

МЕТОДИКИ

**ТЕСТ СМЫСЛОЖИЗНЕННЫХ ОРИЕНТАЦИЙ:
НОВЫЕ ДАННЫЕ О СТРУКТУРЕ И ВАЛИДНОСТИ**

Е.Н. ОСИН, Н.В. КОШЕЛЕВА

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва

Работа посвящена анализу структурной валидности теста смысложизненных ориентаций (СЖО) Д.А. Леонтьева на большой выборке пользователей Интернета ($N = 9876$) с кросс-валидизацией на независимой выборке ($N = 3402$). С помощью эксплораторного факторного анализа и эксплораторного анализа графов выделена структура из четырех субшкал (*цели, процесс, результат, локус контроля*), демонстрирующих высокую надежность и не пересекающихся по составу утверждений. Конфирматорный факторный анализ на основе бифакторной модели свидетельствует о том, что тест СЖО в большинстве случаев можно рассматривать как одномерный инструмент. Тем не менее выделенные субшкалы обнаруживают дискриминантную валидность по отношению к другим индикаторам субъективного благополучия и позитивного функционирования. Различия в показателях осмысленности жизни, связанные с характером профессиональной деятельности, оказываются существенно более выраженными по сравнению с гендерными и возрастными различиями и хорошо обоснованными теорией. Результаты свидетельствуют о том, что тест СЖО является надежным и валидным индикатором эвдемонического благополучия, основанным на экзистенциальном подходе.

Ключевые слова: тест смысложизненных ориентаций (СЖО), структурная валидность, бифакторная модель, эксплораторный анализ графов, профессиональные различия, утрата смысла.

Тест Purpose in Life: проблема структурной валидности

Хорошо известный российским исследователям тест смысложизненных ориентаций (СЖО) — русскоязычная адаптация первой, количественной, части теста «Цель в жизни» (Purpose In Life test, PIL) Дж. Крамбо и Л. Махолика (Crumbaugh, Maholick, 1969), разработанного на основе идей логотерапии В. Франкла (Франкл, 1990). Оригинальная методика призвана измерять степень «экзистенциального вакуума» (ощущения утраты смысла) и включает 20 пунктов из двух альтернатив, задающих полюса семибальной шкалы.

Тест PIL разработан в 1960-е гг. и валидизирован на широком круге выборок (см.: Леонтьев, 1992; Schulenberg, Melton, 2010;

Davies, Klaessen, Längle, 2014). Будучи первым подобным инструментом, до недавнего времени тест PIL был одним из наиболее популярных индикаторов осмысленности жизни. Его показатели связаны с экстраверсией, счастьем и удовлетворенностью жизнью, ответственностью, принятием себя, самоконтролем, эмоциональной стабильностью, а также обратно — с тревогой и депрессией. Многочисленные убедительные данные в пользу конвергентной и критериальной валидности теста PIL не оставляют сомнений в том, что измеряемая им осмысленность жизни — один из важных аспектов психологического благополучия.

Однако столь широкий круг коррелятов вызывает вопросы о конструктивной валидности. По мнению ряда авторов, отдельные группы пунктов теста PIL измеряют не осмысленность жизни, а более узкие конструкты: депрессию и суицидальные мысли,

удовлетворенность жизнью, свободу, страх смерти (см.: Steger et al., 2006; Schulenberg, Melton, 2010). Альтернативой становится разработка инструментов, вопросы которых сформулированы исключительно в терминах смысла жизни, таких как тест Meaning in Life Questionnaire (MLQ) (Steger et al., 2006). Однако и такой подход не снимает проблемы валидности: согласованность пунктов шкалы может быть семантическим артефактом, возникающим в силу сходства их формулировок, тогда как термин «смысл жизни» в сознании разных респондентов наполняется различным содержанием (Осин, Кузнецова, Малютина, 2014).

Неоднородное содержание пунктов вызывает и вопросы о структурной валидности теста PIL. Многочисленные исследования, посвященные анализу его факторной структуры, давали различные результаты. Это позволило М. Стегеру выбрать данный тест в качестве примера того, как особенности метода выделения факторов и критерия выбора количества факторов в ходе эксплораторного факторного анализа могут приводить к выделению принципиально различной факторной структуры в исследуемом инструменте (Steger, 2006). Большинство пунктов, но не все, можно объединить по содержанию в несколько однородных подгрупп, задающих слабые вторичные факторы, однако решение исследователя о релевантности и интерпретируемости этих вторичных факторов будет зависеть и от объема выборки (Lee, Ashton, 2007).

Предпринято немало попыток исследования структуры теста PIL с помощью эксплораторного и конфирматорного факторного анализа (см.: Schulenberg, Melton, 2010), в ходе которых ученые выбирали, как правило, однофакторную или двухфакторную модель, однако не все пункты давали высокие нагрузки на факторы. Два фактора чаще всего интерпретируются как удовлетворенность жизнью и осмысленность

жизни. Использование больших выборок позволяет получить и более подробные варианты факторной структуры, однако результаты этих исследований крайне сложно обобщить, поскольку модели нередко включают нагрузки пунктов более чем на один фактор либо нагрузки опубликованы не полностью.

Таким образом, данные о структуре теста PIL выглядят крайне противоречивыми, что может объясняться как различиями в характеристиках выборок, так и особенностями методологии. Отсутствие ясной факторной структуры у набора пунктов, в который она изначально не закладывалась, вполне закономерно: чтобы структура была хорошо интерпретируемой, пункты должны быть сформулированы так, чтобы каждый из них однозначно относился лишь к одной смысловой подгруппе, а их количество и точность формулировок в этих подгруппах было сопоставимым (см., например: Lee, Ashton, 2007). Единственным способом добиться «хорошей» структуры теста является сокращение инструмента.

Перечисленные проблемы со структурной и содержательной валидностью теста PIL привели к разработке ряда альтернативных инструментов для измерения осмысленности жизни. Тем не менее тест PIL по-прежнему остается довольно популярным в мире.

Тест СЖО как индикатор эвдемнии

Первая попытка русскоязычной адаптации теста PIL была предпринята К. Муздыбаевым (1981), который сохранил структуру теста, но изменил содержание некоторых утверждений и несколько расширил формулировки. На большой выборке рабочих промышленных предприятий Ленинграда К. Муздыбаевым были выявлены гендерные и возрастные различия в осмысленности жизни (более высокие показатели осмысленности жизни у мужчин и в группах 25–30-летних и старше 50 лет).

