

## Психометрические свойства опросника профессиональной депрессии (the Occupational Depression Inventory, ODI)

Александр Александрович Чернявский

ФГАОУ ВО «Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, Россия  
Международный университет О.П. Джиндал, Сонипат, Индия

Автор для корреспонденции: Александр Александрович Чернявский, [aacherniavskii@edu.hse.ru](mailto:aacherniavskii@edu.hse.ru)

### Резюме

**Обоснование:** существующие инструменты оценки депрессии не учитывают ее контекстно-обусловленную природу. Одной из преобладающих сфер жизнедеятельности человека является трудовая деятельность, которая может обуславливать возникновение депрессии, связанной с профессиональной деятельностью. Профессиональная депрессия представляет собой депрессивное состояние, связанное с хроническим рабочим стрессом. Поскольку профессиональная деятельность может выступать значимым фактором в развитии депрессивных симптомов, был разработан Опросник профессиональной депрессии (Occupational Depression Inventory, ODI) для оценки контекстно-обусловленной депрессии, но он требует комплексной оценки его психометрических свойств. **Целью исследования** стал систематический обзор психометрических свойств ODI на основе существующих научных статей. **Материалы и методы:** был проведен систематический поиск литературы в базах данных: Lens.org, PubMed, OpenAlex, Crossref, Microsoft Academic, JSTOR, ScienceDirect и Google Scholar. Отобрано 246 публикаций для предварительного скрининга. После проведения скрининга и проверки на соответствие критериям включения/исключения было отобрано 16 публикаций, оценивающих психометрические свойства ODI на выборке общей численностью 17 290 респондентов из 15 стран на 10 различных языках. **Результаты:** анализ публикаций подтвердил, что во многих странах ODI является валидным и надежным инструментом для диагностики депрессии, связанной с работой. ODI демонстрирует кросс-культурную инвариантность, клиническую ориентированность на современные диагностические стандарты и функциональность в разных технических условиях психологической диагностики. **Выводы:** ODI является перспективным инструментом для скрининга профессиональной депрессии в исследовательской практике. Для расширения клинического применения необходимы исследование прогностической валидности, тест-ретестовой надежности и адаптация для различных профессиональных групп.

**Ключевые слова:** профессиональная депрессия, опросник профессиональной депрессии, профессиональное выгорание, систематический обзор, психометрические свойства, факторная структура, надежность, валидность, масштабируемость, кросс-культурная инвариантность

**Финансирование:** исследование поддержано грантом Российского научного фонда №23-78-10174, <https://rscf.ru/project/23-78-10174/>

**Для цитирования:** Чернявский А.А. Психометрические свойства опросника профессиональной депрессии (the Occupational Depression Inventory, ODI). *Психиатрия*. 2026;24(2):131–151. <https://doi.org/10.30629/2618-6667-2026-24-2-131-151>

REVIEW

UDC 159.972

<https://doi.org/10.30629/2618-6667-2026-24-2-131-151>

## Psychometric Properties of the Occupational Depression Inventory (ODI)

Aleksandr A. Cherniavskii

National Research University "HSE University", Moscow, Russia  
O.P. Jindal Global University, Sonipat, India

Corresponding author: Alexander A. Cherniavskii, [aacherniavskii@edu.hse.ru](mailto:aacherniavskii@edu.hse.ru)

### Summary

**Background:** existing tools for assessing depression do not take into account its contextualized nature. One of the prevailing spheres of human activity is labor activity, which may cause the occurrence of depression associated with professional activity. Occupational depression is a depressive state associated with chronic work stress. Because occupational activity may be a significant factor in the development of depressive symptoms, the Occupational Depression Inventory (ODI) was developed to assess context-related depression, but it requires a comprehensive evaluation of its psychometric properties. **The aim of study** was to systematically review the psychometric properties of the ODI based on existing research articles. **Materials and Methods:** a systematic literature search and selection was conducted in the following databases: Lens.org, PubMed, OpenAlex,

Crossref, Microsoft Academic, JSTOR, ScienceDirect, and Google Scholar. 246 publications were retrieved for preliminary screening. After screening and validation against inclusion/exclusion criteria, 16 publications were selected assessing the psychometric properties of the ODI on a sample of a total of 17 290 respondents from 15 countries in 10 different languages. **Results:** ODI is a valid and reliable tool for diagnosing work-related depression in many countries. The ODI demonstrates cross-cultural invariance, clinical relevance to current diagnostic standards, and functionality in different technical settings of psychological diagnosis. **Conclusion:** the ODI is a promising tool for screening occupational depression in research practice. Studies of prognostic validity, test-retest reliability, and adaptation for different occupational groups are needed to expand clinical application.

