

МЕТОДИКА

Е. Н. Осин, Е. И. Рассказова

КРАТКАЯ ВЕРСИЯ ТЕСТА ЖИЗНЕСТОЙКОСТИ: ПСИХОМЕТРИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ И ПРИМЕНЕНИЕ В ОРГАНИЗАЦИОННОМ КОНТЕКСТЕ

В статье обсуждается роль жизнестойкости в организационном контексте и возможности ее психологической диагностики. Представлены результаты исследования, посвященного разработке и проверке надежности, структурной и конвергентной валидности сокращенной версии русскоязычного теста жизнестойкости, разработанного Д.А. Леонтьевым и Е.И. Рассказовой. На основе данных студенческой выборки (N=1285) из полной версии теста (45 пунктов) были отобраны 24 утверждения. Анализ психометрических характеристик краткой версии проводился на выборке сотрудников производственного предприятия (N=4647). Конфирматорный факторный анализ подтвердил одномерную структуру методики (с выделением единого фактора жизнестойкости и двух факторов систематической ошибки, отражающих особенности реакции респондентов на прямые и обратные пункты и не коррелирующих друг с другом и с общим показателем). Показатель внутренней согласованности сокращенной шкалы оказался высоким (альфа Кронбаха 0.91). О конвергентной валидности методики свидетельствуют полученные корреляции с другими показателями психологического благополучия: диспозициональным оптимизмом, оптимистическим атрибутивным стилем, надеждой, общей самооэффективностью, толерантностью к неопределенности, витальностью, удовлетворенностью жизнью и трудовой деятельностью, а также внутренней мотивацией учебной и трудовой деятельности. Полученные результаты позволяют рекомендовать краткую версию в качестве средства экспресс-диагностики жизнестойкости на различных выборках.

Ключевые слова: жизнестойкость, психологическая диагностика, организации, конфирматорный факторный анализ.

Осин Евгений Николаевич — канд. психол. наук, доцент кафедры общей и экспериментальной психологии ф-та психологии НИУ «Высшая школа экономики». *E-mail:* keen-psy@mail.ru

Рассказова Елена Игоревна — канд. психол. наук, доцент кафедры нейро- и патопсихологии ф-та психологии МГУ имени М.В. Ломоносова. *E-mail:* l_rasskazova@yahoo.com

Работа выполнена при финансовой поддержке РГНФ (проект № 12-06-00806).

The paper discusses the role of hardiness in organizations and the issues of its assessment. The results of a study aimed at development and validation of a short 24-item Russian version of the Hardiness Survey by D.A. Leontiev and E.I. Rasskazova are presented. Using a student sample data (N=1285), a subset from the set of 45 existing items were selected for the short version that was subsequently validated in a large process plant employee sample (N=4647). Using confirmatory factor analysis, a one-dimensional structure of the test was supported (with a single hardiness factor and two independent method factors corresponding to systematic bias associated with regular and reverse-scored items). The resulting shortened scale showed high reliability (Cronbach's alpha of 0.91). Convergent validity was demonstrated by predictable associations with other measures of psychological well-being, including dispositional optimism, optimistic attributional style, hope, general self-efficacy, tolerance for ambiguity, subjective vitality, life satisfaction, work satisfaction, and intrinsic motivation in academic and professional domains. The resulting short version of the Hardiness Survey can be recommended for diverse samples.

Key words: hardiness, psychological assessment, organizations, confirmatory factor analysis.

Жизнестойкость и ее роль в жизни человека

Постановка во главу угла задач диагностики и развития личностных ресурсов, способствующих совладанию со стрессом, снижению заболеваемости, улучшению продуктивности и качества «рабочей жизни» (Мандрикова, 2011; Hengy, 2004), привела к развитию целой серии теоретических конструкторов и моделей, в частности модели жизнестойкости (*hardiness*) С. Кобейса и С. Мадди (Maddi, 1998), получившей широкую известность и активно применяющейся как в мировой организационной психологии, так и в российских исследованиях (Рассказова, Леонтьев, 2011).

Под *жизнестойкостью* (ЖС) С. Мадди понимает систему представлений о себе, мире и отношениях с ним, которая препятствует возникновению внутреннего напряжения в стрессовых ситуациях, а также способствует совладанию со стрессом. В структуре ЖС выделяются три сравнительно автономных компонента — вовлеченность, контроль и принятие риска. *Вовлеченность* — это уверенность человека в возможности и важности активного участия в происходящих в жизни событиях, в возможность находить путем активного поиска в различных ситуациях то, что является интересным и субъективно значимым. При низкой выраженности вовлеченности человек чувствует себя отвергнутым, находящимся «вне жизни» (Maddi, 1987). *Контроль* подразумевает уверенность в том, что борьба и преодоление позволяют повлиять на происходящее, изменить жизнь в желаемую сторону. При высоком уровне контроля человек

чувствует, что сам управляет своей жизнью, выбирает свой путь; при низком уровне ощущает себя беспомощным. *Принятие риска* — это уверенность в том, что важно действовать даже тогда, когда нет никаких гарантий успеха, поскольку отрицательный результат — тоже полезный опыт. Выраженное принятие риска заставляет человека пренебрегать простым комфортом и безопасностью и действовать ради саморазвития (ibid.).

Можно выделить пять механизмов влияния ЖС на жизнь человека (Maddi, 1998; Maddi et al., 1998). Во-первых, благодаря ей события изначально оцениваются как менее стрессогенные. Во-вторых, если стресс развился, человек мотивирован к активному совладанию, а также (в-третьих) к активному поиску необходимой для этого социальной поддержки. Четвертый механизм связан с тем, что ЖС способствует здоровому образу жизни и более ответственному отношению к практикам здоровья, что сказывается на состоянии человека. Наконец, С. Мадди не исключает, что ЖС может напрямую положительно влиять на иммунную систему человека.

К настоящему времени накоплено значительное количество данных о роли ЖС в обеспечении здоровья, качества жизни, совладания со стрессом, продуктивности рабочей деятельности и т.п. (см.: Рассказова, Леонтьев, 2011).