В 1986–1988 гг. Д.А. Леонтьев разработал тест смысложизненных ориентаций (СЖО; Леонтьев, 1992), изменив версию К. Муздыбаева: формулировки ряда пунктов были упрощены, для каждого пункта вместо общего начала предложения с двумя вариантами окончания была сформулирована пара целостных альтернативных предложений, а асимметричная шкала ответа (1 2 3 4 5 6 7) была заменена симметричной (3 2 1 0 1 2 3). Также в тесте СЖО были выделены субшкалы: *цели в жизни, процесс жизни, или интерес и эмоциональная насыщенность жизни, результативность жизни, или удовлетворенность самореализацией, локус контроля – Я (Я – хозяин жизни) и локус контроля – жизнь, или управляемость жизни.*

Следует отметить, что тест СЖО нельзя назвать эквивалентной русскоязычной адаптацией теста РІЛ: в частности, из русскоязычного теста была полностью исключена тема смерти. Соответствующие четыре пункта (6, 11, 15 и 16 в тесте РІЛ) были заменены на отдаленно похожие (пункт СЖО № 11), частично дублирующие другие пункты теста (пункты СЖО № 7 и 15), либо полностью оригинальные (пункт СЖО № 17). Результаты содержательного сравнения двух методик можно обобщить в трех выводах: 1) по сравнению с тестом РІЛ, содержание теста СЖО в большей мере подчеркивает тематику удовлетворенности жизнью и целеустремленности (исключая при этом тему смерти); 2) содержание пунктов теста СЖО является менее разнородным, что дает больше шансов на получение хорошей факторной структуры; 3) тест СЖО не является русскоязычным эквивалентом теста РІЛ (что важно для кросскультурных исследований).

С учетом перечисленных содержательных особенностей, тест СЖО выглядит перспективным инструментом для диагностики эвдемонии. Это понятие, которое Аристотель определял как «деятельность души в полноте добродетели»

(Аристотель, 1983, с. 74), активно используется в позитивной психологии для обозначения психологического благополучия, понимаемого как полноценное функционирование (развитие, процветание). Эвдемония сопровождается субъективным благополучием, включающим позитивные эмоции и удовлетворенность жизнью, которое, однако, не выглядит ни достаточным, ни, возможно, даже необходимым ее критерием (Waterman, 2013; Vittersø, 2016; Леонтьев, 2020).

К настоящему времени предложено более десятка теоретических моделей эвдемонии (Huta, Waterman, 2014; Vittersø, 2016), общими темами в которых являются смысл (цели, долгосрочная перспектива, самотрансценденция) и развитие (самореализация, полноценное функционирование, осуществление потенциала, личностная зрелость). На основе этих моделей эвдемонии можно определить как способ жизни, при котором человек реализует себя путем поиска и осуществления личного смысла в деятельности. Утверждения теста СЖО, описывающие наличие субъективно важных целей, увлеченность интересными и приносящими удовлетворение делами, удовлетворенность результатом самореализации и осознанную активность по построению собственной жизни, выглядят хорошими индикаторами эвдемонии.

Психометрические характеристики теста СЖО

Опубликованные данные о психометрических характеристиках теста СЖО крайне скудны. Из показателей надежности проверена только ретестовая надежность общего показателя на выборке студентов МГУ имени М.В. Ломоносова ($N = 76$), причем само значение коэффициента корреляции не приводится. Данные о факторной структуре теста (Леонтьев, Калашников, Калашникова, 1993), на основе которой выделены субшкалы,

получены на выборке из 77 московских инженерно-технических работников, объем и репрезентативность которой выглядят явно недостаточными для этой цели. К тому же ряд пунктов входит в ключи сразу к двум (1, 4, 7, 9, 16, 18, 19) или даже трем субшкалам (пункт 10), что ставит вопрос об их дискриминантной валидности.

Несмотря на недостаточно убедительные, по современным меркам, данные о надежности и факторной структуре, тест СЖО остается крайне популярным инструментом в русскоязычных исследованиях: по данным РИНЦ на 1 сентября 2020 г., число источников, упоминающих словосочетание «тест смысложизненных ориентаций», превышает 3700. Особый интерес к субшкалам теста обусловлен тем, что баллы по трем субшкалам (*цели, процесс и результат*) можно интерпретировать как показатели осмысленности в трех временных локусах (будущего, настоящего и прошлого). Делаются попытки построения типологий смысловых состояний на основе сочетаний показателей субшкал (Серый, 2004), к сожалению, без рефлексии того, насколько надежна и осмысленна процедура отношения индивида к тому или иному типу на основе бинаризации приблизительно нормально распределенных и сильно коррелирующих показателей с неизвестной стандартной ошибкой измерения.

В силу большого количества исследований, использующих тест СЖО, его надежность и валидность заслуживают отдельного изучения. Д.А. Леонтьевым (1992) приведены данные о критериальной валидности теста (сопоставление нормальной и клинической выборки), а также о его конвергентной и дискриминантной валидности путем сопоставления с показателями интернальности, самоактуализации и других личностных черт. К сожалению, коэффициенты в руководстве к тесту не приводятся и получены на малых выборках.

Задачами настоящего исследования, призванного восполнить эти пробелы,

являются анализ факторной структуры и надежности показателей теста СЖО на достаточно больших и репрезентативных выборках, а также изучение его конвергентной валидности и связей с демографическими переменными.

ИСПЫТУЕМЫЕ И МЕТОДИКА

Выборки и процедура исследования

В исследовании использованы данные двух выборок. Онлайн-исследование проводилось в сотрудничестве с российской редакцией одного из популярных психологических журналов. Респонденты были анонимными добровольцами, получавшими краткую автоматическую обратную связь. Чтобы исключить эффект установки, тесту было дано нейтральное заглавие «Ваши жизненные ориентации».

Онлайн-версию теста СЖО заполнили 9876 человек. Демографический состав определялся аудиторией сайта: в выборку вошли 1260 (12,76%) мужчин и 8616 (87,24%) женщин в возрасте от 16 до 64 лет (медиана 24,00 года, среднее 25,77 года). Среди участников исследования 3,98% обладали неполным средним, 9,67% – средним, 31,24% – незаконченным высшим и 55,11% – высшим образованием. Респонденты также указывали род занятий (в свободной форме). Чтобы сбалансировать онлайн-выборку по гендерному признаку для изучения факторной структуры, из нее была выделена случайная подвыборка ($N = 2520$) из равного числа мужчин и женщин в возрасте от 16 до 64 лет. Средний возраст мужчин ($M = 25,63$, $SD = 7,87$) и женщин ($M = 25,99$, $SD = 7,61$) значительно не различался.

