



Факторная структура краткой версии Теста жизнестойкости¹

ОСИН Евгений Николаевич

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, Россия

В статье представлены результаты анализа факторной структуры краткой версии теста жизнестойкости (Леонтьев, Рассказова, 2006; Осин, Рассказова, 2013) из 24 утверждений. Анализ проводился параллельно на студенческой выборке ($N = 1285$) и на выборке сотрудников производственного предприятия ($N = 4647$). По итогам структурного моделирования с учётом систематической ошибки, связанной с направлением пунктов, наилучшее соответствие исходным данным показала модель из трех субшкал, разработанная на основе содержательного анализа утверждений теста с опорой на теорию С. Мадди. Полученные субшкалы вовлечённости, контроля и принятия риска достаточно надёжны ($0.67 < \alpha < 0.82$) и демонстрируют убедительную дискриминантную валидность. По данным регрессионного анализа, вовлечённость оказывается наиболее мощным предиктором внутренней мотивации трудовой и учебной деятельности, увлечённости работой, позитивных эмоций на рабочем месте, а также удовлетворённости жизнью и осмысленности жизни. Контроль является предиктором общей и учебной самооэффективности, оптимистической атрибуции успехов и активного копинга, а принятие риска — предиктором толерантности к неопределённости и оптимистической атрибуции неудач. Разработана также скрининговая версия методики из 12 пунктов, обладающая достаточно высокой надёжностью ($\alpha = 0.86$) и теоретически предсказуемой трёхфакторной структурой (по данным конфигурационного факторного анализа).

Ключевые слова: жизнестойкость; психологическая диагностика; структурное моделирование.

Теоретический конструкт жизнестойкости, предложенный С. Кобейса и С. Мадди в конце 1970-х годов, зарекомендовал себя в психологии как валидный предиктор успешного совладания со стрессом, психического и соматического здоровья, субъективного благополучия и успешности в различных областях деятельности (Maddi, 1998; Рассказова, Леонтьев, 2011). Многочисленные исследования показывают, что механизмом действия жизнестойкости является использование продуктивного совладания со стрессорами, включающего активные стратегии (Maddi, 1999). Жизнестойкость оказывается более мощным предиктором совладания, чем такие переменные, как оптимизм и религиозность (Maddi, 2006). Жизнестойкость является значимым независимым предиктором показателей благополучия, совладания и успешности в профессиональной и академической сфере при контроле личностных черт из «Большой пятёрки» (Eschleman, Bowling, Alarcon, 2010).

¹ Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2013 году.

В организационном контексте показатель жизнестойкости оказывается валидным предиктором ряда важных зависимых переменных: сотрудники с низким уровнем жизнестойкости более подвержены профессиональному выгоранию, особенно в условиях стресса, утомлению в ситуации монотонной деятельности, а также чаще отсутствуют в рабочее время из-за проблем со здоровьем (обзор см. в: [Осин, Рассказова, 2013]).

С. Мадди описаны три базовых убеждения, образующих конструкт жизнестойкости: вовлечённость, контроль и принятие риска (Мадди, 2005). Вовлечённость — это вера человека в то, что благодаря активному участию в происходящем он может найти в жизни нечто интересное и ценное для себя. Контроль — это убеждение в том, что благодаря собственной активности человек способен влиять на последствия происходящих вокруг него событий. Принятие риска (challenge) — это убеждение в том, что любой опыт, даже негативный, ценен сам по себе как возможность чему-то научиться, а следовательно, не стоит бояться возможной неудачи. Противоположностью вовлечённости, контроля и принятия риска являются, соответственно, отчуждение (невовлечённость в происходящее), бессилие (неверие в собственные силы) и неуверенность (стремление оставаться в безопасности путём избегания риска, связанного с осуществлением новых возможностей).

По данным мета-анализа (Eschleman, Bowling, Alarcon, 2010), три компонента жизнестойкости демонстрируют дискриминантную валидность. По сравнению с двумя другими компонентами, вовлечённость наиболее тесно связана с показателями эмоционального благополучия (удовлетворённость жизнью) и неблагоприятия (депрессия, выгорание), социальной поддержкой и эмоциональным копингом, включённостью в учебную деятельность и успешностью деятельности. Контроль, в свою очередь, оказывается наиболее мощным предиктором активного копинга (приближение/избегание), а также наличия в жизни стрессоров и конфликтов (с обратным знаком). Наконец, принятие риска является предиктором только конфликта ролей (из 32 переменных; также с обратным знаком), и, в целом, уникальный вклад этой установки в предсказание других показателей оказывается значительно более слабым.

По данным Scopus, количество публикаций, упоминающих термин «hardiness» и ссылающихся на работы С. Мадди или С. Кобейса, неуклонно растёт с конца 1990-х годов и составило 33 статьи в 2011 году (с 1979 по 2012 всего 311 публикаций; в упомянутый выше мета-анализ вошли 180 различных выборок). В России рост популярности этого конструкта оказывается ещё более быстрым: по данным Российского индекса научного цитирования, число публикаций по психологии, упоминающих термин «жизнестойкость», также растёт начиная с 2006 года, и в 2011 году составило 66. Важную роль в популяризации конструкта жизнестойкости сыграла публикация Д. А. Леонтьевым и Е. И. Рассказовой русскоязычного Теста жизнестойкости (2006), разработанного на основе методики «Personal Views Survey» («Опросник личных предпочтений») С. Мадди. Тест² жизнестойкости является валидным и надёжным инструментом, включающим, помимо общего показателя, три субшкалы, соответствующие трём предложенным С. Мадди компонентам жизнестойкости: вовлечённости, контролю и принятию риска.

Однако развитие исследований жизнестойкости в России затруднено в силу довольно большого объёма теста жизнестойкости, по сравнению с последними версиями опросника С. Мадди, развитие которого шло по пути сокращения стимульного материала: 50 пунктов в PVS-II, 30 пунктов в PVS-III, 18 пунктов в PVS-IIIR (Maddi & Khoshaba, 2001). Русскоязычными

² В терминах классификации, предложенной А. Г. Шмелёвым (2013), эта методика, будучи инструментом субъективного самоотчёта, представляет собой тест-опросник, однако в данной статье она обозначается как «тест», в соответствии с названием, предложенным Д. А. Леонтьевым и Е. И. Рассказовой.

исследователями делаются попытки разработки краткого скринингового инструмента для диагностики жизнестойкости. Примером может служить исследование М. В. Алфимовой и В. Е. Голимбет (2012), которые перевели на русский язык и апробировали популярный опросник жизнестойкости из 12 пунктов. К сожалению, надёжность этой шкалы на русском языке является недостаточно высокой для целей индивидуальной диагностики (с использованием формул классической тестовой теории нетрудно подсчитать, что при надёжности методики $\alpha = 0.47$ стандартная ошибка тестового балла составит 0.69 стандартного отклонения), опубликованная авторами факторная структура методики никак содержательно не соотносится с теоретически ожидаемой, что не позволяет говорить о возможности использования субшкал (показатели надёжности которых, по данным авторов, лежат в интервале 0.02–0.29) даже в исследовательских целях.

