УДК 159.9.072.52 Вестник СПбГУ. Психология. 2026. Т. 16. Вып. 2

Адаптация и модификация русскоязычной версии Опросника проактивного конструирования работы (JCQ) Г. Слэмпа и Д. Велла-Бродерик*

А. С. Якухнова, Л. В. Мararица, С. Д. Гуриева[a]

Санкт-Петербургский государственный университет,
Российская Федерация, 199034, Санкт-Петербург, Университетская наб., 7–9

Для цитирования: *Якухнова А. С., Мararица Л. В., Гуриева С. Д.* Адаптация и модификация русскоязычной версии Опросника проактивного конструирования работы (JCQ) Г. Слэмпа и Д. Велла-Бродерик // Вестник Санкт-Петербургского университета. Психология. 2026. Т. 16. Вып. 2. С. 226–249. https://doi.org/10.21638/spbu16.2026.203

Современные трансформации трудовой сферы, включая рост гибридных форм занятости и высокую изменчивость условий труда, требуют разработки и валидации инструментов, позволяющих оценивать проактивное поведение сотрудников. Одним из таких инструментов является опросник JCQ (Job Crafting Questionnaire), предложенный Г. Слэмпом и Д. Велла-Бродерик. Целью настоящего исследования являлись адаптация русскоязычной версии Опросника проактивного конструирования работы (ОПКР) и ее модификация за счет добавления нового домена: субшкалы крафтинга среды, с последующей проверкой факторной структуры, надежности и конструктной валидности. В исследовании приняли участие две выборки: 800 респондентов в 2023 г. и 300 (модифицированная версия) в 2024 г. Применялись методы факторного анализа (ЭФА, КФА), оценки надежности (α Кронбаха, ω Макдональда) и анализ дискриминативности пунктов (GRM). Результаты подтвердили оригинальную трехфакторную структуру JCQ (крафтинг задач, смысла и отношений), и четырехфакторную — при добавлении новой субшкалы крафтинга рабочей среды. Совокупная объясненная дисперсия в четырехфакторной модели составила 62 %, значения $\alpha > 0{,}85$, $\omega > 0{,}88$. Большинство пунктов продемонстрировали высокую дискриминативность ($a > 1{,}5$). Конструктная валидность подтверждена положительными корреляциями с валидированной ранее русскоязычной шкалой настройки работы JCS М. Тимс, А. Б. Баккера и Д. Деркса ($r = 0{,}40$–$0{,}65$) и PAS ($r \approx 0{,}45$). Дополнительно был рассчитан коэффициент ω Шмида — Леймана, отражающий общую факторную насыщенность шкалы ($\omega = 0{,}88$–$0{,}92$), а также проведен анализ дискриминантной валидности: показатели AVE для всех субшкал превышали квадраты межфакторных корреляций, а коэффициенты HTMT находились в диапазоне 0,67–0,78, что подтверждает различимость конструктов при их теоретической связанности. Полученные результаты подтверждают надежность и валидность ОПКР, в том числе и ее модифицированной версии.

Ключевые слова: настройка работы, крафтинг смысла, крафтинг задач, крафтинг отношений, крафтинг среды, когнитивный крафтинг.

* Исследование выполнено при поддержке гранта Российского научного фонда № 22-18-00452-П (Продление) «Психосоциальный дизайн рабочей среды как фактор субъективного благополучия сотрудника и инновационного потенциала организации».

[a] Автор для корреспонденции

© А. С. Якухнова, Л. В. Мararица, С. Д. Гуриева, 2026

Введение

Современная организация труда характеризуется высокой степенью неопределенности, быстрыми технологическими изменениями и распространением гибридных форм занятости (Asrori, 2024; Li, 2023). Такие трансформации акцентируют внимание исследователей и практиков на изучении стратегий, позволяющих работникам адаптироваться к меняющимся условиям и сохранять психологическое благополучие. Одним из механизмов, позволяющих работникам не только адаптироваться, но и активно влиять на содержание и структуру работы, является ее проактивное конструирование (крафтинг работы, job crafting). Концепция крафтинга работы, предложенная Э. Вжесневски (E. Wrzesniewski) и Д. Даттон (J. Dutton) в 2001 г., предполагает, что сотрудники самостоятельно изменяют задачи, социальные отношения и восприятие работы ради повышения психологического благополучия и удовлетворенности. Целью таких изменений является повышение соответствия работы личным интересам, ценностям и сильным сторонам работника, что способствует увеличению удовлетворенности трудом, вовлеченности в процесс и эффективности. Важно отметить, что крафтинг отличается от традиционного подхода к дизайну работы, который предполагает, что изменения в рабочих обязанностях инициируются руководством. В случае крафтинга работы инициатива исходит от самих сотрудников или рождается в диалоге с руководителем или командой, что подчеркивает активную роль человека в формировании собственного рабочего опыта (Wrzesniewski, Dutton, 2001).

В отечественной психологии также есть концептуальная основа для рассмотрения проактивного конструирования работы: в теории деятельности А. Н. Леонтьева она формируется на основе внутренних мотивов и преобразуется в соответствии с ними. Именно включение личностного мотива в структуру деятельности делает ее осмысленной и подвижной (Леонтьев, 1975). В теории личностного смысла Б. С. Братусь подчеркивает, что утрата субъективного смысла деятельности может привести к деструктивным личностным изменениям, в то время как наполнение деятельности индивидуальной значимостью способствует ее интеграции в личностную структуру (Братусь, 1988). Наконец, субъектно-ориентированная концепция В. А. Петровского, в которой личность рассматривается как рефлексивный субъект, способный сознательно перестраивать свою деятельность (Петровский, 2010), создает контекст для обсуждения проактивного конструирования личностью своей работы.

Э. Вжесневски и Д. Даттон в 2001 г. сформулировали представление о трех точках приложения проактивности, или реализации крафтинг-поведения на рабочем месте:

1) крафтинг задач (task crafting): модификация количества, объема, характера выполняемых задач посредством добавления, изменения или исключения их, чтобы сделать работу интересной или соответствующей навыкам;

2) крафтинг социальных отношений (relational crafting): переопределение круга контактов, характера взаимодействия с коллегами, клиентами или другими сторонами в стремлении к более продуктивным или удовлетворяющим отношениям;

3) когнитивный крафтинг (крафтинг смысла, cognitive crafting): переосмысление рабочих задач с фокусом на вкладе в общее дело, пользу для общества, повыше-

ние значимости и удовлетворенности от выполняемых обязанностей (Wrzesniewski, Dutton, 2001).

Такой подход рассматривается как поведенческое проявление осознания личностью своей мотивации, автономии и стремления к самоопределению, что согласуется с теорией самодетерминации (Deci, Ryan, 2000). Важным теоретическим основанием выступает также концепция проактивности Р. Шварцера (R. Schwarzer), согласно которой она рассматривается как устойчивая личностная установка, отражающая склонность индивида к самодетерминации, инициативе и направленному воздействию на среду с целью достижения желаемых результатов (Schwarzer, 2000). В рамках этой концепции была разработана Шкала проактивных аттитюдов (Proactive Attitudes; PAS), измеряющая мотивационную готовность к действию, устойчивость намерений и установку на позитивные изменения в жизни.

В 2012 г. М. Тимс (M. Tims), А. Баккер (A. Bakker) и Д. Деркс (D. Derks) расширили концепцию крафтинга работы, интегрируя ее в модель требований и ресурсов труда, разработанную А. Баккером и Е. Демерути (E. Demerouti). Согласно этой модели, сотрудники стремятся оптимизировать свою рабочую среду, балансируя между увеличением ресурсов и управлением требованиями, чтобы достичь лучших результатов и повысить свое благополучие. Исследователи определили крафтинг работы как «самоинициируемые изменения, которые сотрудники вносят как в рабочие требования, так и в ресурсы с целью достижения и оптимизации личных и рабочих целей» (Tims et al., 2012, p. 174). На основе данной теоретической модели был разработан опросник «Шкала настройки работы» (Job Crafting Scale; JCS, русскоязычная версия см.: (Маничев и др., 2022)), предназначенный для измерения четырех аспектов проактивного поведения сотрудников:

1) увеличение структурных ресурсов;
2) увеличение социальных ресурсов;
3) увеличение сложности задач;
4) сокращение обременительных требований.

Результаты эмпирических исследований показали, что проактивное изменение ресурсов и требований связано с повышением вовлеченности в работу и удовлетворенности, а также снижением уровня выгорания. В данном подходе и методике когнитивный аспект проактивного конструирования работы не выделяется и не операционализируется в отдельных шкалах. В рамках ресурсной модели труда М. Тимс и коллеги указывали, что когнитивное переосмысление может рассматриваться скорее как стратегия психологической адаптации, применяемая в ситуациях, когда сотрудник не имеет возможности внести реальные изменения в свою работу (Tims et al., 2012).

Домены крафтинг-поведения, предложенные А. Вжесневски и Д. Даттон, были операционализированы в методике «Опросник проактивного конструирования работы», ОПКР (Job Crafting Questionnaire; JCQ), разработанном Г. Слэмпом (G. Slemp) и Д. Велла-Бродрик (D. Vella-Brodrick) (Slemp, Vella-Brodrick, 2013). Первые шаги по адаптации методики на русский язык показали ее хорошие психометрические свойства (Юмкина и др., 2024), но исследование, нацеленное на сбор примеров крафтинг-поведения на российской выборке посредством интервью, показало, что существует еще один вид проактивного поведения — крафтинга среды. В современных исследованиях подчеркивается важность физической среды как

фактора, влияющего на мотивацию, удовлетворенность и производительность сотрудников (Noviyanti et al., 2025; Rahman et al., 2024), поэтому учет возможности проактивной модификации рабочей среды может быть важным дополнением при описании крафтинг-поведения.