Жизнестойкость в организационном контексте

Первое исследование ЖС в организационном контексте было проведено в крупной телекомпании штата Иллинойс (Maddi, 1987). В результате изменений в законодательстве США компании предстояли значительные сокращения персонала в течение нескольких месяцев, о чем знали все сотрудники. Созданная волей случая ситуация позволила исследовать роль ЖС в совладании со стрессом и в развитии у персонала проблем со здоровьем: так, у сотрудников с низким уровнем всех трех компонентов ЖС вероятность заболевания в течение следующего года составляла 92.5%, тогда как у сотрудников с высоким уровнем всех трех компонентов — лишь 7.7%. Близкие результаты были получены недавно при обследовании более 7000 работников. Уровень ЖС предсказал как наличие пропусков работы по болезни, так и их количество. Интересно, что был отмечен опосредствующий эффект ЖС: у сотрудников с низким ее уровнем строгие требования на работе сказывались на количестве пропусков, тогда как у испытуемых с высоким уровнем — нет (Hustad et al., 2011).

Эти закономерности устойчиво повторялись на материале самых разных профессий. Исследования шоферов, юристов, медицинских сестер, военных в стрессовых обстоятельствах, американцев, работающих за границей, а также иммигрантов в США позволили зафиксировать значимые обратные корреляции между уровнем ЖС

и вероятностью заболевания, культурного шока, посттравматических расстройств, депрессии (Maddi, Khoshaba, 1994). У работников производственной компании ЖС позволяет предсказать уровень психического здоровья (Ebrahim, Hasan, 2011). Низкая выраженность ЖС связана с риском эмоционального выгорания (Alarcon et al., 2009; Otero Lopez et al., 2008).

Дальнейшие исследования продемонстрировали связь ЖС не только со здоровьем, но и с успешностью деятельности, особенно в стрессовых условиях. В частности, выраженность ее компонентов у консультантов позволяла предсказать эффективность их работы в течение последующего года (Maddi et al., 2006). Успешность игры баскетболистов университетских команд (Maddi, Hess, 1992), регбистов (Golby, Sheard, 2004) также зависела от ЖС. Помимо этого, жизнестойкие испытуемые лучше справлялись с утомлением при монотонной деятельности (Sansone et al., 1999), были более удовлетворены работой и в меньшей степени испытывали стресс в условиях, когда стрессовые события сменяются длительным ожиданием и периодами монотонной деятельности (например, в работе пожарных — Maddi et al., 2007).

Интересные данные были получены в исследовании топ-менеджеров: высокий уровень ЖС был характерен для предпринимателей, создавших свой успешный бизнес, но не для управляющих этим бизнесом (Курганская и др., 2011).

Наконец, ЖС положительно коррелирует с удовлетворенностью разными аспектами работы и уверенностью в том, что организация предоставляет достаточную автономию и свободу принятия решений (Maddi, Kobasa, 1984; у учителей — Otero Lopez et al., 2010).

Таким образом, ЖС является одним из ключевых личностных ресурсов, позволяющих предсказать продуктивность работы, здоровье и качество жизни работников. Несмотря на это, эмпирические исследования ее роли в продуктивности деятельности и удовлетворенности работой относительно редки и, как правило, проводятся на узкоспециализированных выборках (спортсмены, консультанты, учителя и т.п.). Это объясняется тем, что модель исходно была акцентирована на проблемах здоровья и совладания со стрессом. Масштабные исследования популяционного уровня и изучение работников производственных компаний единичны.

Кроме того, остается неясным, применимы ли к российской действительности данные, полученные на материале зарубежных компаний (насколько нам известно, соответствующие исследования на производственных предприятиях в России не проводились). Отчасти это может объясняться методическими трудностями: в частности, объем русскоязычной версии теста жизнестойкости (45 пунктов) велик для использования в популяции (Леонтьев, Рас-

сказова, 2006). В данной работе предпринята попытка преодолеть указанные ограничения.

Целью исследования стала разработка и валидизация сокращенной версии *теста жизнестойкости* (ТЖС), а также изучение особенностей ее применения в организационном контексте (на модели российского производственного предприятия). Для контроля эффекта выборки, в силу которого отбор стимульного материала на основе данных одной специфической группы испытуемых может приводить к снижению валидности и надежности теста в других группах, анализ факторной структуры и психометрических характеристик краткой версии проводился на двух независимых выборках (кросс-валидизация).

Испытуемые и процедура исследования

Для сокращения методики использовались обобщенные данные ряда выборок студентов различных специальностей вузов Москвы и Томска, собранные на протяжении 2005—2010 гг. сотрудниками лаборатории позитивной психологии и качества жизни НИУ ВШЭ, а также Томского государственного университета¹. Количество испытуемых — 1285 человек в возрасте от 16 до 56 лет², средний возраст 21.6 (станд. откл. 7.49; медиана 18) года; доля мужчин — 39.6%. Студентам предъявлялась полная версия ТЖС (45 пунктов) в составе различных психодиагностических батарей. Исследование проводилось анонимно, в рамках различных курсов по психологии.

Выборкой кросс-валидизации стали сотрудники одного из российских производственных предприятий с филиалами в 6 регионах страны³. В исследовании участвовали 4647 человек в возрасте от 18 до 75 лет, средний возраст 42.6 (станд. откл. 11.2; медиана 43) года; доля мужчин — 66.0%. Респондентам этой выборки предъявлялась краткая версия ТЖС (24 пункта) в составе компьютеризированной тестовой батареи, которую они заполняли на своих рабочих местах. Респондентам сообщалось, что независимая исследовательская компания проводит изучение психологического климата в коллективе; ответы были анонимными.

Методики

С целью проверки конвергентной и дискриминантной валидности краткой версии ТЖС использовались следующие методики:

¹ Авторы благодарят проф. Д.А. Леонтьева и проф. С.А. Богомаза за разрешение использовать собранные под их руководством данные.

² В исследованиях участвовали также студенты, получающие второе высшее образование.

³ Авторы благодарят Т.Ю. Иванову за помощь в организации и проведении исследования.

