

## Создание шкалы «Принадлежность-экслюзия»

*Суворова И.Ю.*

**ОАНО ВО «Московский психолого-социальный университет» (ОАНО ВО «МПСУ»),  
г. Москва, Российская Федерация  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3804-2129>, e-mail: [i.suvorova89@gmail.com](mailto:i.suvorova89@gmail.com)**

*Раханова А.А.*

**ОАНО ВО «Московский психолого-социальный университет» (ОАНО ВО «МПСУ»),  
г. Москва, Российская Федерация  
ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-0080-7479>, e-mail: [arakhanova@gmail.com](mailto:arakhanova@gmail.com)**

*Корзун Н.В.*

**ОАНО ВО «Московский психолого-социальный университет» (ОАНО ВО «МПСУ»),  
г. Москва, Российская Федерация  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3238-0928>, e-mail: [nikitakorzun@yandex.ru](mailto:nikitakorzun@yandex.ru)**

**Цель.** Проверка валидности и надежности шкалы «Принадлежность-экслюзия», созданной с опорой на «Общую шкалу удовлетворения базовых психологических потребностей» Э. Деси и Р. Райна.

**Контекст и актуальность.** Принадлежность как базовая психологическая потребность упоминается в ряде теорий, однако наиболее концептуально описана в теории самодетерминации Э. Деси и Р. Райана, в рамках которой она диагностируется как одна из шкал «Общей шкалы удовлетворения базовых психологических потребностей». Однако авторы гораздо большее внимание уделяли потребности в автономии как необходимому условию для самодетерминации, что привело к размытию границ феномена принадлежности и относительно низким показателям критериев качества этой шкалы. В результате серия исследований привела к созданию трехфакторной модели принадлежности, нуждающейся в проверке на валидность и надежность.

**Дизайн исследования.** Исследование проводилось в три этапа. На первом этапе было проведено тестирование для оценки конвергентной валидности, согласования поведения переменных с переменными других опросников, надежности и внутренней согласованности. На втором этапе проверялась факторная валидность. Третий этап был посвящен стандартизации.

**Участники.** На первом этапе в исследовании приняли участие 76 студентов МПСУ очной формы обучения (17 — мужского пола, 59 — женского) в возрасте от 17 до 22 лет ( $M = 20$ ;  $SD = 1,03$ ). На втором этапе выборку составили 1905 человек (501 — мужского пола, 1404 — женского) в возрасте от 9 до 81 лет ( $M = 27,81$ ;  $SD = 10,4$ ). Третий этап исследования проводился на выборке в 1925 человек (509 — мужского пола, 1416 — женского) в возрасте от 9 до 93 лет ( $M = 28,11$ ;  $SD = 10,6$ ).

**Методы (инструменты).** Проверка критериев качества опросника выполнялась с помощью вычисления внутренней согласованности (альфа Кронбаха), ретестовой надежности, корреляционного анализа шкал опросника между собой, а также с другими опросниками. Факторная валидность проверялась с помощью конфирматорного факторного анализа. Вычисления проводились в IBM SPSS 23 и AMOS 23.

**Результаты.** Проверка опросника на валидность, надежность и внутреннюю согласованность показала статистически значимые результаты практически во всех случаях: Кронбаха составляет 0,849, что соответствует уровню хорошей внутренней согласованности; уровень

значимости ретестовой надежности и конвергентной валидности для всех трех шкал  $p \leq 0,01$ . Корреляция с другими опросниками подтвердила содержательный аспект трех видов принадлежности. В результате конфирматорного факторного анализа CFI = 0,928; RMSEA = 0,064, что несколько выходит за рекомендованные значения.

**Основные выводы.** В результате проведения верификации созданного опросника было установлено, что он прошел все необходимые процедуры для проверки. Опросник является хорошей промежуточной моделью потребности в принадлежности и представляет собой вполне рабочий инструмент, однако нуждается в дополнительной доработке.

**Ключевые слова:** принадлежность себе; принадлежность диаде; принадлежность группе; базовые потребности; шкала удовлетворенности базовых психологических потребностей; теория самодетерминации.

Для цитаты: Суворова И.Ю., Раханова А.А., Корзун Н.В. Создание шкалы «Принадлежность-эксклюзия» // Социальная психология и общество. 2024. Том 15. № 2. С. 179–199. DOI: <https://doi.org/10.17759/sps.2024150212>

## The “Relatedness-Exclusion” Scale: Creation and Validation

*Irina Yu. Suvorova*

*Moscow University of Psychology and Social Sciences, Moscow, Russia*

*ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3804-2129>, e-mail: [i.suvorova89@gmail.com](mailto:i.suvorova89@gmail.com)*

*Anastasia A. Rakhanova*

*Moscow University of Psychology and Social Sciences, Moscow, Russia*

*ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-0080-7479>, e-mail: [aarakhanova@gmail.com](mailto:aarakhanova@gmail.com)*

*Nikita V. Korzun*

*Moscow University of Psychology and Social Sciences, Moscow, Russia*

*ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3238-0928>, e-mail: [nikitakorzun@yandex.ru](mailto:nikitakorzun@yandex.ru)*

**Objective.** The article describes a test of the validity and reliability of the Relatedness-Exclusion scale, based on the general scale of satisfaction of basic psychological needs by E. Deci and R. Ryan.

**Background.** Relatedness as a basic psychological need is mentioned in a number of theories, but it is most conceptually described in the Self-determination theory by E. Deci and R. Ryan, within which it is diagnosed as one of the scales of the “General Scale of Satisfaction of Basic Psychological Needs.” However, the authors paid much more attention to the need for autonomy as a necessary condition for self-determination. This bias led to a blurring of the boundaries of the phenomenon of relatedness and relatively low indicators of the quality criteria of this scale. As a result, a series of studies led to the creation of a three-factor model of belonging that needs to be tested for validity and reliability.

**Study design.** The study was carried out in three stages. At the first stage, testing was carried out to assess convergent validity, consistency of the behavior of the variables with the variables of other questionnaires, reliability and internal consistency. At the second stage, factorial validity was checked. The third stage was devoted to standardization.

**Participants.** At the first stage of the study, 76 full-time MPSU students (17 m, 59 f) aged from 17 to 22 years ( $M = 20$ ;  $SD = 1,03$ ) took part. At the second stage, the sample consisted of 1905 people (501 m, 1404 f) aged from 9 to 81 years ( $M = 27,81$ ;  $SD = 10,4$ ). The third stage of the study was conducted on a sample of 1925 people.

**Measurements.** The quality criteria of the questionnaire were checked by calculating internal consistency (Cronbach’s  $\alpha$ ), test-retest reliability, and correlation analysis of the questionnaire scales with

each other, as well as with other questionnaires. Factorial validity was tested using confirmatory factor analysis. Calculations were carried out in IBM SPSS 23 and AMOS 23.

**Results.** Checking the questionnaire for validity, reliability and internal consistency showed statistically significant results in almost all cases: Cronbach's  $\alpha$  is 0,849, which corresponds to the level of good internal consistency; the significance level of test-retest reliability and convergent validity for all three scales is  $p \leq 0,01$ . Correlation with other questionnaires confirmed the content aspect of the three types of relatedness. As a result of confirmatory factor analysis, CFI = 0,928; RMSEA = 0,064, which is slightly beyond the recommended values.

**Conclusions.** As a result of verification of the created questionnaire, it was established that it passed all the necessary procedures for verification. The questionnaire is a good intermediate model of the need to belong and is a completely working tool, but needs additional refinement.

**Keywords:** relatedness to self; relatedness to a dyad; relatedness to a group; basic needs; General Scale of Basic Psychological Needs Satisfaction; theory of self-determination.