Данные второй выборки, преимущественно с использованием бланковой версии теста СЖО, были собраны участниками межкафедральной исследовательской группы по изучению личностного потенциала в МГУ и сотрудниками Международной лаборатории позитивной

психологии личности и мотивации в НИУ ВШЭ в 2002–2019 гг.¹ В исследование взяты респонденты неклинических выборок (студенты, школьники, сотрудники организаций, волонтеры), заполнявшие опросник добровольно и в нейтральных условиях. Бланковую версию теста заполнили 3402 человека, в том числе 2203 мужчины (64,85%) и 1194 женщины (35,14%) в возрасте от 14 до 77 лет (медиана 19 лет, среднее 21,72 года).

Для изучения конвергентной и дискриминантной валидности теста использована выборка исследования (Осин, Кузнецова, Малютина, 2014), респонденты которой заполняли дополнительно тест MLQ М. Стегера (Steger, 2006; Осин, Кузнецова, Малютина, 2014) и шкалу субъективного счастья С. Любомирски (Осин, Леонтьев, 2020), а также выборка студентов факультетов психологии, заполнявших шкалы позитивного и негативного аффекта (Осин, 2012), шкалу удовлетворенности жизнью Э. Динера (Осин, Леонтьев, 2020) и Тест экзистенциальных мотиваций (ТЭМ) (Шумский и др., 2016).

Анализ данных

Для упрощения интерпретации обратные пункты методики (№ 2, 5, 6, 7, 10, 13, 14, 15, 18, 19, 20) были предварительно инвертированы. В качестве стратегии анализа данных использовались эксплораторный анализ и конфирматорный факторный анализ (КФА) на онлайн-подгруппе (N = 2520) как наиболее репрезентативной и однородной с последующей проверкой полученной структуры на второй выборке.

Эксплораторный факторный анализ проводился в R 4.0.3 (пакет psych). С учетом возможной нелинейности связей пунктов из-за биполярной шкалы за основу были взяты матрица полихорических корреляций и метод обобщенных наименьших квадратов (GLS). Для принятия решения о количестве факторов был использован ряд распространенных критериев (Lee, Ashton, 2007): критерий Кеттелла (график «каменистой осыпи»), параллельный анализ (Horn, 1965), а также статистика MAP (Velicer, 1979).

Дополнительным инструментом для изучения структуры и размерности данных был эксплораторный анализ графов (пакет EGA, модель TMFG) (Golino, Epskamp, 2017). Данный новый метод позволяет представить структуру связей данных в виде графа, при этом количественные оценки связей пунктов с группами («сетевые нагрузки») достаточно хорошо соответствуют нагрузкам в конфирматорном факторном анализе (Christensen, Golino, Silvia, 2020).

КФА был выполнен в Mplus 8.5 (порядковые пункты моделировались как порядковые, использована статистика WLSMV). С учетом иерархического характера конструкта (общая осмысленность жизни и ее компоненты) была использована бифакторная модель. Этот подход позволяет разделить дисперсию конструкта, образованного несколькими компонентами, на общую и специфическую дисперсию субшкал (Reise, Moore, Naviland, 2010), а также количественно оценить дискриминантную валидность общего показателя и субшкал (Rodriguez, Reise, Naviland, 2016).

РЕЗУЛЬТАТЫ

Эксплораторный анализ данных

В онлайн-выборке по критерию MAP было сделано предположение о двумерной структуре. Параллельный анализ предполагал наличие пяти факторов.

¹ Авторы благодарят Д.А. Леонтьева, Е.А. Орел, Т.О. Гордееву, Е.Ю. Овчинникову, Е.И. Рассказову, Л.А. Александрову, А.Ж. Салихову, А.Н. Моспан, К.Г. Клейна, А.Х. Фам, В.Ю. Костенко, Ю.Ю. Неяскину, И.А. Буровихину, Н.Н. Саморукову, Г.В. Иванову, Е.М. Лаптеву, А.А. Арустамова, Т.Ю. Иванову, А.М. Малютину, С.С. Кузнецову, А.В. Синецуну, а также других коллег и студентов, принимавших участие в организации сбора данных.

Изломы графика собственных значений также соответствовали одному, двум и пяти факторам. Исходя из этих данных, были проинтерпретированы эксплораторные факторные модели размерностью от одного до шести факторов с простым и бифакторным косоугольным вращением (oblimin и biqartimin).

В одномерной модели все пункты показали статистически значимые нагрузки на фактор, объяснявший 38% дисперсии. Для пунктов 6 и 13 нагрузки оказались невысокими (0,28 и 0,25 соответственно); в моделях с более высокой размерностью эти пункты образовывали отдельные факторы. В разных моделях достаточно устойчиво воспроизводились факторы, отражающие удовлетворенность процессом жизни (пункты 1, 2, 5, 9, 20) и результатами самореализации (пункты 7, 8, 10, 11). Группа пунктов, соответствующая целям (3, 4, 16, 17, 18), в моделях с высокой размерностью образовывала две подгруппы: наличие целей (3, 4, 15) и сформированность призвания (16, 17, 18), а группа пунктов, соответствующая локусу контроля, устойчиво включала лишь три утверждения (12, 14, 19).

Результаты эксплораторного анализа графов приведены на рис. 1. Полученная картина позволяет более экономично представить структуру связей и объясняет различия в результатах между факторными моделями. Выделенные четыре группы пунктов хорошо интерпретируются как заинтересованность и увлеченность процессом жизни (1), удовлетворенность результатами самореализации (2), сформированность жизненных целей и взглядов (3) и внутренний локус контроля (4). Эта модель была взята за основу для последующего анализа.