**Keywords:** occupational depression, occupational depression inventory, ODI, burnout, systematic review, psychometric properties, factor structure, reliability, validity, scalability, cross-cultural invariance

**Funding:** the study was supported by the Russian Science Foundation grant No. 23-78-10174, <https://rscf.ru/project/23-78-10174/>

**For citation:** Cherniavskii A.A. Psychometric Properties of the Occupational Depression Inventory (ODI). *Psychiatry (Moscow) (Psikhiatriya)*. 2026;24(2):131–151. (In Russ.). <https://doi.org/10.30629/2618-6667-2026-24-2-131-151>

## ВВЕДЕНИЕ

Депрессивные расстройства являются одной из самых актуальных и распространенных проблем психического здоровья во всем мире [1]. По данным одного исследования, обобщившего результаты изучения депрессии в более чем 30 странах за период 1994–2014 гг., было установлено, что распространенность депрессии в течение года составляет 7,2%, а в течение жизни — 10,8% [2]. Депрессия часто связана с другими заболеваниями человека [3], нередко является коморбидной по отношению к соматическим заболеваниям и ухудшает их течение [4].

Депрессивное расстройство значимо влияет на функционирование человека в различных областях его жизнедеятельности, приводит к снижению социального взаимодействия, трудовой деятельности и к различным биологическим изменениям, которые оказывают негативный эффект на здоровье.

В диагностической практике депрессия характеризуется как клинический синдром с двумя центральными симптомами — дисфорией (подавленное настроение, раздражительность, недовольство в отношении всего и другие проявления снижения настроения) и ангедонией (снижение получения удовольствия от жизни). К числу характерных симптомов относятся: истощение (как эмоциональное, так и физическое — астения), чувство вины или никчемности, мысли о суициде и/или суицидальные попытки [5, 6].

В самых распространенных номенклатурах, таких как DSM-5-TR (Диагностическое и статистическое руководство по психическим расстройствам, 5-е издание, текстовая редакция) Американской психиатрической ассоциации и МКБ-11 (Международная классификация болезней 11-го пересмотра) диагноз депрессии не зависит от конкретного этиологического происхождения. Данный подход называется свободным от контекста (*context-free*), или причинно-нейтральным, что предполагает различные пути и факторы, приводящие к развитию данного заболевания [5, 6]. Одним из интересующих нас является фактор профессионального стресса [7].

Трудовая деятельность занимает центральное место в жизни большинства людей, а для многих является ведущей сферой жизнедеятельности. В процессе работы возникают многочисленные трудности,

несправедливости, коммуникационные проблемы с коллегами и различные профессиональные деформации, что непременно сказывается на человеке, его образе жизни и здоровье [8]. По А.В. Bakker и соавт. эти факторы имеют тесную связь с личностными ресурсами, которые могут как расходоваться, так и пополняться [8]. Хроническое воздействие рабочих стрессоров влияет не только на физическое, но и на психическое здоровье [9].

В настоящее время принято употреблять термин «профессиональное выгорание» для описания симптомов истощения, деперсонализации и снижения профессиональной мотивации. Данный конструкт нашел свое отражение в МКБ-11 как синдром, ассоциированный с работой. В последние несколько лет среди ученых ведутся дискуссии в отношении синдрома выгорания и его наложения на депрессию [10]. Вопрос о том, является ли выгорание формой депрессии или это отдельный феномен, вызывает много споров и разногласий среди экспертов [10]. В систематическом литературном анализе R. Bianchi и соавт. (2015), охватывающем исследования проблематики наложения выгорания и депрессии, было выявлено отсутствие единой точки зрения отнесения выгорания к депрессии и необходимости выделения данного феномена [10]. Остается неочевидным, чем конечная стадия процесса выгорания отличается от клинической депрессии. Многие эмпирические исследования, по данным систематического обзора R. Bianchi и соавт. (2015), дают противоречивые результаты (из-за проблемы в измерении выгорания как состояния или процесса), а самые последние исследования ставят под сомнение отличительную особенность выгорания [10]. Отсутствие четких диагностических критериев данного феномена также усугубляет ситуацию их наложения. В дополнение к этому в исследовании W. Rössler было выявлено, что выгорание является медиатором развития других психических заболеваний, например, расстройств адаптации [11].