**For citation:** Suvorova I.Yu., Rakhanova A.A., Korzun N.V. The "Relatedness-Exclusion" Scale: Creation and Validation. *Sotsial'naya psikhologiya i obshchestvo = Social Psychology and Society*, 2024. Vol. 15, no. 2, pp. 179–199. DOI: <https://doi.org/10.17759/sps.2024150212> (In Russ.).

## Введение

Потребность в принадлежности представляет собой фундаментальный конструкт, так или иначе описанный в ряде теорий как привязанность (теория привязанности Боулби [13]), условие формирования Эго-идентичности (теория Э. Эриксона [11]) и социальной идентичности (теория социальной идентичности А. Тэшфела [18]), однако наиболее концептуально описана в теории самодетерминации (ТСД) Э. Деси и Р. Райана [14]. Теория самодетерминации и личностной автономии была предложена в 70-х годах прошлого века и описала внутренние и внешние факторы мотивации/амотивации человека. Согласно авторам, человек изначально самодетерминирован и замотивирован на активное взаимодействие с социальной реальностью. Снижение же мотивации связано с фрустрацией базовых психологических потребностей. Э. Деси и Р. Райаном были выделены три базовые психологические потребности: в автономии, компетенции и принадлежности (иногда переводимой как связанность). С этих пор началась дискуссия о

взаимосвязи автономии и принадлежности в жизни человека: в норме автономия и принадлежность имеют позитивную взаимосвязь [17], причем некоторые авторы обнаруживают стадийность в степени их удовлетворения (потребность в автономии появляется при удовлетворении потребности в принадлежности) [16]; обратная же корреляция указывает на подмену автономии независимостью, что случается при слабом Эго [12].

Теория базовых психологических потребностей легла в основу одноименного опросника «Общая шкала удовлетворения базовых психологических потребностей» (General Scale of Basic Psychological Needs Satisfaction), адаптированного на русский язык И.Ю. Суворовой, Н.В. Корзуном и А.А. Бабий [9]. Тем не менее адаптация опросника на русский язык показала «слабость» шкалы «Потребность в принадлежности»: по сравнению с двумя другими шкалами — «Потребность в автономии» и «Потребность в компетентности» — она имела наибольшую дисперсию и сравнительно низкие показатели ретестовой надежности [3]. Было сделано

предположение, что границы феномена принадлежности, вкладываемые авторами, недостаточно очерчены. Дело в том, что авторы теории самодетерминации в основном исследовали потребность в автономии как фактор внутренней мотивации, тогда как исследования потребности в принадлежности и компетентности практически не представлены в рамках ТСД. Поэтому нами был проведен ряд исследований на уточнение границ феномена принадлежности и формирование ее теоретической модели. Результаты данных исследований отражены в статьях «Определение границ феномена базовой психологической потребности в принадлежности» [3] и «Эмпирическое обоснование трехфакторной модели потребности в принадлежности» [10].

### **Конструкт**

#### **«Принадлежность-экслюзия»**

Проведение фокус-группы [3] подтвердило предположение о более сложной структуре потребности в принадлежности и позволило выделить 3 ее аспекта: принадлежность себе, принадлежность диадным отношениям и принадлежность группе. Дальнейший эксплораторный факторный анализ на выборках бездомных, людей с наркотической зависимостью, жертв травли и условной нормы [10] показал обоснованность трех выделенных ранее аспектов принадлежности. Так была получена и впервые описана в статье «Эмпирическое обоснование трехфакторной модели потребности в принадлежности» эмпирическая трехфакторная модель потребности в принадлежности (рис. 1), которая легла в основу опросника «Принадлежность-экслюзия», верификации которого посвящена данная статья.

Трехфакторная модель принадлежности (рис. 1) включает три шкалы:

принадлежность себе, принадлежность диадическим отношениям и принадлежность группе. Принадлежность себе понимается как ощущение своей целостности, протяженности и аутентичности, что в большей степени соответствует определению Эго-идентичности Э. Эриксона [11]. Принадлежность диадическим отношениям неразрывно связана с принадлежностью себе. Более того, отношения в диаде в первые годы жизни являются условием для появления целостного чувства Я [19]. Напротив, отсутствие надежной привязанности к значимому другому влечет за собой недоверие к миру и нарушение Эго-идентичности [13], что впоследствии может привести к социальной изоляции и нарушению социальной адаптации (принадлежности к группе). Принадлежность к группе связана с формированием социального Я. С одной стороны, это не такая фундаментальная структура, как чувство аутентичности самому себе, формирующееся в диадических отношениях, с другой — через принадлежность к социальной группе (или группам) мы опредмечиваем себя в системе социальных отношений, той самой реальности, в которой протекает наша жизнь. Отчужденность от социальных контактов и одиночество сравнимы с так называемой социальной смертью.

### **Программа исследования**

Верификация составленного опросника проходила в три этапа. На первом этапе (2022 г.) на выборке из 76 студентов МПСУ очной формы обучения (17 — мужского пола, 59 — женского) в возрасте от 17 до 22 лет ( $M = 20$ ;  $SD = 1,03$ ) были вычислены ретестовая надежность (время между тестом и ретестом составило 7 дней), внутренняя согласованность, конвергентная валидность и валидность поведения переменных в шкалах. На вто-

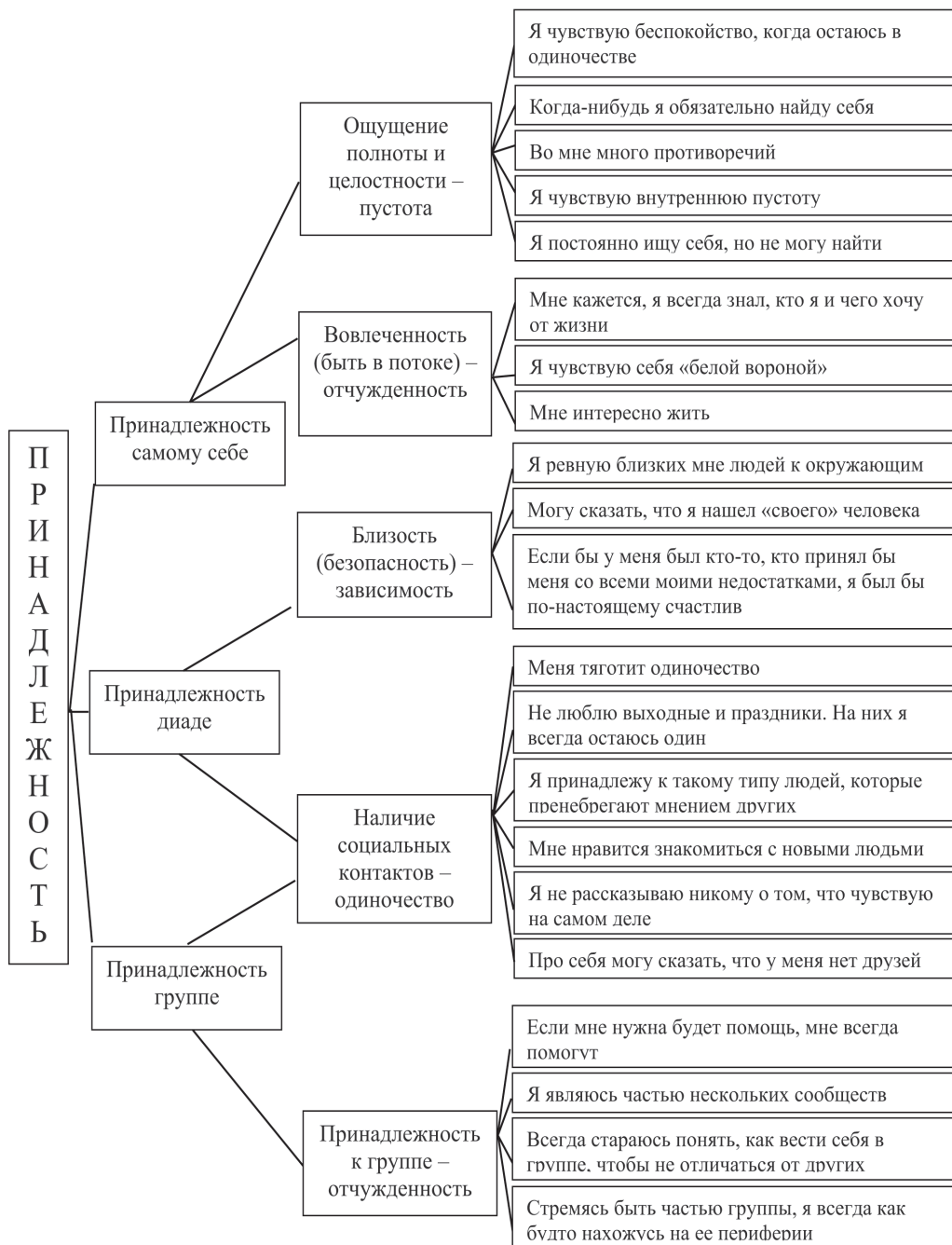


Рис. 1. Модель опросника «Принадлежность-эксклюзия»

