуемых – студентов университета Висконсина. Возраст испытуемых составил от 19 до 42 лет ($M = 21,2$). Коэффициент α -Кронбаха составил 0,83, что свидетельствует о высокой внутренней согласованности [McLain, 2009].

На русском языке опросник был адаптирован Д. А. Леонтьевым и коллегами в 2016 году. Исследование проводилось на большой выборке из 3349 человек в возрасте от 14 до 68 лет. Было показано, что опросник имеет хорошую надежность по внутренней согласованности, конвергентную и дискриминантную валидность.

При анализе внутренней структуры опросника, отличное соответствие данным продемонстрировала полная бифакторная модель, включающая в себя общий фактор, два фактора направленности (избегание неопределенности / предпочтение неопределенности) и три фактора содержания вопросов шкалы (сложность, новизна, неопределенность стимулов) [Леонтьев, Осин, Луковицкая, 2016].

В 2010 году Т. В. Корниловой был разработан «Новый опросник толерантности к неопределенности». За основу была взята схема разработки опросника, предложенная Furnham [Furnham, Ribchester, 1995]. Для создания «Нового опросника толерантности к неопределенности» были объединены вопросы из трех шкал: шкалы О'Коннора, шкалы Райделл и Розена и шкалы Баднера [Корнилова, 2010]. Стимульный материал был предъявлен 623 испытуемым, преимущественно студентам московских вузов, которым предлагалось оценить степень своего согласия с утверждениями по 7-балльной шкале.

Для исследования внутренней структуры опросника автором был проведен эксплораторный факторный анализ, в результате которого были выявлены три основных фактора, измеряемые тремя шкалами опросника:

- 1) толерантность к неопределенности (ТН);
- 2) интолерантность к неопределенности (ИТН);
- 3) межличностная интолерантность к неопределенности (МИТН).

Толерантность к неопределенности рассматривается как генерализованная личностная переменная, отражающая стремление к новому опыту, к оригинальности, стремление иметь множество возможностей для разрешения сложной ситуации, предпочтение многогранных и неординарных задач простым, понятным и ранее изученным.

Интолерантность к неопределенности Т. В. Корнилова определяет как стремление к ясности, дихотомичное «черно-белое» мышление, принятие главенствующей роли правил, ригидность, потребность в четких критериях правильного и неправильного.

Впервые в качестве отдельного конструкта была выделена межличностная интолерантность к неопределенности, отражающая стремление к ясности и контролю в отношениях.

Проверка надежности по внутренней согласованности показала удовлетворительные результаты, коэффициент альфа-Кронбаха составил 0,70, 0,72 и 0,69 для шкал ТН, ИТН и МИТН соответственно [Корнилова, 2010]. Конструктурная валидность шкалы оказалась на высоком уровне – данные по ТН показали значимую корреляцию с другими шкалами толерантности/интолерантности к неопределенности (использовался, в частности, опросник MSTAT-I). Автор опросника подчеркивает, что толерантность и интолерантность к неопределенности вы-

ступают как две разные переменные, а не являются полюсами полюса одной шкалы.

Выборка

В исследовании приняли участие 184 респондента (144 женщины и 40 мужчин в возрасте от 17 до 67 лет, $M = 26,6$, $SD = 12,11$). Данные были собраны в онлайн-режиме при помощи сервиса «Google Формы».

Методики

1. Шкала интолерантности к неопределенности Баднера (IAS) в адаптации Корниловой и Чумаковой (2014).

Шкала содержит 13 пунктов, которые группируются в два фактора: толерантность к неопределенности и интолерантность к неопределенности. Испытуемому предлагается оценить степень своего согласия или несогласия с каждым пунктом опросника по семибалльной шкале, где 1 – абсолютно согласен, 7 – абсолютно не согласен.

2. Новый опросник толерантности к неопределенности Т. В. Корниловой.

Опросник содержит 33 пункта. Испытуемому предлагается оценить степень своего согласия или несогласия с каждым пунктом опросника по семибалльной шкале, где 1 – абсолютно согласен, 7 – абсолютно не согласен. Пункты опросника группируются по трем шкалам: толерантность к неопределенности, интолерантность к неопределенности и межличностная интолерантность к неопределенности.

