Е.Н. Осин

ФАКТОРНАЯ СТРУКТУРА РУССКОЯЗЫЧНОЙ ВЕРСИИ ШКАЛЫ ОБЩЕЙ ТОЛЕРАНТНОСТИ К НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ Д. МАКЛЕЙНА[1]

Статья посвящена анализу психометрических показателей и факторной структуры шкалы общей толерантности к неопределенности Д. МакЛейна (MSTAT-I) в адаптации Е.Г. Луковицкой на студенческой выборке. *С помощью кластерного анализа в опроснике были выделены* группы однородных пунктов, образующие пять субшкал: отношение к новизне, отношение к сложным задачам, отношение к неопределенным ситуациям, предпочтение неопределенности и толерантность/избегание неопределенности. Валидность полученной структуры подтверждена с помощью конфирматорного факторного анализа. Обсуждаются психометрические показатели и взаимосвязи полученных субшкал с демографическими показателями и другими переменными.

Ключевые слова: толерантность к неопределенности, MSTAT-I, факторная структура, конфирматорный факторный анализ.

Проблема толерантности к неопределенности изучается в психологии давно. Понятие толерантности к неопределенности (ТН) как личностной черты было введено в работах Э. Френкель-Брансвик (Frenkel-Brunswick, 1949, 1951), выявившей этот феномен на материале решения перцептивных и мнемических задач и исследовавшей его личностные корреляты путем интервью с испытуемыми с высокой и низкой выраженностью этой черты. Френкель-Брансвик приходит к выводу о том, что отрицание эмоциональной амбивалентности и интолерантность к неопределенности когнитивного характера представляют собой различные проявления единой личностной характеристики. Автор описывает ряд поведенческих диспозиций, связанных с низкой ТН: ранний выбор одной перцептивной гипотезы и ее сохранение в ситуации восприятия неопределенных стимулов, сопротивление к перемене неустойчивых стимулов, неспособность представить себе

[1] Подготовка этой статьи осуществлена при поддержке стипендии Leverhulme Trust Visitng Research Fellowship. Автор благодарен Д.А. Леонтьеву за поддержку и полезные комментарии, а также за помощь в организации исследований и сборе данных.

возможность сочетания хороших и плохих черт в одном человеке, склонность к принятию убеждений, отражающих ригидный, «черно-белый» взгляд на жизнь, склонность к дихотомическому делению стимулов в соответствии с жестко заданными категориями, быстрое блокирование восприятия новых характеристик стимулов при продолжении работы только с учетом уже известных характеристик. По мнению Э. Френкель-Брансвик, толерантность к неопределенности проявляется в таких индивидуальных особенностях, как когнитивный стиль, система убеждений, межличностное общение и социальное взаимодействие, поведение при решении проблем.

В дополнение к списку поведенческих диспозиций, выделенных Э. Френкель-Брансвик, С. Бохнер (Bochner, 1965) вводит понятие вторичных характеристик ТН, относя к ним такие личностные черты, как авторитаризм, догматизм, ригидность, закрытость к новому, наличие этнических предрассудков, низкая креативность, тревожность, склонность к экстрапунитивным реакциям, агрессивность. Однако С. Бохнер отмечает, что понятие «толерантность к неопределенности» не имеет значения без учета тех процедур, с помощью которых оно операционализируется в каждом конкретном случае, и малое количество фактов, свидетельствующих в пользу общего характера ТН, который предполагала Френкель-Брансвик, может говорить как о необоснованности ее гипотезы, так и о неадекватности имеющихся процедур для измерения ТН.

Первоначально феномен толерантности к неопределенности изучался на материале решения когнитивных задач и аутокинетического эффекта (в экспериментах, воспроизводящих феномен кажущегося движения, субъективно воспринимаемая устойчивость светового пятна в пространстве использовалась как показатель толерантности к неопределенности). В 1950-е гг. были проведены многочисленные исследования, показавшие связь толерантности к неопределенности, операционализированной с помощью указанных выше когнитивных переменных с такими личностными характеристиками, как этноцентризм, авторитаризм, догматизм (см. обзор в: Furnham & Ribchester, 1995). С начала 1960-х гг. для измерения толерантности к неопределенности как личностной черты методом субъективного самоотчета был разработан ряд психометрических шкал. К наиболее известным из них относятся шкала Дж. Баднера (Budner, 1962; Баднер, 2008), адаптированная в России Г.У. Солдатовой и др., шкалы С. Райделла и Е. Розена (Rydell & Rosen, 1966), Э. МакДональда (MacDonald, 1970), Р. Нортона (Norton, 1976), а также испаноязычная шкала Д. Вигано ла Роза (Vigano la Rosa, 1986), русскоязычная версия которой была адаптирована Н. Шалаевым (2004). Более подробный обзор шкал для измерения ТН можно найти в работах Э. Фарнхэма и Т. Рибчестер (Furnham & Ribchester, 1995), а также А.И. Гусева (2007).

К сожалению, некоторые первые шкалы для измерения толерантности к неопределенности не отличались достаточно высокой внутренней согласованностью и концептуальной четкостью, нередко их содержание задавалось в терминах конкретных стимулов, что вело к низким корреляциям шкал между собой (Шалаев, 2004; Гусев, 2007). К шкалам нового поколения, опирающимся на более четкие определения ТН, относится Шкала толерантности к неопределенным стимулам различного типа (Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale-I – MSTAT-I) Д. МакЛейна (McLain, 1993), измеряющая толерантность к стимулам различного типа. Автор опросника определяет толерантность к неопределенности как *спектр реакций (от отвержения до влечения) на стимулы, которые воспринимаются индивидом как незнакомые, сложные, изменчивые или дающие возможность нескольких принципиально различных интерпретаций.*

Опросник Д. МакЛейна представляет собой набор из 22 утверждений, согласие с которыми респондентам предлагается оценить по семибалльной лайкертовской шкале. Оригинальная методика была разработана на выборке из 148 студентов младших курсов одного из американских университетов и показала достаточно высокую внутреннюю согласованность (альфа-коэффициент Кронбаха составляет 0,86). Д. МакЛейном были получены умеренные положительные корреляции шкалы со шкалами толерантности к неопределенности С. Баднера (R=0,37; $p \leq 0,05$) и Э. МакДональда (R=0,58; $p \leq 0,05$), шкалами открытости к изменениям и поиска новых ощущений, а также была выявлена умеренная отрицательная корреляция со шкалой догматизма; значимых взаимосвязей со шкалой когнитивной сложности обнаружено не было.

