

Шкала позитивного аффекта и негативного аффекта (ШПАНА)¹

1. Описание конструкта и инструмента

Среди русскоязычных средств психологической диагностики немало инструментов, предназначенных для диагностики специфических эмоциональных состояний (тревога, депрессия, гнев), однако шкал, нацеленных на диагностику широкого спектра позитивных и негативных эмоциональных состояний, сравнительно мало (исключение составляет методика Шкала дифференциальных эмоций К. Изарда в адаптации А.Б. Леоновой (см.: Леонова, Кузнецова, 2009). В англоязычных исследованиях одним из наиболее распространенных инструментов экспресс-оценки позитивной и негативной эмоциональности является методика PANAS (Positive and Negative Affect Schedule): по данным базы Scopus, с 1996 по 2012 г. опубликовано более 7000 исследований, использующих эту методику. Причинами популярности этой методики, разработанной Дэвидом Уотсоном, Ли Энн Кларк и Ауком Теллегеном (Watson, Clark, Tellegen, 1988), являются высокая надежность и валидность в сочетании с краткостью и простотой предъявления.

Д. Уотсон, Л. Кларк и А. Теллеген (Watson, Clark, Tellegen, 1988) определяют высокий уровень позитивного аффекта (ПА) как состояние приятной вовлеченности, высокой энергичности и полной концентрации в противовес унынию и вялости (низкий ПА). Высокий уровень негативного аффекта (НА) они определяют как состояние субъективно переживаемого страдания, неприятной вовлеченности (различной

¹ Осин Е.Н. Измерение позитивных и негативных эмоций: разработка русскоязычного аналога методики PANAS // Психология. Журнал Высшей школы экономики. 2012. Т. 9. №4. С. 91–110.

по содержанию — это может быть гнев, отвращение, презрение, вина, страх, раздражительность) в противовес спокойствию и безмятежности (низкий НА).

Измерения позитивного и негативного аффекта отражают эмоциональные состояния, однако связаны и с личностными чертами, соответствующими устойчивым индивидуальным различиям в склонности к эмоциональным реакциям того или иного типа. По данным многочисленных исследований, показатели негативного аффекта коррелируют с переживанием стресса и трудностями совладания с ним, с частотой неприятных событий в жизни, нейротизмом (Watson, Clark, Tellegen, 1988).

В свою очередь, показатели позитивного аффекта коррелируют с частотой приятных событий, экстраверсией, социальной активностью, наличием близких отношений, а также с показателями религиозности и духовности (Watson, 2002).

Теоретической основой шкалы PANAS является иерархическая модель эмоций Д. Уотсона и А. Теллегена (Watson, Tellegen, 1985), верхний уровень которой содержит два фактора, соответствующие двум знакам валентности эмоций (позитивному и негативному), а нижний уровень включает факторы, соответствующие различным по содержанию эмоциям (страх, враждебность, радость и др.). Следует отметить, что рядом авторов (см., напр.: Изард, 1999) были предложены модели эмоций, включающие и другие измерения, помимо валентности: так, В. Вундтом, помимо измерения валентности («удовольствие — неудовольствие»), были выделены два измерения субъективного переживания аффекта, отражающие аспекты активации («возбуждение — успокоение» и «напряжение — разрядка»). В ряде теорий именно измерение активации выдвигается в качестве основного (Э. Даффи, К. Линдсли); в рамках других моделей вводятся и такие измерения эмоций, как «принятие — отвержение» (Schlosberg, 1954), «контроль — импульсивность» (Osgood, 1966), «внимание — невнимание» (Frijda, Philipszoon, 1963) и «уверенность — неуверенность» (Frijda, 1970). Таким образом, модель Д. Уотсона и А. Теллегена можно считать некоторым упрощением, которое, однако, может быть оправдано соображениями практики.

Еще одним основанием для критики модели эмоций Д. Уотсона и А. Теллегена является то, что измерения позитивного и негативного аффекта операционализированы в ней не как два полюса единой bipolarной шкалы, а как две униполярные шкалы, которые при этом, по дан-

ным многочисленных исследований, слабо отрицательно коррелируют (см.: Crawford, Henry, 2004). С точки зрения критиков (Crawford, Henry, 2004; Green et al., 1993), в слабые отрицательные корреляции показателей ПА и НА могут вносить вклад случайная ошибка измерения и систематическая ошибка, связанная со склонностью респондентов соглашаться либо не соглашаться с утверждениями (acquiescence bias).

Действительно, выделение двух факторов в результате процедуры факторного анализа биполярного конструкта может быть артефактом процедуры анализа в ситуации, когда содержательно более подходящей моделью является одно биполярное измерение (van Schuur, Kiers, 1994). Подобные данные применительно к дескрипторам эмоций действительно существуют, в частности, модель Дж. Расселла и Дж. Кэрролла из двух измерений — удовольствия и активации (аргументы в пользу этой модели см.: Russell, Carroll, 1999a, 1999b).