Другой попыткой решения этой проблемы стало исследование Е. Н. Осина и Е. И. Рассказовой (2013), в ходе которого краткая версия теста жизнестойкости из 24 пунктов была разработана путём сокращения уже существующего русскоязычного теста жизнестойкости Д. А. Леонтьева и Е. И. Рассказовой (2006). В краткую версию теста отбирались пункты, демонстрирующие наиболее высокие связи с общим показателем, таким образом, чтобы по возможности сохранить исходное соотношение прямых и обратных пунктов, а также пунктов, относящихся к трём субшкалам теста. Валидизация теста проводилась параллельно на двух независимых выборках: (1) студенты и (2) сотрудники производственного предприятия. Разработанный тест продемонстрировал высокие показатели надёжности ($\alpha = 0.90–0.91$), сопоставимые с показателями полной версии (0.92), и предсказуемые корреляции с такими личностными переменными, как диспозициональный и атрибутивный оптимизм, надежда, общая самоэффективность, толерантность к неопределённости, удовлетворённость жизнью, субъективная витальность, удовлетворённость трудом и внутренняя трудовая мотивация.

Полученные результаты свидетельствуют о высокой надёжности и конвергентной валидности теста жизнестойкости в организационном контексте. Однако основаниями для критики разработанной методики являются всё ещё достаточно большой объём стимульного материала и отсутствие данных о структуре субшкал, что может снижать информативность получаемых результатов. С целью преодоления этих ограничений был проведён дополнительный анализ данных, представленный ниже.

Материал и методы

Выборка

Анализ данных проводился параллельно на двух выборках, использованных ранее для сокращения и кросс-валидации теста жизнестойкости (Осин, Рассказова, 2013). Выборке студентов различных специальностей ВУЗов г. Москвы и Томска³ ($N = 1285$; возраст от 16 до 56 лет⁴, медиана 18 лет, доля мужчин — 39.6%) предъявлялась полная версия теста жизнестойкости (45 пунктов; Леонтьев, Рассказова, 2006) в бумажном варианте. Сотрудникам одного из российских производственных предприятий с филиалами в шести регионах

3 Автор благодарит проф. Д. А. Леонтьева и проф. С. А. Богомаза за разрешение использовать собранные под их руководством данные.

4 В части исследований участвовали студенты, получающие второе высшее образование.

европейской части страны⁵ (N = 4647 человек в возрасте от 18 до 75 лет, медиана 43 года, доля мужчин — 66.0%) предъявлялась краткая версия теста жизнестойкости (24 пункта; Осин, Рассказова, 2013) в компьютерном варианте. В обоих случаях методика предъявлялась в составе тестовых батарей, данные собирались анонимно.

Методики

Для оценки конвергентной и дискриминантной валидности субшкал использовались показатели следующих методик: шкала удовлетворённости жизнью Э. Динера (Осин, Леонтьев, 2008); тест диспозиционного оптимизма (Гордеева, Сычев, Осин 2010); опросник общей самооффективности (Шварцер, Ерусалем, Ромек, 2005); шкала общей толерантности к неопределённости MSTAT-I (Луковицкая, 1998; на выборке сотрудников использована краткая версия). Только на выборке сотрудников использовались: краткая версия Утрехтского опросника увлечённости работой UWES (Кузотова, 2006); шкала организационных настроений (Пригожин, 2003); опросник компонентов удовлетворённости трудом (Иванова, Рассказова, Осин, 2012); а также опросник профессиональной мотивации (Осин, Иванова, Гордеева, 2013). Только на выборке студентов использовались: опросник атрибутивного стиля СТОУН (Гордеева, Осин, Шевяхова, 2009) в сокращённой версии из 12 ситуаций; опросник учебной мотивации УМО (Гордеева, Сычев, Осин, 2013); шкала учебной самооффективности (Т. О. Гордеева, готовится к публикации), опросник копинг-стратегий COPE (Рассказова, Гордеева, Осин, 2012), а также тест смысловых ориентаций (СЖО) (Леонтьев, 1992).

Выделение субшкал

Первоначально за основу для выделения субшкал планировалось взять результаты эксплораторного факторного анализа, однако полученные модели (использовались метод главных компонент и метод максимального правдоподобия с последующим вращением облимин) было сложно интерпретировать: прямые пункты, входящие в разные шкалы, образовывали единый фактор, а обратные пункты, в зависимости от размерности модели, образовывали один или несколько факторов с перекрёстными нагрузками пунктов. Причиной является то, что пункты методики различаются одновременно по двум основаниям: по содержанию и по направлению, причём соотношение количества прямых и обратных утверждений значительно отличается для разных субшкал (см. [Леонтьев, Рассказова, 2006]). Поскольку эксплораторный факторный анализ, в отличие от конфирматорного, не позволяет строить модель с учётом вклада систематической ошибки, связанной с направлением пунктов, было принято решение выделить субшкалы на основе содержательного анализа утверждений.

В качестве основы для анализа утверждений использовались предлагаемые С. Мадди содержательные характеристики установок вовлечённости, контроля и принятия риска (Мадди, 2005) и их противоположностей: отчуждения, бессилия и неуверенности (Maddi, 2004). Пункты теста были классифицированы по содержанию на три группы. При сопоставлении с ключом полной версии методики (Леонтьев, Рассказова, 2006) 18 из 24 пунктов попали в те же содержательные группы (75%). Пункты [5] («Вечером я часто чувствую себя совершенно разбитым») и [18] («Мне не хватает упорства закончить начатое»), которые первоначально относились к субшкале вовлечённости, а также пункт [17] («Порой мне кажется, что все мои усилия тщетны»), входивший в шкалу принятия риска, были отнесены к контролю: их формулировки подчёркивают бессилие или пассивную установку субъекта, который воспринимает себя как неспособного добиваться целей и избегать воздействия неблагоприятных

⁵ Авторы благодарят Т. Ю. Иванову за помощь в организации и проведении исследования.

факторов. К субшкале вовлечённости был отнесён первоначально входивший в субшкалу принятия риска пункт [8] («Мне кажется, я не живу полной жизнью, а только играю роль»), формулировка которого отражает отчуждение. В свою очередь, пункты [6] («Иногда меня пугают мысли о будущем») и [14] («Я довольно часто откладываю на завтра то, что трудно осуществимо, или то, в чем я не уверен»), относившиеся первоначально к контролю, были включены в субшкалу принятия риска, поскольку их формулировки отражают неуверенность и тревогу перед будущим, неготовность идти на риск.

Выделение субшкал при разработке оригинальной версии теста из 45 пунктов (Леонтьев, Рассказова, 2006) также проводилось исходя из теоретической модели, которая проверялась при помощи конфирматорного факторного анализа на небольшой выборке ($N = 166$). Полученные авторами показатели соответствия ($CFI = 0.904$; $RMSEA = 0.036$) позволяют говорить о приемлемом, но не об отличном соответствии модели данным. Авторы также не сообщают о демографическом составе этой выборки и не указывают, дорабатывалась ли модель с опорой на индексы модификации. По этим причинам исходную классификацию пунктов по шкалам трудно признать априори полностью валидной, и в ходе структурного моделирования проверялись два варианта структуры субшкал: оригинальный (по ключу Д. А. Леонтьева и Е. И. Рассказовой) и новый.