Именно в контексте этих споров R. Bianchi и соавт. разработали новый подход к описанию депрессии, связанной с работой [12]. Авторы определяют профессиональную депрессию (или депрессию, ассоциированную с работой) как депрессивное состояние, связанное с хроническим рабочим стрессом. Одновременно с разработкой данного подхода к описанию депрессии ими

был создан опросник профессиональной депрессии (*the Occupational Depression Inventory, ODI*) для оценки тяжести депрессивных симптомов, связанных с работой, и установления предварительного диагноза депрессии, ассоциированной с работой. Традиционные диагностические опросники: Шкала оценки здоровья пациента (*Patient Health Questionnaire-9, PHQ-9*), Опросник депрессивности CES-D (*Center of Epidemiological Studies — Depression, CES-D*), Госпитальная шкала тревоги и депрессии (*Hospital Anxiety and Depression Scale, HADS*) и Шкала депрессии, тревоги и стресса (*Depression Anxiety and Stress Scale, DASS*) оценивают лишь контекстно-свободную депрессию, позволяя измерить общедепрессивную симптоматику. ODI, в свою очередь, оценивает контекстную депрессию, что способствует разработке адресных профилактических и терапевтических стратегий.

Все пункты ODI сосредоточены на депрессивных симптомах, каузально связанных с профессиональным стрессом, исключая проявления, обусловленные внерабочими факторами (семейные конфликты, соматические заболевания и др.) [12]. Опросник включает в себя 9 пунктов, каждый из которых отражает один из 9 симптомов большого депрессивного расстройства (БДР) по DSM-5-TR [5], и дополнительный вопрос, оценивающий намерение сменить работу. При заполнении опросника респонденты оценивают тяжесть симптомов, испытываемых на протяжении последних двух недель, в соответствии с критериями большого депрессивного расстройства. Результаты ODI позволяют не только количественно оценить тяжесть проявленных симптомов, но и сформулировать предварительный диагноз с последующим уточнением его у специалиста [12].

В представлении R. Bianchi и соавт. ODI помогает (а) разрешить проблему наложения профессионального выгорания на депрессию, (б) выявлять группы риска для адресной профилактики, (в) оценивать эффективность организационных интервенций и (г) изучать динамику симптомов в терапии, учитывая их связь с профессиональной деятельностью, а также (д) проводить эпидемиологические исследования для изучения данных популяций [12].

На сегодняшний день ODI адаптирован и валидирован в 15 странах, переведен на 10 языков, что говорит об актуальности данного инструмента оценки профессиональной депрессии. Многие исследования показали, что опросник обладает приемлемыми психометрическими свойствами. Однако в настоящее время данный инструмент не адаптирован для отечественной выборки. Автором обзора проводится работа по переводу и адаптации русскоязычной версии ODI.

**Цель обзора:** систематизировать результаты исследований психометрических свойств инструмента оценки профессиональной депрессии ODI. Это позволит изучить перспективы дальнейшей адаптации и валидации инструмента, а также обобщить имеющиеся данные для их последующего соотнесения с результатами адаптации в нашей стране и учесть рекомендации

других авторов при создании отечественной версии ODI.

## МАТЕРИАЛ И МЕТОДЫ

### 1. Поиск литературы в базах данных

Поиск исследований, которые бы оценивали психометрические свойства ODI, производился в соответствии с рекомендациями PRISMA (*Preferred Reporting Items for Systematic reviews and Meta-Analyses statement*) [13].

Систематический поиск исследований проводился в базах данных: Lens.org (австралийская база научных работ и патентов, включающая в себя работы: PubMed, OpenAlex, Crossref и Microsoft Academic), JSTOR, ScienceDirect и Google Scholar в апреле 2025 года. Для поиска исследований был использован поисковый запрос: («Occupational Depression Inventory») AND («validity» OR «reliability» OR «scalability» OR «psychometric properties» OR «factor structure» OR «structure» OR «cross-cultural»). Ключевые слова искали в области названия, аннотации, ключевых слов или в самой работе. Сокращенное название методики ODI не использовали для поиска данных, так как в настоящее время существует много подобных сокращений в медицине и находится большое количество статей, которые не соответствуют тематике настоящего исследования. Дата публикаций не была ограничена.