3. Шкала толерантности к неопределенности MSTAT-I в адаптации Осина (2010).

Шкала содержит 19 пунктов. Испытуемому предлагается оценить степень своего согласия или несогласия с каждым пунктом опросника по семибалльной шкале, где 1 – абсолютно согласен, 7 – абсолютно не согласен. Подсчитывается общий показатель толерантности к неопределенности. Опросник также включает пять субшкал: отношение к новизне, отношение к сложным задачам, отношение к неопределенным ситуациям, предпочтение неопределенности, толерантность / избегание неопределенности.

4. Шкала толерантности к неопределенности MSTAT-II в адаптации Леонтьева, Осина, Луковицкой (2016).

Опросник представляет сокращенный вариант шкалы MSTAT-I и содержит 13 утверждений. Испытуемому предлагается оценить степень своего согласия или несогласия с каждым пунктом опросника по семибалльной шкале, где 1 – абсолютно согласен, 7 – абсолютно несогласен.

Процедура исследования

Подсчет показателей надежности опросников (α -Кронбаха) проводился посредством ПО IBM SPSS v. 23. Далее полученные результаты сравнивались с нормативными показателями ($\alpha > 0,7$ – удовлетворительная надежность).

Установление внутренней структуры опросников проводилось в два этапа. На первом этапе с целью проверки авторских гипотез о структуре опросников проводился конфирматорный факторный анализ. Модели оценивались в соответствии со следующими критериями пригодности: $CFI > 0,95$; $TLI > 0,9$; $NFI > 0,9$; $RMSEA < 0,05$. В том случае, если показатели пригодности модели не соответствовали критериям, проводился эксплораторный факторный анализ с целью уточнения факторной структуры опросника.

С целью большей достоверности и соответствия данным, полученным авторами адаптаций, эксплораторный факторный анализ проводился с помощью тех же методов, что и при адаптации. В случае опросника IAS использовался метод главных осей с косоугольным вращением *promax*, для HTH – метод главных компонент с ортогональным вращением *varimax*, для MSTAT-I и MSTAT-II – метод максимального правдоподобия с вращением *promax*.

Анализ проводился с использованием ПО JASP v. 0.14.1.0.

Результаты и обсуждение

Анализ надежности

По результатам проверки надежности по внутренней согласованности с использованием коэффициента α -Кронбаха были получены следующие результаты.

Для опросника IAS надежность шкалы «Толерантность к неопределенности» составила $\alpha = 0,455$, «Интолерантность к неопределенности» $\alpha = 0,59$. Данные показатели говорят о низкой надежности шкалы.

Надежность шкалы «Толерантность к неопределенности» «Нового опросника толерантности к неопределенности» составила $\alpha = 0,697$, шкалы «Интолерантность к неопределенности» $\alpha = 0,754$, шкалы «Межличностная интолерантность к неопределенности» $\alpha = 0,755$. Данные показатели свидетельствуют в пользу удовлетворительной надежности.

Для опросников Д. МакЛейна были получены следующие показатели α -Кронбаха: 0,918 для шкалы MSTAT-I и 0,906 для шкалы MSTAT-II. Таким образом, шкалы MSTAT-I и MSTAT-II обладают высокой надежностью по внутренней согласованности.

Нами также был проведен анализ надежности по внутренней согласованности для каждой из субшкал опросника MSTAT-I в модификации Е. Н. Осина. Были получены следующие показатели α -Кронбаха: 0,822 для шкалы «отношение к новизне»; 0,842 для шкалы «отношение к сложным задачам»; 0,859 для шкалы «отношение к неопределенным ситуациям»; 0,848 для шкалы «предпочтение к неопределенности» и 0,876 для шкалы «толерантность к неопределенности». Данные показатели говорят о хорошей внутренней согласованности.

Разница в показателях надежности в пользу опросников МакЛейна по сравнению с показателями опросников IAS и HTH может быть обусловлена тем фактом, что вопросы в MSTAT-I и MSTAT-II сформулированы максимально обобщенно – таким образом, чтобы по возможности избежать привязки к конкретным ситуациям.

Различия также могут быть обусловлены особенностями выборки и преобразованием в нашей выборке женщин.