В исследовании на выборке студентов колледжа было показано, что низкий уровень толерантности к неопределенности связан с желанием студентов иметь четкий список литературы, с предпочтением экзаменационных заданий, имеющих единственный правильный ответ, а также с повышенным уровнем тревоги в ситуациях переноса даты экзамена, отсутствия четких критериев оценки и в связи с экзаменами, требующими практических навыков (DeRoma, Martin, Kessler, 2003).

В 2009 году Д. МакЛейном была опубликована новая версия опросника (MSTAT-II), состоящая из 13 пунктов, полученная путем сокращения предыдущей версии и последующим пересмотром формулировок отдельных пунктов (McLain, 2009).

Русскоязычная версия опросника Д. МакЛейна MSTAT-I была впервые представлена в диссертации Е.Г. Луковицкой (1998) под названием «Шкала толерантности к неопределенности Д. МакЛейна». Е.Г. Луковицкая апробировала методику на небольшой студенческой выборке (n=130), показав, что шкала обнаруживает значимую корреляцию с русскоязычной версией опросника толерантности к неопределенности С. Баднера (R=0,38; $p \leq 0{,}05$), а также с рядом шкал опросника 16PF Р.Б. Кеттелла: Е (доминантность), Н (смелость), М (мечтательность), Q1 (радикализм).

Настоящая работа имеет целью оценить психометрические показатели и выявить внутреннюю структуру шкалы Д. МакЛейна в адаптации Е.Г. Луковицкой, обобщив данные ряда исследований, проведенных на протяжении 2004–2007 гг. исследовательской группой под руководством Д.А. Леонтьева на факультете психологии МГУ им. М.В. Ломоносова[1]. Нами используется название «Шкала общей толерантности к неопределенности» (ШОТН), более точно отражающее неспецифический характер шкалы и соответствующее авторскому названию.

Методика демонстрирует достаточно высокую внутреннюю согласованность на ряде различных выборок (табл. 1). Интересно, что средний балл по шкале практически во всех случаях превышает нормативные данные, полученные Е.Г. Луковицкой (M=95,0; σ=19,1).

С целью формирования относительно однородной выборки, необходимой для выявления внутренней структуры методики, студенческие выборки были объединены в одну. В силу того, что структура методики, проводимой с подростками, может иметь специфические особенности, группа школьников старших классов была исключена,

---

[1] Автор благодарит за помощь в организации исследований и участие в сборе данных Д.А. Леонтьева, Г.В. Иванченко, Т.О. Гордееву, В.В. Сорочан, Е.И. Рассказову, А.Х. Фам, С.В. Алдонина, Е.М. Лаптеву, Н.Н. Саморукову.

Таблица 1

Описательная статистика и внутренняя согласованность пунктов шкалы на различных выборках

	Среднее	Стандартное отклонение	Коэф. альфа Кронбаха
Менеджеры, участники конкурса «Учись с нами на МВА» (n=33)	114,91	14,75	0,84
Участники Второй Всероссийской конференции по экзистенциальной психологии (n=40)	108,88	18,21	0,90
Студенты химического факультета МГУ (n=156)	103,06	21,33	0,91
Студенты различных специальностей вузов г. Москвы (n=133)	101,81	19,18	0,89
Студенты факультета психологии МГУ, 1–5 курсы (n=125)	99,85	18,85	0,89
Студенты юридических, экономических и управленческих специальностей МИЭМП, 2-й курс (n=119)	97,95	14,96	0,80
Студенты различных специальностей вузов г. Таганрога (n=98)	97,35	20,98	0,89
Школьники 9–10 классов г. Москвы (n=167)	96,31	17,61	0,80
Студенты четвертого-пятого курсов (n=86) КГТУ и КамГУ (г. Петропавловск-Камчатский)	95,15	18,11	0,86
Родители абитуриентов факультета психологии МГУ (n=37)	94,76	18,59	0,85

как и три небольших и довольно специфических выборки взрослых. Дальнейший анализ проводился на объединенной студенческой выборке (n=805), в которую вошли 320 мужчин и 393 женщины (данные о гендерной принадлежности 92 человек отсутствовали) в возрасте от 16 до 44 лет. Медиана распределения выборки по возрасту составила 20 лет, среднее – 20,3 года; доля испытуемых старше 30 лет в выборке была незначительной (n=11).

Обработка данных проводилась в системах Statistica 7.1 и EQS 6.1. Описательная статистика по пунктам опросника и корреляции каждого пункта с суммой всех остальных пунктов представлены в табл. 2 («обратные» пункты, отмеченные знаком «–», были инвертированы; все дальнейшие результаты основаны на наборе с инвертированными пунктами). В последней колонке приведена корреляция пункта с суммой всех остальных пунктов методики. По сравнению с «сырой» корреляцией пункта с суммой, которая зависит от дисперсии этого пункта, приведенный показатель позволяет более точно оценить «истинную» дисперсию каждого пункта.