ром этапе (2023 г.) на выборке из 1905 человек (501 — мужского пола, 1404 — женского) в возрасте от 9 до 81 лет ( $M = 27,81$ ;  $SD = 10,4$ ) с помощью конфирматорного факторного анализа проверялась факторная валидность. На третьем этапе на выборке из 1925 человек (509 — мужского пола, 1416 — женского) в возрасте от 9 до 93 лет ( $M = 28,11$ ;  $SD = 10,6$ ) была проведена дифференциальная валидность.

### Инструментарий

В табл. 1 приведен подбор опросников для вычисления согласования сведением переменных.

Понятие принадлежности себе, как было отмечено ранее, связано с аутентичностью, самоидентификацией и самоощущением человека. Данный феномен включает субъективное чувство целостности, переживания потока, непрерывности и устойчивости собственного «Я», что во многом описывает эго-идентичность человека. Поэтому для анализа шкалы «Принадлежность себе» нами был выбран опросник «Структура Эго-идентичности» Е.Л. Солдатовой, определяющий три показателя: «Автономная идентичность», «Предрешенная идентичность» и «Диффузная идентичность» [8], и опросник «Диагностика переживаний в профессиональной деятельности» Е.Н. Осина и Д.А. Леонтьева, включаю-

щий такие шкалы, как «Работа как удовольствие», «Работа как смысл», «Работа как усилие» и «Работа как пустота» [5]. Опросник Е.Н. Осина направлен на диагностику чувства потока.

Принадлежность группе представляет собой осознание человеком себя частью различных социальных групп: семейных, учебных, этнических, демографических, территориальных, конфессиональных и прочих. В качестве эквивалентных шкал были выбраны шкалы опросника «Идентификация работников в организации» В.А. Штроо [7] и шкала «Удовлетворение потребности в принадлежности» опросника «Общая шкала удовлетворения базовых психологических потребностей» Э. Деси и Р. Райана [9].

Принадлежность диадическим отношениям указывает на возможность устанавливать глубокие интимные отношения. Поэтому в качестве проверочных опросников были выбраны опросник «Привязанность к близким людям» Д.В. Каширского и Н.В. Сабельниковой [6], диагностирующий «Избегание» и «Беспокойство» как аспекты привязанности и взаимоотношений в диаде, а также опросник «Переживание одиночества» Е.А. Манаковой [4]. Опросник «Переживание одиночества» включает следующие шкалы: «Переживание одиночества как негативного чувства» и

Таблица 1

### Подбор методик для проверки конструктивной валидности

Принадлежность себе	Опросник «Структура Эго-идентичности» Е.Л. Солдатовой; Опросник «Диагностика переживаний в профессиональной деятельности» Е.Н. Осина, Д.А. Леонтьева
Принадлежность группе	Опросник «Идентификация работников в организации» В.А. Штроо; Шкала «Принадлежность» опросника «Общая шкала удовлетворения базовых психологических потребностей» Э. Деси и Р. Райана
Принадлежность диаде	Опросник «Привязанность к близким людям» Д.В. Каширского, Н.В. Сабельниковой; Опросник «Переживание одиночества» Е.А. Манакова

«Духовное одиночество как отсутствие понимания».

В исследовании приняли участие студенты и преподаватели МПСУ и МИПа, а также знакомые, кому была разослана ссылка. Можно сказать, что выборка отвечает требованиям randomness. Данные собирались с помощью Яндекс.Форм в удобное для респондентов время.

### Результаты

*Внутренняя согласованность.* Для проверки надежности по внутренней согласованности характеристик было проведено вычисление коэффициента  $\alpha$  Кронбаха. Результаты расчетов показали, что разработанная методика в целом обладает достаточной внутренней согласованностью: значение коэффициента

Кронбаха составляет 0,827, что соответствует уровню хорошей внутренней согласованности. Тем не менее шкалы «Принадлежность группе» и «Принадлежность диаде» имеют довольно низкую надежность (табл. 2).

При исключении вопросов 3, 5 и 10 общая  $\alpha$  Кронбаха составила 0,849, для шкал «Принадлежность себе» —  $\alpha = 0,806$ ; «Принадлежность группе» —  $\alpha = 0,642$ ; «Принадлежность диаде» —  $\alpha = 0,518$ .

*Проверка на нормальность.* Для выбора коэффициента корреляции была осуществлена проверка выборки на нормальность с использованием критерия Колмогорова-Смирнова. В результате нормальное распределение подтвердилось для шкал «Принадлежность себе»

Таблица 2

### Вычисление $\alpha$ Кронбаха для всего опросника, отдельных шкал и вопросов

Весь опросник $\alpha = 0,827$	Принадлежность себе $\alpha = 0,769$	вопрос 1 — $\alpha = 0,741$
		вопрос 4 — $\alpha = 0,742$
		вопрос 7 — $\alpha = 0,761$
		<b>вопрос 10 — <math>\alpha = 0,806</math></b>
		вопрос 13 — $\alpha = 0,724$
		вопрос 16 — $\alpha = 0,751$
		вопрос 19 — $\alpha = 0,705$
		вопрос 21 — $\alpha = 0,707$
	Принадлежность группе $\alpha = 0,584$	вопрос 2 — $\alpha = 0,547$
		<b>вопрос 5 — <math>\alpha = 0,642</math></b>
		вопрос 8 — $\alpha = 0,514$
		вопрос 11 — $\alpha = 0,503$
		вопрос 14 — $\alpha = 0,506$
		вопрос 17 — $\alpha = 0,553$
		вопрос 20 — $\alpha = 0,540$
	Принадлежность диаде $\alpha = 0,505$	<b>вопрос 3 — <math>\alpha = 0,518</math></b>
		вопрос 6 — $\alpha = 0,477$
		вопрос 9 — $\alpha = 0,414$
		вопрос 12 — $\alpha = 0,432$
		вопрос 15 — $\alpha = 0,415$
		вопрос 18 — $\alpha = 0,493$

и «Принадлежность группе». Для шкалы «Принадлежность диаде» значение теста оказалось меньше 0,05, что говорит о том, что данные в этой группе не имеют нормального распределения.

*Ретестовая надежность.* Для оценки надежности был проведен корреляционный анализ между шкалами опросника после первого и повторного тестирования. Коэффициенты корреляции по критерию г-Спирмена вычислялись для шкал «Принадлежность себе», «Принадлежность диаде» и «Принадлежность группе» отдельно (табл. 3).

Для всех вычислений уровень значимости для оценки корреляций —  $p \leq 0,01$ . Результаты позволяют заключить, что созданная методика является надежной.