Целью настоящего исследования являлась проверка валидности и надежности русскоязычной версии опросника проактивного конструирования работы, а также оценка его модифицированной версии, дополненной новым доменом — крафтингом рабочей среды. Работа направлена не только на анализ соответствия адаптированной версии исходной структуре JCQ, но и на уточнение факторной модели инструмента на российской выборке.

В рамках исследования решались следующие задачи:

1) оценка факторной структуры и надежности базовой русскоязычной версии ОПКР-15 с использованием конфирматорного факторного анализа на порядковых данных (оценивание WLSMV);

2) разработка и апробация модифицированной версии ОПКР-20, включающей дополнительную субшкалу «Крафтинг среды»;

3) проверка характеристик качества (дискриминативности) пунктов с использованием подходов современной теории тестирования (IRT-анализ);

4) сопоставление ОПКР с другими валидизированными шкалами проактивного поведения и аттитюдов для оценки конвергентной валидности.

Дизайн исследования

Выборка исследования. Исследование проводилось в два этапа. В первом, прошедшем в 2023 г., приняло участие 800 человек, 63 % женщин, средний возраст — 39 лет. Более половины респондентов имеют высшее образование (66,5 %). Наемные работники составляют 81,1 %. Сотрудники частных компаний составляют 63 %, 24 % — государственных, 9 % — корпораций с государственным участием. Статус исполнителей в компании имеют 42,3 % респондентов, 26,7 % имеют статус ведущего специалиста, 11,1 % — руководителя среднего звена, 7,5 % — руководителя младшего звена, 5,5 % — руководителя высшего звена, остальные — другой статус.

Во втором этапе в 2024 г. приняло участие 300 человек, 67 % женщин, средний возраст — 43 года. Более половины респондентов имеют высшее образование (65,6 %). Наемные работники составляют 81,3 %. Сотрудники частных компаний составляют 65,7 %, государственных — 21,3 %, корпораций с государственным участием — 9,7 %. Статус исполнителей в компании имеют 43,6 % респондентов, 32,3 % имеют статус ведущего специалиста, 11,6 % — руководителя среднего звена, 7 % — руководителя младшего звена, 6,3 % — руководителя высшего звена, остальные — другой статус.

Методики исследования. Оригинальная методика «Опросник проактивного конструирования работы», ОПКР-15 (Job Crafting Questionnaire, JCQ) Г. Слэмпа и Д. Велла-Бродрик (Slemp, Vella-Brodrick, 2013) состоит из 15 вопросов, образующих три субшкалы по пять вопросов в каждой:

1) субшкала «Крафтинг задач, КЗад» (Task Crafting), пример утверждения: Introduce new approaches to improve your work (Внедряете новые способы, приемы для улучшения своей работы);

2) субшкала «Крафтинг смысла, КСмс» (Cognitive Crafting). Пример утверждения: Think about how your job gives your life purpose (Думаете о том, как работа наполняет вашу жизнь смыслом);

3) субшкала «Крафтинг отношений, КОтн» (Relationship Crafting). Пример утверждения: Make an effort to get to know people well at work (Прилагаете усилия, чтобы лучше узнать людей, с которыми вы работаете).

Респонденту предлагается оценить, как часто он/она действует подобным образом по 6-балльной шкале, где 1 — «Крайне редко»; 6 — «Очень часто». Перевод методики на русский язык был осуществлен экспертами ($n = 4$, со степенью по социальной психологии, ознакомленных с содержанием феномена) сначала независимо, а затем через поиск консенсуса по пунктам, где было обнаружено расхождение в переводе. Процедура перевода была нацелена на достижение смыслового соответствия пунктов, а не на их точный перевод (ориентация на поиск смыслового, а не лингвистического эквивалента).

На втором этапе (2024) опросник был дополнен четвертой субшкалой «Крафтинг среды, КСрд» — преобразование рабочего места и режима работы: в методику были включены пять новых вопросов, раскрывающих аспект, обнаруженный нами на основе интервью (например, «Подбираете или преобразуете рабочее место так, чтобы Вам было удобно»). Модифицированная версия состоит из 20 пунктов (ОПКР-20). Полный текст методики и инструкция, а также описательные статистики на выборках 2023 и 2024 гг. представлены в Приложении.

Для проверки конвергентной валидности Опросника проактивного конструирования работы были использованы следующие методики. Во-первых, Шкала проактивных аттитюдов (ШПА; PAS) Р. Шварцера в русскоязычной адаптации с хорошей надежностью и валидностью (Бехтер, 2022). Шкала представляет собой однофакторный опросник, направленный на измерение устойчивой проактивной установки личности к жизни в целом. Включает восемь утверждений, оцениваемых респондентом по 4-балльной шкале от 1 («Не согласен») до 4 («Полностью согласен»). Во-вторых, Шкала настройки работы (Job Crafting Scale; JCS) Ф. Тимс, А. Баккера и Д. Деркс (Tims et al., 2012) в русскоязычной адаптации (Маничев и др., 2023). Методика имеет хорошие психометрические свойства и состоит из четырех субшкал, измеряющих различные аспекты проактивного изменения содержания и условий работы: «Увеличение структурных ресурсов в работе» (УСтр), «Увеличение социальных ресурсов в работе» (УСоц), «Увеличение сложности рабочих задач» (УСлж), «Сокращение обременительных требований» (СОбр). Каждая субшкала содержит от 4 до 6 утверждений, оцениваемых по 5-балльной шкале от 1 («Никогда») до 5 («Очень часто»). Баллы по субшкалам рассчитываются как среднее арифметическое по пунктам.

Процедура. Для привлечения участников использовались сервис по рекрутингу и онлайн-опросам anketolog.ru, приглашались работающие люди старше 18 лет. Выборка добиралась до целевых значений с учетом исключения некачественных анкет. Исследование одобрено этическим комитетом СПбГУ. В 2023 г. Шкала проактивных аттитюдов предъявлялась 300 респондентам из 800. Версию из 15 пунктов ОПКР и шкалу ШНР прошли все участники исследования. В исследовании 2024 г. 20-пунктовая версия ОПКР с новой субшкалой «Крафтинг среды» и шкала ШНР предлагались всем 300 респондентам.

Методы анализа данных. Статистическая обработка данных производилась с помощью языка программирования R (v4.4.3) с использованием среды RStudio (v2024.12.1+563). Конфирматорный факторный анализ (КФА) произведен с помощью пакета Lavaan (v0.6-19), для построения модели использовался метод нелинейной оптимизации. Визуализация результатов — пакет semPlot (v1.1.6).

Результаты

Средние значения и стандартные отклонения распределения показателей крафтинг-поведения на работе опросника проактивного конструирования работы (ОПКР-15) схожи с данными Г. Слэмпа и Д. Велла-Бродрик (Slemp, Vella-Brodrick, 2013). Значения показателей асимметрии и эксцесса шкал находятся в пределах ±1, что указывает на приемлемое приближение к нормальному распределению (Наследов, 2013). Описательная статистика представлена в Приложении.

Факторная структура. Для оценки числа факторов на русскоязычной выборке был проведен эксплораторный факторный анализ (ЭФА) с использованием метода максимального правдоподобия и косоугольным вращением осей Облимин (Oblimin). Наилучшее соответствие данным для ОПКР-15 ($n = 800$, первый этап исследования) показала трехфакторная модель, что соответствует количеству факторов в оригинальной англоязычной версии шкалы. Объясненная дисперсия составила 56 %, включая 21 % для фактора «Крафтинг смысла» и по 17 % для «Крафтинга задач» и «Крафтинга отношений». Факторные нагрузки оказались в целом высокими (0,57–0,89) и дифференцированными (только пятый пункт субшкалы «Крафтинг задач» (КЗад5) имел смешанные и низкие нагрузки (более 0,3)).

Наилучшее соответствие данным для ОПКР-20 ($n = 300$, второй этап исследования) показала четырехфакторная модель: в соответствии с нашими ожиданиями в отдельный фактор выделилась новая субшкала. Четыре фактора в совокупности объясняли 62 % общей дисперсии, из которых: «Крафтинг смысла» — 19 %, «Крафтинг задач» и «Крафтинг среды» — 15 %, «Крафтинг отношений» — 14 %. Факторные нагрузки варьировались в диапазоне 0,52–0,90 (исключение составил тот же пункт КЗад5). Результаты эксплораторного факторного анализа представлены в Приложении.

Для ОПКР-15 и ОПКР-20 была проведена КФА с использованием оценивания взвешенных наименьших квадратов с корректировкой по среднему и дисперсии (Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted, WLSMV), оптимального для порядковых данных. Анализ основывался на априорных представлениях о факторной структуре методики. Полученные факторные модели представлены на рис. 1 и 2 соответственно.