Таблица 2

Описательная статистика по шкале и корреляции пунктов с общим показателем (n=805)

№	Формулировка пункта	Среднее	Стандартное отклонение	Асимметрия	Эксцесс	Коэф. корр. с суммой остальных пунктов
1(–)	Я плохо выношу неопределенные ситуации	3,75	1,77	0,15	–0,91	0,45
2(–)	Мне бывает трудно реагировать на неопределенные события	3,99	1,66	0,11	–0,88	0,50
3(–)	Думаю, что новые ситуации более опасны, чем привычные	4,48	1,75	–0,24	–0,99	0,40
4	Меня привлекают ситуации, которые можно по-разному истолковать	4,84	1,68	–0,55	–0,43	0,46
5(–)	Я бы предпочел избежать решения проблем, которые необходимо рассматривать с разных точек зрения	4,90	1,71	–0,58	–0,55	0,41
6(–)	Я пытаюсь избежать неопределенных событий	4,01	1,79	0,06	–1,01	0,54
7	Я хорошо справляюсь с неопределенными ситуациями	4,45	1,40	–0,23	–0,28	0,51
8(–)	Я предпочитаю привычные ситуации (новым)	4,24	1,68	–0,11	–0,78	0,54
9(–)	Вопросы, которые нельзя рассматривать только с одной точки зрения, несколько пугают меня	5,15	1,56	–0,65	–0,31	0,44

№	Формулировка пункта	Среднее	Стандартное отклонение	Асимметрия	Эксцесс	Коэф. корр. с суммой остальных пунктов
10(–)	Я избегаю ситуаций, которые слишком трудны для моего понимания	4,63	1,79	–0,28	–1,02	0,48
11	Я терпим к неопределенным ситуациям	4,85	1,54	–0,50	–0,32	0,44
12	Мне доставляет удовольствие решение проблем, которые довольно сложны и неопределенны	4,67	1,66	–0,36	–0,58	0,55
13(–)	Я пытаюсь избегать проблем, которые не имеют единственного «лучшего» решения	4,59	1,57	–0,29	–0,50	0,44
14	Я часто ищу что-либо новое и не стараюсь сохранять все по-старому в своей жизни	4,88	1,63	–0,45	–0,55	0,46
15	Я обычно предпочитаю новизну, нежели привычное	4,81	1,57	–0,31	–0,59	0,48
16(–)	Мне не нравятся неопределенные ситуации	3,96	1,74	0,02	–0,87	0,58
17	Некоторые проблемы так сложны, что попытка понять их доставляет удовольствие	4,88	1,68	–0,52	–0,57	0,49
18	Я вовсе не переживаю, когда приходится искать выход в неожиданной ситуации	4,55	1,65	–0,29	–0,73	0,54
19	Мне нравится заниматься проблемными ситуациями, которые своей сложностью ставят в тупик некоторых людей	4,81	1,67	–0,51	–0,55	0,52
20(–)	Мне трудно делать выбор, когда результат не ясен	3,69	1,68	0,25	–0,76	0,40
21	Мне доставляет удовольствие удивляться время от времени	5,71	1,36	–1,09	0,82	0,25
22	Я предпочитаю ситуацию, в которой есть некоторая неопределенность	4,16	1,53	0,09	–0,52	0,55

Для выявления внутренней структуры методики был проведен эксплораторный факторный анализ с использованием метода главных компонент и последующим варимакс-вращением. Рассматривались модели размерностью от двух до шести факторов с долей объясняемой дисперсии от 38 до 58 %. Согласно критерию Кеттелла (по точке излома графика собственных значений), данные предполагали однофакторную или четырехфакторную структуру. На отдельных подвыборках выделялись варианты четырехфакторной структуры с хорошо интерпретируемыми факторами, однако на общей выборке они не воспроизводились, и интерпретируемой оказывалась лишь двухфакторная модель, факторы которой соответствовали прямым и «обратным» пунктам методики.

Было выдвинуто несколько предположений, объясняющих отсутствие хорошо интерпретируемой структуры:

1) структура опросника является действительно одномерной, либо в одномерной структуре присутствуют два фактора-артефакта, соответствующие прямым и «обратным» пунктам;

2) в опроснике присутствуют как общие утверждения, так и более частные;

3) структура опросника является сложной (неоднomерной) и не может быть выявлена средствами эксплораторного факторного анализа;

4) структура опросника является неоднородной на различных выборках.

Для проверки предположения (1) использовался конфирматорный факторный анализ, в рамках которого для 22 наблюдаемых переменных был задан один общий латентный фактор. Модель проверялась с помощью метода максимального правдоподобия (maximum likelihood) в системе EQS и продемонстрировала неудовлетворительные показатели соответствия исходным данным (Chi-sq.=2055,23, df=209, $p \leq 0{,}001$; RMSEA=0,103; SRMR=0,105; NFI=0,643; NNFI=0,631; CFI=0,666)[1].

[1] Здесь и ниже используются обозначения: Chi-sq. – критерий хи-квадрат; df – число степеней свободы; RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) – среднеквадратическая ошибка оценки; SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) – стандартизированный корень среднеквадратического остатка; NFI (Normed Fit Index) – нормированный показатель соответствия; NNFI (Non-normed Fit Index (TLI – Tucker-Lewis Index)) – ненормированный показатель соответствия (также обозначается как показатель Такера–Льюиса); CFI (Comparative Fit Index) – показатель сравнительного соответствия.

Модель с двумя коррелирующими факторами, соответствующими прямым и «обратным» пунктам методики, продемонстрировала несколько лучший, но также неудовлетворительный результат (Chi-sq.=1348,24, df=208, $p \leq 0{,}001$; RMSEA=0,081; SRMR=0,061; NFI=0,766; NNFI=0,771; CFI=0,794).

Для проверки предположения (2) использовался иерархический анализ косоугольных факторов, реализованный в системе Statistica. На основе моделей размерностью от четырех до шести первичных факторов выделялся вторичный фактор, однако подавляющее большинство переменных показывало высокие нагрузки лишь на вторичный фактор, в результате чего первичные факторы не поддавались интерпретации.

Для проверки предположения (3) было принято решение исследовать структуру опросника при помощи кластерного анализа, достоинством которого является тот факт, что этот метод использует всю дисперсию исходных переменных. Поскольку по результатам анализа надежности подавляющее большинство пунктов (за исключением пункта 21) показало достаточно высокие корреляции с остальными пунктами, это позволяло ожидать, что доли дисперсии ошибки для пунктов не будут слишком различаться, в результате чего кластерная структура будет отражать преимущественно истинную дисперсию пунктов.