1. Тест диспозиционного оптимизма Ч. Карвера и М. Шейера (Гордеева и др., 2010).
2. Краткая версия (36 пунктов) опросника «Стиль объяснения успехов и неудач» (Гордеева и др., 2009).
3. Шкала надежды как черты (Snyder et al., 1991, русская версия Т.О. Гордеевой и Е.Н. Осина).
4. Опросник общей самооффективности (Шварцер и др., 1996).
5. Шкала толерантности к неопределенности *MSTAT-I* Д. Мак-Лейна (Луковицкая, 1998).
6. Шкала удовлетворенности жизнью Э. Динера и др. (Осин, Леонтьев, 2008).
7. Шкала ситуативной витальности Р. Райана и К. Фредерик (Александрова, 2011).
8. Опросник компонентов удовлетворенности трудом (Иванова и др., 2012).
9. Опросник мотивации деятельности (Ryan, Connell, 1989) для учебного (Гордеева, Сычев, Осин, 2013) и профессионального контекста.

Методики 2, 3 и 7 применялись только в студенческой выборке; методики 4, 8 — только в выборке кросс-валидации. Анализ данных проводился в программах SPSS 19 и Mplus 6.12.

Результаты

Разработка краткой версии ТЖС

До начала анализа обратные пункты теста были инвертированы; ответы кодировались в диапазоне 0—3 в соответствии с рекомендациями авторов оригинальной методики (Леонтьев, Рассказова, 2006). На выборке, использованной для сокращения методики, надежность версии теста из 45 пунктов (альфа Кронбаха) составила 0.92. На основе анализа корреляций пунктов с общим показателем и содержательного анализа формулировок пунктов из теста последовательно исключались пункты, дававшие наиболее низкие корреляции со шкалой. Исключение пунктов проводилось таким образом, чтобы сохранить характеристики исходной шкалы — количественное соотношение прямых и обратных пунктов и пунктов, относящихся к различным содержательным группам, составляющим конструктор ЖС (вовлеченность, контроль и принятие риска). Для классификации пунктов по содержанию использовался ключ к полной версии теста, разработанный авторами оригинальной методики на основании данных эксплораторного и конфирматорного факторного анализа.

Среди исключенных оказались пункты, содержащие идиоматические выражения (напр.: «Лучше синица в руках, чем журавль в небе»), пункты, подверженные эффекту социальной желательности

сти (напр.: «Я всегда контролирую ситуацию настолько, насколько это необходимо»), а также пункты, содержание которых не вполне специфично для конструкта ЖС («Мне трудно сблизиться с другими людьми»). Всего был исключен 21 пункт (в том числе 8 прямых и 13 обратных). Усредненная (через преобразование Фишера) корреляция со шкалой для исключенных пунктов составила 0.34, для сохраненных — 0.50 (в оригинальной версии для 45 пунктов она составляла в среднем 0.43). Набор из 24 сохраненных пунктов содержит 7 прямых и 17 обратных пунктов, в том числе 11 относящихся к вовлеченности, 7 — к контролю и 6 — к принятию риска. Такое соотношение примерно соответствует доле пунктов каждого вида в полной версии теста.

Надежность-согласованность теста

Надежность полученной краткой версии ТЖС из 24 пунктов составила на студенческой выборке 0.90, на выборке кросс-валидации — 0.91. Корреляции пунктов с общим показателем (с поправкой, исключающей дисперсию каждого пункта из суммы перед расчетом корреляции) в обеих выборках представлены в табл. 1. Все пункты в обеих выборках демонстрируют средние или высокие коэффициенты корреляции со шкалой ($r > 0.2$). В силу того что пункты, измеряющие конструкт ЖС, сформулированы не прямо (в терминах ЖС), а косвенно (в терминах предствлений о себе, мире и взаимодействии с ним), дальнейшее ограничение набора пунктов могло привести к снижению валидности шкалы и потому не проводилось.

Среднее для полной версии ТЖС из 45 пунктов на выборке сокращения ($N=1285$; $M=85.84$; $SD=19.20$) значимо (критерий Стьюдента $t(1449)=3.25$, $p < 0.01$) превышало тестовые нормы ($N=166$; $M=80.72$;

Таблица 1

Корреляции утверждений краткой версии ТЖС с общим показателем в двух выборках

| Краткая версия | Полная версия | Утверждение | Студенты | Сотрудники |
|----------------|---------------|---|----------|------------|
| | | | $N=1285$ | $N=4647$ |
| № | № | | r | r |
| 1 | 1 | Я часто не уверен в собственных решениях | .50 | .45 |
| 2 | 2 | Иногда мне кажется, что никому нет до меня дела | .59 | .55 |
| 3 | 4 | Я постоянно занят, и мне это нравится. | .33 | .33 |
| 4 | 11 | Порой все, что я делаю, кажется мне бесполезным | .61 | .54 |

| Краткая версия | Полная версия | Утверждение | Студенты N=1285 | Сотрудники N=4647 |
|----------------|---------------|---|--------------------|----------------------|
| | | | r | r |
| 5 | 14 | Вечером я часто чувствую себя совершенно разбитым | .44 | .48 |
| 6 | 16 | Иногда меня пугают мысли о будущем | .50 | .54 |
| 7 | 17 | Я всегда уверен, что смогу воплотить в жизнь то, что задумал | .47 | .49 |
| 8 | 18 | Мне кажется, я не живу полной жизнью, а только играю роль | .57 | .64 |
| 9 | 19 | Мне кажется, если бы в прошлом у меня было меньше разочарований и невзгод, мне было бы сейчас легче жить на свете | .44 | .51 |
| 10 | 20 | Возникающие проблемы часто кажутся мне неразрешимыми | .55 | .62 |
| 11 | 23 | Когда кто-нибудь жалуется, что жизнь скучна, это значит, что он просто не умеет видеть интересное | .37 | .27 |
| 12 | 24 | Мне всегда есть чем заняться | .40 | .43 |
| 13 | 26 | Я часто сожалею о том, что уже сделано | .58 | .55 |
| 14 | 31 | Я довольно часто откладываю на завтра то, что трудноосуществимо, или то, в чем я не уверен | .47 | .51 |
| 15 | 32 | Мне кажется, жизнь проходит мимо меня | .64 | .69 |
| 16 | 33 | Мои мечты редко сбываются | .52 | .54 |
| 17 | 35 | Порой мне кажется, что все мои усилия тщетны | .62 | .71 |
| 18 | 37 | Мне не хватает упорства закончить начатое | .45 | .57 |
| 19 | 38 | Бывает, жизнь кажется мне скучной и бесцветной | .64 | .68 |
| 20 | 41 | Как правило, я работаю с удовольствием | .45 | .49 |
| 21 | 42 | Иногда я чувствую себя лишним даже в кругу друзей | .53 | .58 |
| 22 | 43 | Бывает, на меня наваливается столько проблем, что просто руки опускаются | .51 | .57 |
| 23 | 44 | Друзья уважают меня за упорство и непреклонность | .33 | .34 |
| 24 | 45 | Я охотно берусь воплощать новые идеи | .36 | .44 |