*Конвергентная валидность.* Конвергентная валидность определяет, в какой степени конструкты, которые должны быть взаимосвязаны внутри методики, действительно имеют эту связь. Мы предполагали, что все три шкалы — «Принадлежность себе», «Принадлежность диаде» и «Принадлежность группе» — должны иметь положительную корреляцию. Результаты показаны в табл. 4.

При проверке опросника на конвергентную валидность были получены взаимосвязи на уровне значимости  $p \leq 0,01$ , что говорит о том, что переменные внутри опросника ведут себя так, как это заложено в теории. Как ни странно, максимально близкими по смыслу оказались шкалы «Принадлежность себе» и «Принадлежность группе», тогда как самая слабая связь обнаружена между «Принадлежностью группе» и «Принадлежностью диаде».

*Корреляции с другими опросниками.* Для проверки согласованности поведения переменных в нашем опроснике с поведением переменных в других, валидных опросниках были вычислены корреляции между шкалами нашего опросника и шкалами других опросников, описанных в процедуре исследования (табл. 1). Проверка валидности шкалы «Принадлежность себе» осуществлялась с помощью проверки ее взаимосвязи со шкалами опросников «Диагностика переживаний в профессиональной деятельности» Е.Н. Осина и Д.А. Леонтьева и «Структура Эго-идентичности» Е.Л. Солдатовой (табл. 5).

Таблица 3

## Результаты корреляции г-Спирмена

Переменная	Корреляция с повторным тестированием, г-Спирмена
Принадлежность себе	0,956**
Принадлежность диаде	0,604**
Принадлежность группе	0,785**

Примечание: \*\* — уровень значимости  $p \leq 0,01$ .

Таблица 4

## Результаты проведенного корреляционного анализа

Переменная	1, г-Спирмена	2, г-Спирмена
1. Принадлежность себе	—	
2. Принадлежность диаде	0,560**	—
3. Принадлежность группе	0,628**	0,320**

Примечание: \*\* — уровень значимости  $p \leq 0,01$ .



Таблица 5

**Корреляции между шкалой «Принадлежность себе» и шкалами из опросников:  
«Диагностика переживаний в профессиональной деятельности» Е.Н. Осина,  
Д.А. Леонтьева и «Структура Эго-идентичности» Е.Л. Солдатовой**

Методика	Шкалы опросника	Принадлежность себе
Опросник «Диагностика переживаний в профессиональной деятельности» Е.Н. Осина, Д.А. Леонтьева	Работа — удовольствие	0,263*
	Работа — смысл	0,254*
	Работа — усилие	-0,249*
	Работа — пустота	-0,254*
Опросник «Структура Эго-идентичности» Е.Л. Солдатовой	Автономная идентичность	0,551**
	Предрешенная идентичность	0,424**
	Диффузная идентичность	-0,616**

Примечание: Уровни значимости: \*\* —  $p \leq 0,01$ ; \* —  $p \leq 0,05$ .

Положительные корреляции между шкалой «Принадлежность себе» и шкалами «Работа — удовольствие», «Работа — смысл» указывают, что «Принадлежность себе» связана с ощущением наполненности и смысла, что звучало во время фокус-группы. Отрицательная корреляция с «Работой как усилием» и «Работой как пустотой» опять же указывает на переживание принадлежности себе как наполненности и легкости. Любопытно, что чувство наполненности и осмысленности связано как с автономной структурой идентичности (сформированной самим субъектом после переживания кризиса), так и предрешенной (структурой, пассивно перенятой от значимых других). Отрицательная корреляция с диффузной идентичностью объясняется невозможностью целостного ощущения Я в случае распада предыдущей структуры Я и отсутствием ориентиров для построения новой, что более чем логично. Более сильные корреляции между «Принадлежностью себе» и структурами идентичности по сравнению с переживанием опыта потока указывают на то, что «Принадлежность себе» — более фундаментальный конструкт и су-

ществует вне рабочей ситуации. Более того, в нашей выборке большую долю занимали студенты, не включенные в трудовые отношения.

Проверка валидности шкалы «Принадлежность диаде» осуществлялась с помощью проверки ее взаимосвязи со шкалами опросников «Привязанность к близким людям» Д.В. Каширского, Н.В. Сабельниковой и «Переживание одиночества» Е.А. Манакова (табл. 6).

Сравнивая «Принадлежность диаде» со шкалами опросника «Привязанность к близким людям», мы получили значимую обратную корреляцию со шкалой «Беспокойство», соответствующей амбивалентной привязанности. С другой стороны, со шкалой «Избегание» какая-либо связь отсутствует. Мы предполагаем, что шкала «Принадлежность диаде» вскрывает нарушение устойчивой психологической связи с другим при сохранении физического контакта.

Взаимосвязи с опросником «Переживание одиночества» оказались значимыми в случае переживания одиночества как негативного чувства, духовного и физического одиночества, что подтверждает наше предположение о том,

Таблица 6

**Корреляции между шкалой «Принадлежность диаде» и шкалами из опросников: «Привязанность к близким людям» Д.В. Каширского, Н.В. Сабельниковой и «Переживание одиночества» Е.А. Манакова**

Методики	Шкалы опросника	Принадлежность диаде
Опросник «Привязанность к близким людям» Д.В. Каширского, Н.В. Сабельниковой	Избегание	—
	Беспокойство	−0,658**
Опросник «Переживание одиночества» Е.А. Манакова	Переживание одиночества как негативного чувства	−0,703**
	Отрицание переживания одиночества	—
	Переживание одиночества как временного вынужденного явления	—
	Одиночество как результат страха брать ответственность за других	—
	Духовное одиночество как отсутствие понимания	−0,562**
	Физическое одиночество вследствие собственной непривлекательности	−0,471**

Примечание: \*\* — уровень значимости  $p \leq 0,01$ .

что «Принадлежность диаде» отражает глубокую психологическую связь со значимым другим. Отрицание переживания одиночества, переживание одиночества как временного явления или одиночество как страх быть отвергнутым (избегание) не вписываются в этот конструкт.

Проверка валидности шкалы «Принадлежность группе» осуществлялась с помощью проверки ее взаимосвязи со шкалами опросника «Идентификация работников в организации» В.А. Штроо и шкалой «Принадлежность» опросника «Общая шкала удовлетворения базовых психологических потребностей» Э. Деси и Р. Райана (табл. 7).

Таблица 7

**Корреляции между шкалой «Принадлежность группе» и шкалами из опросников: «Идентификация работников в организации» В.А. Штроо, «Общая шкала удовлетворения базовых психологических потребностей» Э. Деси и Р. Райана**

Методики	Шкалы опросника	Принадлежность группе
Опросник «Идентификация работников в организации» В.А. Штроо	Микрогрупповая идентичность	—
	Групповая идентичность	—
Шкала «Принадлежность» опросника «Общая шкала удовлетворения базовых психологических потребностей» Э. Деси и Р. Райана	Принадлежность	0,703**

Примечание: \*\* — уровень значимости  $p \leq 0,01$ .

Высокая корреляция между шкалой «Принадлежность» Э. Деси и Р. Райана, которую они по большей части понимали как взаимодействие с некоторым сообществом, и «Принадлежностью к группе» указывает на совпадение смыслов данных шкал. Удивило отсутствие взаимосвязи «Принадлежности группе» с «Микрогрупповой идентичностью» (идентификация с неформальными подгруппами в группе) и «Групповой идентичностью» (идентификация со структурой). Возможно, эти вопросы слишком узкие, затрагивающие непосредственно профессиональную область, тогда как «Принадлежность группе» отражает внутреннее чувство интеграции во что-то большее.

В целом, учитывая вычисленные корреляции, можно заключить, что шкала «Принадлежность-экслюзия» прошла проверку на конструктивную валидность как согласование с теорией поведения переменных.