В качестве метода кластерного анализа был выбран метод Уорда (Ward's method), логика работы которого наиболее приближена к логике параметрических методов. Для того чтобы критерием выделения кластеров являлась надежность шкал, которые можно получить на их основе, в качестве метрики различия использовался коэффициент корреляции Пирсона (1−r). Результирующая иерархическая структура представлена на рис. 1.

Два больших кластера соответствовали прямым и «обратным» пунктам методики. Была выбрана точка отсечения, в результате которой было выделено шесть кластеров размерностью от трех до пяти пунктов (особенностью метода Уорда является формирование небольших кластеров сходного размера). Три кластера, входящие в первый большой суперкластер, соответствовали «обратным» пунктам и были проинтерпретированы как избегание новизны (пункты 3, 8, 20), избегание когнитивной сложности (пункты 5, 9, 10, 13) и избегание неопределенных ситуаций (пункты 1, 2, 6, 16). Три кластера, входившие во второй большой суперкластер, соответствовали прямым пунктам

Рис. 1. Иерархическая кластерная структура пунктов шкалы

и были проинтерпретированы как предпочтение новизны (пункты 14, 15, 21), предпочтение когнитивной сложности (пункты 12, 17, 19) и предпочтение неопределенности (пункты 4, 7, 11, 18, 22). Вероятно, благодаря тому, что количество прямых и «обратных» пунктов в опроснике было одинаковым и количество пунктов, отражающих отношение к неопределенным ситуациям, сложным задачам и новизне (в некоторой степени), также было сравнимым, метод Уорда дал хорошо интерпретируемую структуру.

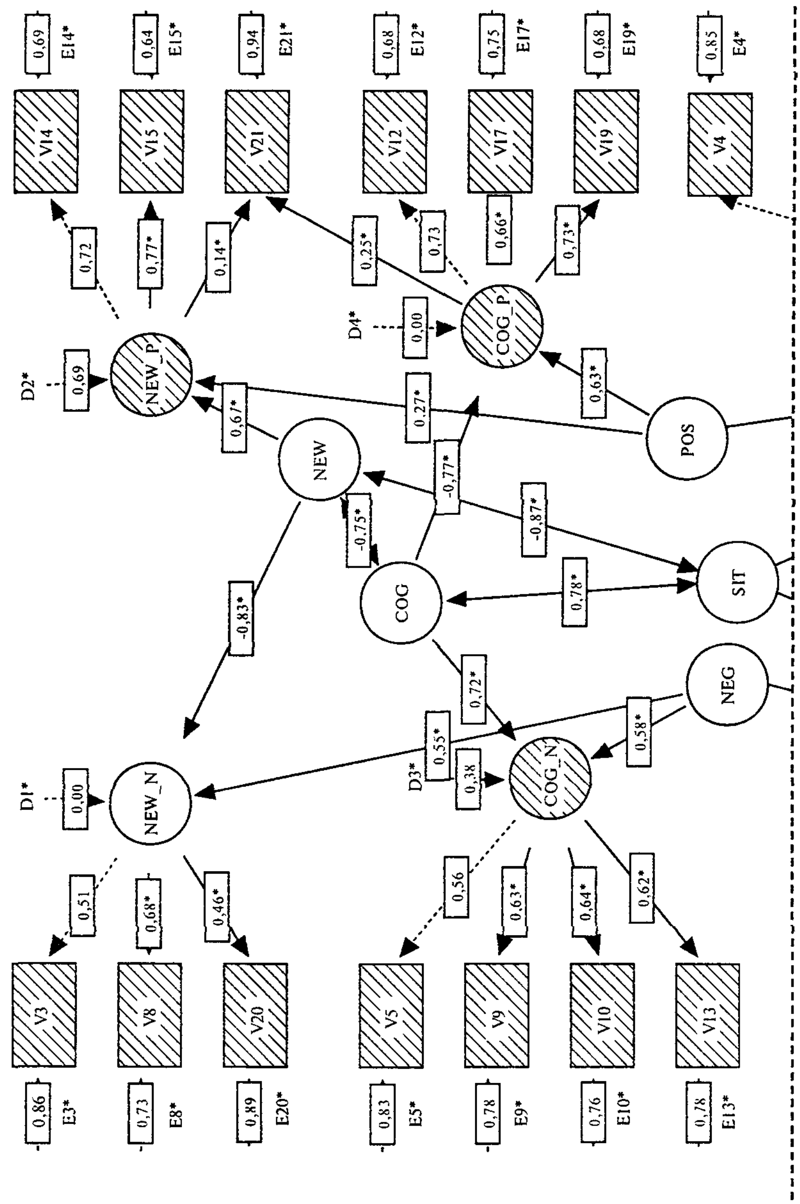
Полученная структура проверялась с помощью структурного моделирования в EQS с использованием метода максимального правдоподобия, опирающегося на предположение о нормально распределенных данных. Вначале оценивалась конфирматорная факторная модель из шести скоррелированных первичных факторов (модель измерения), которая показала достаточно хорошее соответствие исходным данным.

По результатам анализа индексов модификации (Lagrange multipliers) в модель измерения была внесена ковариация между ошибками первых двух пунктов опросника: вероятно, повышенное сходство реакций испытуемых на эти пункты вызвано тем, что оба пункта – «обратные», сходные по формулировке и при этом расположены первыми. Также была добавлена нагрузка 21-го пункта на фактор, соответствующий позитивному отношению к сложным задачам (пункты 12, 17, 19), что несколько улучшило показатели модели (Chi-sq.=480, df=192, $p \leq 0{,}001$; RMSEA=0.047; SRMR=0.041; NFI=0.891; NNFI=0.917; CFI=0.931). Исключение пунктов 20 и 21, дающих слабые нагрузки сразу на несколько факторов, может дополнительно улучшить параметры модели.