При интерпретации коэффициентов соответствия модели данным мы опирались на рекомендации, применяемые для КФА с порядковыми переменными, оцененными методом взвешенных наименьших квадратов с корректировкой по среднеквадратичному отклонению (WLSMV). Согласно Л. Ху (L. Hu) и П. Бентлеру (P. Bentler) и Ц. Ю (C. Yu), значения CFI и TLI $\geq 0{,}95$ свидетельствуют о хорошем соответствии модели, а SRMR $\leq 0{,}08$ указывает на приемлемое согласие эмпирической и модельной ковариационной матриц (Hu, Bentler, 1999; Yu, 2002). Для категориальных моделей показатель RMSEA интерпретируется с учетом

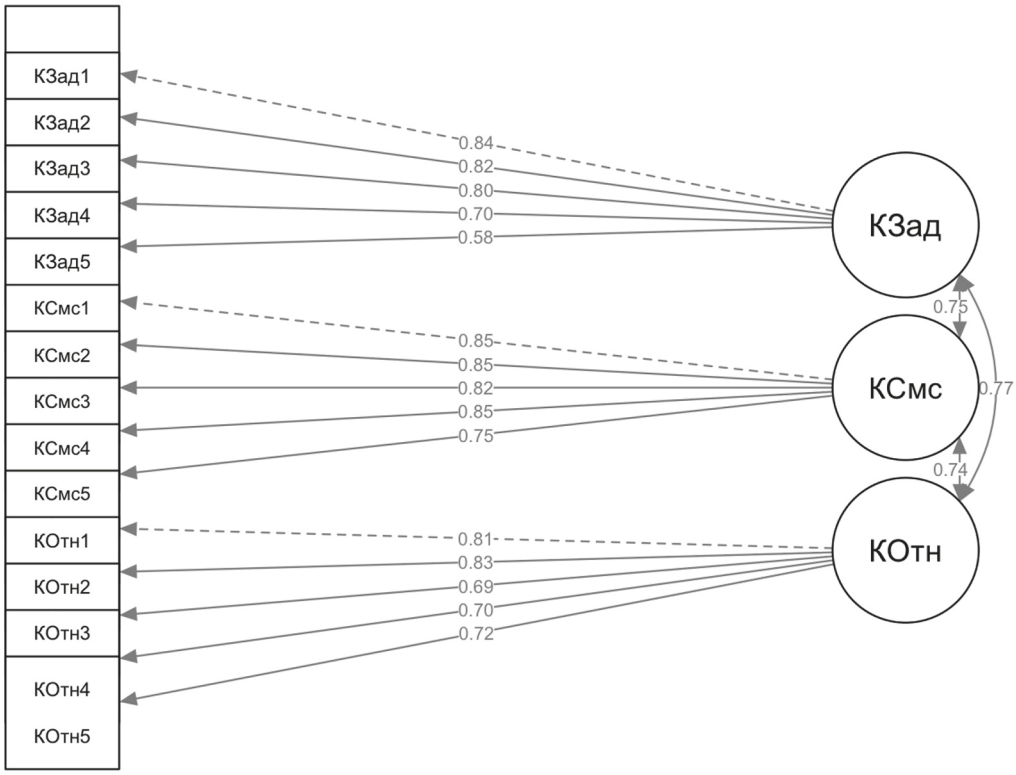


Рис. 1. Трехфакторная модель опросника проактивного конструирования работы, ОПКР-15

Примечания: 15 пунктов ($n = 800$, 2023 г.). Цифры на рисунке обозначают: 1) на стрелках от латентных переменных к пунктам — стандартизированные факторные нагрузки; 2) на стрелках между латентными переменными — корреляции между факторами. Все представленные коэффициенты статистически значимы на уровне $p < 0{,}001$.

того, что он имеет тенденцию к завышению при небольших выборках и оценивании на основе полихорических корреляций (Li, 2016): значения ≤ 0,06 рассматриваются как хорошие, а значения ≤ 0,08 — как приемлемые (Browne, Cudeck, 1993). Показатель χ^2/df интерпретировался на основе скалированного χ^2. При этом учитывалась его выраженная чувствительность к размеру выборки: при больших выборках статистика χ^2 систематически увеличивается даже при корректно заданной модели, в то время как в меньших выборках принимает более умеренные значения (Kline, 2016). В связи с этим различия между выборками по χ^2/df в настоящем исследовании интерпретируются как ожидаемый эффект масштаба выборки при использовании WLSMV, тогда как оценка качества модели опирается в первую очередь на показатели CFI, TLI, RMSEA и SRMR, устойчивые к вариации объема выборки.

Далее представлены результаты оценки параметров моделей и их соответствия данным. Все пункты опросников ОПКР-15 и ОПКР-20 имеют значимые факторные нагрузки. Латентные переменные положительно и умеренно высоко коррелируют между собой; ковариации также статистически значимы. Наиболее низкие нагрузки в обе модели показал пункт КЗад5 в факторе «Крафтинг задач».

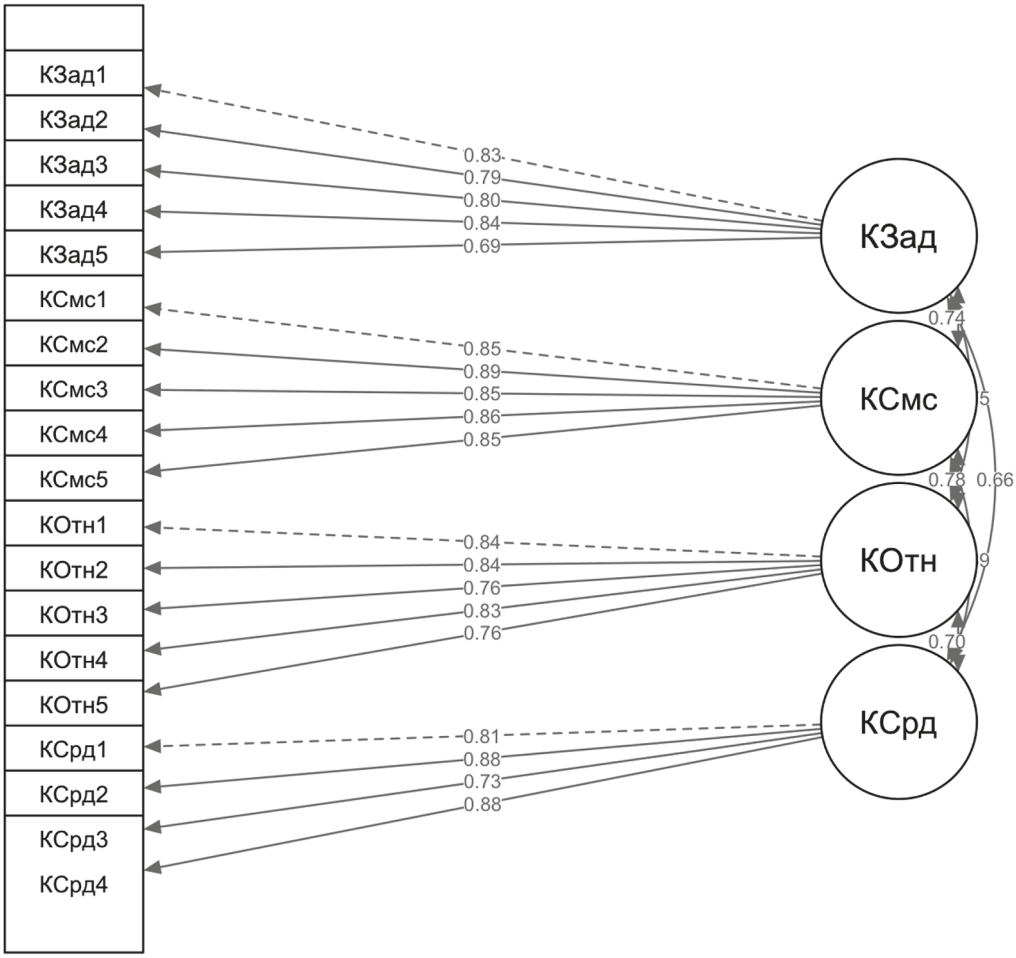


Рис. 2. Четырехфакторная модель опросника проактивного конструирования работы, ОПКР-20

Примечание: 20 пунктов ($n = 300$, 2024 г.).

Факторная структура исходной трехфакторной модели ОПКР-15 была оценена методом КФА с использованием взвешенных наименьших квадратов для порядковых переменных (WLSMV) на двух независимых выборках: ОПКР-15 (2023, $n = 800$) и ОПКР-15 (2024, $n = 300$). В обеих выборках модель демонстрирует в целом хорошие и сопоставимые показатели соответствия данным, что подтверждает ее устойчивость. Значение χ^2/df в выборке большего объема ($n = 800$), превышающее условный порог 3, интерпретируется с учетом высокой чувствительности статистики χ^2 к размеру выборки и не рассматривается как индикатор ухудшения модели. При этом показатели CFI и TLI в обеих выборках находятся на уровне $\geq 0{,}99$, значения RMSEA соответствуют диапазону приемлемого соответствия, а показатели SRMR указывают на хорошее согласие эмпирических и модельных данных. Сохранение высоких инкрементальных индексов соответствия и близких значений RMSEA и SRMR при различном объеме выборок свидетельствует о стабильности и воспроизводимости трехфакторного решения.

На выборке 2024 г. тем же методом КФА (WLSMV для порядковых переменных) была протестирована расширенная четырехфакторная модель ОПКР-20 (2024, $n = 300$), включающая дополнительную субшкалу «Крафтинг среды». Добавление нового фактора не ухудшает качества модели: показатели соответствия модели остаются в пределах принятых пороговых значений, а факторные нагрузки пунктов новой субшкалы сопоставимы с нагрузками пунктов исходных факторов. Это свидетельствует о психометрической целесообразности включения четвертого фактора и подтверждает факторную валидность расширенной модели (табл. 1).