*Анализ внутренней структуры
Конфирматорный факторный анализ*

С целью проверки факторной структуры опросников IAS, HTH, MSTAT-I и MSTAT-II был использован конфирматорный факторный анализ. Проверялась следующая структура опросников: двухфакторная структура опросника IAS, предложенная Т. В. Корниловой и М. А. Чумаковой, трехфакторная структура «Нового опросника толерантности к неопределенности» Т. В. Корниловой, пятифакторная структура опросника MSTAT-I, предложенная Е. Н. Осиным, и однофакторная структура опросника MSTAT-II, предложенная Д. А. Леонтьевым.

Полученные в результате проведенного анализа показатели пригодности модели представлены в табл. 1.

Таблица 1

Основные показатели пригодности моделей опросников
IAS, HTH, MSTAT-I, MSTAT-II

Модель опросника	RMSEA (90 % CI)	CFI	TLI	NFI
Двухфакторная модель IAS	0,087 (0,069; 0,105)	0,608	0,522	0,497
Трехфакторная модель HTH	0,062 (0,059; 0,065),	0,643	0,619	0,582
Пятифакторная модель MSTAT-I	0,058 (0,043; 0,071),	0,948	0,930	0,877
Однофакторная модель MSTAT-II	0,145 (0,130; 0,162)	0,787	0,744	0,748

Полученные результаты свидетельствуют о низкой пригодности двухфакторной модели опросника IAS, трехфакторной модели HTH и однофакторной модели MSTAT-II. Пятифакторная модель опросника MSTAT-I, предложенная Осиным, показала лучшее соответствие данным. Значение RMSEA оказалось незначительно больше 0,05. Существуют данные, что допустимое значение RMSEA может достигать 0,06, однако следует учитывать, что данный показатель имеет тенденцию отвергать истинные модели на малых выборках [Hu, Bentler, 1999]. Тем не менее, учитывая, что показатели CFI и NFI близки к пороговым, а показатель TLI достиг порогового уровня, мы всё же можем считать пятифакторную модель MSTAT-I удовлетворительной.

Эксплораторный факторный анализ

По результатам конфирматорного факторного анализа, было принято решение подвергнуть эксплораторному факторному анализу данные по трем из четырех опросников: IAS, HTH, MSTAT-II.

Для выяснения факторной структуры опросника IAS был выбран метод главных осей с косоугольным вращением Promax, выполненный в программе в JASP v. 0.14.1.0, поскольку именно он использовался Корниловой и Чумаковой в ходе адаптации методики. В результате было выделено четыре фактора, однако в один из факторов вошел только один пункт.

Индексы пригодности модели также не достигли пороговых значений: показатель RMSEA составил 0,078, индекс TLI – 0,697. Данные результаты свидетельствуют о низкой пригодности полученной модели на данной выборке.

Для проверки внутренней структуры «Нового опросника толерантности к неопределенности» был проведен метод главных компонент с ортогональным вращением Varimax. Данный метод был использован авторами опросника при его разработке. В результате анализа была получена шестифакторная модель опросника, однако большинство вопросов дали нагрузку только на первые три фактора. В четвертый и шестой фактор вошло по два пункта опросника, а в пятый – три. Были получены следующие показатели пригодности модели: RMSEA = 0, 031; RMSEA 90 % (0,027; 0.034), TLI = 0,906.

Далее проверялась однофакторная структура опросника MSTAT-II. Для проверки соответствия данным модели использовался метод максимального правдоподобия с вращением Promax. Была получена двухфакторная структура: в первый фактор вошло девять пунктов опросника, во второй – пять.

Были получены следующие индексы пригодности модели: RMSEA = 0,096, RMSEA 90 % (0,074; 0,113), TLI = 0,890. Ввиду того, что полученные критерии не достигают пороговых показателей, есть основание полагать, что двухфакторная модель не вполне пригодна на данной выборке и требует дальнейшего уточнения.

Из полученных результатов конфирматорного факторного анализа видно, что только для опросника MSTAT-I предложенная Осиным пятифакторная модель продемонстрировала удовлетворительное соответствие данным. Критерии соответствия моделей опросников MSTAT-II, IAS и НТН показатели не достигли пороговых значений, что говорит о низкой пригодности моделей на нашей выборке.