Существует, однако, и ряд веских соображений в пользу независимого измерения ПА и НА. По мнению Д. Уотсона (Watson et al., 1999), позитивный и негативный аффект представляют собой субъективное отражение действия двух отдельных, хотя и взаимосвязанных систем управления поведением. Функцией системы поведенческой ингибиции (behavioral inhibition system), с которой связаны негативные эмоциональные состояния, является торможение поведения, способного привести к нежелательным последствиям для субъекта. В свою очередь, функцией системы поведенческого вовлечения (behavioral engagement system) является получение необходимых ресурсов, связанные с ней позитивные эмоциональные состояния мотивируют целенаправленное поведение. Накоплено немало данных о функциональной специфике позитивных эмоций по отношению к негативным (см., напр.: Frederickson, Cohn, 2008), что делает оправданным моделирование этих измерений как независимых в рамках измерительной процедуры.

2. Психометрические свойства методики

Как сообщают авторы (Watson, Clark, 1994), исходным материалом для разработки методики PANAS стал список из 60 эмоциональных прилагательных А. Теллегена (Zevon, Tellegen, 1982), который на основе предыдущих исследований составил банк из 117 слов и фраз, выражающих эмоциональные состояния, а затем с помощью анализа методом главных компонент выделил 20 синонимических групп, отобрав по три прила-

гательных-дескриптора для каждой группы. Из этого списка были выбраны дескрипторы, дававшие относительно высокие ($> 0,40$) нагрузки на один из двух факторов и относительно низкие ($< 0,25$) на другой: 12 дескрипторов для ПА и 25 для НА. Из списка позитивных прилагательных были исключены два, дававших наиболее высокие нагрузки на фактор НА, а из негативных были выбраны по два наилучших пункта для каждой из пяти синонимических групп, за исключением отвращения и презрения. Как сообщают авторы, включение последних не приводило к повышению надежности и валидности шкалы, и именно эти пункты респонденты наиболее часто оставляли без ответа.

Полученный список из 20 прилагательных предъявлялся авторами с различными вариантами инструкции (в текущий момент, сегодня, за последние несколько дней, за прошедшую неделю, за последние несколько недель, за прошедший месяц, за прошедший год, в целом).

По данным, которые приведены Д. Уотсоном и Л. Кларк (Watson, Clark, 1994) для 19 различных выборок (общий $N = 17\ 549$), показатель внутренней согласованности колебался в пределах от 0,83 до 0,90 для шкалы ПА и от 0,79 до 0,93 для шкалы НА (медиана распределений в обоих случаях составила 0,87).

Корреляция шкал ПА и НА варьировала в диапазоне от $-0,38$ до $0,01$; усредненный (через преобразование Фишера, без поправок) коэффициент составил $-0,19$. Средние несколько различались в зависимости от временного интервала, заданного в инструкции (средние баллы как по ПА, так и по НА с увеличением временного интервала возрастали).

Для проверки валидности показателей (см.: Watson, Clark, Tellegen, 1988) авторы использовали ряд других методик субъективного самоотчета. Шкалы PANAS демонстрировали высокие ($> 0,9$) нагрузки на факторы позитивной и негативной эмоциональности, образованные показателями пяти различных методик; шкала НА коррелировала с показателями дистресса (Hopkins Symptom Checklist, $r = 0,74$), депрессии (Beck Depression Inventory, $r = 0,58$) и тревоги (STAI State Anxiety Scale, $r = 0,51$).

В нескольких исследованиях с использованием зависимых выборок (повторных измерений) были получены связи показателя НА с воспринимаемым стрессом; показатель ПА демонстрировал более сильные, чем показатель НА, связи с включенностью субъекта в социальное взаимодействие. Показатель ПА был значимо связан с временем суток,

когда проводился замер: он возрастал на протяжении утра, оставался неизменным в течение дня и снижался на протяжении вечера; значимых связей показателя НА с временем суток обнаружено не было. В двух исследованиях получены умеренные значимые корреляции оценок ПА и НА по данным субъективного самоотчета с оценками, которые давали знакомые и близкие респондентов (соседи по общежитию и романтические партнеры). Таким образом, имеющиеся данные убедительно свидетельствуют о валидности шкал. Помимо краткой версии методики (собственно PANAS) из 20 пунктов, Д. Уотсон и Л. Кларк разработали также расширенную версию из 60 пунктов – PANAS-X (Watson, Clark, 1994), включающую все 20 пунктов краткой версии. Основанием для расширенного набора утверждений вновь стал первоначальный список А. Теллегена из 60 дескрипторов, в который авторами был внесен ряд изменений для получения более четкой факторной структуры и повышения надежности шкал. В окончательной версии PANAS-X четыре шкалы негативного аффекта (страх, враждебность, вина, грусть), три шкалы позитивного аффекта (веселость, уверенность в себе, внимательность), а также четыре шкалы, соответствующие «иным эмоциональным состояниям» (робость, усталость, спокойствие, удивление). Авторы представляют данные, свидетельствующие о достаточно высокой надежности (α -Кронбаха $> 0,7$), а также конвергентной и критериальной валидности этих шкал.

Обобщая имеющиеся данные, стоит отметить, что PANAS представляет собой удобное, надежное и валидное исследовательское средство. Основной проблемой этой методики и лежащей в ее основе модели эмоций Д. Уотсона и А. Теллегена является отсутствие измерения активации. По мнению Б. Фредериксон и М. Кона (Frederickson, Cohn, 2008), в методике PANAS, как и в других похожих методиках, позитивные эмоции, в отличие от негативных, представлены преимущественно эмоциями с высоким уровнем активации. По их мнению, это может быть как результатом особенностей процедуры отбора пунктов авторами PANAS по факторным нагрузкам (по сути, подгонки под ортогональную структуру), так и тем, что в американской культуре позитивные эмоции с высоким уровнем активации (например, радость, бодрость, возбуждение) субъективно ценятся выше, чем позитивные эмоции с низким уровнем активации (например, умиротворение, удовлетворение).