Стратегия анализа данных

В силу того что на структуру связей показателей пунктов теста могут влиять эффекты последовательности (содержание предшествующего пункта задаёт респондентам установку для восприятия последующего), в качестве основной выборки для изучения факторной структуры краткой версии методики из 24 пунктов была избрана выборка сотрудников, которым предъявлялась именно эта версия. Выборка студентов, заполнявших полную версию из 45 пунктов, использовалась только для кросс-валидации полученных результатов. Анализ полученных данных проводился в программах SPSS 19 и Mplus 7.11.

Поскольку в ходе предшествующего анализа (Осин, Рассказова, 2013) на обеих выборках наилучшее соответствие данным показала трёхфакторная модель, включавшая общий фактор жизнестойкости (с нагрузками на все пункты) и два не связанных с ним и друг с другом фактора систематической ошибки (с нагрузками на прямые и обратные пункты методики, соответственно), именно эта модель была взята за основу (здесь она также обозначена как модель 3). Вместо одного общего фактора жизнестойкости в модель были введены три фактора, соответствующие трём установкам (вовлечённость, контроль и принятие риска). Корреляции этих факторов друг с другом были заданы как свободные параметры, а корреляции каждого из них с каждым из факторов систематической ошибки были зафиксированы как нулевые. Идентификация модели осуществлялась путём фиксации параметров дисперсии латентных факторов (а все нагрузки пунктов были свободными параметрами). Корреляции ошибок переменных в модели не вводились.

Поскольку шкале ответа из четырёх категорий часто более адекватны неметрические методы (Rhemtulla, Brosseau-Liard, Savalei, 2012), модели оценивались с использованием двух подходов, рекомендуемых для интервальных переменных (MLM: метод максимального правдоподобия со статистикой хи-квадрат Саторра-Бентлера, устойчивой к отклонениям от нормального распределения) и порядковых переменных (WLSMV: метод взвешенных наименьших квадратов с использованием матрицы полихорических корреляций; более подробно см. [Muthén & Muthén, 2012]). Вопросы критериев принятия решения для показателей соответствия модели данным активно обсуждаются в литературе. Показателями хорошего соответствия модели данным, как правило, считаются значения $RMSEA$ и $SRMR$,

не превышающие 0.05, а также значения CFI и TLI не ниже 0.95, показателями приемлемого соответствия — значения RMSEA ниже 0.08 и CFI и TLI не ниже 0.90 (Brown, 2006; Byrne, 2012). Так как альтернативные модели структуры субшкал теста не являются вложенными, для их сравнения использовались информационные критерии, формулы которых позволяют оценить относительное качество модели (её объяснительную силу с учётом количества заложенных параметров, parsimony). Абсолютные значения этих критериев не имеют смысла, однако в случае моделей, построенных для одного и того же набора данных, лучшей можно считать модель с наиболее низкими показателями информационных критериев (Brown, 2006; Byrne, 2012).

Результаты

Проверка структуры теста

Результаты проверки моделей приведены в Таблице 1. Модель 3, взятая за основу, показывала хорошее соответствие данным на выборке студентов, но лишь удовлетворительное — на выборке сотрудников. Модель 4а, соответствующая структуре субшкал с оригинальным ключом, показала несколько лучшее соответствие данным по всем показателям, однако в одном случае на выборке сотрудников алгоритм не сошелся. Это неудивительно, поскольку структура проверяемой модели достаточно сложна (аналогична структуре одной из моделей типа multitrait-multimethod, CTUM — см. [Eid, Lischetzke, Nussbeck, 2006]), однако трудности с оптимизацией значений параметров могут свидетельствовать также о неидеальном соответствии модели данным. Модель 4b, соответствующая структуре субшкал с новым ключом, продемонстрировала лучшее соответствие данным, как по сравнению с исходной моделью, так и по сравнению с моделью с оригинальным ключом. В последнем случае величина различия была сравнительно небольшой (проверка значимости этого различия невозможна, поскольку модели 4а и 4b не являются вложенными), однако все показатели соответствия, включая информационные критерии, свидетельствуют в пользу предпочтения модели 4b. В этой модели все пункты показали значимые и достаточно высокие нагрузки (> 0.3) на факторы, соответствующие субшкалам (см. Приложение). Значения индексов модификации модели, касающихся факторных нагрузок, были небольшими, по сравнению со значениями, касающимися корреляций ошибок наблюдаемых переменных, и «выбросы» среди индексов модификации содержательно не пересекались на двух выборках. Поэтому модель 4b была выбрана как итоговая модель структуры субшкал.

Таблица 1. Показатели конфирматорных моделей для краткой версии теста жизнестойкости (24 пункта).

	Студенты (N = 1285)		Сотрудники (N = 4647)	
	MLM	WLSMV	MLM	WLSMV
Модель 3, исходная (df = 228)				
Chi-sq.	715.23	1107.00	3027.83	5969.75
RMSEA	0.041	0.055	0.051	0.074
(90% CI)	0.037..0.044	0.051..0.058	0.050..0.053	0.072..0.075
CFI	0.930	0.952	0.899	0.945
TLI	0.915	0.942	0.878	0.933
AIC	75655.42	—	234718.00	—
Модель 4a, оригинальный ключ (df = 225)				
Chi-sq.	694.67	1080.11		5629.40
RMSEA	0.040	0.054		0.072
(90% CI)	0.037..0.044	0.051..0.057	Модель не сошлась	0.070..0.074
CFI	0.933	0.954		0.948
TLI	0.917	0.943		0.936
AIC	75635.62	—		—
Модель 4b, содержательный анализ (df = 225)				
Chi-sq. (df)	645.00	977.33	2535.96	5487.95
RMSEA	0.038	0.051	0.047	0.071
(90% CI)	0.035..0.041	0.048..0.054	0.045..0.049	0.069..0.073
CFI	0.940	0.959	0.917	0.949
TLI	0.926	0.950	0.898	0.938
AIC	75572.77	—	234029.26	—

Примечание. *Chi-sq.* — значение статистики хи-квадрат, *df* — число степеней свободы, *RMSEA* — корень среднеквадратической ошибки аппроксимации, *90% CI* — границы доверительного интервала для *RMSEA*, *CFI* — сравнительный индекс соответствия Бентлера, *TLI* — индекс соответствия Такера-Льюиса, *AIC* — информационный критерий Акаике, *MLM* — метод максимального правдоподобия, *WLSMV*—метод взвешенных наименьших квадратов.