Факторная валидность. Соответствие эмпирической структуры методики теоретической модели проверялось при помощи конфирматорного факторного анализа в системе AMOS 23 и эксплораторного факторного анализа в SPSS 23. Метрика латентных переменных задавалась через их дисперсии, которые приравнивались к 1. Для оценки пригодности моделей использовались критерии CFI<sup>1</sup> и RMSEA<sup>2</sup>. Модель считается адекватной, если  $RMSEA < 0,06$ ;  $CFI > 0,95$  [15].

Модель исходного опросника изображена на рис. 2. Однако при запуске расчетов несколько переменных (вопросы 8, 11, 15, 17, 21) оказались недоступными для классификации.

Вопросы 8, 11 и 17 приходится на шкалу «Принадлежность группе», из чего следует, что данная шкала не отражает точно свое содержание. К исключенным вопросам были отнесены следующие:

8. Я являюсь частью нескольких обществ.

11. Про себя могу сказать, что у меня нет друзей.

17. *Всегда стараюсь понять, как вести себя в группе, чтобы не отличаться от других.*

После их исключения шкала «Принадлежность группе» включила такие вопросы:

2. Мне нравится знакомиться с новыми людьми.

14. *Если мне нужна будет помощь, мне всегда есть к кому обратиться.*

20. *Стремясь быть частью группы, я всегда как будто нахожусь на ее периферии.*

Оставшиеся вопросы характеризуют «Принадлежность группе» как потенциальную установку человека быть в обществе, а не фактические социальные контакты. Этим можно объяснить отсутствие корреляций со шкалами опросника «Идентификация работников в организации» В.А. Штроо.

После исключения пяти неопределенных вопросов получаем новую модель (рис. 3).

<sup>1</sup> Сравнительный индекс соответствия (CFI) – указывает на соотношение нулевой модели (теоретической модели, в которой связи между переменными равны 0) с тестируемой моделью. Значения CFI находятся в промежутке от 0 до 1.

<sup>2</sup> Корень среднеквадратической ошибки аппроксимации (RMSEA) количественно определяет уровень несоответствия модели. Значения параметра колеблются от 0 до 1. Значения выше 0,10 указывают на серьезное несоответствие. Значения ниже 0,06 указывают на хорошее соответствие модели.

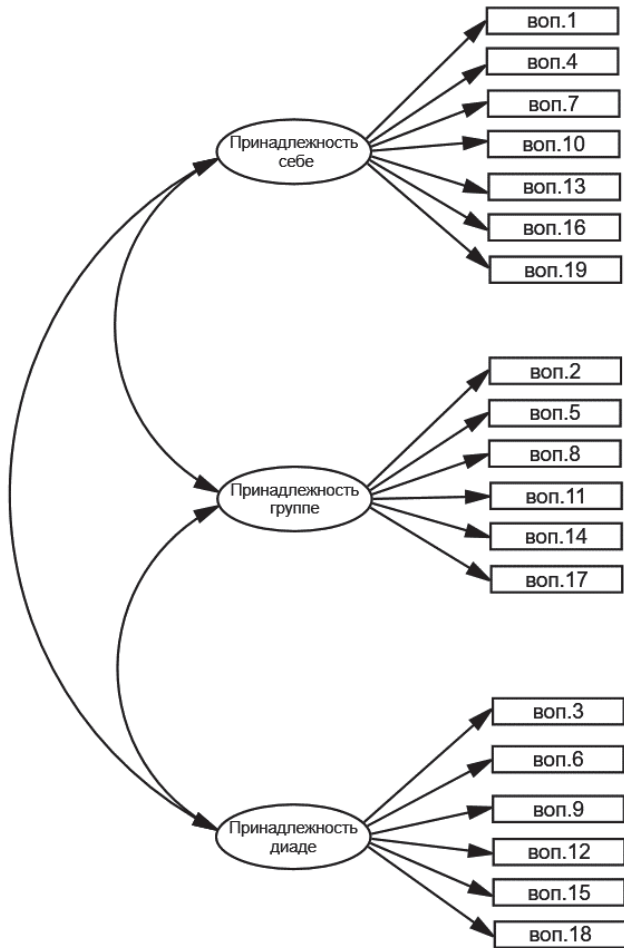


Рис. 2. Модель исходного опросника

Модель на рис. 3. оказалась доступной для вычислений: сравнительный индекс соответствия  $CFI = 0,819$ , корень среднеквадратической ошибки аппроксимации  $RMSEA = 0,090$ . Однако эти данные выходят за пределы хорошей сходимости модели. Для нормализации модели мы решили воспользоваться стратегией, опубликованной в статье, посвященной адаптации опросника Э. Деси и Р. Райана [9], и включить такие факторы, как прямой и обратный во-

прос. Добавление четвертого фактора показано на рис. 4.

Модель на рис. 4. оказалась лучше: сравнительный индекс соответствия  $CFI = 0,928$ , корень среднеквадратической ошибки аппроксимации  $RMSEA = 0,064$ . Однако любопытно, что теперь шкала «Принадлежность себе» имеет обратную зависимость к «Принадлежности группе» и «Принадлежности диаде». С учетом небольшого количества вопросов и прямой взаимос-

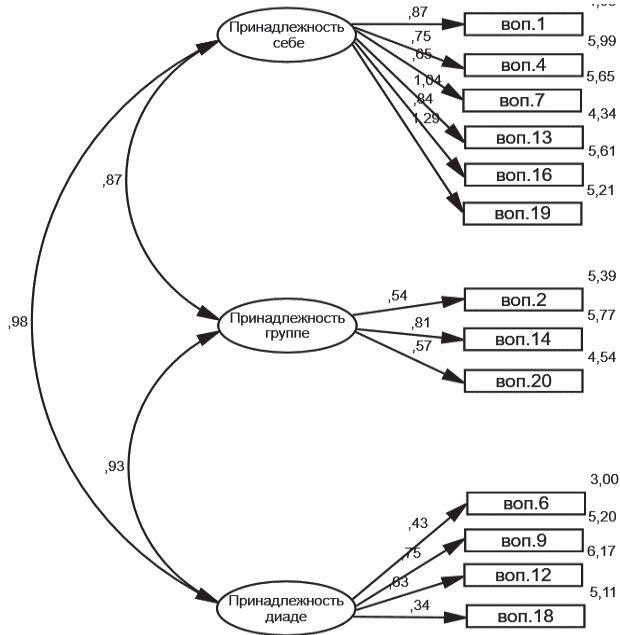


Рис. 3. Трехфакторная модель после исключения вопросов 8, 11, 15, 17, 21

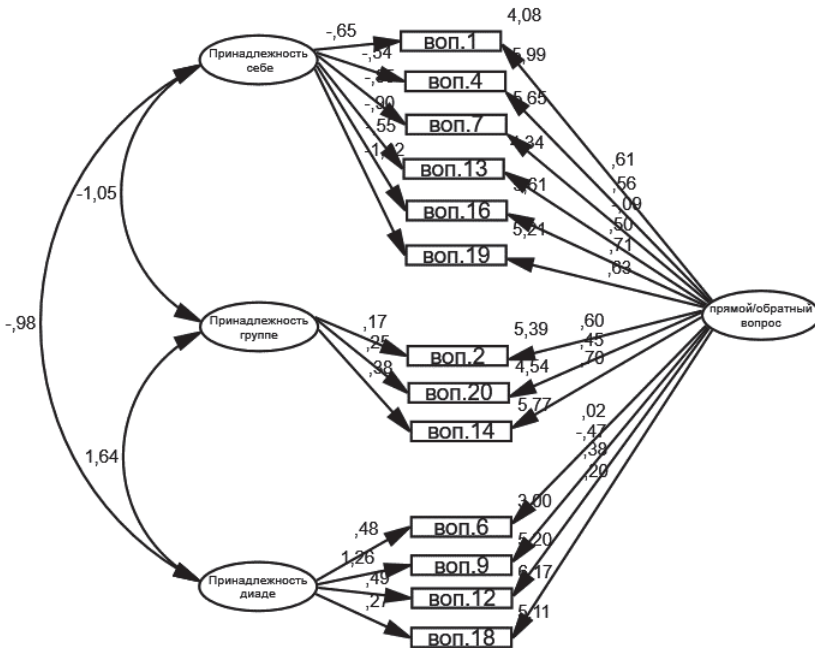


Рис. 4. Трехфакторная модель с добавлением фактора Прямой/обратный вопрос

вязи шкал «Принадлежность группе» и «Принадлежность диаде» мы решили попробовать их объединить в один фактор (рис. 5).