Примечание. Выборке студентов предъявлялась полная версия опросника из 45 пунктов.

SD=18.53), однако размер эффекта был слабым (показатель d Коэна, отражающий различие между средними в единицах стандартного отклонения, составил 0.27), что позволяет считать объединенную студенческую выборку достаточно репрезентативной по отношению к выборке, использованной при разработке русскоязычной методики (Леонтьев, Рассказова, 2006). Описательная статистика по краткой версии ТЖС для двух выборок представлена в табл. 2. Среднее для выборки сотрудников оказывается значимо более высоким (критерий Стьюдента $t(5930)=8.74, p<0.001$) по сравнению со студенческой выборкой, но размер эффекта вновь невелик ($d=0.28$).

Таблица 2

Описательная статистика по краткой версии ТЖС

| Параметры | Студенты (N=1285) | Сотрудники (N=4647) |
|----------------------------|-------------------|---------------------|
| Среднее | 47.76 | 50.93 |
| Стандартное отклонение | 12.39 | 11.26 |
| Размах | 3—72 | 0—72 |
| Медиана | 48 | 51 |
| Асимметрия (станд. ошибка) | -0.44 (0.07) | -0.25 (0.04) |
| Экссесс (станд. ошибка) | 0.01 (0.14) | -0.34 (0.07) |

Учитывая, что размер эффекта во всех случаях был слабым, можно объяснить различия в средних показателях для разных выборок случайными колебаниями или влиянием ситуативных факторов, таких, как фактор социальной желательности. Однако нельзя исключить и того, что уровень ЖС у студентов ниже уровня ЖС у взрослых работающих испытуемых в силу возраста или жизненных обстоятельств. Хотя данные предыдущих исследований (Рассказова, Леонтьев, 2011) не подтверждают это предположение (так, было показано, что принятие риска с возрастом ослабевает), его проверка требует национальной репрезентативной выборки. Поскольку выборка сотрудников организации является более широкой и репрезентативной, чем студенческая, мы рекомендуем использовать именно ее показатели в качестве тестовых норм для краткой версии ТЖС.

Графический анализ обоих распределений свидетельствует о достаточно хорошем соответствии нормальному распределению. Хотя показатели асимметрии и эксцесса не равны нулю, их абсолютные значения невелики. В силу большого объема выборок статистическая проверка распределений на нормальность, как и сопоставление показателей асимметрии и эксцесса с их стандартными ошибками, не имеет смысла, поскольку в этой ситуации даже несущественные отклонения эмпирических распределений от теоретического нормального распределения будут статистически значимыми (см., напр.:

Tabachnik, Fidell, 2007). Наблюдаемая правосторонняя асимметрия характерна для большинства распределений по шкалам психологического благополучия (в том числе и в российских выборках — см., напр.: Осин, Леонтьев, 2008) и свидетельствует о меньшей склонности респондентов сообщать о неблагополучии, чем о благополучии. Поскольку отклонения распределений от нормального вида выражены слабо, для использования теста достаточно применения линейной нормализации с использованием приведенных выше описательных статистик (Клайн, 1994). Баллы, отличающиеся от среднего более чем на одно стандартное отклонение, можно интерпретировать как высокие (63 и выше) или низкие (39 и ниже).

Структурная валидность шкалы

Для оценки размерности шкалы использовался эксплораторный факторный анализ. Затем с помощью конфирматорного факторного анализа оценивалось соответствие моделей различной размерности имеющимся данным с целью выбора наилучшей модели.

Эксплораторный факторный анализ. Для оценки количества факторов в шкале использовались традиционный критерий Кеттелла (точка излома на графике собственных значений) и критерий *Minimum average partial (MAP)* У. Велицера (Velicer, 1976). Суть последнего состоит в том, что выбирается такое количество факторов, при котором средняя частная корреляция между переменными за вычетом их общей дисперсии с факторами минимальна (обсуждение этого метода см.: O'Connor, 2000).

Как по данным визуального анализа, так и на основе критерия *MAP* оптимальной структурой в обеих выборках была признана двухфакторная, причем собственное значение второго главного компонента было низким (значения 1 и 2 главных компонентов составили соответственно 7.46 и 1.72 в выборке сокращения и 8.12 и 1.79 в выборке кросс-валидации). Эксплораторный факторный анализ вне зависимости от вида вращения приводил к выделению двух факторов, соответствующих прямым и обратным пунктам методики (так называемые “*method factors*”). Подобная картина характерна для многих методик, включающих прямые и обратные утверждения: примером может являться шкала одиночества *UCLA D*. Рассела (Russell, 1996), использовавшего аналогичный нашему подход к структурной валидации.