Конфирматорный факторный анализ

Для проверки распределения пунктов по шкалам была проверена бифакторная эксплораторная модель (bifactor ESEM) с пятью ортогональными факторами, соответствующими общему показателю (с нагрузками всех пунктов) и четырем группам утверждений (ожидаемый паттерн нагрузок был задан в соответствии с рис. 1). Модель 0 показала отличное соответствие данным на обеих выборках. Все нагрузки пунктов на общий фактор

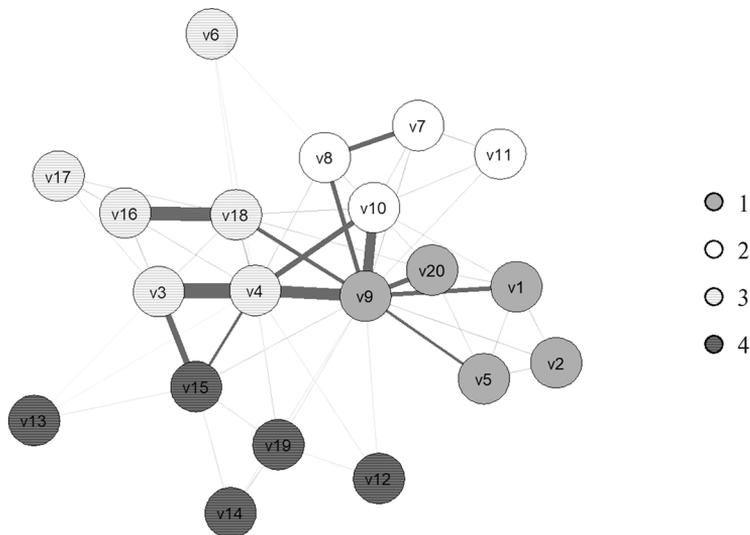


Рис. 1. Результаты эксплораторного анализа графов (онлайн-выборка)

были статистически достоверными. Нагрузки пунктов на «свои» субшкалы также были статистически достоверными и более высокими, чем на другие субшкалы. Единственным исключением был пункт 6, показавший более высокую нагрузку на субшкалу *процесс* на обеих выборках, однако эта нагрузка была слабой (0,19 и 0,22) и не выглядела теоретически обоснованной. На основе этих результатов был сделан вывод о верном распределении пунктов по субшкалам.

Первая конфирматорная модель (1) была бифакторной моделью с пятью ортогональными факторами, соответствующими общему показателю и четырем субшкалам (в отличие от модели (0), каждый пункт имел нагрузку только на «свою» субшкалу). Модель показала хорошее соответствие данным на обеих выборках (табл. 1). Нагрузки пунктов на общий показатель были статистически достоверны и находились в диапазоне от 0,25 до 0,82 на онлайн-выборке и от 0,33 до 0,79 на бланковой выборке. Нагрузки пунктов на специфические факторы также были статистически достоверными на обеих выборках для всех пунктов, за исключением 6 и 13.

В модели 2 нагрузки пунктов 6 и 13 на специфические факторы были исключены. Наиболее мощные индексы модификации касались ковариаций ошибок пунктов со сходными формулировками (3 и 4, 3 и 15, 13 и 15) и воспроизводились на обеих выборках. При добавлении этих связей в модель 3 соответствие данным оказалось отличным на обеих выборках.

Мы также проверили соответствие полученной факторной структуры модели 3 на двух выборках с помощью мультигруппового КФА. Модель 5 с инвариантностью факторных нагрузок и порогов пунктов не показала существенного отличия в индексах соответствия ($\Delta CFI/\Delta RMSEA \leq 0,010$) от базовой модели 4 с инвариантной факторной конфигурацией, что позволяет говорить об эквивалентности баллов на двух выборках. На онлайн-группе модель также показала инвариантность относительно пола, возраста и уровня образования, что позволяет говорить о сопоставимости баллов у представителей разных социальных групп.

Стандартизованные факторные нагрузки, полученные на основе модели 5, представлены в табл. 2. Для подавляю-

Таблица 1

Показатели соответствия конфирматорных факторных моделей

Модель	Выборка	Chi-sq (df)	CFI	RMSEA (90% CI)	SRMR
0	Онлайн	850,09 (100), $p < 0,001$	0,985	0,055 (0,051; 0,058)	0,016
0	Бланковая	914,77 (100), $p < 0,001$	0,983	0,050 (0,047; 0,052)	0,016
1	Онлайн	2079,19 (150), $p < 0,001$	0,961	0,071 (0,069; 0,074)	0,031
1	Бланковая	2731,35 (150), $p < 0,001$	0,946	0,072 (0,070; 0,074)	0,034
2	Онлайн	2059,30 (152), $p < 0,001$	0,961	0,071 (0,068; 0,073)	0,031
2	Бланковая	2675,91 (152), $p < 0,001$	0,948	0,071 (0,068; 0,073)	0,034
3	Онлайн	1118,95 (149), $p < 0,001$	0,979	0,053 (0,050; 0,055)	0,025
3	Бланковая	1595,77 (149), $p < 0,001$	0,970	0,054 (0,052; 0,056)	0,027
4	Обе группы	2797,81 (298), $p < 0,001$	0,974	0,054 (0,052; 0,055)	0,026
5	Обе группы	2901,66 (426), $p < 0,001$	0,974	0,045 (0,043; 0,046)	0,030

Примечание. Chi-sq (df): – статистика хи-квадрат с числом степеней свободы, CFI – сравнительный индекс соответствия модели, RMSEA (90% CI) – среднеквадратическая ошибка аппроксимации с 90%-ным доверительным интервалом, SRMR – стандартизованный среднеквадратический остаток.

Таблица 2

Факторные нагрузки модели 5 (все нагрузки статистически достоверны, $p < 0,001$)

Пункт теста	Общий показатель	Процесс	Цели	Результат	Локус
1	0,62	0,33			
2	0,57	0,49			
3	0,57		0,34		
4	0,79		0,09		
5	0,57	0,45			
6	0,31				
7	0,64			0,55	
8	0,70			0,25	
9	0,82	0,28			
10	0,76			0,08	
11	0,56			0,42	
12	0,45				0,12
13	0,29				
14	0,43				0,62
15	0,69				0,13
16	0,56		0,70		
17	0,45		0,44		
18	0,71		0,40		
19	0,54				0,56
20	0,68	0,17			
ECV	0,71	0,06	0,09	0,06	0,07
ω (ω_s)	0,94	0,86	0,88	0,84	0,77
ω_n (ω_{ns})	0,87	0,20	0,24	0,17	0,26

шего большинства пунктов вклад общего показателя выражен сильнее, чем вклад фактора субшкалы. Объясненная общая дисперсия (ECV) для общего показателя составляет 71%, субшкалы объясняют сопоставимую и небольшую (6–9%) долю общей дисперсии пунктов. Как общий показатель, так и субшкалы обладают достаточно высокой надежностью (ω / ω_s), однако лишь небольшая часть (17–26%) дисперсии субшкал является специфической, за вычетом общего показателя (ω_{ns}). Все это позволяет рассматривать тест СЖО скорее как одномерный инструмент (Rodriguez, Reise, Naviland, 2016) с относительно невысокой спецификой субшкал.