Частной задачей было создание сокращённой версии теста для скрининговых исследований (так, чтобы субшкалы были представлены равномерно и обладали приемлемой надежностью). Для этого в рамках каждой субшкалы на основе показателей модели 4b выбирались четыре пункта с учётом их нагрузок на факторы на обеих выборках и с учётом полноты содержательной представленности каждого из конструктов, в полученном кратком наборе пунктов. Проверялись две модели: с одним латентным фактором, соответствующим жизнестойкости (модель 5), и с тремя коррелирующими латентными факторами, соответствующими субшкалам (модель 6). Модель из трех факторов вновь показала несколько лучшее соответствие данным во всех случаях, по сравнению с однофакторной моделью (показатели соответствия приведены в табл. 2).

Таблица 2. Показатели конфирматорных моделей для скрининговой версии теста жизнестойкости (12 пунктов).

	Студенты (N = 1285)		Сотрудники (N = 4647)	
	MLM	WLSMV	MLM	WLSMV
Модель 5, один фактор ($df = 54$)				
Chi-sq. (df)	279.92	483.24	750.78	1589.61
RMSEA	0.057	0.078	0.053	0.078
(90% CI)	0.050..0.064	0.072..0.085	0.049..0.056	0.075..0.082
CFI	0.933	0.952	0.948	0.970
TLI	0.918	0.942	0.937	0.964
AIC	38797.66	—	122994.79	—
Модель 6, три фактора ($df = 51$)				
Chi-sq. (df)	208.76	335.14	666.98	1395.68
RMSEA	0.049	0.066	0.051	0.075
(90% CI)	0.042..0.056	0.059..0.072	0.048..0.054	0.072..0.079
CFI	0.953	0.969	0.954	0.974
TLI	0.940	0.959	0.941	0.967
AIC	38708.91	—	122869.83	—

Примечание. *Chi-sq.* — значение статистики хи-квадрат, *df* — число степеней свободы, RMSEA — корень среднеквадратической ошибки аппроксимации, 90% CI — границы доверительного интервала для RMSEA, CFI — сравнительный индекс соответствия Бентлера, TLI — индекс соответствия Такера-Льюиса, AIC — информационный критерий Акаике, MLM — метод максимального правдоподобия, WLSMV — метод взвешенных наименьших квадратов.

На основании анализа показателей соответствия модели 4b и модель 6 были выбраны как итоговые для краткой и скрининговой версии теста, соответственно. Стандартизованные факторные нагрузки пунктов в этих моделях, полученные с помощью алгоритма оценки WLSMV, представлены в Табл. 3 (все нагрузки значимы).

Таблица 3. Стандартизованные факторные нагрузки пунктов в конфирматорных моделях.

№ пункта		Студенты (N = 1285)						Сотрудники (N = 4647)					
ТЖС-24	ТЖС-45	Модель 4b			Модель 6			Модель 4b			Модель 6		
		В	К	ПР	В	К	ПР	В	К	ПР	В	К	ПР
2	2	0.70			0.72			0.64			0.65		
3*	4*	0.34						0.36					
4	11	0.73						0.64					
8	18	0.68			0.70			0.70			0.77		
11*	23*	0.43						0.36					
12*	24*	0.44						0.52					
15	32	0.79			0.82			0.82			0.84		
19	38	0.75						0.80					
20*	41*	0.46						0.55					
21	42	0.64			0.66			0.76			0.72		
1	1		0.60						0.58				
5	14		0.54						0.50				
7*	17*		0.53			0.53			0.54		0.54		
10	20		0.67			0.68			0.73		0.74		
17	35		0.74			0.74			0.79		0.83		
18	37		0.56						0.74				
22	43		0.62			0.61			0.65		0.68		
23*	44*		0.33						0.38				
6	16			0.61			0.62			0.56			0.65
9	19			0.57			0.60			0.60			0.65
13	26			0.68			0.68			0.69			0.63
14	31			0.57						0.66			
16	33			0.62			0.64			0.62			0.66
24*	45*			0.37						0.47			

Примечания. Знаком «*» помечены прямые пункты, все остальные утверждения теста обратные. В — вовлечённость, К — контроль, ПР — принятие риска. ТЖС-24 — номер пункта в версии теста из 24 утверждений, ТЖС-45 — номер пункта в версии теста из 45 утверждений.

Надёжность и дискриминантная валидность полученных субшкал

Для оценки надёжности (внутренней согласованности) полученных субшкал рассчитывались показатели альфа-коэффициента Кронбаха. Коэффициент корреляции показателей каждой из двух сокращённых версий шкалы с аналогичными показателями полной версии (45 пунктов, рассчитаны по оригинальным ключам), позволяет оценить долю общей дисперсии переменных. Как видно из таблицы 4, надёжность общего показателя скрининговой версии методики из 12 пунктов лишь немного ниже, чем для версии из 24 пунктов.

Табл. 4 Надёжность шкалы и субшкал краткой и скрининговой версии Теста жизнестойкости

	Студенты (N = 1285)					Сотрудники (N = 4647)		
	24 пункта		12 пунктов		r (24)	24 п.	12 пунктов	
	α	r (45)	α	r (45)		α	α	r (24)
Общий показатель	0.90	0.97	0.86	0.91	0.94	0.91	0.88	0.95
Вовлечённость	0.82	0.93	0.76	0.81	0.88	0.82	0.77	0.89
Контроль	0.75	0.85	0.67	0.78	0.90	0.78	0.72	0.92
Принятие риска	0.67	0.83	0.66	0.82	0.94	0.71	0.69	0.94

Примечание: α — коэффициент Кронбаха, r (45 п.) — корреляция с аналогичным показателем методики по версии 45 пунктов.

На выборке сотрудников (по версии из 24 пунктов) показатель контроля немного сильнее коррелирует с показателями вовлечённости ($r = 0.77$) и принятия риска ($r = 0.79$), чем два последних друг с другом ($r = 0.70$). На выборке студентов все 3 коэффициента корреляции почти не отличались ($0.69 < r < 0.72$). Интеркорреляции субшкал скрининговой версии методики из 12 пунктов лежат в пределах 0.68–0.72 на выборке сотрудников и 0.60–0.66 — на студенческой выборке.

Табл. 5. Описательная статистика на выборках студентов и сотрудников

	Студенты (N = 1285)		Сотрудники (N = 4647)		Различие выборок	
	M	SD	M	SD	t Стьюдента	d Коэна
Общий показатель (краткая версия, 24 пункта)	47.74	12.38	50.79	11.32	8.42*	0.26
Вовлечённость	20.68	5.82	22.30	4.95	10.02*	0.31
Контроль	15.29	4.41	16.70	4.06	10.88*	0.34
Принятие риска	11.73	3.55	11.79	3.36	0.51	0.02
Общий показатель (скрининговая версия, 12 пунктов)	23.65	7.24	24.62	6.89	4.47*	0.14
Вовлечённость	7.94	3.00	8.82	2.59	10.42*	0.33
Контроль	7.79	2.55	8.12	2.46	4.32*	0.14
Принятие риска	7.90	2.82	7.68	2.64	2.65*	0.08

Примечания: * $p \leq 0.01$. Средние баллы рассчитаны при весе категорий ответа 0–3 (0 = нет, 1 = скорее нет, 2 = скорее да, 3-да); при весе 1 2 3 4 для корректного сопоставления с нормами из суммы по каждой шкале необходимо вычесть количество баллов, равное количеству входящих в неё пунктов.