Поиск позволил найти 246 публикаций, из которых далее были удалены работы, не соответствующие критериям включения и исключения.

*Критериями включения исследований в работу стали:* (а) эмпирические исследования, (б) результаты которых сообщали как минимум об одной оценке психометрического свойства инструмента (надежность, валидность, факторная структура или/и инвариантность).

*Критериями исключения были:* (а) теоретическая статья, обзор или комментарий, (б) исследования, в которых использовался ODI, но не оценивались его психометрические свойства.

Также были найдены дополнительные источники с помощью «ручного поиска» (изучения списка литературы, поиска подходящих статей в Google, поиска работ среди магистерских и бакалаврских работ на сайте университета, где работает разработчик шкалы, и в других источниках). В итоге в обзор литературы были включены 16 исследований, отражающих критерии включения. Поиск и включение источников в исследование отражены в представленной блок-схеме.

### 2. Ключевые показатели психометрических свойств (статистический метод)

Для оценки факторной структуры ODI изучали результаты в исследованиях, отобранных для анализа. Ожидалось увидеть подтверждение наличия единой шкалы во всех исследованиях, а также выделение двух латентных субшкал [12]. Для подтверждения

факторной структуры в работах чаще всего использовали бифакторный анализ с помощью эксплораторного моделирования структурными уравнениями (ESEM). Бифакторный анализ позволяет понять, является ли шкала одномерной, чтобы использовать ее интегральный балл [14]. В дополнение к ESEM планировали изучение результатов однофакторного конфирматорного анализа (CFA) с последующим сравнением индексов согласия по двум анализам.

Опорными послужили следующие индексы соответствия факторного и бифакторного анализа: CFI — сравнительный индекс соответствия (приемлемые значения  $\geq 0,90$ ), TLI — индекс Такера–Льюиса (приемлемые значения  $\geq 0,90$ ), RMSEA — среднеквадратическая ошибка аппроксимации (приемлемые значения  $\leq 0,08$ ); SRMR — стандартизированный среднеквадратический остаток (значения  $\leq 0,08$  указывают на хорошее соответствие), WRMR — взвешенный среднеквадратический остаток (значения  $< 0,90$  свидетельствуют о хорошем

соответствии [14], данные индексы отсекаются находят на уровне не строгих [15, 16].

Одним из основных показателей существенной одномерности методики является показатель объясненной общей дисперсии (ECV). ECV оценивает долю извлеченной общей дисперсии, которая может быть отнесена к общему фактору. Уровень статистики ECV превышающий 0,80 подтверждает одномерность шкалы [17].

С целью изучения надежности шкалы, то есть способности точно измерять конструкт, определены индексы надежности:  $\alpha$  — Альфа Кронбаха (0,60–0,70 — спорная надежность, 0,70–0,80 — приемлемая надежность, 0,80–0,90 — хорошая надежность и 0,90–1 — превосходная надежность [18]);  $\omega$  — Омега МакДональда (инструмент демонстрирует приемлемую надежность, если  $\omega$  больше 0,60 [19]);  $\lambda-2$  — Лямбда-2 Гуттмана ( $\lambda-2 \geq 0,70$  — приемлемая надежность для исследований на уровне групп,  $\geq 0,80$  — приемлемая надежность для индивидуальной обратной связи/