Как считают Б. Фредериксон и М. Кон (там же), валидность PANAS объясняется тем, что позитивные эмоции с высоким и низким уровня-

ми активации хорошо коррелируют друг с другом, однако использовать PANAS для количественного сравнения степени переживания позитивного и негативного аффекта друг с другом не стоит (заметим, однако, что сама осмысленность подобной процедуры вызывает сомнения).

Проблемы русскоязычной адаптации

Популярность PANAS как исследовательского инструмента ставит вопрос о необходимости разработки аналогичного русскоязычного средства, которое позволило бы в идеале обеспечить кросс-культурное сравнение данных. Первым исследованием, в котором использовалась русская версия PANAS, стала работа Г. Балатской и Э. Динера (Balatsky, Diener, 1993), однако в этой работе, опирающейся на небольшую (N = 116) и неоднородную выборку советских студентов, не проводился анализ внутренней согласованности и кросс-культурной эквивалентности шкалы; стимульный материал также не приводится. Еще одна русскоязычная версия PANAS была разработана Р. Котовым и использована в двух исследованиях (Zvolensky et al., 2003, 2005), однако стимульный материал к этой версии не опубликован и полноценная проверка ее эквивалентности англоязычной методике не проводилась.

Кросс-культурная адаптация методики PANAS выглядела непростой задачей с учетом смысловой неоднозначности части использованных авторами дескрипторов. Эта проблема раскрыта в исследовании Э. Томпсона (Thompson, 2007), который, используя фокус-группы с участием представителей 12 культур, показал, что отдельные пункты PANAS воспринимаются частью респондентов, для которых английский не является родным, неоднозначно.

Так, в ряде случаев термины «excited» (возбужденный) и «proud» (гордый) наделялись негативными коннотациями; «strong» (сильный) и «guilty» (виноватый) воспринимались буквально; «interested» (заинтересованный) и «scared» (испуганный) связывались с предметом эмоции, а не с состоянием субъекта; а термин «jittery» (беспокойный) оставался непонятным. На основе качественного и количественного анализа Э. Томпсон разработал краткую версию методики из 10 наиболее однозначных англоязычных прилагательных, рекомендуемую им к использованию в популяциях, для представителей которых английский язык не является родным.

Кросс-культурная адаптация психометрического инструмента (см., напр.: Venet-Martnez, 2007) включает несколько этапов, первым из ко-

торых является перевод. На этапе перевода нередко возникает вопрос о выборе между лингвистической или психологической эквивалентностью того или иного утверждения: с точки зрения валидности методики подбор эквивалентного стимула, пусть и с совершенно другой формулировкой, более предпочтителен, чем точный перевод с получением утверждения, смысл которого в новой культуре может не иметь отношения к измеряемому конструкту. Процедуры прямого и обратного перевода позволяют обеспечить лишь лингвистическую эквивалентность, приводя к получению точного перевода утверждений, за которыми в новой культуре может стоять несколько иной психологический смысл. Рекомендуются более сложные процедуры перевода, включающие использование фокус-групп, экспертов или респондентов-билингвов, несколько итераций установления сходства.

Вторым этапом кросс-культурной адаптации методики является установление эквивалентности полученного инструмента исходному (там же). Причины неэквивалентности могут быть связаны с особенностями конструкта (который может по-разному концептуализироваться или обладать неодинаковыми проявлениями в разных культурах), метода (неэквивалентные выборки, особенности стилей ответа, условий предъявления и т.д.), а также отдельных пунктов методики (которые на новом языке могут обнаруживать иной характер связей с измеряемым конструктом).

В ходе кросс-культурной адаптации исследователи нечасто прибегают к процедурам обоснования эквивалентности методик. Причинами тому являются как требование наличия эквивалентных выборок на исходном и целевом языках, так и необходимость применения специфичной для кросс-культурных исследований методологии. Среди статистических процедур установления эквивалентности (см.: van de Vijver, Leung, 2011) существуют как ранние, включающие эксплораторный факторный анализ с прокрустовым вращением и расчетом мер сходства факторных структур, так и более современные, опирающиеся на методологию межгруппового конфирматорного факторного анализа (КФА); есть и обратные по логике, но сходные по задаче (и разнообразные по методологии) процедуры выявления неэквивалентности пунктов (DIF, differential item functioning). Общепринятая в последние годы процедура обоснования эквивалентности методик с помощью КФА включает несколько шагов (Byrne, 2011).

На первом этапе в рамках каждой культуры независимо разрабатывается базовая модель измерения (measurement model), включающая

нагрузки наблюдаемых переменных на латентные факторы и ковариации ошибок. На втором этапе используется мультигрупповой КФА для оценки эквивалентности конструкта (сходство факторных структур). На третьем этапе в модель добавляются ограничения на равенство нагрузок переменных на латентные факторы, что позволяет обосновать эквивалентность единицы измерения. Наконец, на четвертом этапе в модель добавляются ограничения на равенство нагрузок ошибок наблюдаемых переменных. Требование полной эквивалентности включает в себя равенство всех нагрузок и ошибок, однако на практике оно в большинстве случаев является недостижимым: исследователи, как правило, выбирают обоснование частичной эквивалентности, сохраняя в модели лишь те ограничения, при которых показатели соответствия модели исходным данным остаются приемлемыми. Требование равенства ковариаций ошибок, выдвигавшееся ранее, в настоящее время признается большинством авторов чрезмерным (см.: там же).