Таблица 1. **Показатели соответствия модели данным (КФА)**

Версия методики	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA [90 % CL]	SRMR
ОПКР-15 ($n = 800$)	4,14	0,995	0,994	0,063 [0,056–0,069]	0,040
ОПРК-15 ($n = 300$)	2,88	0,993	0,992	0,079 [0,071–0,088]	0,056
ОПРК-20 ($n = 300$)	2,89	0,993	0,992	0,079 [0,071–0,088]	0,056

Примечания: χ^2/df — отношение χ^2 к числу степеней свободы, CFI — сравнительный индекс соответствия, TLI — индекс Такера — Льюиса, RMSEA [90 % CL] — среднеквадратичная ошибка аппроксимации (с 90 %-ным доверительным интервалом), SRMR — стандартная среднеквадратичная ошибка остатка.

Для оценки влияния проблемного пункта JCQ_TC_5 была дополнительно рассчитана модель ОПКР-19 ($n = 300$), в которой данный пункт исключен из фактора «Крафтинг задач» (χ^2/df = 2,53; CFI = 0,995; TLI = 0,994; RMSEA = 0,072 [0,062–0,081]; SRMR = 0,050). Сравнение с полной моделью ОПКР-20 (2024, $n = 300$), также оцененной методом КФА с WLSMV (DWLS, Diagonally Weighted Least Squares — диагонально взвешенный метод наименьших квадратов с поправкой на среднее и дисперсию), показывает минимальные различия (ΔCFI и ΔTLI = 0,002), что свидетельствует об отсутствии существенного улучшения качества при исключении пункта. При этом в полной модели JCQ_TC_5 сохраняет приемлемую факторную нагрузку. Эти результаты позволяют обоснованно сохранить пункт JCQ_TC_5 в составе субшкалы «Крафтинг задач» и использовать полную версию ОПКР-20 как рабочий вариант методики.

В рамках данного исследования было проведено уточнение четырехфакторной модели ($n = 300$), в рамках которого КФА также осуществлялся с использованием метода WLSMV. В рамках уточнения модели было допущено добавление ограниченного числа корреляций между остатками пунктов, отражающих их содержательную близость и частичное совпадение формулировок, не полностью объясняемое соответствующими латентными факторами. В частности, была задана корреляция остатков пунктов КСмс4 («Размышляете о роли работы в Вашем благополучии и счастье») и КСмс5 («Думаете о том, как работа положительно влияет на Вашу жизнь»), которые описывают субъективное осмысление вклада работы в общее качество жизни и благополучие. Аналогично корреляция остатков пунктов КСрд3 («Находите тишину, когда нужно сосредоточенно поработать») и КСрд4 («Создаете атмосферу, которая позволяет быстро включиться в работу») отражает общий фокус на регуляции сенсорных и пространственных условий труда, направленных на поддержание концентрации и рабочей вовлеченности. Кроме того, была добавлена корреляция остатков

пунктов КОтн2 («Организуете или посещаете мероприятия, нацеленные на общение и развитие рабочих связей и контактов») и КОтн3 («Организуете специальные мероприятия на рабочем месте, например празднование дня рождения коллеги»), что отражает их общий поведенческий акцент на инициировании и поддержании неформальных видов профессионального взаимодействия. Итоговая уточненная модель, включающая все указанные корреляции остатков, демонстрирует хорошие показатели соответствия данным ($\chi^2/df = 2{,}28$; CFI = 0,996; TLI = 0,995; RMSEA = 0,065, 90 % ДИ [0,056–0,075]; SRMR = 0,052). Указанные корреляции имеют локальный характер, не изменяют конфигурацию факторной структуры и не затрагивают интерпретацию латентных факторов, отражая специфику формулировок отдельных пунктов. Все стандартизированные факторные нагрузки в уточненной модели статистически значимы и варьируют в диапазоне от 0,67 до 0,89.

Надежность. Внутренняя согласованность шкал оценивалась с использованием коэффициентов α Кронбаха и ω Макдональда. Значения коэффициентов указывают на высокий уровень надежности для всех субшкал и общих шкал (табл. 2).

Таблица 2. **Показатели внутренней согласованности шкал**

Шкала	α Кронбаха		ω Макдональда	
	ОПКР-15	ОПКР-20	ОПКР-15	ОПКР-20
Крафтинг задач	0,83	0,86	0,84	0,87
Крафтинг смысла	0,87	0,91	0,89	0,91
Крафтинг отношений	0,84	0,87	0,84	0,88
Крафтинг среды	–	0,86	–	0,86
Крафтинг работы (общий)	0,92	0,94	0,94	0,96

Надежность русскоязычных версий ОПКР была дополнительно оценена с помощью коэффициентов ω Макдональда с использованием метода анализа Шмида — Леймана (лежит в основе расчета иерархической и групповой омеги). В результате построения трех- и четырехфакторных моделей (на 15 и 20 пунктов соответственно) были получены значения, свидетельствующие о высокой надежности как всей шкалы, так и отдельных субшкал. Вклад общего фактора достаточно высок, что подтверждает согласованность опросника. Значения по субшкалам также значимы, что свидетельствует о многомерной структуре шкал с относительной автономией каждой из подшкал. Низкие результаты надежности продемонстрировал пункт КЗад5 «Отдаете предпочтение рабочим задачам, соответствующим Вашим навыкам или интересам» (в скобках указаны значения для 20 пунктов):

1) наименьшую нагрузку на общий фактор: $g = 0{,}43$ (0,51);
2) самую низкую объясненную дисперсию: $h^2 = 0{,}23$ (0,35);
3) самую высокую уникальную дисперсию: $u^2 = 0{,}77$ (0,65).

Структурные диаграммы факторной модели, полученные методом Шмида — Леймана, представлены в Приложении.

Качество пунктов опросника. Современная теории тестирования (Item Response Theory, IRT) — это семейство моделей, которые описывают, как характеристики задания и уровень латентной переменной влияют на вероятность опреде-

ленного ответа. Для оценки параметров пунктов ОПКР был проведен анализ в рамках модели градуированного отклика (Graded Response Model, GRM) (Samejima, 1969) с использованием алгоритма квази-Монте-Карло максимизации ожидаемого правдоподобия (Quasi-Monte-Carlo Expectation-Maximization, QMCEM). Оценка производилась по параметрам дискриминации (*a*) и пороговым значениям (b_1–b_5). Параметр дискриминации (*a*) отражает, насколько хорошо задание различает респондентов с разными уровнями латентного признака (чувствительность пункта). Чем выше значение *a*, тем точнее пункт способен «разделить» участников с низким и высоким уровнем признака. Значения *a* менее 0,65 считаются низкими, 0,65–1,34 — умеренными, 1,35–1,69 — высокими, от 1,70 и выше — очень высокими (Baker, 2001). Пороговые значения (*b*) указывают, при каком значении латентной переменной вероятность выбора определенной категории ответа становится наибольшей. Для моделей градуированного отклика каждый пункт имеет несколько порогов (в зависимости от количества градаций шкалы), и они интерпретируются как уровни признака, необходимые для перехода к следующему уровню ответа. Оптимально, когда пороги равномерно распределены в диапазоне от –3 до +3; смещение за эти границы может свидетельствовать о низкой чувствительности или нарушении градации по уровню признака (Embretson, Reise, 2000).

Сводные результаты анализа представлены в табл. 3.

Таблица 3. **Параметры дискриминации и диапазон порогов**

Шкала	Диапазон дискриминации (a)		Диапазон порогов (b)	
	ОПКР-15	ОПКР-20	ОПКР-15	ОПКР-20
Крафтинг задач	1,17–3,26	1,30–3,80	–3,70–1,73	–3,33–1,73
Крафтинг смысла	2,18–3,18	2,00–3,80	–2,07–1,49	–2,02–2,06
Крафтинг отношений	1,80–2,75	2,08–3,22	–2,16–1,65	–2,32–1,95
Крафтинг среды	–	1,27–3,96	–	–3,41–1,72

Все пункты показали умеренно высокую или высокую дискриминацию (Baker, 2001), за исключением КЗад5. Этот пункт стабильно демонстрирует низкую дискриминацию ($a \approx 1{,}2$–$1{,}3$) и крайние отрицательные значения по b_1 и b_2, что говорит о неустойчивой способности различать низкие уровни латентного признака. Показатели качества моделей представлены в табл. 4.

Таблица 4. **Показатели соответствия модели (IRT)**

Версия методики	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA [90 % CL]	SRMSR
ОПКР-15 ($n = 800$)	9,84	0,78	0,67	0,105 [0,094–0,116]	0,350
ОПКР-20 ($n = 300$)	6,00	0,69	0,62	0,129[0,119–0,140]	0,385

Примечания: χ^2/df — отношение χ^2 к числу степеней свободы, CFI — сравнительный индекс соответствия, TLI — индекс Такера — Льюиса, RMSEA [90 % CL] — среднеквадратичная ошибка аппроксимации (с 90 %-ным доверительным интервалом), SRMSR — стандартная среднеквадратичная ошибка остатков.