Рассматривалось несколько различных вариантов вторичной структуры: с пятью вторичными факторами, соответствующими трем объектам отношения (новизна, сложные задачи и неопределенные ситуации) и двум его вариантам (предпочтение и избегание), а также с двумя вторичными факторами (предпочтение и избегание) и попарными ковариациями соответствующих компонентов. Поскольку модель является двумерной и таким образом аналогична матрицам типа «несколько черт – несколько методов» (multitrait-multimethod), ее оценка затруднена и требует введения дополнительных произвольных ограничений на корреляции вторичных факторов.

Вначале была выбрана модель с двумя вторичными факторами, соответствующими предпочтению и избеганию неопределенности (с ковариациями факторов, соответствующих позитивному и негативному отношению к новизне, сложным задачам и неопределенным ситуациям). В модель были внесены ограничения на равенство (equality constraints) для дисперсий ошибок первичных факторов и их ковариаций во избежание их сведения к предельным значениям. Полученная модель показала удовлетворительное соответствие данным (Chi-sq.=570, df=204, $p \leq 0{,}001$; NFI=0,871; NNFI=0,901; CFI=0,912; SRMR=0,067; RMSEA=0,052).

Затем была проверена модель с пятью вторичными факторами, в которой три фактора, соответствующие объектам отношения, свободно коррелировали, а факторы, соответствующие предпочтению и избеганию, не коррелировали. Эта модель показала наилучшее соответствие исходным данным (Chi-sq.=498, df=192, $p \leq 0{,}001$; NFI=0,887; NNFI=0,912; CFI=0,927; SRMR=0,042; RMSEA=0,049) и представлена на рис. 2.


V14
V15
V21
V12
V17
V19
V4
NEW_P
COG_P
NEW
COG
POS
SIT
NEG
NEW_N
COG_N
V3
V8
V20
V5
V9
V10
V13
D1*
D2*
D3*
D4*

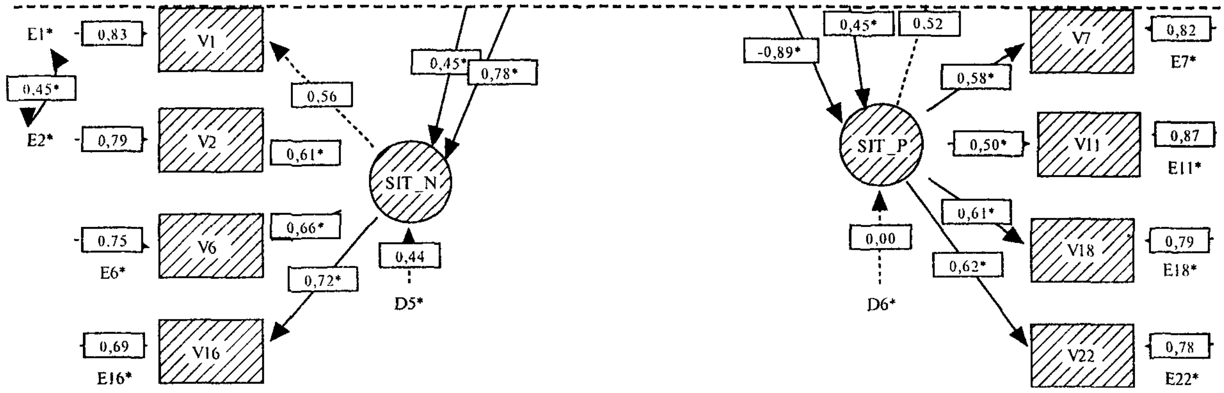


Рис. 2. Структурная модель опросника, полученная с помощью EQS:

V1–V22 – наблюдаемые переменные (пункты опросника); E1–E22 – ошибка измерения для каждого пункта; NEW – субшкала «Отношение к новизне»; COG – субшкала «Отношение к сложным задачам»; SIT – субшкала «Отношение к неопределенным ситуациям»; POS – субшкала «Предпочтение неопределенности» (прямые пункты опросника); NEG – субшкала «Толерантность/избегание неопределенности» («обратные» пункты опросника); знаком «*» отмечены оцениваемые параметры; штриховкой выделены первичные факторы и наблюдаемые переменные.

Результаты структурного моделирования нельзя назвать идеальными, однако они убедительно свидетельствуют о том, что опросник содержит шесть относительно однородных групп пунктов, которые могут быть сгруппированы по двум типам отношения (предпочтение или избегание), а также по трем типам стимулов: новизна, сложные задачи, неопределенные ситуации. Содержательно пункты, входящие в каждую группу, хорошо согласуются друг с другом. Таким образом, в опроснике можно выделить пять субшкал, соответствующих двум типам отношения и трем типам стимулов.

На основе полученных факторов были выделены субшкалы, надежность которых оценивалась на общей выборке с помощью альфа-коэффициента Кронбаха (табл. 3). В последнем столбце представлены корреляции каждой из полученных субшкал с суммой всех остальных пунктов методики, не входящих в эту субшкалу.

Таблица 3

Описательная статистика и психометрические показатели субшкал методики

Субшкала	**Пункты**	**Среднее значение**	**Стандартное отклонение**	**Коэффициент альфа Кронбаха**	**Коэф. корр. с суммой остальных пунктов**	**Коэф. корр. с общим показателем**
Отношение к новизне	8, 14, 15	13,92	3,90	0,72	0,56	0,69
Отношение к сложным задачам	5, 9, 10, 12, 13, 17, 19	33,64	7,46	0,76	0,62	0,85
Отношение к неопределенным ситуациям	1, 2, 4, 6, 7, 11, 16, 18, 22	38,57	9,37	0,81	0,65	0,89
Предпочтение неопределенности	все прямые пункты	52,61	10,67	0,83	0,53	0,86
Толерантность/избегание неопределенности	все «обратные» пункты	47,40	11,27	0,82	0,53	0,89
Общий показатель	все пункты	100,01	19,43	0,88	–	–

Примечание. Все коэффициенты корреляции значимы на уровне $p \leq 0{,}001$.