Показатели сходимости модели немного ниже, чем у аналогичной трехфакторной:  $CFI = 0,817$ , корень среднеквадратической ошибки аппроксимации  $RMSEA = 0,089$ . После добавления переменной Прямой/обратный вопрос получили модель на рис. 6.

Как и во втором случае, связь между «Принадлежностью группе» и «Принадлежностью себе» отрицательная. Показатели соответствия модели немного ниже, чем во втором случае:  $CFI = 0,924$ , корень среднеквадратической ошибки аппроксимации  $RMSEA = 0,064$ .

Сводная таблица показателей всех пяти моделей приведена в табл. 8.

Модель на рис. 4 оказалась точнее всего, однако ее показатели несколько выходят за рекомендуемые пределы по-

казателей хорошей сходимости модели. Так, получившийся сравнительный индекс соответствия  $CFI = 0,93 < 0,95$ , а корень среднеквадратической ошибки аппроксимации  $RMSEA = 0,064 > 0,06$ . Тем не менее данные показатели приближены к рекомендуемым, поэтому, хоть опросник и нуждается в доработке, он представляет собой вполне рабочий инструмент. Исправленный опросник с ключами приведен в Приложении.

### Дифференциальная валидность

Дифференциальная валидность проходила с учетом удаленных вопросов на выборке из 1925 человек (1394 – женского пола и 558 – мужского) в возрасте от 11 до 74 лет ( $M = 28$ ,  $SD = 11,7$ ). Возрастные группы были выделены с опорой на психосоциальную модель развития психики Э. Эриксона [4]:

419 человек в возрасте до 20 лет (101 – мужского пола, 318 – женского);

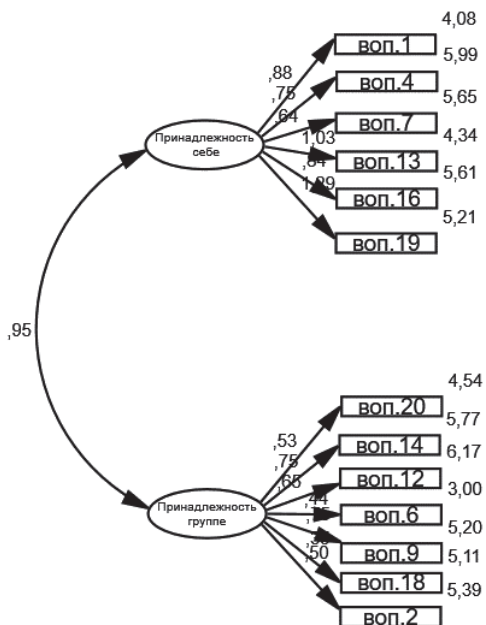


Рис. 5. Двухфакторная модель потребности в принадлежности

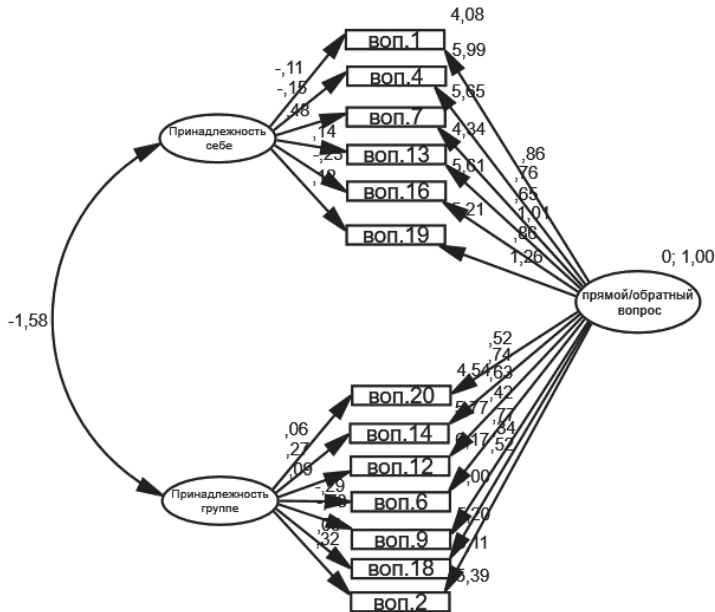


Рис. 6. Двухфакторная модель с добавлением прямого/обратного вопроса

Таблица 8

Показатели соответствия альтернативных моделей

Название модели	df	$\chi^2, p$	$\chi^2/df$	CFI	RMSEA
Модель на рис. 3	62	1061,00; $p \leq 0,001$	17,1	0,819	0,090
Модель на рис. 4	49	445,943; $p \leq 0,001$	9,10	0,928	0,064
Модель на рис. 5	64	1070,00; $p \leq 0,001$	16,7	0,817	0,089
Модель на рис. 6	51	469,398; $p \leq 0,001$	9,20	0,924	0,064

Примечание: *df* – число степеней свободы, CFI – сравнительный индекс соответствия, RMSEA – корень среднеквадратической ошибки аппроксимации (с 90%-м доверительным интервалом).

628 человек в возрасте 20–25 лет (188 – мужского пола, 440 – женского);

410 человек в возрасте 26–35 лет (127 – мужского пола, 283 – женского);

361 человек в возрасте 36–45 лет (92 – мужского пола, 269 – женского);

122 человека в возрасте 46–66 лет (42 – мужского пола, 80 – женского);

12 человек в возрасте более 66 лет (8 – мужского пола, 4 – женского).

Распределение значений по полу и возрасту вычислялось для каждой шкалы отдельно. Многофакторный дисперсионный анализ показал, что в целом пол и возраст практически не оказывают статистически значимого влияния на удовлетворение потребности в принадлежности. Причем влияние возраста больше влияния пола и суммарного их влияния. Так, можно отметить, что возраст влияет на распределение удовлет-

ворения потребности в принадлежности себе ( $F = 1,38; p \leq 0,05$ ). Изменение значений принадлежности себе в зависимости от возраста показано в табл. 9.

Таблица 9  
Среднее значение показателей шкалы  
«Принадлежность себе»

Возраст, лет	M	SD
до 20	28,76	5,68
20–25	30,58	5,17
26–35	29,95	5,72
36–45	29,48	5,65
> 46	30,16	5,35

До 20 лет принадлежность себе у мужчин и женщин является минимальной, достигает своего максимума в 20–25 лет, затем несколько снижается в промежутке 26–45 лет, а после — увеличивается. В 20–25 лет подростковый кризис остается позади, и человек формирует устойчивое чувство Я [2]. Временной промежуток 26–45 лет соответствует периоду создания семьи и заботы о детях. Более того, в этот период также происходит кризис взрослости, заключающийся в переосмыслении своих целей и ценностей [1]. К 46–50 годам люди обычно завершают выполнение родительской функции и становятся более свободными.

Для уточнения результатов MANOVA и определения значимости различий между возрастными группами для шкалы «Принадлежность себе» был использован *post hoc* анализ (наименьшая значимая разница Фишера — LSD, табл. 10).

Возрастной промежуток 20–25 лет действительно выделяется среди остальных возрастных промежутков максимально высокими значениями принадлежности себе. Значения до 20 лет и после 25 лет остаются примерно одинаковыми: до 20 лет устойчивое переживание Я только формируется, поэтому чувство принадлежности себе выражено слабо. После 25 лет люди обычно связывают себя брачными и родительскими узами.