2.1. Исследование 1

Целью настоящего исследования является разработка русскоязычной методики Шкала позитивного аффекта и негативного аффекта (ШПАНА) на основе методики PANAS с последующей проверкой ее эквивалентности оригинальной методике.

Выборка и процедура исследования

В исследовании использовались две выборки: англоязычная и русскоязычная.

Англоязычная выборка включала пользователей интернета ($N = 450$), посетивших англоязычный информационный сайт, посвященный позитивной психологии, преимущественно лиц с высшим образованием (70%) в возрасте от 16 до 87 лет (средний возраст — 38,9 года, медиана — 38 лет, стандартное отклонение — 12,2 года), в том числе 20,4% мужчин. Респонденты заполняли шкалу анонимно и добровольно, с последующим получением краткой обратной связи по своим баллам. Данные повторных заполнений методики одним и тем же респондентом не учитывались.

Российская выборка состояла из студентов младших курсов ($N = 475$) в возрасте от 16 до 25 лет (средний возраст — 18,5 года, медиана — 18 лет,

стандартное отклонение – 1,5 года), в том числе 25,6% мужчин. Среди них были студенты биологического факультета МГУ имени М.В. Ломоносова (57,5%), а также психологических факультетов МГУ (28,4%) и Бийского государственного педагогического университета (14,1%).

Студенты заполняли батарею методик на бумаге во время занятий на добровольной основе, анонимно.

Инструменты

Респондентам из англоязычной выборки предъявлялась версия PANAS (Watson, Clark, Tellegen, 1988) из 20 пунктов с вариантом инструкции «последние несколько недель» (past few weeks), отформатированная в две колонки, с 5-балльной шкалой ответов (в виде выпадающего списка, по убыванию). Одновременно с PANAS часть респондентов заполняла Шкалу удовлетворенности жизнью Э. Динера (Diener et al., 1985).

Русская версия PANAS разрабатывалась путем перевода полной версии методики PANAS-X на русский двуязычным экспертом с обратным переводом. В результате был получен список из 57 русскоязычных дескрипторов, которые предъявлялись респондентам с инструкцией:

«Этот опросник состоит из перечня прилагательных, которые описывают различные чувства и эмоции. Прочитайте каждое прилагательное и отметьте рядом с ним, в какой мере вы чувствуете себя так в течение последних двух недель. Используйте следующие варианты ответов: 1 – почти или совсем нет, 2 – немного, 3 – умеренно, 4 – значительно, 5 – очень сильно».

Одновременно со шкалой PANAS студентам предъявлялись другие методики. Для диагностики субъективного благополучия были использованы Шкала удовлетворенности жизнью Э. Динера (ШУДЖ; см.: Осин, Леонтьев, 2008), Шкала субъективного счастья С. Любомирски (ШСС; см.: там же) и Шкала субъективной витальности как состояния Р. Райана и К. Фредерик (см.: Александрова, 2011). В исследовании были использованы также: Тест диспозиционного оптимизма (LOT) Ч. Карвера и М. Шейера (ТДО; см.: Гордеева, Сычев, Осин, 2010), Шкала базовых психологических потребностей Э. Деси и др. (ШБПП; см.: Гордеева, Сычев, Осин, в печати), Опросник учебной мотивации Р. Валлеранда и др. (УМО; см.: там же).

Результаты

Краткая версия методики (ШПАНА)

Из списка 57 дескрипторов выбирались по возможности точные варианты перевода, факторные нагрузки которых в рамках эксплораторной модели соответствовали показателям пунктов англоязычной версии. В случаях, когда тот или иной дескриптор не подходил, он заменялся наиболее близким по смыслу из той же синонимической группы. Так, прилагательное «гордый», дававшее положительные нагрузки на факторы ПА и НА (оценивалось респондентами амбивалентно), было заменено на близкое по смыслу, но не имеющее негативной коннотации – «уверенный». Слово «враждебный» оказалось слишком слабым переводом для «hostile» (вероятно, оно выглядит недостаточно ясным для оценки самого себя) и было заменено на «злой». Буквальный вариант перевода «active» как «активный» давал в русской версии слишком высокую нагрузку на фактор ПА и был заменен на «бодрый».

Для анализа первичной структуры опросника использовался эксплораторный факторный анализ (ЭФА) с вращением облимин. Для английской версии факторы описывали 48,9% дисперсии и коррелировали на уровне 0,34; для русской версии эти показатели составили 47,9% и 0,27 соответственно. Описательные статистики свидетельствуют об отсутствии выраженных эффектов тяготения к крайним оценкам (floor и ceiling effect). Факторные нагрузки соответствуют ожидаемым и приближены к простой структуре, за исключением двойных нагрузок пунктов 2 и 4 в русской версии (следует отметить, что при использовании вращения варимакс выраженность вторичных нагрузок несколько возростала).