Из субшкалы «Отношение к новизне» были исключены пункты 3, 20 и 21, имевшие слабые нагрузки на общий фактор. Формулировки пунктов 20 и 21 не отражают непосредственно отношение к новизне, а пункт 3 содержательно отличается от трех остальных: его формулировка отражает не предпочтение нового привычному, а тревогу в связи с новизной. Поскольку других пунктов, репрезентирующих этот конструкт, в методике нет, данный пункт давал слабую нагрузку на фактор, понижая внутреннюю согласованность субшкалы (при его сохранении коэффициент альфа Кронбаха составлял бы 0,69).

Корреляции субшкал друг с другом, полученные на общей выборке, являются умеренными. Субшкалы «Отношение к сложным задачам» и «Отношение к неопределенным ситуациям» коррелируют друг с другом на уровне 0,60 ($p \leq 0{,}001$); субшкала «Отношение к новизне» также связана с каждой из них (R=0,46 и R=0,52 соответственно; $p \leq 0{,}001$).

Надежность полученных субшкал позволяет использовать их как для более подробной диагностики индивидуальных особенностей толерантности к неопределенности, так и в исследовательских целях для дифференцированного изучения отдельных аспектов последней.

С помощью t-критерия Стьюдента были обнаружены слабые гендерные различия (табл. 4): оказалось, что мужчины склонны более позитивно относиться к неопределенным ситуациям, а также (на уровне тенденции) к сложным задачам; женщины в свою очередь демонстрируют тенденцию к более позитивному отношению к новизне. Однако размеры эффектов для полученных различий невелики (показатель d Коэна, отражающий различие между средними в единицах стандартного отклонения, не превышает 0,25), и интерпретация показателей методики в большинстве случаев не потребует их учета.

В ряде исследований, проведенных на различных студенческих выборках, были получены значимые корреляции общего показателя методики с другими шкалами.

Использовались следующие методики:

– Шкала субъективного счастья С. Любомирски и Шкала удовлетворенности жизнью (перевод Д.А. Леонтьева; см. Осин, Леонтьев, 2008);

– Тест смысложизненных ориентаций (СЖО) (Леонтьев, 1992);

– Тест жизнестойкости (Леонтьев, Рассказова, 2006);

Таблица 4

Гендерные различия по показателям субшкал методики

Субшкала	Мужчины (n=320)		Женщины (n=393)		t-критерий Стьюдента (df=711)
	M	SD	M	SD	
Отношение к новизне	13,57	3,98	14,11	3,89	1,84; p=0,065
Отношение к сложным задачам	34,25	7,73	33,20	7,31	1,87; p=0,062
Отношение к неопределенным ситуациям	39,78	9,66	37,70	9,02	2,96; $p \leq 0{,}01$
Предпочтение неопределенности	53,00	11,05	52,37	10,42	0,79; не знач.
Толерантность/избегание неопределенности	48,21	11,78	46,57	11,07	1,88; p=0,060
Общий показатель ТН	101,22	20,68	98,97	18,53	1,53; не знач.

– методика «Шкалы психологического благополучия» К. Рифф (Шевеленкова, Фесенко, 2005);

– опросник «Уровень субъективного контроля» (УСК) (Бажин, Голынкина, Эткинд, 1993);

– Шкала общей самоэффективности (Шварцер, Ерусалем, Ромек, 1996);

– опросник временной перспективы Зимбардо (ZTPI) (Сырцова, Соколова, Митина, 2008);

– опросник «Контроль за действием» Ю. Куля (HAKEMP) (Васильев, Шапкин, Митина, Леонтьев, [в печати]);

– Шкала личностного динамизма (Сапронов, Леонтьев, 2006);

– русскоязычный опросник каузальных ориентаций (РОКО) (Дергачева, 2005);

– Шкала рефлексивности (Карпов, Пономарева, 2000);

– Опросник стиля объяснения успехов и неудач СТОУН (Гордеева, Осин, Шевяхова, 2009);

– Шкала личностной тревожности (Леонова, Кузнецова, 2007).

В одном исследовании на выборке студентов (специальности: право, менеджмент, экономика) второго курса дневного отделения одного из московских вузов (n=118) были получены значимые корреляции общего показателя ТН с общим показателем осмысленности жизни по тесту СЖО ($R=0,20$; $p \leq 0,05$), общим показателем жизнестойкости ($R=0,37$; $p \leq 0,001$), автономным ($R=0,38$; $p \leq 0,001$) и безличным ($R=-0,35$; $p \leq 0,001$) локусами каузальности по методике РОКО, общей интернальностью по опроснику УСК ($R=0,34$; $p \leq 0,001$), общей самоэффективностью ($R=0,52$; $p \leq 0,001$), рефлексивностью ($R=-0,34$; $p \leq 0,01$), субъективным переживанием счастья ($R=0,22$; $p \leq 0,05$), а также со всеми шестью шкалами психологического благополучия К. Рифф ($0,40<R \leq 0,51$; $p \leq 0,001$, кроме шкалы позитивных отношений: $R=0,27$; $p \leq 0,05$). Незначимыми оказались корреляции со шкалой удовлетворенности жизнью. Было обнаружено, что студенты, сообщающие о наличии у них временной или постоянной работы, обладают более высокой толерантностью к неопределенности ($F_{1;111}=5,10$; $p \leq 0,05$; $d=0,43$), по сравнению с теми, кто совсем не работает.

В другом исследовании на выборке студентов 4–5 курсов различных вузов гг. Таганрога, Петропаловска-Камчатского и Москвы ($n=282$) были получены корреляции с общим показателем осмысленности жизни по тесту СЖО ($R=0,28$; $p \leq 0,001$) и шкалой субъективного счастья С. Любомирски ($R=0,28$; $p \leq 0,001$); корреляция же со шкалой удовлетворенности жизнью оказалась незначимой. Были получены корреляции со шкалой гедонистического настоящего по опроснику временной перспективы Зимбардо ($R=0,37$; $p \leq 0,001$), шкалой личностного динамизма ($R=0,46$; $p \leq 0,001$), а также с оптимистическим атрибутивным стилем по опроснику СТОУН ($R=0,25$; $p \leq 0,001$).