Конфирматорный факторный анализ. В ходе конфирматорного факторного анализа проверялись три модели. В рамках модели 1 все 24 пункта методики были нагружены на единый фактор ЖС (корреляции ошибок измерения для отдельных пунктов методики в эту и другие модели не включались). Модель 2 включала два коррелирующих фактора (один с нагрузками прямых и другой — обратных

пунктов). Наконец, модель 3 включала единый фактор ЖС и два фактора, моделирующие систематическую ошибку (особенности реакции респондентов на прямые и обратные пункты). Эти два фактора не коррелировали друг с другом и с фактором ЖС. Таким образом, в

Таблица 3

Показатели конфирматорных моделей

| Показатели | Студенты (N=1285) | | Сотрудники (N=4647) | |
|--------------------------|-------------------|----------------|---------------------|----------------|
| | MLM | WLSMV | MLM | WLSMV |
| Модель 1 (df=252) | | | | |
| Chi-sq.(df) | 1260.15 | 2196.47 | 4918.32 | 12452.97 |
| RMSEA | 0.056 | 0.077 | 0.063 | 0.102 |
| (90% CI) | (0.053; 0.059) | (0.074; 0.080) | (0.062; 0.065) | (0.101; 0.104) |
| SRMR | 0.051 | — | 0.056 | — |
| CFI | 0.855 | 0.895 | 0.832 | 0.882 |
| TLI (NNFI) | 0.842 | 0.885 | 0.815 | 0.871 |
| Модель 2 (df=251) | | | | |
| Chi-sq.(df) | 940.33 | 1424.04 | 3466.27 | 7387.48 |
| RMSEA | 0.046 | 0.060 | 0.053 | 0.078 |
| (90% CI) | (0.043; 0.049) | (0.057; 0.063) | (0.051; 0.054) | (0.077; 0.080) |
| SRMR | 0.042 | — | 0.045 | — |
| CFI | 0.901 | 0.937 | 0.884 | 0.931 |
| TLI (NNFI) | 0.891 | 0.930 | 0.872 | 0.924 |
| Модель 3 (df=228) | | | | |
| Chi-sq.(df) | 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) |
| SRMR | 0.035 | — | 0.043 | — |
| CFI | 0.930 | 0.952 | 0.899 | 0.945 |
| TLI (NNFI) | 0.915 | 0.942 | 0.878 | 0.933 |

Примечание. Chi-sq. — значение статистики хи-квадрат, df — число степеней свободы, RMSEA — корень среднеквадратической ошибки подгонки, 90% CI — границы доверительного интервала для RMSEA, SRMR — стандартизированный корень среднего остатка (не рассчитывается для метода WLSMV), CFI — сравнительный индекс соответствия Бентлера, TLI (NNFI) — ненормированный индекс соответствия Такера—Льюиса, MLM — метод максимального правдоподобия, WLSMV — метод взвешенных наименьших квадратов.

рамках модели 3 каждый пункт имел две нагрузки — на общий фактор и на один из двух факторов систематической ошибки (в зависимости от того, прямой пункт или обратный). Для исключения проблем с идентификацией параметров при оценке модели 3 дисперсии латентных факторов были фиксированы, а все нагрузки факторов на наблюдаемые переменные оценивались свободно. Корреляции между ошибками пунктов ни в одну из моделей не вводились.

Для проверки моделей использовалась программа Mplus 6.12. Поскольку шкале ответа из 4 альтернатив могут быть более адекватны неметрические методы, 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). Показатели соответствия моделей данным представлены в табл. 3.

Как отмечают ряд методологов конфирматорного факторного анализа (Brown, 2006; Byrne, 2012), вопросы критериев принятия решения для показателей соответствия модели данным активно обсуждаются в литературе. Большинство авторов считают показателями хорошего соответствия значения *RMSEA* и *SRMR*, не превышающие 0.05, а также значения *CFI* и *TLI* не ниже 0.95 (такие критерии, как значимость статистики хи-квадрат и соотношение значения хи-квадрат, к настоящему времени признаны неоптимальными). Тем не менее ряд авторов предлагают считать значения *RMSEA* в диапазоне от 0.05 до 0.08, а также *CFI* и *TLI* в диапазоне от 0.90 до 0.95 не исключаящими приемлемого соответствия модели данным. Как отмечает Б. Берн (Byrne, 2012), решение о соответствии модели данным лежит на плечах исследователя и должно опираться не только на совокупность статистических показателей, но также и на теоретические и практические соображения.

По результатам конфирматорного факторного анализа на студенческой выборке показатели однофакторной модели 1 нельзя назвать удовлетворительными, показатели модели 2 с двумя коррелирующими факторами близки к приемлемым, а показатели модели 3 можно считать удовлетворительными (*RMSEA*<0.06; *CFI*>0.90). На выборке кросс-валидации наблюдается в целом сходная картина, но разница в показателях соответствия между моделью 3 и моделью 2 оказывается менее выраженной, а показатели всех моделей в целом — несколько более низкими. Это может быть вызвано более высоким уровнем «шума», обусловленного наличием респондентов с низкой мотивацией. На обеих выборках в модели 3 нагрузки всех 24 пунктов на фактор жизнестойкости были статистически значимыми и превышали 0.3 по модулю. По данным табл. 3, значения показателей

соответствия определяются используемым методом оценки: метод MLM дает более низкие значения RMSEA, но и более низкие значения CFI по сравнению с методом WLSMV, так что результаты применения обоих методов можно считать примерно сопоставимыми и убедительно свидетельствующими в пользу одномерной структуры краткой версии теста.

Социально-демографические и организационные факторы

Анализ связи показателей ЖС с демографическими характеристиками респондентов проводился на выборке кросс-валидации. Гендерные различия в ЖС не достигли уровня значимости $p < 0.05$, что полностью соответствует данным студенческой выборки и свидетельствует в пользу достаточности использования одних и тех же нормативных данных (см. табл. 2) для мужчин и женщин. Возрастные различия были крайне слабыми (8 возрастных групп: $F(8; 4635) = 7.31$; $p < 0.001$; $\eta^2 = 0.012$; $\rho = 0.03$), эффектов взаимодействия возраста и пола не обнаружено. ЖС демонстрировала слабые связи с уровнем образования ($\rho = 0.12$; $p < 0.001$), положением в должностной иерархии ($\rho = 0.13$; $p < 0.001$) и стажем работы в организации ($\rho = -0.11$; $p < 0.001$).