Описательная статистика и показатели надежности шкал

В результате оценки моделей была подтверждена валидность новых ключей. Показатели субшкал были рассчитаны как суммы баллов по входящим в них пунктам (см. табл. 3). Для оценки надежности общего показателя и выделенных субшкал теста СЖО рассчитаны альфа-коэффициент Кронбаха и коэффициент надежности GLB. Выделенные субшкалы демонстрируют высокую внутреннюю согласованность, за исключением шкалы *локуса контроля*. Представленные в табл. 3 описательные статистики могут использоваться как нормы для интерпретации

Таблица 3

Описательная статистика и показатели надежности шкал теста смысловых жизненных ориентаций (N = 2520)

Шкала	Пункты	α	GLB	M (SD)	Нижний квартиль	Верхний квартиль
Процесс	1, 2, 5, 9, 20	0,84	0,86	23,26 (6,41)	5–19	28–35
Цели	3, 4, 16, 17, 18	0,80	0,87	18,07 (5,80)	5–14	23–35
Результат	7, 8, 10, 11	0,80	0,83	17,09 (5,77)	4–13	22–28
Локус контроля	12, 14, 15, 19	0,69	0,70	20,26 (4,83)	4–17	24–28
Общий показатель	Все 20 пунктов	0,91	0,94	94,15 (21,10)	20–80	110–140

Примечание. α – альфа Кронбаха, GLB – коэффициент надежности GLB, M – среднее, SD – стандартное отклонение.

индивидуальных баллов при анонимном и заочном предъявлении методики испытуемым, заинтересованным в самопознании (границы квартилей могут выступать критериями высоких и низких баллов).

Связи с демографическими переменными

Для изучения связей показателей с демографическими переменными использована сбалансированная подгруппа онлайн-выборки (N = 2520). Гендерные различия по показателям теста в онлайн-выборке были невелики. Баллы мужчин по субшкалам *процесс* ($d = 0,14, p < 0,001$), *результат* ($d = 0,20, p < 0,001$) и общему показателю осмысленности жизни ($d = 0,12, p < 0,001$) оказались более низкими, однако величина этих эффектов довольно мала.

Для изучения связей с возрастом использовался дисперсионный анализ. Респонденты были поделены на девять сопоставимых по объему возрастных групп (не менее 50 человек в каждой подгруппе по сочетанию возраста и гендера). При совместном анализе эффектов гендера и возраста были обнаружены лишь различия, связанные с гендером ($F(1; 2462) = 7,73; p < 0,01; \eta^2 = 0,003$) и взаимодействием факторов ($F(8; 2462) = 2,79; p < 0,01; \eta^2 = 0,009$). Значимые гендерные различия (критерий Фишера, $p < 0,05$), свидетельствующие о более высокой осмысленности жизни у женщин, обнаружены в группах

18–19 лет ($d = 0,34, p < 0,01$), 24–25 лет ($d = 0,30, p < 0,05$) и 30–34 года ($d = 0,37, p < 0,01$).

При совместном анализе вклада факторов гендера и образования в общий показатель осмысленности жизни обнаружены значимые эффекты гендера ($F(1; 2514) = 12,85; p < 0,001; \eta^2 = 0,005$), образования ($F(2; 2514) = 13,26; p < 0,001; \eta^2 = 0,010$) и взаимодействия факторов ($F(2; 2514) = 4,11; p < 0,05; \eta^2 = 0,003$). Данные говорят о прямой связи образования с переживанием осмысленности жизни, однако эта связь значима лишь для мужской части выборки ($\eta^2 = 0,026, p < 0,001$).

Для анализа различий в осмысленности жизни, связанных с видом профессиональной деятельности, использовалась полная онлайн-выборка (N = 9876). Ответы респондентов на пункт анкеты «Род занятий» были подвергнуты качественному контент-анализу путем объединения в группы по сходству формулировок (всего 51 профессиональная группа, минимальный размер группы N = 25), использован однофакторный дисперсионный анализ.

Профессиональные различия по общему показателю осмысленности жизни оказались значимыми ($F(50, 9812) = 10,07; p < 0,001; \eta^2 = 0,049$) и существенно более выраженными по магнитуде, чем другие демографические различия ($\eta^2 < 0,01$). В качестве группы сравнения была выбрана

подгруппа студентов как самая многочисленная ($N = 2436$) и демонстрирующая баллы, наиболее близкие к среднему по выборке. Средние показатели осмысленности жизни с 95%-ными доверительными интервалами, полученные для профессиональных подгрупп, представлены на рис. 2.

Конвергентная и дискриминантная валидность

Данные двух студенческих выборок свидетельствуют об умеренных связях субшкал друг с другом ($r = 0,52-0,65$, $p < 0,001$). Показатели теста СЖО демонстрируют умеренные связи с показателями субъективного благополучия (удовлетворенность жизнью, субъективное счастье, баланс аффекта), а также предсказуемые связи с показателями наличия смысла и экзистенциальной исполненности (в первую очередь, шкала *смысл жизни* ТЭМ). По данным регрессионного анализа, наиболее тесные связи с показателем позитивного аффекта обнаруживают шкалы *процесс* и *цели* ($\beta = 0,40$ и $0,25$, $p < 0,001$), с показателем удовлетворенности жизнью – шкала *результат* ($\beta = 0,46$, $p < 0,001$), с показателем субъективного счастья – шкалы *результат* и *процесс* ($\beta = 0,44$ и $0,31$, $p < 0,001$).

Субшкала *цели* оказывается единственным предиктором показателя смысла жизни по тесту MLQ ($\beta = 0,69$, $p < 0,001$), а экзистенциальная исполненность связана с субшкалами *цели*, *процесс* и *результат* ($\beta = 0,38$, $0,23$ и $0,22$, $p < 0,05$).

ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ

Полученные данные говорят о том, что тест СЖО спустя 30 лет после своего создания остается надежным и валидным инструментом. Новая структура субшкал существенно отличается от оригинальной (Леонтьев, 1992), однако выглядит предпочтительной: распределение пунктов по шкалам оказывается содержательно более четким, что повышает их дискриминантную валидность, а структура воспроизводится на двух больших независимых выборках. Внутренняя согласованность трех субшкал достаточна для индивидуальной диагностики, а четвертую субшкалу (локус контроля) можно рекомендовать для исследовательских целей. Стоит отметить, что в силу особенностей методики (отсутствие четко ограниченных смысловых подгрупп пунктов, две альтернативные формулировки в каждом пункте, требующие

Таблица 4

Связи показателей теста СЖО с другими индикаторами благополучия и осмысленности жизни

Шкала	N	α	Общий показатель ОЖ	Процесс	Цели	Результат	Локус контроля
MLQ: Наличие смысла	366	0,86	0,61*	0,41*	0,74*	0,43*	0,31*
MLQ: Поиск смысла	366	0,87	-0,04	0,08	-0,15**	-0,08	0,01
Субъективное счастье	371	0,81	0,62*	0,68*	0,34*	0,56*	0,44*
Позитивный аффект	430	0,89	0,64*	0,61*	0,55*	0,48*	0,48*
Негативный аффект	429	0,89	-0,47*	-0,40*	-0,38*	-0,43*	-0,36*
Удовлетворенность жизнью	420	0,85	0,62*	0,54*	0,44*	0,64*	0,47*
ТЭМ: Фундамент. доверие	106	0,81	0,56*	0,49*	0,51*	0,56*	0,34*
ТЭМ: Фундамент. ценность	106	0,77	0,54*	0,46*	0,53*	0,47*	0,39*
ТЭМ: Самоценность	106	0,77	0,59*	0,51*	0,53*	0,54*	0,40*
ТЭМ: Смысл жизни	106	0,85	0,77*	0,66*	0,73*	0,58*	0,54*
ТЭМ: Общий показатель ЭИ	106	0,93	0,70*	0,61*	0,66*	0,61*	0,47*

Примечание. α – альфа Кронбаха, * $p < 0,001$; ** $p < 0,01$.

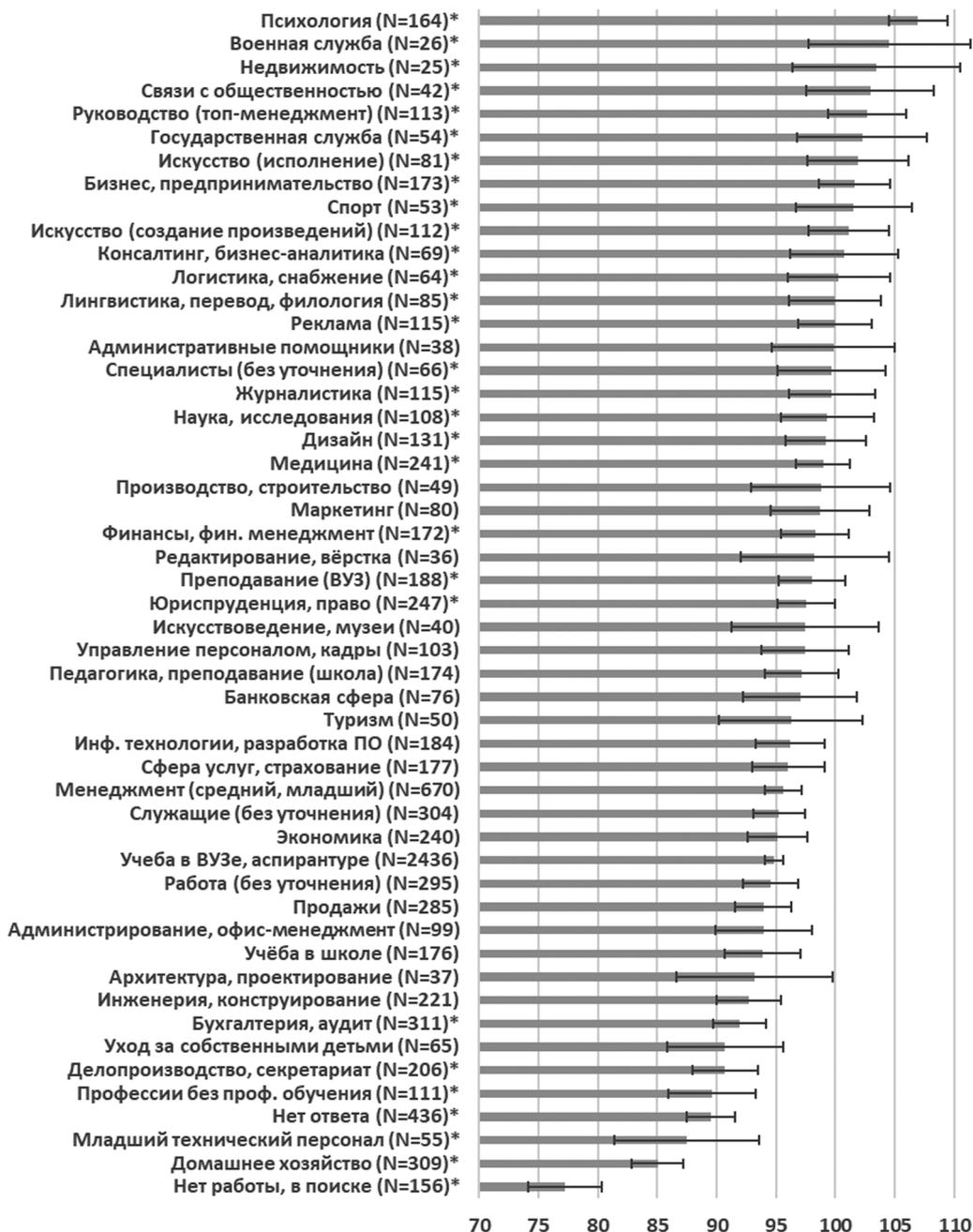


Рис. 2. Общий показатель осмысленности жизни у представителей различных профессий

Примечание. Средние даны с 95%-ными доверительными интервалами; * – значимое на уровне $p < 0,05$ отличие по критерию Фишера от группы сравнения (студенты).

соотнесения) эксплораторная факторная структура будет различаться от выборки к выборке.