Было обнаружено также, что студенты из малых городов имеют более низкие баллы по шкале принятия–избегания неопределенности, по сравнению со студентами из больших городов ($F_{1:278}=8,29$; $p \leq 0,01$; $d=0,44$), что свидетельствует об их склонности избегать неопределенных ситуаций. В этом же исследовании использовалась анкета Г.В. Иванченко (2008), содержавшая ряд вопросов, нацеленных на выявление индивидуальных особенностей профессионального выбора у будущих выпускников вузов. У студентов, определившихся с будущим местом работы, оказались более высокие баллы по общему показателю толерантности к неопределенности ($F_{4,277}=3,42$; $p \leq 0,01$) и по субшкале толерантности/избегания неопределенности ($F_{4;277}=4,70$; $p \leq 0,01$), по сравнению со студентами, которые не определились с местом работы.

Обладают более высоким уровнем толерантности к неопределенности студенты, ориентирующиеся при выборе места работы на творческий характер работы и возможность самореализации ($F_{1,280}$=8,67; $p \leq 0{,}01$; d=0,35) и стремящиеся добиться творческой самореализации в жизни ($F_{1,280}$=9,77; $p \leq 0{,}01$; d=0,38). В свою очередь студенты, которые стремятся обрести счастливую семью ($F_{1,280}$=6,79; $p \leq 0{,}01$; d=0,34) или добиться общественного признания ($F_{1\ 280}$=6,68; $p \leq 0{,}05$; d=0,46), демонстрируют более низкий уровень толерантности к неопределенности.

Студенты, которые сталкивались в ходе профессионального выбора с конкурирующими привлекательными вариантами, показывают более высокие баллы по шкале толерантности к неопределенности ($F_{1\ 277}$=6,18; $p \leq 0{,}05$; d=0,30). Толерантность к неопределенности связана с видением большего количества возможностей как в абсолютном выражении ($F_{1,279}$=16,27; $p \leq 0{,}001$; d=0,49), так и при сравнении собственных открывающихся возможностей с возможностями родителей, однокурсников и сверстников.

На выборке студентов психологического факультета МГУ (n=85) корреляция с общим показателем осмысленности жизни оказалась незначимой, однако были обнаружены корреляции с автономным и безличным локусами каузальности по опроснику РОКО (R=0,50 и R=0,55 соответственно; $p \leq 0{,}001$) и общей самоэффективностью (R=0,46; $p \leq 0{,}001$), а также со шкалами контроля за действием при планировании и реализации опросника НАКЕМР (R=0,41 и R=0,39 соответственно; $p \leq 0{,}001$). На выборке студентов-психологов филиала МГУ в г. Ташкенте (n=28) была получена отрицательная корреляция толерантности к неопределенности с личностной тревожностью (R= –0,46; $p \leq 0{,}05$). На этой же выборке оценивалась ретестовая надежность опросника с интервалом между предъявлениями в один год, при этом коэффициент корреляции оказался равен 0,77 ($p \leq 0{,}01$).

В большинстве случаев корреляции различных субшкал методики с другими психологическими переменными оказываются сходными по знаку и несущественно отличаются по величине, однако в отдельных случаях содержательные различия между субшкалами оказываются существенными. В качестве примера можно привести данные о взаимосвязи толерантности к неопределенности с успеваемостью, полученные на выборке студентов первого курса химического факультета

МГУ (n=156). Замер производился после первой сессии, в качестве показателя успеваемости использовался средний балл по предметам за три первые сессии. Коэффициент корреляции между общим показателем ШОТН и рассчитанным показателем успеваемости оказался не значимым (R= –0,10), однако множественный регрессионный анализ показал, что два компонента ТН оказываются противоположными по знаку предикторами успеваемости (табл. 5). Позитивное отношение к сложным задачам связано с успеваемостью положительно, что может быть обусловлено эффектом познавательной мотивации. С другой стороны, позитивное отношение к неопределенным ситуациям связано с успеваемостью отрицательно. Можно предположить, что для студентов с высокой ТН является приемлемой более высокая доля риска и неопределенности в ситуации экзамена, по сравнению со студентами с низкой ТН. Косвенное подтверждение такой интерпретации дает наблюдаемая на данной выборке тенденция к связи показателей субшкалы предпочтения неопределенности с наличием задолженностей по экзаменам и зачетам (t-критерий Стьюдента; p=0,08).

Таблица 5

Множественный регрессионный анализ с использованием субшкал методики как предикторов успеваемости у студентов (n=156; $F_{3,152}$=9,30, $p\leq$0,001; R^2=0,16)

	β	Стандартная ошибка β	t-критерий Стьюдента (df=152)	Уровень значимости
Остаточный член (intercept)			16,83	$p\leq$0,001
Отношение к новизне	–0,03	0,09	–0,36	Не значим
Отношение к сложным задачам	0,42	0,10	4,43	$p\leq$0,001
Отношение к неопределенным ситуациям	–0,45	0,10	–4,32	$p\leq$0,001

Примечание. β – стандартизованный коэффициент регрессии.

Полученные данные свидетельствуют о том, что лица, сообщающие о позитивном отношении к неопределенным ситуациями, более склонны воспринимать себя субъектом собственных действий и контролировать собственную жизнь; они более оптимистически оценивают собственные успехи и неудачи и более склонны ожидать успеха в будущем. Вместе с тем они менее рефлексивны, менее тревожны, быстрее переходят от планов к действиям и более склонны идти на риск, чем лица с низким уровнем толерантности к неопределенности. Толерантность к неопределенности также значимо взаимосвязана с более высоким уровнем психологического благополучия, хотя по силе эффекта эти взаимосвязи являются слабыми или умеренными.

Полученные данные о взаимосвязи толерантности к неопределенности с восприятием возможностей и выбором подтверждают существующие данные о связи низкой ТН со склонностью к быстрому выходу из процесса решения задач (early closure). Студенты с низкой ТН ограничивают количество возможностей выбора либо избегают выбора, в то время как студенты с высокой ТН склонны совершать выбор раньше, но сохраняют видение большого количества возможностей: можно предположить, что их выбор является не столь ригидным.