Валидность. Для проверки конвергентной валидности был проведен корреляционный анализ ОПКР с ШПА и ШПР. Между субшкалами ОПКР и шкалой ШПА были выявлены слабые положительные достоверные корреляции на первой подвыборке 2023 г. ($n = 300$) и умеренные — на выборке 2024 г. ($n = 300$). Между субшкалами ОПНР и тремя субшкалами ШНР («Увеличение структурных ресурсов в работе», «Увеличение социальных ресурсов в работе», «Увеличение сложности рабочих задач») — достоверные положительные корреляции умеренной силы и отсутствие значимых корреляций с субшкалой «Сокращение обременительных требований». Данные корреляционного анализа подтверждают конвергентную валидность русскоязычной версии Опросника проактивного конструирования работы. Результаты корреляционного анализа представлены в табл. 5.

Таблица 5. **Конвергентная валидность методики ОПКР-15 и ОПКР-20**

Шкалы ОПКР	Шкала проактивных аттитюдов	Шкала настройки работы			
		УСтр	УСоц	УСлж	СОбр
Крафтинг задач					
ОПКР-15 ($n = 300$)	0,22***	0,57***	0,34***	0,59***	0,002
ОПКР-15 ($n = 500$)	–	0,60***	0,38***	0,67***	0,01
ОПКР-20 ($n = 300$)	0,40***	–	–	–	–
Крафтинг смысла					
ОПКР-15 ($n = 300$)	0,21***	0,44***	0,41***	0,44***	0,11
ОПКР-15 ($n = 500$)	–	0,44***	0,39***	0,51***	0,08
ОПКР-20 ($n = 300$)	0,44***	–	–	–	–
Крафтинг отношений					
ОПКР-15 ($n = 300$)	0,18**	0,43***	0,40***	0,56***	0,10
ОПКР-15 ($n = 500$)	–	0,48***	0,43***	0,57***	–0,04
ОПКР-20 ($n = 300$)	0,37***	–	–	–	–
Крафтинг среды					
ОПКР-20 ($n = 300$)	0,38***	–	–	–	–

Примечания: Приведены значения коэффициента корреляции *r* Пирсона; *** $p < 0{,}001$. УСтр — увеличение структурных ресурсов в работе, УСоц — увеличение социальных ресурсов в работе, УСлж — увеличение сложности рабочих задач, СОбр — сокращение обременительных требований.

Для оценки дискриминантной валидности субшкал ОПКР-15 и ОПКР-20 были рассчитаны показатели средней извлеченной дисперсии (Average Variance Extracted, AVE) и проверен критерий Форнелла — Ларкера, согласно которому AVE каждой субшкалы должна превышать квадрат ее корреляции с любыми другими субшкалами. Расчеты проводились по результатам КФА с оцениванием WLSMV, что обеспечивает корректную работу с порядковыми данными.

В модели ОПКР-15 на выборке 2023 г. ($n = 800$) значения AVE для факторов «Крафтинг смыслов» (0,68) и «Крафтинг отношений» (0,57) превышали или были сопоставимы с квадратами их межфакторных корреляций (0,55–0,56). В то же вре-

мя для пары «Крафтинг задач» — «Крафтинг отношений» квадрат корреляции (0,60) немного превышал AVE обоих факторов (0,57), что отражает очень высокую взаимосвязь задачного и реляционного крафтинга в этой крупной и более гетерогенной выборке. Подобная взаимосвязь согласуется с данными исследований поведенческого крафтинга: различные формы активного изменения работы (например, перераспределение задач и инициативы во взаимодействиях) часто проявляются совместно и демонстрируют умеренно высокие корреляции (Tims et al., 2012; Zhang, Parker, 2019), что отражает их функциональную связанность в реальном рабочем поведении.

На выборке 2024 г. ($n = 300$) трехфакторная модель ОПКР-15 продемонстрировала полное соответствие критерию Форнелла — Ларкера: по всем трем субшкалам значения AVE (0,63–0,74) превышали квадраты межфакторных корреляций (0,54–0,62). Это указывает на то, что в более сопоставимых условиях измерения (единая процедура сбора данных, единая структура выборки) конструктная различимость трех субшкал полностью сохраняется.

В расширенной четырехфакторной модели ОПКР-20 ($n = 300$) критерий Форнелла — Ларкера был выполнен для всех четырех конструктов: значения AVE (0,63–0,74) превышали любые квадраты их корреляций с другими субшкалами (максимальное $r^2 = 0{,}62$). Таким образом, добавление субшкалы «Крафитнг среды» не привело к нарушению дискриминантной валидности исходных конструктов и поддержало факторную различимость всех четырех аспектов крафтинга.

Дополнительно было рассчитано отношение корреляций гетерочерты — мономерты (Heterotrait — Monotrait Ratio of Correlations, HTMT) для модели ОПКР-20. Значения HTMT для всех пар факторов находились в диапазоне 0,67–0,78, что ниже консервативного порога 0,85. Это подтверждает дискриминантную валидность субшкал, несмотря на их теоретически ожидаемые связи.

Совокупность результатов AVE, критерия Форнелла — Ларкера и HTMT указывает на то, что субшкалы ОПКР-20 представляют собой взаимосвязанные, но различимые психологические конструкты и корректно отражают четыре аспекта крафтинга.

Обсуждение результатов

Результаты настоящего исследования подтверждают надежность и валидность русскоязычной версии Опросника проактивного конструирования работы (ОПКР-15), а также ее модификации ОПКР-20, дополненной субшкалой «Крафтинг среды». Как и в англоязычной методике, для русскоязычной версии ОПКР-15 была воспроизведена структура, включающая три субшкалы: «Крафтинг задач», «Крафтинг смысла» и «Крафтинг отношений». Добавление четвертой субшкалы «Крафтинг среды» в расширенной и модифицированной версии ОПКР-20 позволило учесть еще один значимые аспект крафтинг-поведения на рабочем месте.

Анализ факторной структуры методики методом КФА показал, что обе версии методики (с тремя и четырьмя субшкалами) имеют удовлетворительные показатели качества модели (RMSEA < 0,08; CFI > 0,95), что говорит о приемлемом соответствии данным. Показатели надежности (α Кронбаха и ω Макдональда) по всем субшкалам оказались выше требуемого уровня 0,85, что указывает на высокую

внутреннюю согласованность. Общая объясненная дисперсия ОПКР-15 составила 56 %, что сопоставимо с показателем в оригинальном исследовании (56,2 %), надежность шкал в адаптированной версии также оказалась высокой: α = 0,92 (у оригинальной методики α = 0,91) (Slemp, Vella-Brodrick, 2013).

Кроме того, анализ с использованием модели Шмида — Леймана подтвердил наличие как общего фактора, отражающего общий уровень проактивного конструирования работы, так и правомерность выделения специфических аспектов крафтинга. Это подтверждает многомерную структуру опросника и обоснованность дифференцированной интерпретации его субшкал для обеих версий ОПКР.

Анализ пунктов на основе современной теории тестирования (IRT) показал, что большинство пунктов обладают высокой дискриминативной способностью и охватывают достаточный диапазон латентной переменной. Однако последний пункт субшкалы крафтинга задач («Отдаете предпочтение рабочим задачам, соответствующим Вашим навыкам или интересам» / “Give preference to work tasks that suit your skills or interests”) продемонстрировал слабую дискриминативность и низкую информативность, он также оказался статистически нестабильным на обоих этапах исследования и имел более низкие факторные нагрузки в исследовании оригинальной методики (Slemp, Vella-Brodrick 2013), что указывает на возможность улучшения формулировки в дальнейшем. Возможно, формулировка этого пункта отражает скорее пассивное предпочтение, нежели активное изменение содержания работы, а возможность такого поведения довольно часто может быть ограничена из-за корпоративной культуры или обстоятельств, не находиться в зоне ответственности сотрудника. Следовательно, этот пункт может быть изменен на: «Ищете возможность выполнять задачи (увеличить долю задач), соответствующие Вашим навыкам и интересам».

Дополнительная проверка дискриминантной валидности позволяет уточнить характер взаимосвязей между субшкалами. Несмотря на относительно высокие корреляции факторов, показатели AVE во всех моделях ОПКР-15 и ОПКР-20 превышают квадраты межфакторных корреляций, а значения HTMT для четырехфакторной структуры находятся в диапазоне 0,67–0,78, то есть остаются ниже общепринятого порога 0,85. Это свидетельствует о том, что субшкалы, будучи концептуально связанными, сохраняют содержательную обособленность и измеряют различающиеся аспекты проактивного конструирования работы. Добавленная в модифицированную версию субшкала «Крафтинг среды» демонстрирует сопоставимые с базовыми доменами показатели надежности и валидности, а ее факторные нагрузки и информационная ценность согласуются с современными представлениями о значимости физического и организационного окружения в поддержании и развитии проактивного поведения сотрудников. Сравнение полной модели с моделью, из которой исключен потенциально проблемный пункт КЗад5, показывает, что улучшение индексов согласия минимально. Это подтверждает целесообразность сохранения полной версии шкалы на текущем этапе и указывает на устойчивость структуры методики даже при включении элементов с относительно более низкими нагрузками.