Данный результат может быть обусловлен как размером, так и особенностями выборки. При разработке опросника НТН и апробации IAS и MSTAT-II использовались более разнородные выборки: отличался как возрастной диапазон испытуемых, так и соотношение мужчин и женщин, принимавших участие в исследовании.

Относительно опросника IAS можно предположить и иную причину получения неудовлетворительных показателей пригодности модели – особенности формулировки вопросов. При более подробном изучении опросника можно заметить, что каждый пункт указывает на некоторую ситуацию, в которой человек мог бы так или иначе продемонстрировать свою толерантность или интолерантность к неопределенности. Однако представление о конкретных ситуациях может вызывать излишнюю когнитивную нагрузку и влиять на ответы испытуемых. На данный факт указывал уже МакЛейн при критике подхода Баднера [McLain, 2009]. В отличие от пунктов опросников МакЛейна, где вопросы сфор-

мулированы максимально обобщенно, пункты опросника IAS побуждают испытуемого задуматься не только о своем отношении к неопределенности, но и об элементах представленной ситуации, которые могут не иметь прямого отношения к изучаемому конструкту. Это предположение требует дополнительной проверки, но в настоящем исследовании может служить возможной причиной неудовлетворительных результатов показателей пригодности. Это предположение также может быть верно для опросника НТН, поскольку в нем присутствуют пункты, заимствованные из шкалы IAS.

Полученные результаты также свидетельствуют о сложности и многогранности феномена толерантности к неопределенности. Возникает вопрос: возможно ли толкование толерантности к неопределенности как одномерного конструкта или же он имеет более сложную структуру. Встает вопрос о принципиальной применимости опросников для оценки столь сложной переменной. Дальнейшие исследования в области изучения толерантности и интолерантности к неопределенности должны быть направлены на разработку альтернативных способов измерения данной характеристики. Эти способы должны позволить, с одной стороны, более глубоко проникнуть в содержание феномена, а с другой – обеспечить наиболее полный охват всех его сторон, включая эмоциональную, когнитивную и поведенческую составляющие.

Заключение

В статье были рассмотрены четыре наиболее часто используемых на русскоязычных выборках опросника толерантности / интолерантности к неопределенности: IAS, НТН, MSTAT-I и MSTAT-II. Был проведен анализ внутренней согласованности, а также проверка внутренней структуры опросников.

Было показано, что шкалы толерантности к неопределенности Д. МакЛейна (MSTAT-I (адаптация Осина) и MSTAT-II (адаптация Леонтьева)) обладают высокой надежностью по внутренней согласованности, «Новый опросник толерантности к неопределенности» Т. В. Корниловой – удовлетворительной, опросник IAS Баднера (адаптация Корниловой) – неудовлетворительной надежностью.

При проверке внутренней структуры опросников три из четырех моделей продемонстрировали неудовлетворительное соответствие данным. Удовлетворительное соответствие данным продемонстрировала пятифакторная модель опросника MSTAT-I, предложенная Осиним.

Расхождение полученных результатов с данными авторов адаптаций может быть результатом небольшого объема нашей выборки, а также свидетельствовать об особенностях выборки, используемой в настоящем исследовании, или указывать на влияние побочных переменных.

Учитывая сложность самого феномена толерантности к неопределенности, встает вопрос о возможности применения опросников для оценки данного конструкта. Этот вопрос требует детальной проработки и может составить предмет отдельного исследования.

Список литературы

Кондрашихина О. А. Диагностика толерантности к неопределенности: корреляция результатов психодиагностических измерений // *Перспективы науки и образования*. 2015. Т. 5 (17). С. 83–87.

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

Корнилова Т. В. Новый опросник толерантности к неопределенности // *Психологический журнал*. 2010. Т. 31. № 1. С. 74–86.

Леонтьев Д. А., Осин Е. Н., Луковицкая Е. Г. Диагностика толерантности к неопределенности: Шкалы Д.МакЛейна. М.: Смысл, 2016. 60 с.

Осин Е. Н. Факторная структура русскоязычной версии шкалы общей толерантности к неопределенности Д. МакЛейна // *Психологическая диагностика*. 2010. № 2. С. 65–86.