Более высокие показатели толерантности к неопределенности, полученные на выборке менеджеров, свидетельствуют о том, что толерантность к неопределенности может быть профессионально значимым качеством для менеджера. Для проверки этой гипотезы требуются дополнительные исследования.

В целом полученные данные дают дополнительное свидетельство в пользу надежности и валидности русскоязычной шкалы общей толерантности к неопределенности. Выделенные субшкалы позволяют подходить к измерению этого конструкта более дифференцированно. Вместе с тем вопрос о дискриминантной валидности (и, следовательно, о практической пользе) полученных субшкал требует накопления дополнительных данных.

Литература

1. *Баднер С.* Методика определения толерантности к неопределенности // Психодиагностика толерантности личности / под ред. Г.У. Солдатовой, Л.А. Шайгеровой. М.: Смысл, 2008.

2. *Бажин Е.Ф., Голынкина Е.А., Эткинд А.М.* Опросник уровня субъективного контроля (УСК). М.: Смысл, 1993.

3. *Васильев И.А., Шапкин С.А., Митина О.В., Леонтьев Д.А.* Ориентация на действие или состояние как индивидуальная характеристика саморегуляции. М.: Смысл (в печати).

4. *Гусев А.И.* К проблеме измерения толерантности к неопределенности // Практична психологія та соціальна робота. 2007. № 8. С. 75–80.

5. *Гордеева Т.О., Осин Е.Н., Шевяхова В.Ю.* Диагностика оптимизма как стиля объяснения успехов и неудач: Опросник СТОУН. М.: Смысл, 2009.

6. *Дергачева О.Е.* Личностная автономия как предмет психологического исследования: дис. канд. психол. наук. М.: МГУ, 2005.

7. *Иванченко Г.В.* Представления студентов выпускных курсов о возможном: региональные и гендерные различия // Психология. Журнал Высшей школы экономики. 2008. Т. 5, № 1. С. 32–63.

8. *Карпов А.В., Пономарева В.В.* Психология рефлексивных процессов управления. М. – Ярославль: ДИА–Пресс, 2000.

9. *Леонова А.Б., Кузнецова А.С.* Психологические технологии управления состоянием человека. М.: Смысл, 2007.

10. *Леонтьев Д.А.* Тест смысложизненных ориентаций (СЖО). М.: Смысл, 1992.

11. *Сапронов Д.В., Леонтьев Д.А.* Личностный динамизм и его диагностика // Психологическая диагностика. 2007. № 1. С. 66–84.

12. *Леонтьев Д.А., Рассказова Е.И.* Тест жизнестойкости. М.: Смысл, 2006.

13. *Луковицкая Е.Г.* Социально-психологическое значение толерантности к неопределенности: дис. канд. психол. наук. СПб., 1998.

14. *Осин Е.Н., Леонтьев Д.А.* Апробация русскоязычных версий двух шкал экспресс-оценки субъективного благополучия // Материалы III Всероссийского социологического конгресса. М.: Институт социологии РАН, 2008.

15. *Сырцова А., Соколова Е.В., Митина О.В.* Адаптация опросника по временной перспективе Ф. Зимбардо на русскоязычной выборке // Психологический журнал. 2008. № 3. С. 101–109.

16. *Шалаев Н.* Адаптация методики исследования толерантности к неопределенности (кросскультурное исследование). Дипломная работа / науч. рук. А.Ш. Тхостов. М.: 2004.

17. *Шварцер Р., Ерусалем М., Ромек В.* Русская версия шкалы общей самоэффективности Р. Шварцера и М. Ерусалема // Иностранная психология. 1996. № 7. С. 71–76.

18. *Шевеленкова Т.Д., Фесенко П.П.* Психологическое благополучие личности (обзор основных концепций и методика исследования) // Психологическая диагностика. 2005. № 3. С. 95–129.

19. *Bochner S.* Defining intolerance of ambiguity // Psychological Record. 1965. Vol. 15. P. 393–400.

20. *Budner J.* Tolerance of ambiguity as a personality variable // J. of Personality. 1962. Vol. 30. P. 29–40.

21. *DeRoma V.M., Martin K.M., Kessler, M.L.* The Relationship between tolerance for ambiguity and need for course structure // J. of Instructional Psychology. 2003. Vol. 30, N 2. P. 104–109.

22. *Frenkel-Brunswik E.* Intolerance of ambiguity as an emotional perceptual personality variable // J. of Personality. 1948. Vol. 18. P. 108–143.

23. *Frenkel-Brunswik E.* Tolerance towards ambiguity as a personality variable // American Psychologist. 1949. Vol. 3. P. 268.

24. *Frenkel-Brunswik E.* Personality theory and perception // R. Blake & G. Ramsey (Eds.), Perception: An approach to personality. N. Y: Oxford University Press, 1951.

25. *Furnham A., Ribchester T.* Tolerance of ambiguity: a review of the concept, its measurement and applications // Current Psychology. Fall 1995. Vol. 14, Issue 3. P. 179–190.

26. *MacDonald A.* Revised scale for ambiguity tolerance: Reliability and validity // Psychological Reports. 1970. Vol. 26. P. 791–798.

27. *McLain D.L.* The MSTAT-I: A new measure of an individual's tolerance for ambiguity // Educational and Psychological Measurement. 1993. Vol. 53, N 1. P. 183–189.

28. *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. P. 975–988.

29. *Norton R.* Measurement of ambiguity tolerance // J. of Personality Assessment. 1975. Vol. 39. P. 607–619.

30. *Rydell S., Rosen E.* Measurement and some correlates of need cognition // Psychological Reports, 1966. Vol. 19. P. 139–165.

31. *Vigano la Rosa D. L.* Autoritarismo e intolerancia a la ambigüedad en la cultura mexicana, México, D. F. // Tesis para obtener el grado de maestro en psicología. UNAM, 1986.