Все распределения по субшкалам были близки к нормальным (показатели асимметрии на обеих выборках лежали в пределах $[-0.60; -0.18]$, эксцесса — $[-0.34; -0.01]$). Сырые баллы на выборках различались значимо, но довольно слабо ($d < 0.35$: см. Табл. 5). Это может объясняться вкладом социальной желательности или различием в демографическом составе выборок. Поскольку выборка сотрудников является более репрезентативной, она использовалась для проверки дискриминантной валидности путём исследования связей показателей субшкал с демографическими характеристиками.

При отсутствии значимых гендерных различий по общему показателю жизнестойкости ($t = 1.01$), у мужчин (N = 3106) несколько более высокие баллы по показателю контроля ($t = 6.41$; $p \leq 0.001$), а у женщин (N = 1602) — по показателю вовлечённости ($t = 3.84$; $p \leq 0.001$), хотя величина этих различий весьма мала (полученные различия между средними не превышают 0.2 стандартных отклонения).

Возрастные различия (8 возрастных групп: до 24 лет, 25–29, 30–34, 35–39, 40–44, 45–49, 50–54, 55 и старше) для показателей субшкал также неодинаковы: если показатель вовлечённости в разных возрастных группах существенно не различается ($F(7; 4693) = 2.20; p \leq 0.05$), то показатели контроля ($F(7; 4693) = 11.40; p \leq 0.001$) и принятия риска ($F(7; 4693) = 13.10; p \leq 0.001$) высоки у 18–34-летних, однако начиная с возрастной группы 35–39 лет монотонно снижаются (и у сотрудников 55 лет и старше они вновь немного выше — вероятно, это эффект отбора).

Показатель принятия риска несколько сильнее связан с уровнем образования ($\rho = 0.16; p \leq 0.001$), чем две другие субшкалы (по $\rho = 0.09; p \leq 0.001$).

Данные выборки сотрудников, приведённые в Табл. 5, могут использоваться в качестве нормативных данных для взрослых респондентов в ситуации анонимного предъявления методики. Диагностически значимыми можно считать баллы, отличающиеся от среднего более чем на одно стандартное отклонение.

Для оценки конвергентной и дискриминантной валидности субшкал по отношению к показателям других методик использовался корреляционный и регрессионный анализ (три субшкалы вводились в модель одновременно как предикторы зависимой переменной) на выборках сотрудников и одной из подгрупп студенческой выборки (студенты второго курса химического факультета МГУ им. М. В. Ломоносова, $N = 155$). Было выдвинуто предположение о том, что регрессионные модели связей трёх компонентов жизнестойкости с другими переменными дадут сходную картину с результатами мета-анализа, опирающегося на данные англоязычных версий методики. Результаты анализа приведены в Табл. 6.

Таблица 6. Результаты корреляционного и регрессионного анализа

	<i>r</i> Пирсона			Множественная регрессия			R^2
	Вовлеченность	Контроль	Принятие риска	Вовлеченность, β	Контроль, β	Принятие риска, β	
Сотрудники (N = 4647)							
Удовл. Жизнью	0.41***	0.36***	0.39***	0.27***	0.01	0.20***	0.19***
Дисп. Оптимизм	0.57***	0.54***	0.55***	0.32***	0.12***	0.23***	0.37***
Общая самоэфф.	0.49***	0.55***	0.47***	0.16***	0.36***	0.08***	0.31***
Толер. к неопред.	0.29***	0.36***	0.37***	-0.31	0.22***	0.22***	0.15***
Внутр. Мотивация	0.46***	0.32***	0.27***	0.55***	-0.02	-0.10***	0.22***
Увлеч. работой	0.48***	0.34***	0.31***	0.54***	-0.04	-0.04	0.23***
Позит. настроения	0.39***	0.30***	0.29***	0.38***	-0.03	0.04	0.16***
Негат. настроения	-0.43***	-0.43***	-0.37***	-0.22***	-0.26***	-0.01	0.21***
Удовл. Трудом	0.58***	0.46***	0.42***	0.55***	0.02	0.01	0.33***
Студенты (N = 155)							
Удовл. Жизнью	0.58***	0.47***	0.51***	0.42***	0.10	0.12	0.34***
Дисп. оптим.	0.44***	0.34***	0.46***	0.25*	-0.10	0.35**	0.23***
Учебная самоэфф.	0.23**	0.37***	0.27**	-0.02	0.40***	-0.01	0.12***
Толер. к неопр.	0.53***	0.59***	0.62***	0.08	0.26**	0.37***	0.41***
Внутр. Мотивация	0.40***	0.32***	0.28***	0.39***	0.16	-0.13	0.15***
ОАС — Успехи	0.31***	0.33***	0.26**	0.21	0.26*	-0.10	0.11***
ОАС — Неудачи	0.34***	0.38***	0.44***	-0.01	0.12	0.36**	0.18***
Осмысл. жизни	0.78***	0.66***	0.67***	0.59***	0.22*	0.06	0.65***

Примечание: *** $p \leq 0.001$, ** $p \leq 0.01$, * $p \leq 0.05$.

Несмотря на то, что все три субшкалы в большинстве случаев обнаруживают примерно одинаковые умеренные корреляции с другими переменными, регрессионный анализ пока-

зывает, что характер дисперсии субшкал теста неодинаков по содержанию. Вовлечённость как базовая установка является наилучшим предиктором увлечённости конкретной деятельностью, как профессиональной, так и учебной (об этом свидетельствует картина связей субшкал теста жизнестойкости с показателями увлечённости работой, по В. Шауфели, а также внутренней мотивации трудовой и учебной деятельности, соответственно, у сотрудников и студентов). Вовлечённость также предсказывает позитивные настроения в организации, удовлетворённость трудовой деятельностью и общее благополучие (удовлетворённость жизнью в целом, осмысленность жизни). Показатель контроля в большей мере связан с общей самоэффективностью, более низким уровнем негативных настроений на рабочем месте, а также толерантностью к неопределённости у сотрудников. У студентов показатель контроля связан с учебной самоэффективностью, оптимистической атрибуцией успехов, а также толерантностью к неопределённости.

Показатель принятия риска у сотрудников оказывается значимым предиктором (хотя и более слабым, по сравнению с другими субшкалами) диспозиционного оптимизма, удовлетворённости жизнью и толерантности к неопределённости. У студентов этот показатель оказывается наиболее сильным предиктором диспозиционного оптимизма, толерантности к неопределённости и оптимистической атрибуции неудач.