Budner S. Intolerance of ambiguity as a personality variable // *Journal of Personality*. 1962. Vol. 30. № 1. P. 29–50.

Carleton R. N., Mulvogue M. K. et al. Increasingly certain about uncertainty: Intolerance of uncertainty across anxiety and depression // *Journal of Anxiety Disorders*. 2012. Vol. 26. № 3. P. 468–479.

Furnham A., Marks J. Tolerance of Ambiguity: A Review of the Recent Literature // *Psychology*. 2013. Vol. 4. № 9. P. 717–728.

Furnham A., Ribchester T. Tolerance of ambiguity: A review of the concept, its measurement and applications // *Current Psychology*. 1995. Vol. 14. № 3. P. 179–199.

Hu L. T., Bentler P. M. Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives // *Structural Equation Modeling*. 1999. Vol. 6. P. 1–55.

McLain D. L. The Mstat-I: A New Measure of an Individual's Tolerance for Ambiguity // *Educational and Psychological Measurement*. 1993. Vol. 53. № 1. P. 183–189.

McLain D. L. Evidence of the Properties of an Ambiguity Tolerance Measure: The Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale-II (MSTAT-II) // *Psychological Reports*. 2009. Vol. 105. № 3. P. 975–988.

Miranda R., Fontes M. et al. Cognitive content-specificity in future expectancies: Role of hopelessness and intolerance of uncertainty in depression and GAD symptoms // *Behaviour Research and Therapy*. 2008. Vol. 46. № 10. P. 1151–1159.

References

Budner S. (1962). Intolerance of ambiguity as a personality variable. *Journal of Personality*, 30 (1), 29–50.

Carleton R. N., Mulvogue M. K. et al. (2012). Increasingly certain about uncertainty: Intolerance of uncertainty across anxiety and depression. *Journal of Anxiety Disorders*, 26 (3), 468–479.

Furnham A., & Marks J. (2013). Tolerance of Ambiguity: A Review of the Recent Literature. *Psychology*, 4 (9), 717–728.

Furnham A., & Ribchester T. (1995). Tolerance of ambiguity: A review of the concept, its measurement and applications. *Current Psychology*, 14 (3), 179–199.

Hu L. T., & Bentler P. M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.

Kondrashikhina O. A. (2015). Diagnostika tolerantnosti k neopredelennosti: korreliatsiia rezul'tatov psikhodiagnosticheskikh izmerenii. *Perspektivy Nauki i Obrazovaniia*, 5, 83–87.

Kornilova T. V. (2010). Novyi oprosnik tolerantnosti k neopredelennosti. *Psikhologicheskii zhurnal*, 31 (1), 74–86.

Kornilova T. V., & Chumakova M. A. (2014). Shkaly tolerantnosti i intolerantnosti k neopredelennosti v modifikatsii oprosnika C. Badnera. *Eksperimental'naia psikhologiya*, 1, 92–110.

Leont'ev D. A., Osin E. N., & Lukovitskaia E. G. (2016). Diagnostika tolerantnosti k neopredelennosti: Shkaly D. MakLeina. M.: Smysl.

McLain D. L. (2009). Evidence of the Properties of an Ambiguity Tolerance Measure: The Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale–II (MSTAT–II). *Psychological Reports*, 105 (3), 975–988.

McLain D. L. (1993). The Mstat-I: A New Measure of an Individual's Tolerance for Ambiguity. *Educational and Psychological Measurement*, 53 (1), 183–189.

Miranda R., Fontes M. et al. (2008). Cognitive content-specificity in future expectancies: Role of hopelessness and intolerance of uncertainty in depression and GAD symptoms. *Behaviour Research and Therapy*, 46 (10), 1151–1159.

Osin E. N. (2010). Faktornaia struktura russkoiazыchnoi versii shkaly obshchei tolerantnosti k neopredelennosti D. MakLeina. *Psikhologicheskaya diagnostika*, 2, 65–86.

Информация об авторе

Марина Владимировна Злобина, ассистент кафедры психологии личности
RSCI AuthorID 959328

Information about the Author

Marina V. Zlobina, Assistant Lecturer of the Section of Personality Psychology
RSCI AuthorID 959328

Статья поступила в редакцию 10.05.2021
The article was submitted 10.05.2021