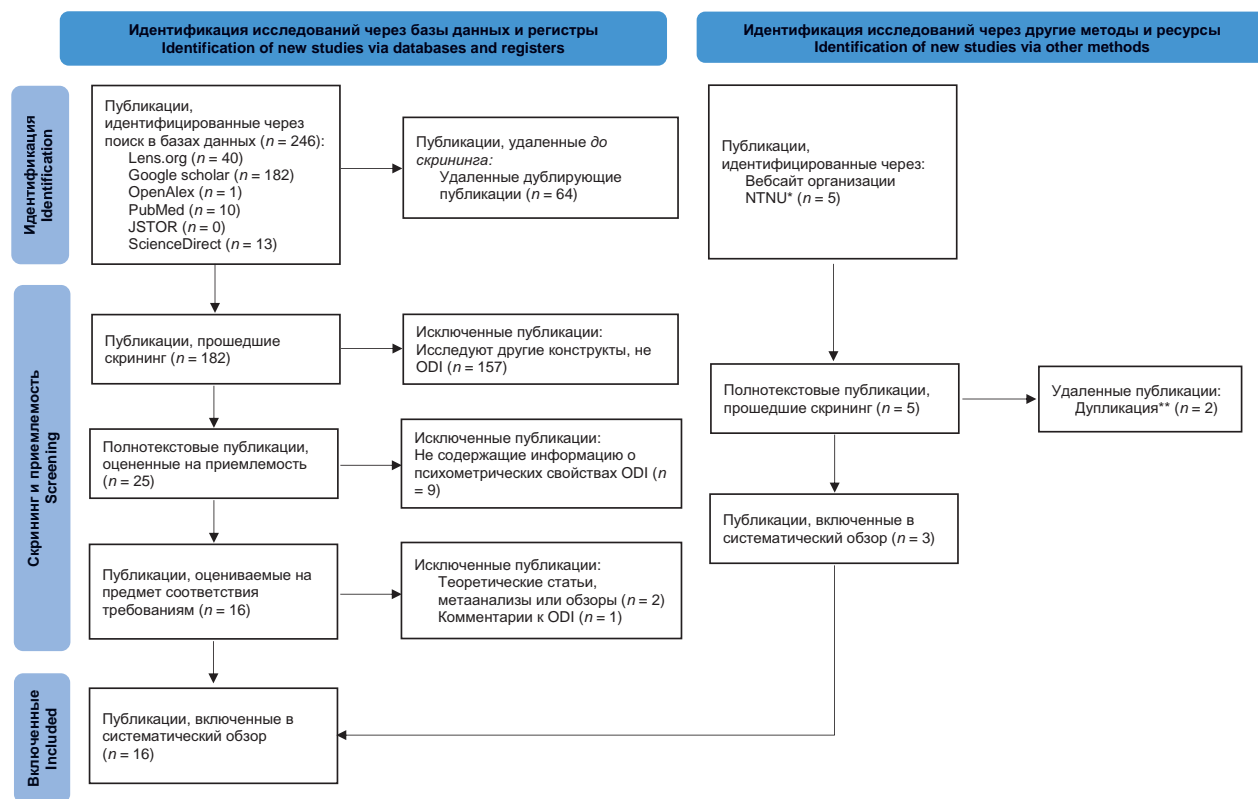


Рис. 1. Блок-схема PRISMA 2020 для новых систематических обзоров, включающая поиск в базах данных, регистрах и других источниках

Fig. 1 PRISMA 2020 flow diagram for new systematic reviews which included searches of databases, registers and other sources

Примечания: \* — Norwegian University of Science and Technology; \*\* — были найдены три одинаковые бакалаврские работы, содержащие одну и ту же выборку, одинаковые методы исследования и результаты, была оставлена только одна наиболее полная работа, содержащая в себе все психометрические данные, которые дублировались в других работах. Диаграмма взята с сайта (www.prisma-statement.org), переведена на русский язык в адаптации автора.  
Notes: \* — Norwegian University of Science and Technology; \*\* — 3 identical bachelor's theses were found, containing the same sample, the same research methods and results, only one most complete work was included in sistematical review, containing all the psychometric data that were duplicated in other works. The diagram is taken from the site (www.prisma-statement.org), translated into Russian in the author's adaptation.

решений с высокими ставками [20]); MS — Статистика Моленаара–Сийтсмы ( $MS \geq 0,70$  — приемлемая надежность по строгому критерию [21]).

Для оценки масштабируемости (масштабируемость шкалы в психометрии отражает, насколько ее пункты объединены в единую структуру (гомогенность) или охватывают разные аспекты измеряемого конструкта (гетерогенность)), полного измерения конструкта с его многомерными структурами были изучены результаты анализа *Mokken Scale Analysis* (MSA), непараметрического метода, используемого для оценки масштабируемости и однородности пунктов опросника. Он помогает определить, насколько пункты шкалы образуют иерархическую структуру, отражающую латентный конструкт (профессиональную депрессию) [22, 23].