### Заключение

Статья была посвящена созданию шкалы «Принадлежность-экслюзия», в основе которой лежат исследования феноменологии потребности в принадлежности. На фокус-группе было обнаружено, что потребность в принадлежности включает потребность в принадлежности самому себе, потребность в принадлежности диаде и потребность в принадлежности группе. Три потребности были организованы как шкалы опросника «Принадлежность-экслюзия». Проверки опросника на валидность, надежность и внутреннюю согласованность, деталь-

Таблица 10  
Вычисление различий между возрастными группами для шкалы  
«Принадлежность себе» (*post hoc* анализ)

Возраст, лет	до 20	20–25	26–35	36–45
до 20	—	1,99**		
20–25	-1,99**	—	-1,12*	-1,67**
26–35		1,12*	—	
36–45		1,67**		—
> 46				

Примечание: \* — уровень значимости  $p \leq 0,05$ ; \*\* — уровень значимости  $p \leq 0,01$ .



но описанные в данной статье, показали статистически значимые результаты практически во всех случаях:  $\alpha$  Кронбаха составляет 0,849, что соответствует уровню хорошей внутренней согласованности; уровень значимости ретестовой надежности и конвергентной валидности для всех трех шкал —  $p \leq 0,01$ . Корреляция с другими опросниками подтвердила содержательный аспект трех видов принадлежности. Так, «Принадлежность себе» связана с ощущением целостности, наполненности и смысла. «Принадлежность диаде» освещает глубокие психологические и духовные связи с другим. Шкала «Принадлежность группе» отражает потенциальную установку быть в обществе, что стало еще более очевидным после удаления четырех вопросов, раскрывающих фактические связи человека с группой. Проверка факторной валидности с помощью конфирматорного факторного анализа показала, что эмпирические данные объясняются теоретической моделью, однако показатели надежности несколько выходят за допустимый ин-

тервал. Дисперсионный анализ показал, что пол не оказывает влияния на шкалы принадлежности, тогда как возраст влияет только на шкалу «Принадлежность себе».

В целом можно заключить, что созданный опросник прошел все необходимые процедуры для проверки опросников и является хорошей промежуточной моделью потребности в принадлежности, однако нуждается в дополнительной доработке. Во-первых, следует решить, какой же смысл должен быть у шкалы «Принадлежность группе» — фактическая принадлежность или психологическая готовность быть частью чего-то большего. Во-вторых, необходимо увеличить внутреннюю согласованность шкал «Принадлежность группе» и «Принадлежность диаде». В-третьих, необходимо расширить выборку и охватить возрастную группу 66+. Наконец, результаты исследования были бы полнее с проверкой критериальной валидности и поиском взаимосвязи удовлетворения потребности в принадлежности с другими личностными показателями.

## Приложение

### Шкала «Принадлежность-экслюзия»

Прочтите утверждения в поле «Утверждения» и выберите степень согласия с ними из перечисленных справа: «совершенно не согласен», «не согласен», «скорее не согласен», «затрудняюсь ответить», «скорее согласен», «согласен», «совершенно согласен».

Утверждения	Совершенно не согласен	Не согласен	Скорее не знаю	Затрудняюсь ответить	Скорее согласен	Согласен	Совершенно согласен
Я чувствую беспокойство, когда остаюсь в одиночестве							
Мне нравится знакомиться с новыми людьми							
Когда-нибудь я обязательно найду себя							

Утверждения	Совершенно не согласен	Не согласен	Скорее не знаю	Затрудняюсь ответить	Скорее согласен	Согласен	Совершенно согласен
Меня тяготит одиночество							
Во мне много противоречий							
Могу сказать, что я нашел «своего» человека							
Не люблю выходные и праздники. На них я всегда остаюсь один							
Я чувствую себя «белой вороной»							
Если мне нужна будет помощь, мне всегда есть к кому обратиться							
Я чувствую внутреннюю пустоту							
Я принадлежу к такому типу людей, которые пренебрегают мнением других							
Мне интересно жить							
Стремясь быть частью группы, я всегда как будто нахожусь на ее периферии							

**Ключи:**

Принадлежность самому себе: 1R, 3R, 5R, 8R, 10R, 12.

Принадлежность группе: 2, 9, 13R.

Принадлежность диаде: 4R, 6, 7R, 11R.

**Подсчет баллов:**

Все баллы по шкалам складываются. В опроснике используются прямые и обратные (R) шкалы. Подсчет баллов в прямых шкалах:

Совершенно не согласен	Не согласен	Скорее не знаю	Затрудняюсь ответить	Скорее согласен	Согласен	Совершенно согласен
1	2	3	4	5	6	7

Подсчет баллов в обратных шкалах:

Совершенно не согласен	Не согласен	Скорее не знаю	Затрудняюсь ответить	Скорее согласен	Согласен	Совершенно согласен
7	6	5	4	3	2	1

## Литература

1. *Большунова Н.Я.* Кризис взрослости // Индивидуальное, национальное и глобальное в сознании современного человека: новые идеи, проблемы, научные направления. 2020. Гл. 24. С. 346–358. DOI:10.38098/univ.2020.55.72.024
2. *Комарова О.Н., Рассказова А.Л.* Динамика формирования эго-идентичности на этапе юношеской социализации // Вестник Тверского государственного университета. 2023. Том 3. № 1. С. 62.
3. *Корзун Н.В., Суворова И.Ю.* Определение границ феномена базовой психологической потребности в принадлежности // Актуальные проблемы психологического знания. 2022. Том 2. № 59. С. 28–38.
4. *Манакова Е.А.* Опросник переживания одиночества // Сибирский психологический журнал. 2018. № 69. С. 149–171.
5. *Осин Е.Н.* Диагностика переживаний в профессиональной деятельности: валидизация методики // Организационная психология. 2017. № 2. С. 121–129.
6. *Сабельникова Н.В., Каширский Д.В.* Опросник привязанности к близким людям // Психологический журнал. 2015. Том 36. № 4. С. 84–97.
7. *Сидоренков А.В., Шипитько О.Ю., Штильников Д.Е., Штроо В.А.* Разработка инструментария изучения идентификации работников в организации // Организационная психология. 2019. Том 9. № 3. С. 74–102.
8. *Солдатова Е.Л.* Структура и динамика нормативного кризиса перехода к взрослости. Челябинск: Юургу, 2007. 267 с.
9. *Суворова И.Ю., Бабий А.А., Корзун Н.В.* Адаптация общей шкалы удовлетворения базовых психологических потребностей Э. Деси и Р. Райана // Актуальные проблемы психологического знания. 2021. № 1–2. С. 55–66.
10. *Суворова И.Ю., Корзун Н.В.* Эмпирическое обоснование трехфакторной модели потребности в принадлежности // Актуальные проблемы психологического знания. 2023. № 2(63). С. 49–61.
11. *Эриксон Э.Г.* Детство и общество: пер. с англ. СПб.: АСТ, 1996. 592 с.
12. *Allen J.P., Hauser S.T., Bell K.L.* Longitudinal assessment of autonomy and relatedness in adolescent-family interactions as predictors of adolescent ego development and self-esteem // Child Development. 1994. Vol. 65(3). P. 179–194.
13. *Bowlby J.* Separation anxiety // The International Journal of Psychoanalysis. 1960. Vol. 41. P. 89–113.
14. *Deci E.L., Ryan R.M.* Self-determination theory: A macrotheory of human motivation, development, and health // Canadian psychology. Psychologie canadienne. 2008. Vol. 49(3). P. 182–194.
15. *Hu L.T.* Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives. Structural Equation Modeling // A Multidisciplinary Journal. 1999. Vol. 1(6). P. 1–51.
16. *Kluwer E.S.* et al. Autonomy in relatedness: How need fulfillment interacts in close relationships // Personality and Social Psychology Bulletin. 2020. Vol. 46(4). P. 603–616.
17. *Ryan R.M., Powelson C.L.* Autonomy and relatedness as fundamental to motivation and education // The journal of experimental education. 1991. Vol. 60(1). P. 49–66.
18. *Tajfel H.* Social identity and intergroup behaviour // Social science information. 1974. Vol. 13(2). P. 65–93.
19. *Winnicott D.W.* Dependence in infant care, in child care, and in the psycho-analytic setting // International Journal of Psycho-Analysis. 1963. Vol. 44(2). P. 339–344.