Таблица 7. Связи субшкал жизнестойкости с показателями копинг-стратегий на выборке студентов (N = 102)

Шкала COPE	r Пирсона			Множественная регрессия			
	Вовлечённость	Контроль	Принятие риска	Вовлечённость, β	Контроль, β	Принятие риска, β	R ²
Позитивное переформулирование и личностный рост	0.32**	0.34***	0.30**	0.17	0.24	-0.02	0.11**
Мысленный уход от проблемы	-0.13	-0.29**	-0.19*	0.13	-0.38*	-0.01	0.07*
Концентрация на эмоциях и их активное выражение	-0.25*	-0.38***	-0.24*	-0.05	-0.45**	0.14	0.13**
Использование инструментальной социальной поддержки	0.02	-0.25*	-0.08	0.34*	-0.53***	0.06	0.11**
Активное совладание	0.39***	0.43***	0.36***	0.20	0.34*	-0.06	0.18***
Отрицание	-0.30**	-0.36***	-0.29**	-0.10	-0.29*	0.02	0.10**
Обращение к религии	0.07	0.02	0.01	0.17	-0.01	-0.12	0.01
Юмор	0.12	0.27**	0.12	-0.04	0.42**	-0.16	0.06*
Поведенческий уход от проблемы	-0.47***	-0.53***	-0.44***	-0.20	-0.42**	0.03	0.28***
Сдерживание	0.14	0.02	0.14	0.15	-0.23	0.20	0.01
Использование эмоциональной социальной поддержки	-0.02	-0.28**	-0.11	0.30*	-0.54***	0.07	0.11**
Использование «успокоительных»	-0.15	-0.30**	-0.13	0.00	-0.46**	0.22	0.08**
Принятие	-0.05	-0.11	-0.14	0.17	-0.05	-0.24	0.00
Подавление конкурирующей деятельности	0.25*	0.33**	0.24*	0.08	0.33*	-0.07	0.08**
Планирование	0.26**	0.37***	0.30**	-0.03	0.34*	0.07	0.11**

Примечание: *** $p \leq 0.001$; ** $p \leq 0.01$; * $p \leq 0.05$.

Для анализа связей с копинг-стратегиями использовались ответы части студентов ($N = 102$), которые заполняли опросник COPE спустя год после теста жизнестойкости. Результаты представлены в Табл. 7. Оказалось, что, несмотря на значимые связи большинства копинг-стратегий со всеми тремя субшкалами, показатель контроля является единственным значимым предиктором использования активных копинг-стратегий (активное совладание, подавление конкурирующей деятельности, планирование) и неиспользования пассивных (приём «успокоительных» веществ, мысленный и поведенческий уход, отрицание, эмоциональное отреагирование). Вовлечённость связана с поиском социальной поддержки прямо, а контроль — обратно (механизмом может быть или парализующее бессилие, или склонность к гиперответственности). Принятие риска не является значимым предиктором ни для одной из 15 копинг-стратегий.

Обсуждение результатов и выводы

Результаты конфирматорного факторного анализа свидетельствуют о том, что выделенная структура субшкал для краткой версии методики (на наборе из 24 пунктов) является валидной, воспроизводится на независимых выборках и более точно соответствует данным, чем ключ к субшкалам, созданный в процессе разработки методики. Этот результат может объясняться большим объемом выборки, тогда как при разработке оригинальных ключей использовалась выборка малого объёма (подобная ситуация в меньшей степени сказывается на результатах проверки значимости модели в целом, однако статистическая мощность анализа при проверке гипотез о значимости отдельных её параметров является невысокой — см. [Brown, 2006]), при этом полученные результаты не проверялись на независимой выборке. Надёжность выделенных субшкал позволяет использовать их (в версии из 24 пунктов) для решения исследовательских и диагностических задач.

Анализ связей показателей субшкал теста жизнестойкости с другими показателями убедительно свидетельствует об их содержательной специфике. Различия в предсказательной силе отдельных субшкал относительно других переменных, в целом, соответствуют данным западных исследований. Вовлечённость оказывается наиболее мощным предиктором включённости в деятельность и эмоционального благополучия. Контроль связан, в первую очередь, с верой в собственные силы (самоэффективностью) и склонностью использовать активные стратегии совладания с трудностями. Принятие риска связано с верой в свою способность справляться с непредвиденными или сложными ситуациями (толерантность к неопределённости) и конструктивным объяснением неудач.

Разработана также скрининговая версия теста из 12 пунктов, обладающая достаточно высокой надёжностью, что оправдывает её применение в качестве краткого диагностического инструмента в условиях ограниченного времени. Надёжность субшкал методики является приемлемой для исследовательских целей, хотя и недостаточно высокой для индивидуальной диагностики. Определённым недостатком скрининговой версии может выглядеть тот факт, что она состоит преимущественно из обратных пунктов, однако это адекватно ситуации массовых скрининговых исследований, где требуется выявление представителей группы риска (людей с низкой жизнестойкостью), готовых открыто сообщить о своих проблемах. Надёжность и структурная валидность разработанной скрининговой версии теста жизнестойкости существенно превосходят показатели имеющихся русскоязычных аналогов. Для исследовательских целей больше подходит краткая версия из 24 утверж-

дений, которые более полно репрезентируют исходный конструкт, сохраняя содержательную валидность измерения.

Дальнейшие исследования могут быть посвящены исследованию критериальной валидности краткой и скрининговой версий теста применительно к решению различных прикладных задач в клинической, организационной и педагогической психологии. Необходимы также дополнительные исследования связей показателя русскоязычной версии теста жизнестойкости с объективными показателями стресса и успешности в различных ситуациях. Наличие краткого и информативного диагностического инструмента может облегчить этот процесс.