Тест СЖО демонстрирует выраженные связи с другими индикаторами психологического благополучия. Показатели субшкалы *процесс* больше связаны с общим эмоциональным благополучием, субшкалы *результат* — с удовлетворенностью жизнью в целом, а субшкалы *цели* — с поиском и осуществлением смысла. Учитывая недавние исследования, согласно которым эвдемония (самореализация, связанная со стремлением к смыслу), как правило, сопровождается субъективным благополучием (Waterman, 2013; Vittersø, 2016), критика тестов PIL (Steger, 2006) и СЖО по этому основанию уже не выглядит обоснованной. СЖО можно рассматривать как индикатор эвдемонии, основанный на экзистенциальном подходе, наравне с такими инструментами, как ТЭМ (Шумский и др., 2016). Большой ясности в этом вопросе удастся достичь по мере накопления более совершенных и хорошо теоретически обоснованных инструментов для измерения эвдемонии.

Связи с демографическими переменными дополняют имеющиеся данные К. Муздыбаева (1981) и Д.А. Леонтьева (1992). Полученные гендерные различия по общей осмысленности жизни являются крайне слабыми на онлайн-выборке (и не значимы на второй выборке), что позволяет использовать единые нормы для мужчин и женщин. Связи с возрастом (по крайней мере, в период ранней взрослости и молодости, 18–44 года, к которому относится большинство респондентов онлайн-выборки) также невелики: осмысленность жизни в большей мере связана с индивидуальными особенностями развития, чем с возрастом или гендером. Выраженные профессиональные различия в осмысленности и смыслоутрате хорошо согласуются с данными, полученными на материале опросника субъективного отчуждения (Osin, 2009).

Эти результаты могут быть проинтерпретированы в свете теории самодетерминации Э. Деси и Р. Райана, которые рассматривают ощущение осмысленности как переживание удовлетворенности базовых потребностей (Ryan, Deci, 2017): наиболее высокие показатели осмысленности обнаруживаются у представителей профессий, в которых человек может самостоятельно принимать решения, выполняет работу, требующую высокого уровня квалификации и связанную с установлением и поддержанием отношений с людьми. Наиболее низкие показатели осмысленности у представителей профессий, дающих мало возможностей для удовлетворения одной или нескольких базовых потребностей, а также у безработных. Обращает на себя внимание низкий уровень осмысленности жизни у людей, находящихся в декретном отпуске и занятых домашним хозяйством. Неудивительно, что наиболее высокие показатели осмысленности жизни обнаружены у психологов, которые в силу специфики профессии склонны к заботе о своем психологическом благополучии и рефлексии смысла собственной деятельности и жизни.

Полученные данные дают широкую картину количественных особенностей переживания осмысленности жизни представителями различных социальных групп в России и позволяют выделить профессии, составляющие группы риска по утрате смысла в силу особенностей содержания профессиональной деятельности. Эти данные приводят к идее о важности психологических практик, стимулирующих внутреннюю работу по рефлексии смысла и ценности своей деятельности представителями профессий, входящих в группу риска по утрате смысла.

ВЫВОДЫ

1. Полученные данные подтверждают высокую надежность и обосновывают структурную валидность теста СЖО:

выделены четыре субшкалы, обладающие удовлетворительными показателями надежности.

2. Осмысленность жизни демонстрирует слабые гендерные и возрастные различия, а также слабую прямую связь с уровнем образования, более выраженную у мужчин. Наиболее сильны различия в осмысленности жизни, связанные с видом профессиональной деятельности.

3. Тест СЖО демонстрирует конвергентную валидность по отношению к другим индикаторам субъективного благополучия и наличия смысла.

1. *Аристотель*. Никомахова этика // Соч.: В 4 т. М.: Мысль, 1983. Т. 4. С. 53–293.
2. *Леонтьев Д.А.* Счастье и субъективное благополучие: к конструированию понятийного поля // Мониторинг общественного мнения: Экономические и социальные перемены. 2020. № 1. С. 14–37.
3. *Леонтьев Д.А.* Тест смысложизненных ориентаций (СЖО). М.: Смысл, 1992.
4. *Леонтьев Д.А., Калашников М.О., Калашникова О.Э.* Факторная структура теста смысложизненных ориентаций // Психол. журн. 1993. Т. 14. № 1. С. 150–155.
5. *Муздыбаев К.* Удовлетворенность жизнью, ощущение счастья, переживание смысла собственного бытия // Рабочий класс СССР на рубеже 80-х годов / Под ред. Л.А. Гордона, А.К. Назимовой. М.: Ин-т международного рабочего движения АН СССР, 1981. С. 181–198.
6. *Осин Е.Н.* Измерение позитивных и негативных эмоций: разработка русскоязычного аналога методики PANAS // Психология. Журн. Высшей школы экономики. 2012. Т. 9. № 4. С. 91–110.
7. *Осин Е.Н., Кузнецова С.С., Малютина А.М.* Имплитные концепции смысла жизни и осмысленной жизни // Психология смысла жизни: методологические, теоретические и прикладные проблемы / Под ред. К.В. Карпинского, В.Э. Чудновского. Гродно: ГрГУ, 2014. С. 118–138.
8. *Осин Е.Н., Леонтьев Д.А.* Краткие русскоязычные шкалы диагностики субъективного благополучия: психометрические характеристики и сравнительный анализ // Мониторинг общественного мнения: Экономические и социальные перемены. 2020. № 1. С. 117–142.
9. *Серый А.В.* Система личностных смыслов: структура, функции, динамика. Кемерово: Кузбассвузиздат, 2004.
10. *Франкл В.* Человек в поисках смысла. М.: Прогресс, 1990.
11. *Шумский В.Б.* и др. Диагностика экзистенциальной исполненности: Оригинальная русскоязычная версия Теста экзистенциальных мотиваций / Шумский В.Б., Уколова Е.М., Осин Е.Н., Лупандина Я.Д. // Психология. Журн. Высшей школы экономики. 2016. Т. 13. № 4. С. 763–788.
12. *Christensen A.P., Golino H., Silvia, P.J.* A psychometric network perspective on the validity and validation of personality trait questionnaires // Eur. J. Pers. 2020 (in press). doi:org/10.1002/per.2265
13. *Crumbaugh J.S., Maholick L.T.* Manual of instructions for the Purpose in Life Test. Munster, IN: Psychometric Affiliates, 1969.
14. *Davies G., Klaessen D., Längle A.* Purpose in Life Test // Michalos A.C. (ed.). Encyclopedia of quality of life and well-being research. Dordrecht: Springer, 2014. P. 5238–5243.
15. *Golino H.F., Epskamp S.* Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research // PLoS ONE. 2017. V. 12. N 6. P. e0174035.
16. *Horn J.L.* A rationale and test for the number of factors in factor analysis // Psychometrika. 1965. V. 30. P. 179–185.
17. *Huta V., Waterman A.S.* Eudaimonia and its distinction from hedonia: Developing a classification and terminology for understanding conceptual and operational definitions // J. Happiness Studies. 2014. V. 15. N 6. P. 1425–1456.
18. *Lee K., Ashton M.C.* Factor analysis in personality research // Robins R.W., Fraley R.C., Krueger R.F. (eds). Handbook of research methods in personality psychology. N.Y.: The Guilford Press, 2007. P. 424–443.
19. *Osin E.N.* Subjective experience of alienation: measurement and correlates // Existenzanalyse. 2009. N 1. P. 4–11.
20. *Reise S.P., Moore T.M., Haviland M.G.* Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores // J. Pers. Assess. 2010. V. 92. N 6. P. 544–559.
21. *Rodriguez A., Reise S.P., Haviland M.G.* Evaluating bifactor models: calculating and interpreting the statistical indices // Psychol. Methods. 2016. V. 21. N 2. P. 137–150.
22. *Ryan R.M., Deci E.L.* Self-Determination Theory: Basic psychological needs in motivation, development, and wellness. N.Y.: Guilford Publications, 2017.
23. *Schulenberg S.E., Melton A.M.A.* A confirmatory factor-analytic evaluation of the Purpose in Life