Конвергентная и дискриминантная валидность

Для анализа связей показателей ЖС с другими переменными использовалась часть студенческой выборки (студенты химического

Таблица 4

Корреляции Пирсона показателей жизнестойкости с другими переменными ($p < 0.001$ во всех случаях)

| Показатель | Студенты, N=155 | | Сотрудники, N=4627 |
|---------------------------------------|-----------------|-----------|--------------------|
| | 45 пунктов | 24 пункта | 24 пункта |
| 1. Диспозициональный оптимизм | 0.47 | 0.46 | 0.61 |
| 2. Оптимистический атрибутивный стиль | 0.53 | 0.53 | не прим. |
| 3. Надежда | 0.69 | 0.68 | не прим. |
| 4. Общая самооэффективность | не прим. | не прим. | 0.53 |
| 5. Толерантность к неопределенности | 0.67 | 0.64 | 0.36 |
| 6. Удовлетворенность жизнью | 0.56 | 0.57 | 0.42 |
| 7. Ситуативная витальность | 0.57 | 0.56 | не прим. |
| 8. Удовлетворенность трудом | не прим. | не прим. | 0.54 |
| 9.1. Внутренняя мотивация | 0.36 | 0.38 | 0.40 |
| 9.2. Внешняя мотивация | -0.34 | -0.36 | -0.45 |
| 9.3. Амотивация | -0.33 | -0.37 | -0.40 |

факультета МГУ, N=155) и выборка кросс-валидации. Результаты подтверждают имеющиеся данные о том, что жизнестойким людям более свойственны оптимистическое мышление, конструктивный характер мотивации, более высокий уровень субъективного благополучия (табл. 4). Сопоставление связей общего показателя ЖС по данным краткой и полной версии, а также полученных на двух выборках, свидетельствует в пользу эквивалентности двух версий опросника.

Обсуждение

В данной работе ставились три основные задачи. Во-первых, содержательный анализ особенностей применения модели ЖС в организационном контексте. Во-вторых, разработка, апробация и кросс-валидация краткой версии ТЖС. Третьей задачей было выявление возможностей и ограничений методики в организационном контексте.

Применение модели жизнестойкости в организационном контексте: возможности и ограничения. В данной работе ЖС понимается как один из личностных ресурсов (см., напр.: Мандрикова, 2011). Ее ключевая роль в организационном контексте обусловлена предиктивной способностью в отношении здоровья, благополучия, продуктивности работников. Очевидно, что в большинстве случаев улучшение продуктивности и здоровья персонала экономически выгодно компании. Не столь понятно, но не менее важно, что представления, удовлетворенность и благополучие человека сказываются на *процессе* его работы и взаимодействия с другими людьми, т.е. определяют уникальный рисунок функционирования организации как натуральной системы (Scott, 2003). Управление, принятие решений, выявление трудностей, организация работы — это процессы, для понимания которых нередко недостаточно проанализировать видимый результат. Метафорически выражаясь, личностные факторы определяют те «силы», которые находятся под верхушкой айсберга и задают его структуру и движение. На наш взгляд, переход от организационных и социальных к психологическим (личностным) переменным потенциально позволяет дополнить видение проблем, задач и особенностей функционирования компании. Кроме того, многие личностные ресурсы, и в частности жизнестойкость, могут развиваться прижизненно (Maddi, 1998), что открывает пространство для воздействия на организационный процесс через индивида и/или группу.

К сожалению, относительно мало работ рассматривают личностные факторы с точки зрения их прямого и косвенного (через эмоциональное состояние, удовлетворенность и т.п.) влияния на организационный процесс. Как было показано выше, отчасти это связано с изначальным интересом психологов к проблематике здо-

ровья и совладания со стрессом, тогда как к проблемам удовлетворенности и самореализации внимание исследователей обратилось сравнительно недавно (Henry, 2004), в первую очередь в рамках позитивной психологии. Другая проблема связана с методическими ограничениями: подобные исследования требуют скрининговых методик, апробированных на больших выборках работников предприятий (с учетом специфики культуры и страны), а также (если они проводятся не анонимно) не подверженных эффекту социальной желательности.

Краткая версия ТЖС: психометрические показатели и результаты кросс-валидации. В организационном контексте существенным ограничивающим фактором зачастую является объем стимульного материала. Разработанная сокращенная версия ТЖС позволяет сделать процесс исследования более эффективным благодаря экономии времени на предъявление методики при сохранении надежности и валидности получаемого показателя. Результаты кросс-валидации на независимой выборке подтверждают данные о высокой надежности, а также о структурной и конвергентной валидности опросника.

В рамках проделанной работы мы опирались на методологию эксплораторного факторного анализа и классическую тестовую теорию (анализ характеристик пунктов и расчет показателя надежности) для оценки показателей пунктов, которые в сочетании с результатами содержательного анализа дали основу для сокращения шкалы. Конфирматорный факторный анализ позволил обосновать гипотезу об одномерном характере шкалы и наличии двух артефактных факторов (*method factors*), соответствующих прямым и обратным пунктам, но не имеющих отношения к содержанию последних (если бы два фактора, соответствующие прямым и обратным пунктам, были не артефактами, а содержательными измерениями конструктора, различия между показателями соответствия моделей 2 и 3 не были бы столь существенными).

Полноценная валидизация нового опросника требует накопления данных о связи показателя ЖС со стрессом и особенностями совладания, соматическими и психическими проблемами. Однако существенный массив данных о валидности полной версии ТЖС дают основания использовать его краткую версию как валидное исследовательское средство. Мы надеемся, что появление краткого инструмента приведет к росту количества исследований ЖС в различных контекстах, в частности в образовательном, организационном и клиническом.