Литература

- Алфимова, М.В., Голимбет, В.Е. (2012). Русскоязычная версия краткой шкалы жизнестойкости. *Социальная и клиническая психиатрия*, 22 (4), 10–15.
- Гордеева, Т.О., Осин, Е.Н., Шевяхова, В.Ю. (2009). *Диагностика оптимизма как стиля объяснения успехов и неудач: Опросник СТОУН*. М.: Смысл.
- Гордеева, Т.О., Сычев, О.А., Осин, Е.Н. (2010). Разработка русскоязычной версии теста диспозиционного оптимизма (LOT). *Психологическая диагностика*, (2), 36–64.
- Гордеева, Т.О., Сычев, О.А., Осин, Е.Н. (2013). Внутренняя и внешняя учебная мотивация студентов: их источники и влияние на психологическое благополучие. *Вопросы психологии*, (1), 35–45.
- Иванова, Т.Ю., Рассказова, Е.И., Осин, Е.Н. (2013). Структура и диагностика удовлетворенности трудом: разработка и апробация методики. *Организационная психология*, 2 (3), 2–15. URL: <http://orgpsyjournal.hse.ru/2012--3/62021308.html>
- Кутузова, Д.А. (2006). *Организация деятельности и стиль саморегуляции как факторы профессионального выгорания педагога-психолога*: Дис. ... канд. психол. наук, Москва.
- Леонтьев, Д.А. (1992). *Тест смысло-жизненных ориентаций (СЖО)*. М.: Смысл.
- Леонтьев, Д.А., Рассказова, Е.И. (2006). *Тест жизнестойкости*. М.: Смысл.
- Луковицкая, Е.Г. (1998). *Социально-психологическое значение толерантности к неопределенности*. Дис... канд. психол. н. СПб.
- Мадди, С. (2005). Смыслообразование в процессах принятия решения. *Психологический журнал*, 26 (6), 87–101.
- Осин, Е.Н., Иванова, Т.Ю., Гордеева, Т.О. (2013). Автономная и контролируемая профессиональная мотивация как предикторы субъективного благополучия у сотрудников российских организаций. *Организационная психология*, 3 (1), 8–29.
- Осин, Е.Н., Леонтьев, Д.А. (2008). Апробация русскоязычных версий двух шкал экспресс-оценки субъективного благополучия. *Материалы III Всероссийского социологического конгресса*. М.: Институт социологии РАН, Российское общество социологов, 2008.
- Осин, Е.Н., Рассказова, Е.И. (2013). Краткая версия теста жизнестойкости: психометрические характеристики и применение в организационном контексте. *Вестник Моск. ун-та Сер. 14 Психология*, (2), 147–165.
- Пригожин, А.И. (2003). *Методы развития организаций*. М.: МЦФЭР.
- Рассказова, Е.И., Гордеева, Т.О., Осин, Е.Н. (2012). Копинг-стратегии в структуре деятельности и саморегуляции: психометрические характеристики и возможности применения методики СОРЕ. *Психология. Журнал Высшей школы экономики*, 10 (1), 82–118.
- Рассказова, Е.И., Леонтьев, Д.А. (2011). Жизнестойкость как составляющая личностного потенциала. В сб.: Д.А. Леонтьев (Ред.), *Личностный потенциал: структура и диагностика* (178–209). М.: Смысл.

- Шварцер, Р., Ерусалем, М., Ромек, В. (1996). Русская версия шкалы общей самооффективности Р. Шварцера и М. Ерусалема. *Иностранная психология*, 7, 71–76.
- Шмелёв, А.Г. (2013). *Практическая тестология. Тестирование в образовании, прикладной психологии и управлении персоналом*. М.: ООО «ИПЦ "Маска"».
- Brown, T.A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. N.Y.: The Guilford Press.
- Byrne, B. (2012). *Structural equation modeling with Mplus*. N.Y.: Routledge.
- Eid, M., Lischetzke, T., Nussbeck, F.W. (2006). Structural equation models for multitrait-multimethod data. In M. Eid & E. Diener (Eds.), *Handbook of multimethod measurement in psychology* (pp. 283–299). Washington, DC: American Psychological Association.
- Eschleman, K.J., Bowling, N.A., Alarcon, G.M. (2010). A meta-analytic examination of hardiness. *International Journal of Stress Management*, 17 (4), 277–307.
- Maddi, S. (1998). Dispositional Hardiness in Health and Effectiveness. In H.S. Friedman (Ed.), *Encyclopedia of Mental Health* (323–335). San Diego (CA): Academic Press.
- Maddi, S. R. (1999). The personality construct of hardiness: I. Effects on experiencing, coping, and strain. *Consulting Psychology Journal*, 51, 83–94.
- Maddi, S. R. (2004). Hardiness: An operationalization of existential courage. *Journal of Humanistic Psychology*, 44 (3), 279–298.
- Maddi, S. R. (2006). Hardiness: The courage to grow from stresses. *The Journal of Positive Psychology*, 1 (3), 160–168.
- Maddi, S. R., & Khoshaba, D. M. (2001). *Personal views survey (3rd ed., Rev.)*. Newport Beach, CA: The Hardiness Institute.
- Muthén, L.K. and Muthén, B.O. (2012). *Mplus User's Guide. Seventh Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. É., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological methods*, 17 (3), 354–373.

Приложение 1. Бланк скрининговой версии теста жизнестойкости

Ответьте, пожалуйста, на следующие вопросы, отмечая галочкой тот ответ, который наилучшим образом отражает Ваше мнение.

№	нет	скорее нет	скорее да	да
1. Иногда мне кажется, что никому нет до меня дела.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
2. Мои мечты редко сбываются.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
3. Порой мне кажется, что все мои усилия тщетны.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
4. Иногда я чувствую себя лишним даже в кругу друзей.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
5. Я часто сожалею о том, что уже сделано.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
6. Возникающие проблемы часто кажутся мне неразрешимыми.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
7. Мне кажется, я не живу полной жизнью, а только играю роль.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
8. Иногда меня пугают мысли о будущем.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
9. Бывает, на меня наваливается столько проблем, что просто руки опускаются.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
10. Мне кажется, жизнь проходит мимо меня.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
11. Мне кажется, если бы в прошлом у меня было меньше разочарований и невзгод, мне было бы сейчас легче жить на свете.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
12. Я всегда уверен, что смогу воплотить в жизнь то, что задумал.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Приложение 2. Ключ скрининговой версии теста жизнестойкости

Ответы оцениваются по шкале: нет — 3 балла, скорее нет — 2 балла, скорее да — 1 балл, да — 0 баллов (за исключением пункта 12, где шкала приобретает вид 0 — 1 — 2 — 3 балла).

Общий показатель жизнестойкости — сумма баллов по пунктам 1–12 (к субшкале вовлечённости относятся пункты 1, 4, 7, 10; контроля — 3, 6, 9, 12; принятия риска — 2, 5, 8, 11). Значения в 17 баллов и ниже могут рассматриваться как показатель сниженной жизнестойкости, 10 баллов и ниже — низкой жизнестойкости (группа риска).

Factor structure of the short version of the Test of hardiness

Evgeniy OSIN

National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russia, eosin@hse.ru

The factorial structure of the short version of the Hardiness test (Leontiev, Rasskazova, 2006; Osin, Rasskazova, 2013) is presented. The analysis was based on a large sample of Russian employees ($N = 4647$) with cross-validation in a student sample ($N = 1285$). The content of the items was analyzed, based on the theoretical descriptions of commitment, control, and challenge by S. Maddi. Structural equation modeling was performed with two method factors accounting for systematic bias reflecting item direction. A five-factor model with three subscales based on the theoretical analysis of item content fit the data better than two alternative models. The resulting commitment, control, and challenge subscales show acceptable reliability ($0.67 < \alpha < 0.82$). Discriminant validity of the subscales was investigated using simultaneous multiple regression analysis. Commitment was a unique predictor of intrinsic work and academic motivation, work engagement, positive mood at work, as well as satisfaction with life in general and life meaning. Control was a unique predictor of general and academic self-efficacy, optimistic attribution of positive situations, and active coping. Challenge was the strongest predictor of tolerance for ambiguity and optimistic attribution of failures. A brief 12-item version of the Hardiness test was also developed, exhibiting sufficient reliability ($\alpha = 0.86$). The three factor structure of the brief version was also supported by confirmatory factor analysis.

Keyword: hardiness; psychological assessment; structural equation modeling.