На основании данных ЭФА строилась модель КФА, которая проверялась с помощью пакета Mplus 6.12 (с параметром ESTIMATOR = MLMV). На первом этапе модели КФА для англоязычной и русскоязычной выборок строились независимо друг от друга. В модель для англоязычной выборки были внесены ковариации ошибок наблюдаемых переменных согласно модели Дж. Крофорда и Дж. Генри (Crawford, Henry, 2004), после чего статистически незначимые ковариации были исключены. На основе анализа индексов модификации (рассматривались значимые индексы с показателем хи-квадрат выше 3,84, что соответствует уровню значимости $p < 0,05$ для 1 степени свободы) в модель были добавлены три ковари-

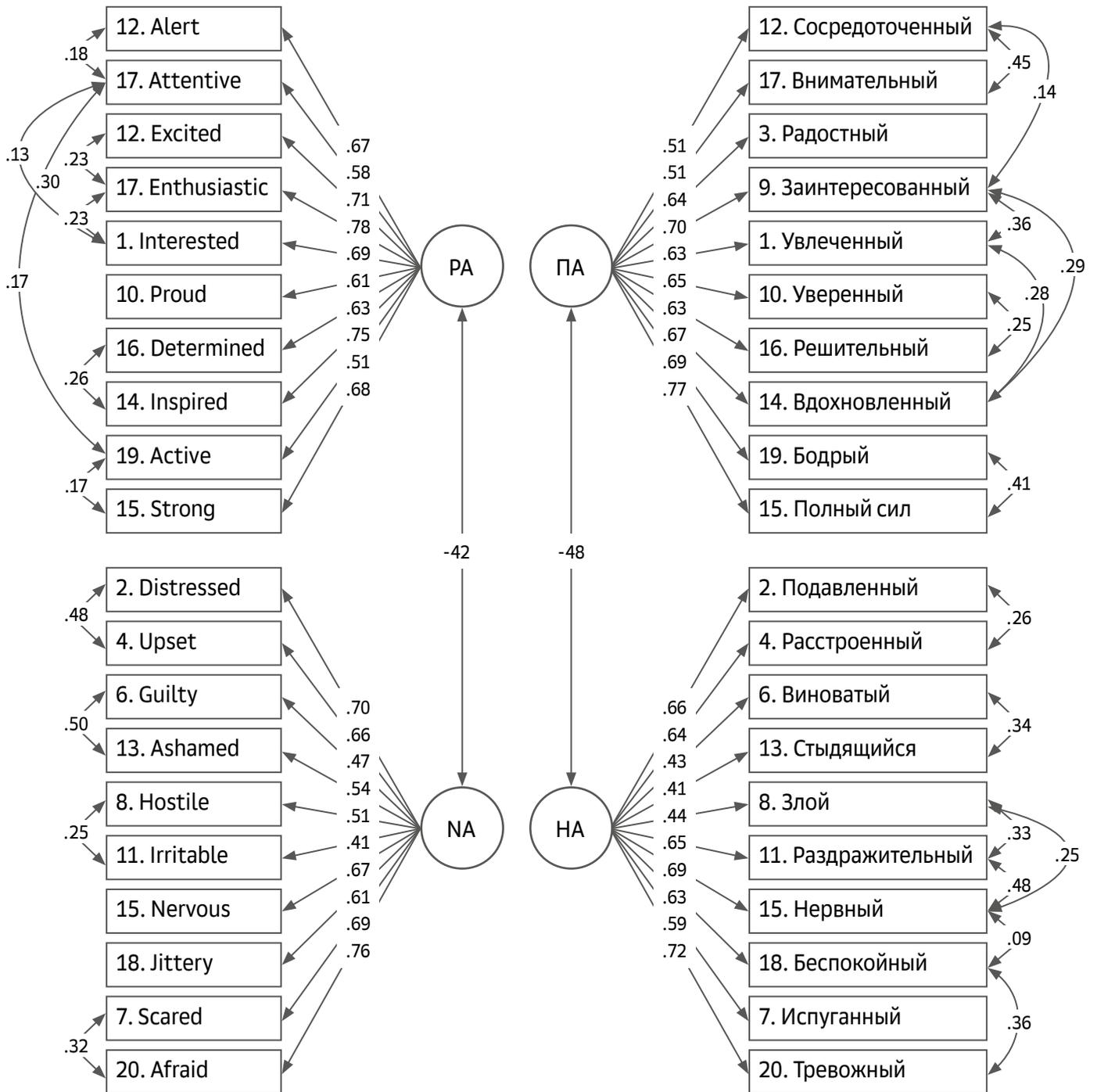


Рис. 1. Нагрузки пунктов на латентные факторы в модели эквивалентности конструкта (модель 2) для англоязычной и русскоязычной методик

ации ошибок пунктов, которые шли подряд в одном столбце и обладали одинаковой валентностью (1 и 3, 14 и 16, 17 и 19), а также ковариация ошибок пунктов 1 и 9, обоснованная их смысловым сходством (прилагательное «enthusiastic» обозначает радостную заинтересованность). Наиболее мощные из оставшихся индексов модификации соответствовали перекрестной нагрузке пункта 7 ($\chi^2 = 9,56$) и связи пунктов 11 и 20 ($\chi^2 = 9,47$), которая не имела теоретического обоснования. Модель для русскоязычной выборки строилась аналогичным образом. После исключения незначимых ковариаций на основе анализа индексов модификации в модель были внесены шесть ковариаций ошибок пунктов, обусловленные попарным смысловым сходством соответствующих русских терминов: 11 и 15 («раздраженный» и «нервный»), 8 и 15 («злой» и «нервный»), 1 и 14 («увлеченный» и «вдохновленный»), 18 и 20 («беспокойный» и «тревожный»), 1 и 9 («увлеченный» и «заинтересованный»), а также 9 и 12 («заинтересованный» и «сосредоточенный»). Наиболее высокие из оставшихся индексов модификации соответствовали перекрестным нагрузкам для пунктов 2 ($\chi^2 = 19,64$) и 10 ($\chi^2 = 17,60$), а также ковариации ошибок пунктов 3 и 4 ($\chi^2 = 10,98$) и не были внесены в модель.