Особенности применения ТЖС в организационном контексте. Согласно полученным данным, краткая версия теста на выборках сотрудников производственных предприятий сохраняет надежность и валидность. ЖС работников практически не связана с социально-

демографическими показателями, должностью и стажем работы и, напротив, сильно коррелирует с другими личностными ресурсами (оптимизмом, самоэффективностью, толерантностью к неопределенности), трудовой мотивацией и удовлетворенностью трудом. Иными словами, на материале российской производственной компании получено подтверждение важной роли ЖС в структуре мотивации и удовлетворенности работника. Задача дальнейших исследований — изучение механизмов, обеспечивающих эти связи. Несмотря на многообещающие прогностические возможности моделей личностных ресурсов (в том числе ЖС) в организационной психологии, следует указать на несколько ограничений, связанных с диагностикой самих ресурсов. Во-первых, до настоящего времени неизвестно, следует ли рассматривать их как общие или специфические для деятельности (например, трудовой). Так, например, по данным А. Бандуры (см.: Шварцер и др., 1996), самоэффективность существенно варьируется в зависимости от контекста конкретной деятельности. С. Мадди (1998) пишет об общих жизнестойких убеждениях, влияющих на жизнь человека, однако возможно, что ситуативные факторы накладывают отпечаток на особенности их проявления в рабочей ситуации. Во-вторых, при диагностике личностных ресурсов встает вопрос о соответствии оценок реальной ситуации, а также о возможной нелинейности их связей со здоровьем, качеством жизни и продуктивностью. Так, например, чрезмерный контроль может быть связан с отсутствием гибкости, неумением признавать существующие ограничения и в конечном счете с ухудшением, а не улучшением здоровья (см.: Beck et al., 2004). В-третьих, как и большинство личностных методик, ТЖС подвержен эффектам социальной желательности (Леонтьев, Рассказова, 2006), снизить которые позволяет анонимное предъявление анкет (Осин, 2011).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Александрова Л.А. Субъективная витальность как составляющая личностного потенциала // Личностный потенциал: структура и диагностика / Под ред. Д.А. Леонтьева. М.: Смысл, 2011. С. 382—403. [**Aleksandrova, L.A.** (2011). Sub'ektivnaja vital'nost' kak sostavljajuschaja lichnostnogo potenciala. In: D.A. Leontiev (Red), *Lichnostnyj potencial: struktura i diagnostika* (ss. 382—403). Moskva: Smysl]

Гордеева Т.О., Осин Е.Н., Шевяхова В.Ю. Диагностика оптимизма как стилия объяснения успехов и неудач: Опросник СТОУН. М.: Смысл, 2009. [**Gordeeva, T.O., Osin, E.N., Shevyakhova, V.Yu.** (2009). *Diagnostika optimizma kak stilja ob'jasnenija uspehov i neudach: Oprosnik STOUN*. Moskva: Smysl]

Гордеева Т.О., Сычев О.А., Осин Е.Н. Разработка русскоязычной версии теста диспозиционного оптимизма (LOT) // Психологическая диагностика.

2010. № 2. С. 36—64. [Gordeeva, T.O., Sychev, O.A., Osin, E.N. (2010). Razrabotka russkojazychnoj versii testa dispozicionnogo optimizma (LOT). *Psihologicheskaja Diagnostika*, 2, 36—64]

Гордеева Т.О., Сычев О.А., Осин Е.Н. Внутренняя и внешняя учебная мотивация студентов: источники и следствия для психологического благополучия // Вопросы психологии. 2013. № 1. С. 35—45. [Gordeeva, T.O., Sychev, O.A., Osin, E.N. (2013). Vnutrennjaja i vneshnjaja uchebnaja motivacija studentov: istochniki i sledstviya dlja psihologicheskogo blagopoluchija. *Voprosy Psikhologii*, 1, 35—45]

Иванова Т.Ю., Рассказова Е.И., Осин Е.Н. Структура и диагностика удовлетворенности трудом: разработка и апробация методики // Организационная психология. 2012. Т. 2. № 3. С. 2—15. URL: <http://orgpsyjournal.hse.ru/2012--3/62021308.html> [Ivanova, T.Yu., Rasskazova, E.I., Osin, E.N. (2012). Struktura i diagnostika udovletvorennosti trudom: razrabotka i aprobacija metodiki. *Organizacionnaja Psihologija*, 2 (3), 2—15]

Клайн П. Справочное руководство по конструированию тестов: Введение в психометрическое проектирование. Киев: Пан Лтд, 1994. [Kline, P. (1994). *Spravochnoe rukovodstvo po konstruirovaniu testov: Vvedenie v psihometricheskoe proektirovanie*. Kiev: Pan Ltd]

Курганская М.В., Леонтьев Д.А., Рассказова Е.И. Личностный потенциал предпринимателей и менеджеров высшего управленческого звена // Личностный потенциал: структура и диагностика / Под ред. Д.А. Леонтьева. М.: Смысл, 2011. С. 491—510. [Kurganskaya, M.V., Leontiev, D.A., Rasskazova, E.I. (2011). Lichnostnyj potencial predprinimatelej i menedzherov vysshego upravlencheskogo звена. In: D.A. Leontiev (Red), *Lichnostnyj potencial: struktura i diagnostika* (ss. 491—510). Moskva: Smysl]

Леонтьев Д.А., Рассказова Е.И. Тест жизнестойкости. М.: Смысл, 2006. [Leontiev, D.A., Rasskazova, E.I. (2006). *Test zhiznestojkosti*. Moskva: Smysl]

Луковицкая Е.Г. Социально-психологическое значение толерантности к неопределенности: Дисс. ... канд. психол. наук. СПб., 1998. [Lukovitskaya, E.G. (1998). *Social'no-psihologicheskoe znachenie tolerantnosti k neopredelennosti*: Unpublished PhD thesis. Sankt-Peterburg]

Мандрикова Е.Ю. Личностный потенциал в организационном контексте // Личностный потенциал: структура и диагностика / Под ред. Д.А. Леонтьева. М.: Смысл, 2011. С. 469—490. [Mandrikova, E.Yu. (2011). Lichnostnyj potencial v organizacionnom kontekste. In: D.A. Leontiev (Red), *Lichnostnyj potencial: struktura i diagnostika* (ss. 469—490). Moskva: Smysl]

Осин Е.Н. Проблема социальной желательности в исследованиях личностного потенциала // Личностный потенциал: структура и диагностика / Под ред. Д.А. Леонтьева. М.: Смысл, 2011. С. 454—468. [Osin, E.N. (2011). Problema social'noj zhelatel'nosti v issledovanijah lichnostnogo potenciala. In: D.A. Leontiev (Red), *Lichnostnyj potencial: struktura i diagnostika* (ss. 454—468). Moskva: Smysl]