Корреляционный анализ с другими шкалами проактивной настройки работы и проективных аттитюдов (ШНР и ШПА) подтвердил конвергентную валидность

русскоязычной версии ОПКР. Наиболее выраженные связи наблюдались между субшкалами крафтинга задач и смысла и соответствующими шкалами настройки работы и проактивных аттитюдов, что подтверждает близость этих конструктов. Важно отметить, что ни один из аспектов доменов крафтинг-поведения ОПКР оказался не связан с сокращением обременительных требований, что указывает на иную природу поведения, нацеленного на избавление от нежелательных аспектов работы. Также мы видим, что когнитивный крафтинг, крафтинг смысла, является органичным компонентом методики, что говорит в пользу важности его учета и сохранения среди доменов проактивного конструирования работы. Еще одним аргументом в пользу валидности русскоязычной версии методики служат результаты, полученные на двух выборках в 2023 и 2024 гг., что говорит об устойчивости полученных результатов.

Выводы

Результаты настоящего исследования подтверждают состоятельность русскоязычной версии опросника проактивного конструирования работы, а также его модификации, включающей новую субшкалу крафтинга рабочей среды:

1. Воспроизведена трехфакторная структура оригинального опросника крафтинг-поведения на работе (крафтинг задач, смысла и отношений) на русскоязычной выборке. Субшкалы опросника имеют высокую согласованность.
2. Расширено содержание измеряемого конструкта, крафтинга работы за счет добавления субшкалы «Крафтинг среды» — нового аспекта, предложенного на основе интервьюирования российских респондентов.
3. Показано высокое качество пунктов, подтверждена многомерность конструкта: наличие общего фактора и состоятельных частных аспектов крафтинга, с использованием современной теории тестирования.
4. Продемонстрирована конвергентная валидность адаптируемой методики через связь с показателями шкал настройки работы М. Тимс и коллег в адаптации С. А. Маничева и соавторов (2022) и проактивных аттитюдов Р. Шварцера в адаптации А. А. Бехтер (Бехтер, 2022).

Исследование подтверждает и уточняет доменную структуру конструкта проактивного конструирования работы, расширяет его содержание за счет включения нового аспекта — крафтинга среды, позволяет проводить многомерную оценку проактивного рабочего поведения, когда предметом интереса является выраженность разных аспектов такого поведения, что позволяет оценить потенциал его развития в рамках обучающих программ и специальных организационных мероприятий.

Ограничения исследования

Несмотря на полученные убедительные результаты, исследование имеет ряд ограничений, которые следует учитывать при интерпретации данных и планировании. Во-первых, объем выборки, использованной для анализа расширенной версии шкалы с 20 пунктами, был ограничен для применения сложных многомерных моделей, таких как IRT-анализ. Во-вторых, способ сбора данных — онлайн-опрос

с использованием массовых сервисов по рекрутингу испытуемых — не позволяет считать выборку репрезентативной по отношению к генеральной совокупности, что может ограничивать внешнюю валидность результатов.

Литература

Бехтер А. А. Первичная адаптация и валидизация шкалы Р. Шварцера «Проактивные аттитюды» на неклинической выборке: проверка внутренней согласованности и тест-ретестовой надежности // Экспериментальная психология. 2022. № 15 (2). С. 213–226. https://doi.org/10.17759/exppsy.2022150215

Братусь Б. С. Личностный смысл и структура мотивации // Анормальная личность / под ред. Б. С. Братуся. М.: Изд-во Моск. ун-та им. М. В. Ломоносова, 1988. С. 33–76.

Леонтьев А. Н. Деятельность как основа формирования и развития психики // Деятельность. Сознание. Личность / под ред. А. Н. Леонтьева. М.: Политиздат, 1975. С. 87–135.

Маничев С. А., Лепехин Н. Н., Ильина О. Н. Русскоязычная версия Шкалы базового самооценивания (Core Self-Evaluation Scale): психометрическая проверка и перспективы использования // Вестник Санкт-Петербургского университета. Психология. 2022. Т. 12, № 3. С. 285–308.

Маничев С. А., Милетич М. П., Лепехин Н. Н., Ильина О. Н., Погребицкая В. Е. Русскоязычная версия «Шкалы настройки работы» («Job crafting scale»): психометрическая проверка, валидизация и перспективы использования // Организационная психология. 2023. Т. 13, № 1. С. 92–116. https://doi.org/10.17323/2312-5942-2023-13-1-92-116

Наследов А. Д. IBM SPSS Statistics 20 и AMOS: профессиональный статистический анализ данных. СПб.: Питер, 2013.

Петровский В. А. Субъектная активность личности // Личность в психологии: парадигма субъектности / под ред. В. А. Петровского. М.: Смысл, 2010. С. 115–158.

Юмкина Е. А., Гуриева С. Д., Постанина А. В. Адаптация русскоязычной версии «Шкалы проактивного конструирования работы»: анализ психометрических свойств // Методология современной психологии. Вып. 22 / под ред. В. В. Козлова и др. М.; Ярославль: Ярослав. гос. ун-т; Лаб. клинич. исслед. и интегратив. систем интеллекта РАН; Междунар. акад. психол. наук, 2024. С. 334–340.

Asrori A. Examining the influence of organizational change management strategies on employee resistance and adaptation // Management Studies and Business Journal (PRODUCTIVITY). 2024. Vol. 1, no. 3. P. 485–495. https://doi.org/10.62207/x65khh38

Baker F. B. The Basics of Item Response Theory. 2nd ed. College Park: ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation, 2001.

Browne M. W., Cudeck R. Alternative ways of assessing model fit // Bollen K. A., Long J. S. (eds). Testing Structural Equation Models. New York: Sage, 1993. P. 136–162.

Deci E. L., Ryan R. M. The "What" and "Why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior // American Psychologist. 2000. Vol. 55, no. 1. P. 68–78. https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.68

Embretson S. E., Reise S. P. Item Response Theory for Psychologists. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates, 2000. https://doi.org/10.4324/9781410605269

Hu L., Bentler P. M. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives // Structural Equation Modeling. 1999. Vol. 6, no. 1. P. 1–55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Kline R. B. Principles and Practice of Structural Equation Modeling. 4th ed. New York: Guilford Press, 2016. https://doi.org/10.4236/ahs.2015.44023

Li C.-H. Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares // Behavior Research Methods. 2016. Vol. 48, no. 3. P. 936–949. https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7

Li Yu. Research on psychological adaptation strategies of employees in enterprise change management // Frontiers in Business, Economics and Management. 2023. Vol. 12, no. 1. P. 12–20. https://doi.org/10.54097/fbem.v12i1.13621

Noviyanti I., Asmalah L., Fitria J. R. The influence of motivation and physical work environment on employee performance at CV. Putra Abadi Jaya, Tangerang Regency // International Journal of Management and Economic. 2025. Vol. 4, no. 1. P. 119–125. https://doi.org/10.56127/ijme.v4i1.1862

Rahman R. S., Nurdiansyah H., Sidharta I., Purana R. D., Hendiky F. Increasing employee performance through physical work environment and work motivation // Journal of Economics, Management, and Entrepreneurship. 2024. Vol. 2, no. 1. P. 74–84. https://doi.org/10.55208/jeme.v2i1.158
Samejima F. Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores // Psychometrika. 1969. No. 34. P. 1–97. https://doi.org/10.1007/BF03372160
Schwarzer R. Proactive attitude: A general disposition toward goal-setting and goal pursuit // Psychologische Beiträge. 2000. Bd. 42. P. 191–204.
Slemp G. R., Vella-Brodrick D. A. The job crafting questionnaire: A new scale to measure the extent to which employees engage in job crafting // International Journal of Wellbeing. 2013. Vol. 3, no. 2. P. 126–146.
Tims M., Bakker A. B., Derks D. Development and validation of the job crafting scale // Journal of Vocational Behavior. 2012. Vol. 80, no. 1. P. 173–186. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2011.05.009
Wrzesniewski A., Dutton J. E. Crafting a job: Revisioning employees as active crafters of their work // Academy of Management Review. 2001. Vol. 26, no. 2. P. 179–201. https://doi.org/10.5465/amr.2001.4378011
Yu C.-Yu. Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes: Dr. Sci. Thesis. Los Angeles, 2002.
Zhang F., Parker S. K. Reorienting job crafting research: A hierarchical structure of job crafting concepts and integrative review // Journal of Applied Psychology. 2019. Vol. 104, no. 5. P. 799–824. https://doi.org/10.1037/apl0000372

Статья поступила в редакцию 15 мая 2025 г.;
рекомендована к печати 19 декабря 2025 г.