Показатели соответствия этих и последующих моделей исходным данным приведены в табл. 1. Обе модели, полученные на первом шаге, продемонстрировали вполне удовлетворительные показатели соответствия исходным данным с точки зрения традиционно принятых критериев (B Byrne, 2011: RMSEA < 0,05, CFI \geq 0,95, SRMR \geq 0,06). На втором шаге проверялась мультигрупповая модель эквивалентности конструкта (представлена на рис. 1), показатели которой оказались сравнимыми с показателями каждой из моделей в отдельности. На третьем шаге, после введения в эту модель ограничений на равенство нагрузок наблюдаемых переменных на латентные факторы (эквивалентность единицы измерения), показатели соответствия несколько ухудшились, но остались на грани приемлемых. Индексы модификации, соответствующие введенным ограничениям, были более слабыми (самый мощный индекс для пункта 11: $\chi^2 = 9,04$), чем индексы модификации, соответствующие двойным нагрузкам в каждой из выборок по отдельности. На четвертом шаге в модель были добавлены ограничения на равенство дисперсий и ковариаций латентных факторов в двух выборках: полученная модель значимо не отличалась от модели 3.

Таблица 1. Показатели соответствия конфирматорных моделей исходным данным

Модель	χ^2 (df, p)	RMSEA (90% CI)	CFI	TLI	SRMR
1 (англоязычная)	265,61 (157, p < 0,001)	0,039 (0,031..0,047)	0,958	0,950	0,058
1 (русскоязычная)	303,29 (155, p < 0,001)	0,045 (0,037..0,052)	0,942	0,929	0,061
2 (эквивалентность конструкта)	574,25 (312, p < 0,001)	0,043 (0,037..0,048)	0,947	0,936	0,058
3 (эквивалентность единицы измерения)	619,38 (330, p < 0,001)	0,044 (0,038..0,049)	0,942	0,933	0,066
4 (эквивалентность факторов)	622,26 (333, p < 0,001)	0,043 (0,038..0,049)	0,942	0,934	0,067
5 (частичная эквивалентность шкалы)	629,63 (337, p < 0,001)	0,043 (0,038..0,049)	0,941	0,934	0,066

На последнем, пятом, шаге в модель были введены ограничения на равенство дисперсий ошибок наблюдаемых переменных (эквивалентность шкалы; в этом случае проверяется равенство не только ковариационных структур, но и средних).

Полученная модель недостаточно хорошо соответствовала исходным данным. Далее ограничения на равенство дисперсий ошибок последовательно снимались до тех пор, пока модель не перестала значительно отличаться от модели 4. Инвариантными остались нагрузки ошибок для пунктов 2, 4, 5, 11, 13, 16, 17, 19. В рамках этой модели проверялась гипотеза о равенстве средних для латентных факторов в англоязычной и русскоязычной выборках. При принятии среднего в англоязычной выборке за 0 стандартизованное среднее в российской выборке для фактора ПА составило 0,69 (p < 0,001), для фактора НА 0,10 (p = 0,23). Таким образом, в русскоязычной выборке наблюдаются значимо более низкие показатели позитивного аффекта при отсутствии значимых различий по показателям негативного аффекта.

Полученные данные, свидетельствующие об эквивалентности единицы измерения, позволяют проводить сопоставление баллов по шкале с другими показателями в рамках каждой культуры и сравнивать результаты. Показатели внутренней согласованности полученных шкал (α -Кронбаха) совпали в англоязычной и русскоязычной выборках с точностью до сотых, составив 0,89 для шкалы ПА и 0,86 для шкалы НА, что является следствием структурной эквивалентности.

Таблица 2. Гендерные различия в показателях ШПАНА

Шкала	Мужчины (N = 352)		Женщины (N = 120)		t-Стьюдента (df = 470)	Размер эффекта (d-Коэна)
	М	SD	М	SD		
ПА	32,92	8,01	30,60	7,95	2,75 (p < 0,01)	0,29
НА	21,42	7,96	24,00	7,82	3,12 (p < 0,01)	0,33

На русскоязычной выборке валидизации ШПАНА были обнаружены гендерные различия (см. табл. 2) в показателях позитивного и негативного аффекта: мужчины по сравнению с женщинами были значимо более склонны к переживанию позитивного аффекта и менее склонны к переживанию негативного аффекта.

Полученные различия были невелики по магнитуде. В англоязычной выборке аналогичного эффекта не было обнаружено (однако, как отмечают Д. Уотсон и Л. Кларк (Watson, Clark, 1994), гендерные различия по шкалам PANAS являются небольшими по магнитуде и не воспроизводятся устойчиво).