Осин Е.Н., Леонтьев Д.А. Апробация русскоязычных версий двух шкал экспресс-оценки субъективного благополучия // Мат-лы III Всеросс. социологического конгресса. М.: Институт социологии РАН, Российское общество социологов, 2008 (ISBN 978-6-89697-157-3). [Osin, E.N., Leontiev, D.A. (2008). Aprobacija

russkojazychnyh versij dvuh shkal jekspress-ocenki sub'ektivnogo blagopoluchija. In: Materialy III Vseross. sociologicheskogo kongressa. Moskva: Institut sociologii RAN, Rossijskoe obshhestvo sociologov. ISBN 978-6-89697-157-3]

Рассказова Е.И., Леонтьев Д.А. Жизнестойкость как составляющая личностного потенциала // Личностный потенциал: структура и диагностика / Под ред. Д.А. Леонтьева. М.: Смысл, 2011. С. 178—209. [**Rasskazova, E.I., Leontiev, D.A.** (2011). *Zhiznestojkost' kak sostavljajuschaja lichnostnogo potenciala*. In: D.A. Leontiev (Red), *Lichnostnyj potencial: struktura i diagnostika* (ss. 178—209). Moskva: Smysl]

Шварцер Р., Ерусалем М., Ромек В. Русская версия шкалы общей самоэффективности Р. Шварцера и М. Ерусалема // Иностранная психология. 1996. № 7. С. 71—76. [**Schwarzer, R., Jerusalem, M., Romek, V.** (1996). Russkaja versija shkalы obschej samojeffektivnosti R. Schwarzera i M. Jerusalema. *Inostrannaja Psihologija*, 7, 71—76.]

Alarcon, G., Eschleman, K.J., Bowling, N.A. (2009). Relationships between personality variables and burnout: A meta-analysis. *Work and Stress*, 23, 3, 244—263.

Beck, A.T., Baruch, E., Balter, J., Steer, M.A., Warman, D.M. (2004). A new instrument for measuring insight: The Beck Cognitive Insight Scale. *Schizophrenia Research*, 68, 319—329.

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.

Ebrahim, A.M., Hasan, A. (2011). Hardiness and attributional styles as predictors of mental health in factory workers. *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 5, 9, 435—440.

Golby, J., Sheard, M. (2004). Mental toughness and hardiness at different levels of rugby league. *Personality and Individual Differences*, 37, 933—942.

Henry, J. (2004). Positive and creative organization. In: A. Linley, S. Joseph (Eds), *Positive Psychology in Practice* (pp. 269—286). Hoboken, NJ: Wiley.

Hystad, S.W., Eid, J., Brevik, J.I. (2011). Effects of psychological hardiness, job demands, and job control on sickness absence: A prospective study. *Journal of Occupational Health Psychology*, 16, 3, 265—278.

Maddi, S.R. (1987). Hardiness training at Illinois Bell Telephone. In: J.P. Opatz (Ed), *Health promotion evaluation* (pp. 101—115). Stevens Point, WI: National Wellness Institute.

Maddi, S. (1998). Dispositional hardiness in health and effectiveness. In: H.S. Friedman (Ed), *Encyclopedia of Mental Health* (pp. 323—335). San Diego, CA: Academic Press.

Maddi, S., Harvey, R., Khoshaba, D., ... Brow, M. (2006). The Personality construct of hardiness III: Relationships with repression, innovativeness, authoritarianism and performance. *Journal of Personality*, 74, 32, 575—598.

Maddi, S., Harvey, R., Resurreccion, R., Giavras, C., Raganold, S. (2007). Hardiness assessment and training as potential management tools in firefighter recruitment program. *International Journal of Fire Service, Leadership and Management*, 1, 2, 3—9.

- Maddi, S., Hess, M.** (1992). Personality hardiness and success in basketball. *Journal of Sport Psychology*, 23, 360—368.
- Maddi, S., Kahn, S., Maddi, K.** (1998). The effectiveness of hardiness training. *Consulting Psychology Journal: Practice and Research*, 50, 2, 78—86.
- Maddi, S., Khoshaba, D.** (1994). Hardiness and mental health. *Journal of Personality Assessment*, 63, 2, 265—274.
- Maddi, S., Kobasa, S.** (1984). *The hardy executive: Health under stress*. Homewood, IL: Dow Jones—Irvin.
- O'Connor, B.P.** (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instrumentation, and Computers*, 32, 396—402.
- Otero López, J.M., Santiago, M.J., Godás, A., ... Ponte, D.** (2008). An integrative approach to burnout in secondary school teachers: examining the role of student disruptive behaviour and disciplinary issues. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 8, 2, 259—270.
- Otero López, J.M., Bolaño, C.C., Mariño, M.J., Pol, E.V.** (2010). Exploring stress, burnout, and job dissatisfaction in secondary school teachers. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 10, 1, 107—123.
- Russell, D.W.** (1996). UCLA Loneliness Scale (version 3): Reliability, validity, and factor structure. *Journal of Personality Assessment*, 66, 1, 20—40.
- Ryan, R.M., Connell, J.P.** (1989). Perceived locus of causality and internalization: Examining reasons for acting in two domains. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 749—761.
- Sansone, S., Wiebe, D., Morgan, C.** (1999). Self-regulating interest: The moderating role of hardiness and conscientiousness. *Journal of Personality*, 67, 4, 701—732.
- Scott, R.** (2003). *Organizations: Rational, natural and open systems*. 5th ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Sirgy, M.J., Michalos, A.C., Ferris, A.L., ... Pavot, W.** (2006). The quality of life (QOL) research movement: past, present and future. *Social Indicators Research*, 76, 343—466.
- Snyder, C.R., Harris, C., Anderson, J.R., ... Harney, P.** (1991). The will and the ways: Development of an individual-differences measure of hope. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60, 570—585.
- Tabachnik, B.G., Fidell, L.S.** (2007). *Using multivariate statistics*. Boston, MA: Pearson Education.
- Velicer, W.F.** (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41, 321—327.

Поступила в редакцию
15.11.12