## References

1. Bolshunova N.Ya. Krizis vzroslosti [Crisis of adulthood]. *Individualnoye, natsionalnoye i globalnoye v soznanii sovremennogo cheloveka: novyye idei, problemy, nauchnyye napravleniya* =

- Individual, national and global in the consciousness of modern man: new ideas, problems, scientific directions*, 2020. Vol. 24, pp. 346–358. DOI:10.38098/univ.2020.55.72.024 (In Russ.).
2. Komarova O.N., Rasskazova A.L. Dinamika formirovaniya ego-identichnosti na etape yunosheskoj sotsializatsii [Dynamics of ego-identity formation at the stage of youthful socialization]. *Vestnik Tverskogo gosudarstvennogo universiteta = Bulletin of Tver State University*, 2023. Vol. 3, no. 1, p. 62. (In Russ.).
  3. Korzun N.V., Suvorova I.Yu. Opredeleniye granits fenomena bazovoy psikhologicheskoy potrebnosti v prinadlezhnosti [Definition of the boundaries of the phenomenon of the basic psychological need for belonging]. *Aktualnyye problemy psikhologicheskogo znaniya = Actual problems of psychological knowledge*, 2022. Vol. 2, no. 59, pp. 28–38. (In Russ.).
  4. Manakova E.A. Oprosnik perezhivaniya odinochestva [Questionnaire on the experience of loneliness]. *Sibirskiy psikhologicheskij zhurnal = Siberian Psychological Journal*, 2018. Vol. 3, no. 69, pp. 149–171. (In Russ.).
  5. Osin E.N. Diagnostika perezhivaniy v professionalnoy deyatel'nosti: validizatsiya metodiki [Diagnostics of experiences in professional activity: validation of methodology]. *Organizatsionnaya psikhologiya = Organizational psychology*, 2017. Vol. 2, no. 2, pp. 121–129. (In Russ.).
  6. Sabelnikova N.V., Kashirsky D.V. Oprosnik privyazannosti k blizkim lyudyam [Questionnaire of attachment to close people]. *Psikhologicheskij zhurnal = Psychological Journal*, 2015. Vol. 36, no. 4, pp. 84–97. (In Russ.).
  7. Sidorenkov A.V., Shipitko O.Yu., Shtilnikov D.E., Stroo V.A. Razrabotka instrumentariya izucheniya identifikatsii rabotnikov v organizatsii [Development of tools for studying employee identification in an organization]. *Organizatsionnaya psikhologiya = Organizational psychology*, 2019. Vol. 9, no. 3, pp. 74–102. (In Russ.).
  8. Soldatova E.L. Struktura i dinamika normativnogo krizisa perekhoda k vzroslosti [Structure and dynamics of the normative crisis of transition to adulthood]. Chelyabinsk: Yuurgu [Susu], 2007. 267 p. (In Russ.).
  9. Suvorova I.Yu., Babiy A.A., Korzun N.V. Adaptatsiya obshchey shkaly udovletvoreniya bazovykh psikhologicheskikh potrebnostey [Adaptation of the general scale of satisfaction of basic psychological needs of E. Deci and R. Ryan]. *Aktualnyye problemy psikhologicheskogo znaniya = Actual problems of psychological knowledge*, 2021, no. 1-2, pp. 55–66. (In Russ.).
  10. Suvorova I.Yu., Korzun N.V. Empiricheskoye obosnovaniye trekhfaktornoy modeli potrebnosti v prinadlezhnosti [Empirical substantiation of the three-factor model of the need for belonging]. *Aktualnyye problemy psikhologicheskogo znaniya = Actual problems of psychological knowledge*, 2023, no. 2(63), pp. 49–61. (In Russ.).
  11. Erikson E.G. Detstvo i obshchestvo: per. s angl [Childhood and society: trans. from English]. St. Petersburg: AST [AST], 1996. 592 p. (In Russ.).
  12. Allen J.P., Hauser S.T., Bell K.L. Longitudinal assessment of autonomy and relatedness in adolescent-family interactions as predictors of adolescent ego development and self-esteem. *Child Development*, 1994. Vol. 65, no. 3, pp. 179–194.
  13. Bowlby J. Separation anxiety. *The International Journal of Psychoanalysis*, 1960. Vol. 41, pp. 89–113.
  14. Deci E.L., Ryan R.M. Self-determination theory: A macrotheory of human motivation, development, and health. *Canadian psychology. Psychologie canadienne*, 2008. Vol. 49, no. 3, pp. 182–194.
  15. Hu L.T. Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling. A Multidisciplinary Journal*, 1999. Vol. 1, no. 6, pp. 1–51.
  16. Kluwer E.S. et al. Autonomy in relatedness: How need fulfillment interacts in close relationships. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 2020. Vol. 46, no. 4, pp. 603–616.
  17. Ryan R.M., Powelson C.L. Autonomy and relatedness as fundamental to motivation and education. *The journal of experimental education*, 1991. Vol. 60, no. 1, pp. 49–66.

18. Tajfel H. Social identity and intergroup behaviour. *Social science information*, 1974. Vol. 13, no. 2, pp. 65–93.
19. Winnicott D.W. Dependence in infant care, in child care, and in the psycho-analytic setting. *International Journal of Psycho-Analysis*, 1963. Vol. 44, pp. 339–344.

**Информация об авторах**

*Суворова Ирина Юрьевна*, кандидат психологических наук, доцент кафедры психологии, ОАНО ВО «Московский психолого-социальный университет» (ОАНО ВО «МПСУ»), г. Москва, Российская Федерация, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3804-2129>, e-mail: [i.suvorova89@gmail.com](mailto:i.suvorova89@gmail.com)

*Раханова Анастасия Антоновна*, студент 3 курса факультета психологии, кафедра социальной психологии, ОАНО ВО «Московский психолого-социальный университет» (ОАНО ВО «МПСУ»), г. Москва, Российская Федерация, ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-0080-7479>, e-mail: [aarakhanova@gmail.com](mailto:aarakhanova@gmail.com)

*Корзун Никита Владимирович*, магистрант 2 курса факультета психологии, кафедра консультативной психологии, ОАНО ВО «Московский психолого-социальный университет» (ОАНО ВО «МПСУ»), г. Москва, Российская Федерация, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3238-0928>, e-mail: [nikitakorzun@yandex.ru](mailto:nikitakorzun@yandex.ru)

**Information about the authors**

*Irina Yu. Suvorova*, PhD in Psychology, Associate Professor of the Department of Psychology, MPSU, Moscow, Russia, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3804-2129>, e-mail: [i.suvorova89@gmail.com](mailto:i.suvorova89@gmail.com)

*Anastasia A. Rakhanova*, 3rd year Student of the Faculty of Psychology, Department of Social Psychology, MPSU, Moscow, Russia, ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-0080-7479>, e-mail: [aarakhanova@gmail.com](mailto:aarakhanova@gmail.com)

*Nikita V. Korzun*, 2nd year Master of the Faculty of Psychology, Department of Counseling Psychology, MPSU, Moscow, Russia, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3238-0928>, e-mail: [nikitakorzun@yandex.ru](mailto:nikitakorzun@yandex.ru)

Получена 12.01.2024

Received 12.01.2024

Принята в печать 29.06.2024

Accepted 29.06.2024