Контактная информация:

Якухнова Анастасия Сергеевна — магистр психологии; https://orcid.org/0009-0004-6063-132X, yakuhnova@gmail.com
Мараруица Лариса Валерьевна — канд. психол. наук, доц.; https://orcid.org/0000-0003-3858-5369, larisamararitsa@mail.ru
Гуриева Светлана Дзахотовна — д-р психол. наук, проф.; https://orcid.org/0000-0002-4305-432X, gurievasv@gmail.com

Adaptation and modification of the Russian version of the Job Constructing Questionnaire (JCQ) by G. Slamp and D. Vella-Broderick*

A. S. Yakukhnova, L. V. Mararitsa, S. D. Gurieva[a]

St. Petersburg State University,
7–9, Universitetskaya nab., St. Petersburg, 199034, Russian Federation

For citation: Yakukhnova A. S., Mararitsa L. V., Gurieva S. D. Adaptation and modification of the Russian version of the Job Constructing Questionnaire (JCQ) by G. Slamp and D. Vella-Broderick. *Vestnik of Saint Petersburg University. Psychology*, 2026, vol. 16, issue 2, pp. 226–249. https://doi.org/10.21638/spbu16.2026.203 (In Russian)

Modern transformations in the labor sphere, including the rise of hybrid forms of employment and the high variability of working conditions, necessitate the development and validation of tools for assessing employees' proactive behavior. One such tool is the Job Crafting Questionnaire (JCQ), developed by G. Slemp and D. Vella-Brodrick. The aim of the present study was to

* The study was supported by the Russian Science Foundation, grant no. 22-18-00452 (Extension) "Psychosocial design of the work environment as a factor of employees' subjective well-being and the organization's innovative potential".
[a] Author for correspondence.

adapt the Russian version of the JCQ and to modify it by introducing a new domain — a subscale of environmental crafting — followed by an examination of its factor structure, reliability, and construct validity. Two samples participated in the study: 800 respondents in 2023 and 300 respondents (modified version) in 2024. The methodology included exploratory and confirmatory factor analyses (ЭФА, КФА), reliability assessment (α Cronbach, ω McDonald), and item discrimination analysis (GRM). The results supported the original three-factor structure of the JCQ (task, cognitive, and relational crafting), and a four-factor structure when the new subscale of environmental crafting was added. The total explained variance in the four-factor model was 62 %, with α values > 0,85 and ω values > 0,88. Most items demonstrated high discrimination ($a > 1.5$). Construct validity was confirmed through positive correlations with the previously validated Russian version of the Job Crafting Scale (JCS) by M. Tims, A. B. Bakker, and D. Derks ($r = 0{,}40–0{,}65$) and the PAS scale ($r \approx 0.45$). These findings confirm the reliability and validity of the Russian JCQ, including its modified version.

Keywords: job crafting, task crafting, cognitive crafting, relational crafting, environmental crafting.

References

Asrori, A. (2024). Examining the influence of organizational change management strategies on employee resistance and adaptation. *Management Studies and Business Journal (PRODUCTIVITY),* 1 (3), 485–495. https://doi.org/10.62207/x65khh38

Baker, F. B. (2001). *The basics of item response theory,* 2nd ed. College Park, ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation.

Bekhter, A. A. (2022). Primary adaptation and validation of R. Schwarzer's Proactive Attitudes Scale in a non-clinical sample: Internal consistency and test-retest reliability. *Eksperimental'naia psikhologiia*, 15 (2), 213–226. https://doi.org/10.17759/exppsy.2022150215 (In Russian)

Bratus', B. S. (1988). Personal meaning and the structure of motivation. In: B. S. Bratus' (ed.). *Anormal'naia lichnost'* (pp. 33–76). Moscow, Moscow University Press. (In Russian)

Browne, M. W., Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In: K. A. Bollen, J. S. Long (eds). *Testing Structural Equation Models* (pp. 136–162). New York, Sage.

Deci, E. L., Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *American Psychologist*, 55 (1), 68–78. https://doi.org/10.1037/0003-066X. 55.1.68

Embretson, S. E., Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. Mahwah, Lawrence Erlbaum Associates. https://doi.org/10.4324/9781410605269

Hu L., Bentler P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1–55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Kline, R. B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*, 4th ed. New York, Guilford Press. https://doi.org/10.4236/ahs.2015.44023

Leont'ev, A. N. (1975). Activity as the basis for the formation and development of the psyche. In: A. N. Leont'ev (ed.). *Deiatel'nost'. Soznanie. Lichnost'* (pp. 87–135). Moscow, Politizdat Publ. (In Russian)

Li C.-H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48 (3), 936–949. https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7

Li, Yu. (2023). Research on psychological adaptation strategies of employees in enterprise change management. *Frontiers in Business, Economics and Management*, 12 (1), 12–20. https://doi.org/10.54097/fbem.v12i1.13621

Manichev, S. A., Lepekhin, N. N., Ilyina, O. N. (2022). Russian version of the core Self-Evaluation Scale: Psychometric validation and prospects for use. *Vestnik of Saint Petersburg University. Psychology*, 12 (3), 285–308. (In Russian)

Manichev, S. A., Miletich, M. P., Lepekhin, N. N., Ilyina, O. N., Pogrebitskaya, V. E. (2023). Russian version of the Job Crafting Scale: Psychometric evaluation, validation, and prospects for use. *Organizatsionnaia psikhologiia*, 13 (1), 92–116. https://doi.org/10.17323/2312-5942-2023-13-1-92-116

Noviyanti, I., Asmalah, L., Fitria, J. R. (2025). The influence of motivation and physical work environment on employee performance at CV. Putra Abadi Jaya, Tangerang Regency. *International Journal of Management and Economic*, 4 (1), 119–125. https://doi.org/10.56127/ijme.v4i1.1862

Nassledov, A. D. (2013). *IBM SPSS Statistics 20 i AMOS: Professional'nyi statisticheskii analiz dannykh*. St. Petersburg, Piter Publ. (In Russian)

Petrovskii, V. A. (2010). Subject activity of personality. In: V. A. Petrovskii (ed.). *Lichnost' v psikhologii: Paradigma sub"ektnosti* (pp. 115–158). Moscow, Smysl Publ. (In Russian)

Rahman, R. S., Nurdiansyah, H., Sidharta, I., Purana, R. D., Hendiky, F. (2024). Increasing employee performance through physical work environment and work motivation. *Journal of Economics, Management, and Entrepreneurship*, 2 (1), 74–84. https://doi.org/10.55208/jeme.v2i1.158

Samejima, F. (1969). Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. *Psychometrika,* 34 (1), 1–97. https://doi.org/10.1007/BF03372160

Schwarzer, R. (2000). Proactive attitude: A general disposition toward goal-setting and goal pursuit. *Psychologische Beiträge*, 42, 191–204.

Slemp, G. R., Vella-Brodrick, D. A. (2013). The job crafting questionnaire: A new scale to measure the extent to which employees engage in job crafting. *International Journal of Wellbeing*, 3 (2), 126–146. Available at: https://www.internationaljournalofwellbeing.org/index.php/ijow/article/view/217 (accessed: 10.05.2025).

Tims, M., Bakker, A. B., Derks, D. (2012). Development and validation of the job crafting scale. *Journal of Vocational Behavior*, 80 (1), 173–186. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2011.05.009

Wrzesniewski, A., Dutton, J. E. (2001). Crafting a job: Revisioning employees as active crafters of their work. *Academy of Management Review*, 26 (2), 179–201. https://doi.org/10.5465/amr.2001.4378011

Yu, C.-Yu. (2002). *Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes*, Dr. Sci. Thesis. Los Angeles.

Yumkina, E. A., Gurieva, S. D., Postanina, A. V. (2024). Adaptation of the Russian version of the Job Crafting Questionnaire: Psychometric analysis. In: V. V. Kozlov, A. V. Karpov, V. A. Mazilov, V. F. Petrenko (eds). *Metodologiia sovremennoi psikhologii*, iss. 22 (pp. 334–340). Moscow; Yaroslavl, Yaroslavl State University Press; Laboratory of Clinical Research and Integrative Intelligence Systems of the RAS Press; International Academy of Psychological Sciences Press. (In Russian)

Zhang, F., Parker, S. K. (2019). Reorienting job crafting research: A hierarchical structure of job crafting concepts and integrative review. *Journal of Applied Psychology,* 104 (5), 799–824. https://doi.org/10.1037/apl0000372

Received: May 15, 2025
Accepted: December 19, 2025

Authors' information:

Anastasiya S. Yakukhnova — Master of Psychology; https://orcid.org/ 0009-0004-6063-132X, yakuhnova@gmail.com
Larisa V. Mararitsa — PhD in Psychology, Associate Professor; https://orcid.org/0000-0003-3858-5369, larisamararitsa@mail.ru
Svetlana Dz. Gurieva — Dr. Sci. in Psychology, Professor; https://orcid.org/0000-0002-4305-432X, gurievasv@gmail.com

Опросник проактивного конструирования работы

Инструкция. Прочтите, пожалуйста, следующие утверждения и оцените по 6-балльной шкале, насколько часто Вы проявляете такого рода активность: от 1 — крайне редко до 6 — очень часто.

	1	2	3	4	5	6	
Крайне редко							Очень часто

№	Сокр.	Утверждения
1	КЗад1	Внедряете новые способы, приемы для улучшения своей работы
2	КЗад2	Меняете направление или задачи, которые Вы выполняете на работе
3	КЗад3	Привносите новые рабочие задачи, которые, по Вашему мнению, лучше соответствуют Вашим навыкам или интересам
4	КЗад4	Решаете взять на себя дополнительные задачи на работе
5	КЗад5	Отдаете предпочтение рабочим задачам, соответствующим Вашим навыкам или интересам
6	КСмс1	Думаете о том, как работа наполняет Вашу жизнь смыслом
7	КСмс2	Напоминаете себе о важности Вашей работы для успеха организации
8	КСмс3	Напоминаете себе о значимости Вашей работы для общества в целом
9	КСмс4	Думаете о том, как работа положительно влияет на Вашу жизнь
10	КСмс5	Размышляете о роли работы в Вашем благополучии и счастье
11	КОтн1	Прилагаете усилия, чтобы лучше узнать людей, с которыми Вы работаете
12	КОтн2	Организуете или посещаете мероприятия, нацеленные на общение и развитие рабочих связей и контактов
13	КОтн3	Организуете специальные мероприятия на рабочем месте (например, празднование дня рождения коллеги)
14	КОтн4	Берете на себя роль наставника для новых сотрудников (официально или неофициально)
15	КОтн5	Дружите на работе с людьми, имеющими схожие навыки или интересы
16	КСрд1	Подбираете или преобразуете рабочее место так, чтобы Вам было удобно
17	КСрд2	Повышаете продуктивность за счет управления режимом работы и отдыха
18	КСрд3	Находите тишину, когда нужно сосредоточенно поработать
19	КСрд4	Создаете атмосферу, которая позволяет быстро включиться в работу
20	КСрд5	Используете обстановку (цвета, звуки, запахи) для повышения работоспособности

Ключ к опроснику

№	Название шкалы	Пункты
1	Крафтинг задач (5 пунктов)	1–5
2	Крафтинг смысла (5 пунктов)	6–10
3	Крафтинг отношений (5 пунктов)	11–15
4	Крафтинг среды (5 пунктов)	16–20

Описательная статистика, 15 пунктов (*n* = 800, 2023 г.)