Отрицательная корреляция шкал ПА и НА обнаружена как в англоязычной ($r = -0,41$, $p < 0,001$), так и в русскоязычной ($r = -0,37$, $p < 0,001$) выборках. В англоязычной выборке получены высокие корреляции со Шкалой удовлетворенности жизнью как ПА ($r = 0,60$, $p < 0,001$), так и НА ($r = -0,51$, $p < 0,001$). В русскоязычной выборке эти связи оказались несколько более слабыми (см. табл. 3). Тем не менее показатели аффекта обнаруживают значимые предсказуемые связи с показателями других методик, измеряющих различные аспекты субъективного благополучия (удовлетворенность жизнью, счастье, витальность), а также с показателями оптимизма, удовлетворенности трех базовых потребностей и внутренней учебной мотивации.

Таблица 3. Корреляции ШПАНА с показателями других методик у студентов вузов (корреляции Пирсона)

Шкала	Биологи МГУ, 2010 (N = 126)		Биологи МГУ, 2011 (N = 156)		Психологи БГПУ (N = 57)	
	ПА	НА	ПА	НА	ПА	НА
	Удовлетворенность жизнью (ШУДЖ)	0,29**	-0,35***	0,42***	-0,33***	0,35**
Субъективное счастье (ШСС)	0,41***	-0,32***				

Шкала	Биологи МГУ, 2010 (N = 126)		Биологи МГУ, 2011 (N = 156)		Психологи БГПУ (N = 57)	
	ПА	НА	ПА	НА	ПА	НА
Витальность			0,67***	-0,47***		
Оптимизм (ТДО)	0,35***	-0,28**	0,45***	-0,38***	0,43**	-0,08
Автономия (ШБПП)	0,28**	-0,29**	0,20*	-0,26**	0,27*	-0,11
Компетентность (ШБПП)	0,45***	-0,30**	0,54***	-0,41***	0,37**	0,12
Отношения (ШБПП)	0,24**	-0,27**	0,41***	-0,30***	0,10	-0,31**
Внутренняя мотивация (УМО)	0,40***	-0,09	0,42***	-0,38***	0,46***	0,09
Амотивация (УМО)	-0,32***	0,13	-0,30***	0,32***	-0,24	-0,11

Примечание. Значимость коэффициентов:

* – $p < 0,05$, ** – $p < 0,01$, *** – $p < 0,001$.

ШПАНА-Р

Для анализа структуры списка из 57 дескрипторов эмоций использовался кластерный анализ (метод Уорда, квадратическая евклидова метрика на стандартизированных баллах по пунктам). В результате было выделено 16 синонимических подгрупп, по два-четыре дескриптора в каждой, с показателями внутренней согласованности не ниже 0,65 (в структуру не вошли пункты «удивленный», «одинокий», «озабоченный», «гордый», «возбужденный»).

Состав полученных групп представлен в табл. 4. Адекватность полученной структуры исходным данным проверялась с помощью КФА (модель измерения со свободно коррелирующими факторами). После того как в модель были внесены семь ковариаций, соответствующих парам пунктов, входящих в одну и ту же подгруппу, но обладающих более близким смыслом, модель из 52 переменных и 16 свободно коррелирующих латентных факторов показала довольно хорошее соответствие исходным данным ($\chi^2 = 1435,13$, $df = 1147$, $p < 0,001$, $CFI = 0,932$, $TLI = 0,921$, $RMSEA = 0,023$, $90\% CI 0,019..0,027$, $SRMR = 0,051$). Обнаружены гендерные различия по шкалам отдельных аффектов: мужчины более склонны переживать ненависть, спокойствие и уверенность в себе, витальность и увлеченность, а женщины более склонны к переживанию негативных эмоций (напряженность, тревога, грусть, усталость). Д. Уотсон и Л. Кларк (Watson, Clark, 1994) также сообщают об устойчивых различиях по шкалам враждебности, уверен-

ности в себе и спокойствия (более высокие показатели у мужчин) и более слабых, неустойчиво воспроизводящихся различиях по другим шкалам, что в целом соответствует полученным результатам.

2.2. Обсуждение результатов и выводы

Проведенное исследование представляет собой попытку кросс-культурной адаптации одной из наиболее популярных в мире исследовательских методик. Методика ШПАНА, разработанная на основе PANAS, эквивалентна исходной англоязычной методике на уровне единицы измерения, что не дает возможности сопоставлять сырые баллы по шкалам английской и русской методик, но позволяет уверенно сопоставлять корреляции, полученные с их помощью, и рекомендовать для кросс-культурных исследований этот вариант методики. Основным слабым местом предпринятого исследования можно считать неполную эквивалентность англоязычной и русскоязычной выборок: различаются возраст, условия предъявления (компьютерная и бланковая форма), а также особенности использованной инструкции. Данные Д. Уотсона и Л. Кларк (Watson, Clark, 1994) убедительно свидетельствуют о том, что различия в возрасте и особенностях инструкции связаны с различиями в средних баллах по шкалам, но не в структуре взаимосвязей пунктов; то же самое, вероятно, касается и условий предъявления. Таким образом, неполная эквивалентность выборок не ставит под сомнение полученные данные о структурной эквивалентности русскоязычной и англоязычной шкал и их сопоставимости на уровне единицы измерения. Вместе с тем имеющиеся данные не позволяют однозначно судить об эквивалентности методик на уровне сырых баллов: для проверки этого предположения необходимы более эквивалентные выборки. То же касается и полученных различий в средних для латентных факторов: в условиях анонимного предъявления через интернет эффекты социальной желательности выражены слабее (см.: Осин, 2011), то есть для англоязычной выборки среднее по латентному фактору ПА несколько ниже, а по НА несколько выше, чем можно было бы ожидать при использовании бумажной выборки, сопоставимой с российской. При использовании эквивалентных выборок различия по ПА могут усилиться, а показатели НА — оказаться значимо более высокими в России.