References

- Alfimova, M.V., Golimbet, V.E. (2012). Russkoyazychnaya versiya kratkoy shkaly zhiznestoykosti [Russian version of the brief scale of hardiness]. *Sotsial'naya i klinicheskaya psikiatriya*, 22(4), 10–15.
- Brown, T.A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. N.Y.: The Guilford Press.
- Byrne, B. (2012). *Structural equation modeling with Mplus*. N.Y.: Routledge.
- Eid, M., Lischetzke, T., Nussbeck, F.W. (2006). Structural equation models for multitrait-multimethod data. In M. Eid & E. Diener (Eds.), *Handbook of multimethod measurement in psychology* (pp. 283–299). Washington, DC: American Psychological Association.
- Eschleman, K.J., Bowling, N.A., Alarcon, G.M. (2010). A meta-analytic examination of hardiness. *International Journal of Stress Management*, 17(4), 277–307.
- Gordeeva, T.O., Osin, E.N., Shevyakhova, V.Yu. (2009). *Diagnostika optimizma kak stilya ob'yasneniya uspekhov i neudach* [Diagnosis of optimism as explanatory style of successes and failures]: Oprosnik STOUN. Moscow: Smysl.
- Gordeeva, T.O., Sychev, O.A., Osin, E.N. (2010). Razrabotka russkoyazychnoy versii testa dispozitsionnogo optimizma (LOT) [Development of the Russian-language version of the dispositional optimism test (LOT)]. *Psikhologicheskaya diagnostika*, (2), 36–64.
- Gordeeva, T.O., Sychev, O.A., Osin, E.N. (2013). Vnutrennyaya i vneshnyaya uchebnaya motivatsiya studentov: ikh istochniki i vliyanie na psikhologicheskoe blagopoluchie [Internal and external students learning motivation: their sources and influence on psychological well-being]. *Voprosy Psikhologii*, (1), 35–45.

- Ivanova, T.Yu., Rasskazova, E.I., Osin, E.N. (2013). Struktura i diagnostika udovletvorennosti trudom: razrabotka i aprobatsiya metodiki [Structure and Diagnosis of job satisfaction: development and testing of technique]. *Organizatsionnaya psikhologiya*, 2(3), 2–15. Retrieved from: <http://orgpsyjournal.hse.ru/2012--3/62021308.html>
- Kutuzova, D.A. (2006). *Organizatsiya deyatel'nosti i stil' samoregulyatsii kak faktory professional'nogo vygoraniya pedagoga-psikhologa* [Organization of activities and style of self-regulation as a professional burnout factors of educational psychologist]: Dissertation of doctor of Psychological Sciences, Moscow.
- Leont'ev, D.A. (1992). *Test smyslozhiznennykh orientatsiy (SZhO)* [Life orientations test (LOT)]. Moscow: Smysl.
- Leont'ev, D.A., Rasskazova, E.I. (2006). *Test zhiznestoykosti* [Viability test]. Moscow: Smysl.
- Lukovitskaya, E.G. (1998). *Sotsial'no-psikhologicheskoe znachenie tolerantnosti k neopredelennosti* [Social and psychological importance of tolerance to uncertainty]. Dissertation of doctor of Psychological Sciences. Saint-Petersburg
- Maddi, S. (1998). Dispositional Hardiness in Health and Effectiveness. In H.S. Friedman (Ed.), *Encyclopedia of Mental Health* (323–335). San Diego (CA): Academic Press.
- Maddi, S. (2005). Smysloobrazovanie v protsessakh prinyatiya resheniya [Sense-making in decision-making processes]. *Psikhologicheskii Zhurnal*, 26(6), 87–101.
- Maddi, S. R. (1999). The personality construct of hardiness: I. Effects on experiencing, coping, and strain. *Consulting Psychology Journal*, 51, 83–94.
- Maddi, S. R. (2004). Hardiness: An operationalization of existential courage. *Journal of Humanistic Psychology*, 44(3), 279–298.
- Maddi, S. R. (2006). Hardiness: The courage to grow from stresses. *The Journal of Positive Psychology*, 1(3), 160–168.
- Maddi, S. R., & Khoshaba, D. M. (2001). *Personal views survey (3rd ed., Rev.)*. Newport Beach, CA: The Hardiness Institute.
- Muthén, L.K. and Muthén, B.O. (2012). *Mplus User's Guide. Seventh Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Osin, E.N., Ivanova, T.Yu., Gordeeva, T.O. (2013). Avtonomnaya i kontroliruemaya professional'naya motivatsiya kak prediktory sub'ektivnogo blagopoluchiya u sotrudnikov rossiyskikh organizatsiy [Autonomous and controlled professional motivation as predictors of subjective well-being of employees of Russian companies]. *Organizatsionnaya psikhologiya*, 3(1), 8–29.
- Osin, E.N., Leont'ev, D.A. (2008). *Aprobatsiya russkoyazychnykh versiy dvukh shkal ekspress-otsenki sub'ektivnogo blagopoluchiya* [Approbation of Russian versions of the two scales of a rapid assessment of subjective well-being]. Materialy III Vserossiyskogo sotsiologicheskogo kongressa. Moscow: Institut sotsiologii RAN, Rossiyskoe obshchestvo sotsiologov, 2008.
- Osin, E.N., Rasskazova, E.I. (2013). Kratkaya versiya testa zhiznestoykosti: psikhometricheskie kharakteristiki i primenenie v organizatsionnom kontekste [Short version of the hardiness test: psychometric properties and use in an organizational context]. *Vestnik Moskovskogo Universiteta. Seriya 14. Psikhologiya*, (2), 147–165.
- Prigozhin, A.I. (2003). *Metody razvitiya organizatsiy* [Methods of the development organizations]. Moscow: MTsFER.
- Rasskazova, E.I., Gordeeva, T.O., Osin, E.N. (2012). Koping-strategii v strukture deyatel'nosti i samoregulyatsii: psikhometricheskie kharakteristiki i vozmozhnosti primeneniya metodiki COPE [Coping strategies in the structure of activity and self-control: psychometric characteristics and uses techniques COPE]. *The Psychology. Journal of Higher School of Economics*, 10(1), 82–118.

- Rasskazova, E.I., Leont'ev, D.A. (2011). *Zhiznestoykost' kak sostavlyayushchaya lichnostnogo potentsiala* [Hardiness as a component of personal potential]. V sb.: D.A. Leont'ev (Ed.), *Lichnostnyy potentsial: struktura i diagnostika* (178–209). Moscow: Smysl.
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. É., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological methods*, 17(3), 354–373.
- Shmelev, A.G. (2013). *Prakticheskaya testologiya. Testirovanie v obrazovanii, prikladnoy psikhologii i upravlenii personalom* [Testing in education, applied psychology and human resource management]. Moscow: ООО «ИПТс “Маска”».
- Shvartser, R., Erusalem, M., Romek, V. (1996). Russkaya versiya shkaly obshchey samoeffektivnosti R. Shvartsera i M. Erusalema [Russian version of the general self-efficacy scale R. Schwarzer and M. Erusalema]. *Inostrannaya psikhologiya*, 7, 71–76.