Шкала	M	SD	Асимметрия		Эксцесс	
			значение	ст. ошибка	значение	ст. ошибка
Крафтинг задач	18,91	5,32	–0,189	0,087	–0,287	0,173
Крафтинг смысла	18,90	6,00	–0,266	0,087	–0,421	0,173
Крафтинг отношений	18,02	5,91	–0,113	0,087	–0,595	0,173

Примечания: M — среднее значение, SD — стандартное отклонение.

Описательная статистика, 20 пунктов (*n* = 300, 2024 г.)

Шкала	M	SD	Асимметрия		Эксцесс	
			значение	ст. ошибка	значение	ст. ошибка
Крафтинг задач	18,58	5,75	–0,176	0,141	–0,576	0,283
Крафтинг смысла	18,57	6,47	–0,144	0,141	–0,646	0,283
Крафтинг отношений	17,36	6,62	0,048	0,141	–0,891	0,283
Крафтинг среды	20,30	5,77	–0,258	0,141	–0,533	0,283

Примечания: M — среднее значение, SD — стандартное отклонение.

Результаты эксплораторного факторного анализа

Пункт	15 пунктов (n = 800, 2023 г.)			20 пунктов (n = 300, 2024 г.)			
	факторы			факторы			
	1	2	3	1	2	3	4
КЗад1	0,758			0,835			
КЗад2	0,893			0,819			
КЗад3	0,755			0,743			
КЗад4	0,572			0,618			
КЗад5		0,200	0,270				0,314
КСмс1		0,772			0,800		
КСмс2		0,653			0,613		
КСмс3		0,571			0,635		
КСмс4		0,853			0,901		
КСмс5		0,798			0,796		
КОтн1			0,566			0,521	
КОтн2			0,712			0,660	
КОтн3			0,764			0,879	
КОтн4			0,656			0,544	
КОтн5			0,581			0,526	
КСрд1	–	–	–				0,743
КСрд2	–	–	–				0,627
КСрд3	–	–	–				0,781
КСрд4	–	–	–				0,799
КСрд5	–	–	–				0,363

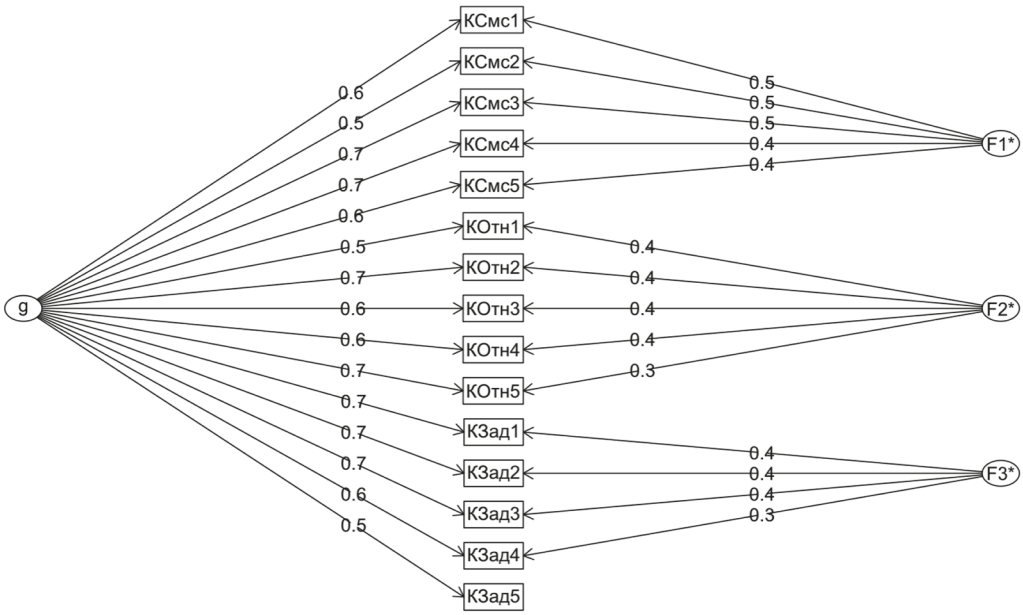
Примечание: Серым выделены факторные нагрузки пунктов, которые вошли не в свои факторы.

Дополнительные показатели соответствия моделей

Показатель	Значения	
	15 пунктов	20 пунктов
Средняя сложность пункта	10,1	1,3
RMSR	0,03	00,03
RMSEA [90 % CL]	0,072 [0,064–0,079]	0,083 [0,074–0,094]
TLI	0,932	0,896
χ^2 (df)	321,08 (63)	358,57 (116)
p	< 0,001	< 0,001
BIC	–100,05	–303,06

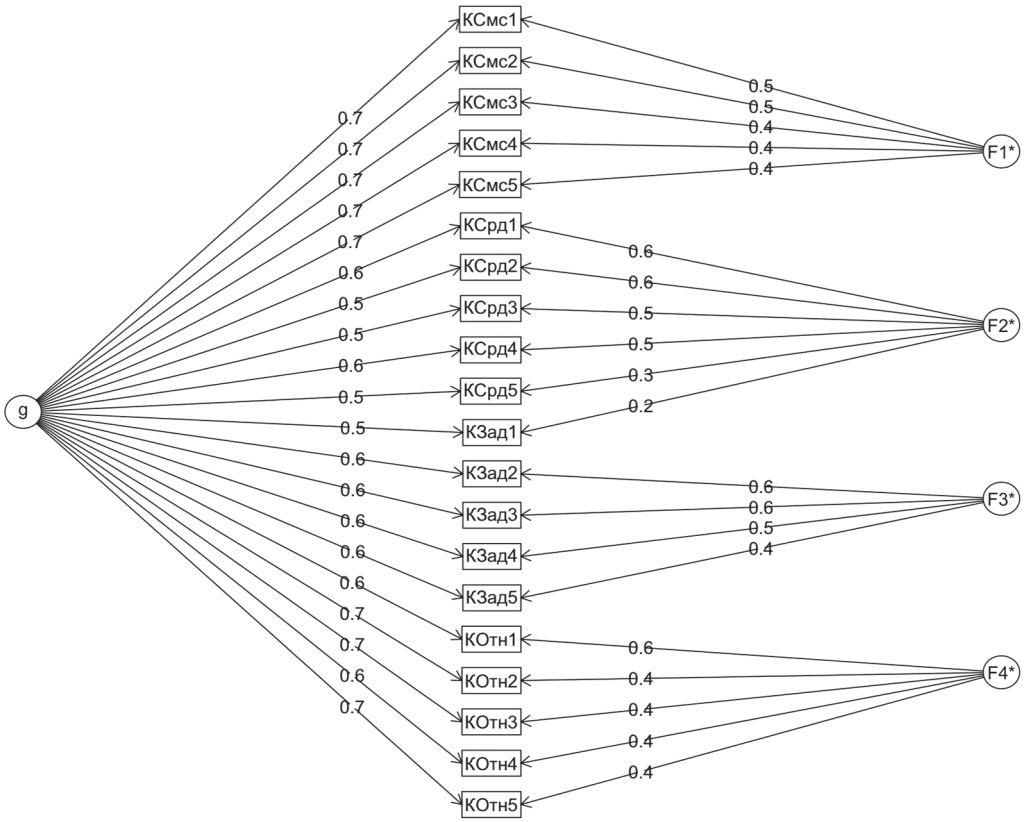
Примечания: RMSR — стандартная среднеквадратичная ошибка остатков; RMSEA [90 % CL] — среднеквадратичная ошибка аппроксимации (с 90 %-ным доверительным интервалом); TLI — индекс Такера — Льюиса; df — число степеней свободы; p — уровень значимости; BIC — Байесовский информационный критерий.

Структурные диаграммы факторной модели, полученные методом Шмида — Леймана, 15 пунктов (*n* = 800, 2023 г.)



Примечания: g — общий фактор; F1, F2 и т. д. — групповые факторы; КСмс1, КСмс2 и т. д. — пункты; числа на стрелках от факторов к пунктам — факторные нагрузки; числа на стрелках от общего фактора к пунктам — остатки (уникальные дисперсии).

Структурные диаграммы факторной модели, полученные методом Шмида —Леймана, 20 пунктов (*n* = 300, 2024 г.)



Примечания: g — общий фактор; F1, F2 и т. д. — групповые факторы; КСмс1, КСмс2 и т. д. — пункты; числа на стрелках от факторов к пунктам — факторные нагрузки; числа на стрелках от общего фактора к пунктам — остатки (уникальные дисперсии).