Пока имеющиеся данные лишь позволяют утверждать, что россияне менее склонны испытывать позитивный аффект, чем представители

Примерное соответствие PANAS-X	Группа дескрипторов ШПАНА-Р	Дескрипторы	Альфа Кронбаха	Мужчины (N = 352)		Женщины (N = 120)		Размер эффекта
				M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	
Hostility	Ненависть	Испытывающий отвращение, презирающий, ненавидящий	0,8	1,96 (1,12)	1,52 (0,83)	0,48***		
	Гнев	Гневный, злой, враждебный	0,83	2,01 (1,13)	1,82 (0,95)	0,19		
Guilt	Самообвинение	Никчемный, недостойный, злой на себя, недовольный собой	0,82	2,21 (1,00)	2,14 (1,00)	0,08		
	Вина	Раскаивающийся, виноватый, стыдящийся	0,7	1,77 (0,86)	1,71 (0,83)	0,07		
Shyness	Робость	Покорный, робкий, смущающийся	0,65	1,88 (0,78)	1,88 (0,84)	0,01		
	Спокойствие	Расслабленный, умиротворенный, спокойный	0,66	2,86 (0,95)	2,41 (0,88)	0,50***		
Sadness	Грусть	Печальный, грустный, расстроенный	0,84	2,21 (0,97)	2,46 (1,02)	-0,25*		
	Разочарование	Разочарованный, потерянный, испытывающий уныние, подавленный	0,84	2,18 (1,03)	2,28 (1,05)	-0,1		
Fatigue	Усталость	Сонливый, обесиленный, усталый	0,77	2,98 (1,08)	3,24 (1,06)	-0,25*		
	Тревога	Испуганный, тревожный, беспокойный	0,77	2,25 (0,98)	2,58 (1,02)	-0,32**		
Fear	Напряженность	Напряженный, нервный, раздраженный	0,76	2,57 (1,00)	2,96 (0,99)	-0,39***		
	Уверенность	Уверенный, смелый, решительный	0,78	3,38 (0,91)	3,04 (0,95)	-0,36***		
Joviality	Удовольствие	Удовлетворенный, счастливый, довольный, радостный	0,87	3,17 (0,96)	3,11 (1,00)	0,06		
	Витальность	Энергичный, активный, полный сил, бодрый	0,88	3,08 (1,00)	2,87 (0,98)	0,22*		
—	Увлеченность	Воодушевленный, вдохновленный, заинтересованный, увлеченный	0,87	3,36 (1,02)	3,13 (1,02)	0,23*		
	Концентрация	Сосредоточенный, внимательный	0,74	3,23 (0,95)	3,08 (0,91)	0,16		

Таблица 4. Гендерные различия по шкалам ШПАНА-Р и соответствие групп дескрипторов шкалам PANAS-X (средние и стандартные отклонения даны для усредненных баллов по пунктам)

англоязычных стран, что подтверждается в ряде кросс-культурных исследований (см., напр.: Diener, Helliwell, Kahneman, 2010; Veenhoven, 2001). В силу того, что методики PANAS и ШПАНА опираются на метод прямого самоотчета и имеются убедительные данные о валидности PANAS, можно говорить об очевидной валидности (face validity) ее русскоязычного эквивалента. Перспективами исследования представляются доработка и расширение использованного набора дескрипторов для обеспечения равномерной представленности различных базовых эмоций в рамках той или иной модели (Изард, 1999), а также исследование латентной структуры русскоязычных дескрипторов эмоций с использованием многомерного шкалирования или факторно-аналитического подхода.

3. Стимульный материал

Инструкция*

Этот опросник состоит из перечня прилагательных, которые описывают различные чувства и эмоции. Прочитайте каждое прилагательное и отметьте рядом с ним, в какой мере Вы чувствовали себя так в течение прошедших нескольких недель. Используйте следующие варианты ответов:

1	2	3	4	5
Почти или совсем нет	Немного	Умеренно	Значительно	Очень сильно
1. увлеченный				11. раздраженный
2. подавленный				12. сосредоточенный
3. радостный				13. стыдящийся
4. расстроенный				14. вдохновленный
5. полный сил				15. нервный
6. виноватый				16. решительный
7. испуганный				17. внимательный
8. злой				18. беспокойный
9. заинтересованный				19. бодрый
10. уверенный				20. тревожный

* Другие возможные варианты инструкции: «сейчас (в настоящий момент)» / «сегодня (в течение дня)» / «в течение прошедших нескольких дней» / «в течение прошедшей недели» / «в течение прошедшего месяца» / «в течение прошедшего года» / «обычно (как правило, в среднем)».

Ключ

Позитивный аффект (ПА): сумма баллов по пунктам 1, 3, 5, 9, 10, 12, 14, 16, 17, 19.

Негативный аффект (НА): сумма баллов по пунктам 2, 4, 6, 7, 8, 11, 13, 15, 18, 20.

Нормы – см. табл. 4.