- Test: Preliminary psychometric support for a replicable two-factor model // *J. Happiness Studies*. 2010. V. 1. N 1. P. 95–111.
24. *Steger M.* An illustration of issues in factor extraction and identification of dimensionality in psychological assessment data // *J. Pers. Assess.* 2006. V. 86. N 3. P. 263–272.
 25. *Steger M.F.* et al. The meaning in life questionnaire: Assessing the presence of and search for meaning in life / *Steger M.F., Frazier P., Oishi S., Kaler M.* // *J. Counsel. Psychol.* 2006. V. 53. N 1. P. 80–93.
 26. *Velicer W.F.* Determining the number of components from the matrix of partial correlations // *Psychometrika*. 1976. V. 41. P. 321–327.
 27. *Vittersø J.* (ed.). *Handbook of eudaimonic well-being*. Cham: Springer, 2016.
 28. *Waterman A.* (ed.). *The best within us: Positive psychology perspectives on eudaimonia*. Washington, DC: APA, 2013.
- References in Russian:**
1. *Aristotel'.* *Nikomakhova etika* [Nicomachean Ethics] // *Soch.:* V 4 t. [Collected Works in 4 vol.] T. 4. M.: Mysl', 1983. P. 53–293.
 2. *Leontiev D.A.* Schast'e i sub"ektivnoe blagopoluchie: k konstruirovaniyu ponyatiinogo polya [Happiness and well-being: Toward the construction of the conceptual field] // *Monitoring obshchestvennogo mneniya: Ekonomicheskie i sotsial'nye peremeny*. 2020. N 1. P. 14–37. URL: <https://doi.org/10.14515/monitoring.2020.1.02>
 3. *Leontiev D.A.* Test smyslozhiznennykh orientatsii (SZhO) [Life meaning orientations test]. M.: Smysl, 1992.
 4. *Leontiev D.A., Kalashnikov M.O., Kalashnikova O.E.* Faktornaya struktura testa smyslozhiznennykh orientatsii [Factor structure of the Life meaning orientations test] // *Psikhologicheskii zhurnal*. 1993. V. 14(1). P. 150–155.
 5. *Muzdybaev K.* Udovletvorennost' zhizn'yu, oshchushchenie schast'ya, perezhivanie smysla sobstvennogo bytiya [Satisfaction with life, happiness, and meaningfulness of one's being] // *Rabochii klass SSSR na rubezhe 80-kh godov* [Working class in the USSR on the verge of 1980s] / Pod red. L.A. Gordona, A.K. Nazimovoi. M.: In-t mezh-dunarodnogo rabocheho dvizheniya AN SSSR, 1981. P. 181–198.
 6. *Osin E.N.* Izmerenie pozitivnykh i negativnykh emotsii: razrabotka russkoyazychnogo analoga metodiki PANAS [Measuring positive and negative affect: Development of a Russian-language analogue of PANAS] // *Psikhologiya. Zhurnal Vysshei shkoly ekonomiki*. 2012. V. 9(4). P. 91–110.
 7. *Osin E.N., Kuznetsova S.S., Malyutina A.M.* Implitsitnye kontseptsii smysla zhizni i osmyslennoi zhizni [Implicit conceptions of life meaning and meaningful life] // *Psikhologiya smysla zhizni: metodologicheskie, teoreticheskie i prikladnye problemy* / Pod red. K.V. Karpinskogo, V.E. Chudnovskogo. Grodno: GrGU, 2014. P. 118–138.
 8. *Osin E.N., Leontiev D.A.* Kratkie russkoyazychnye shkaly diagnostiki sub"ektivnogo blagopoluchiya: psikhometricheskie kharakteristiki i sravnitel'nyi analiz [Brief Russianlanguage instruments to measure subjective wellbeing: Psychometric properties and comparative analysis] // *Monitoring obshchestvennogo mneniya: Ekonomicheskie i sotsial'nye peremeny*. 2020. N 1. P. 117–142. URL: <https://doi.org/10.14515/monitoring.2020.1.06>
 9. *Seryi A.V.* Sistema lichnostnykh smyslov: struktura, funktsii, dinamika [The personal meanings system: structure, functions, dynamics]. Kemerovo: Kuzbassvuzizdat, 2004.
 10. *Frankl V.* *Chelovek v poiskakh smysla* [Man's Search for Meaning]. M.: Progress, 1990.
 11. *Shumsky V.B.* i dr. Diagnostika ekzistentsial'noi ispolnennosti: Original'naya russkoyazychnaya versiya Testa ekzistentsial'nykh motivatsii / *Shumsky V.B., Ukolova E.M., Osin E.N., Lupandina Ya.D.* [Measuring existential fulfilment: An original Russian version of Test of Existential Motivations] // *Psikhologiya. Zhurnal Vysshei shkoly ekonomiki*. 2016. V. 13. N 4). P. 763–788.

Поступила в редакцию 24. XI 2020 г.