Индекс однородности выражается коэффициентом  $H$ . Согласно общепринятым правилам [22, 23], однородность шкалы считается слабой, если  $0,30 \leq H < 0,40$ , умеренной, если  $0,40 \leq H < 0,50$ , и сильной, если  $H \geq 0,50$ ; коэффициент  $H$  на уровне шкалы ниже 0,30 означает, что интересующая шкала не может рассматриваться как одномерная. Коэффициенты  $H$  на уровне элементов (пунктов) должны быть  $> 0,30$ . Помимо вычисления коэффициентов  $H$ , были изучены значения автоматизированной процедуры отбора пунктов (AISP) и оценки формирования шкал используемого в рамках MSA. AISP — это автоматический инструмент выявления пунктов, которые не соответствуют требованиям масштабируемости, он позволяет выявить пункты, которые нарушают однородные группы (субшкалы) и целостность шкалы [23].

Под содержательной валидностью в данном исследовании понимали ясное и четкое определение и представление конструкта, на которое полагается разработчик при создании и отборе пунктов. Данный вид валидности включает в себя экспертную валидность — согласованность экспертов предметной области, что пункты методики подходят для измерения конструкта, полно и репрезентативно охватывают его для измерения [24].

Внешняя валидность — степень связанности измеряемого конструкта с другими психологическими конструктами или внешними объективными данными, — включает в себя конвергентную и дивергентную валидности. Конвергентная (конкурентная) валидность означает соотнесение результатов связи конструкта с похожими психологическими конструктами, что подтверждает схожесть методик и направленности на измерение единого конструкта или близких конструктов. Дивергентная (дискриминантная) валидность предполагает отсутствие связи изучаемого конструкта с противоположными психологическими конструктами или наличие обратной.

Критериальная валидность отражает способность теста коррелировать с внешним критерием, внешним объективным показателем, связанным с измеряемым конструктом. В случае ODI это могут быть такие критерии, как текучесть кадров, прогулы,

производительность труда или клинические диагнозы депрессии.

Номологическая сеть, как часть внешней валидности — теоретическая система связей между конструктом и другими переменными, основанная на логике научной теории. Номологическая сеть включает: конвергентные связи (с родственными конструктами), дивергентные связи (с несвязанными конструктами) и причинно-следственные гипотезы (например, стресс → депрессия → текучесть кадров).

Прогностическая валидность — это подтип критериальной валидности, который оценивает, насколько результаты теста предсказывают будущие события, поведение или состояния. Благодаря этому виду валидности можно ответить на вопрос, может ли инструмент предсказать реальные исходы, которые теоретически связаны с измеряемым конструктом? Этот показатель проверяется с помощью регрессионного моделирования и множественных замеров во времени.

Для изучения внешней валидности и ее компонентов, описанных выше, анализировали данные о связи ODI с другими конструктами. Рассматривали результаты коэффициента корреляции Пирсона и Спирмена. Для  $r$  (коэффициента корреляции Пирсона) использована следующая интерпретация:  $r \leq 0,10$  — пренебрежительно маленькая связь, от 0,10 до 0,30 — малая, от 0,30 до 0,50 — средняя и от 0,50 — большая [25]. Для  $p$  (рангового коэффициента корреляции Спирмена) применялась следующая интерпретация:  $p \leq 0,20$  — пренебрежительно маленькая связь, от 0,20 до 0,40 — малая, от 0,40 до 0,60 — большая и от 0,60 — очень большая [26]. В дополнение к этому в некоторых работах анализировали групповые различия для соотнесения высоких и низких баллов ODI с объективными показателями, интерпретация размера эффекта  $d$  Коэна в данном случае была следующей: малый эффект —  $d = 0,2$ , средний —  $d = 0,5$  и большой —  $d \geq 0,8$  [27]. Размер эффекта коэффициента линейной регрессии  $\beta$  интерпретировался как малый при 0,10–0,29, умеренный — при 0,30–0,49 и большой — от 0,50 [28].

Также была оценена инвариантность ODI. Под инвариантностью измерений шкалы понимается способность конструкта (ODI) интерпретироваться и работать одинаково в разных группах и/или культурах. Если инвариантность соблюдается, различия в баллах между группами отражают реальные различия в конструкте на уровне групп/стран, а не артефакты методики. Оценка производилась посредством сравнения (описания) результатов, к которым пришли исследователи.

## РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

### 1. Описательная статистика исследований ODI

Валидность, надежность и факторная структура данного психометрического инструментария была изучена и подтверждена в 16 исследованиях, которые охватывали общую численность респондентов 17 290 из 15 стран. В табл. 1 представлены описательные

**Таблица 1.** Описательная статистика психометрических исследований ODI, которые вошли в обзор  
**Table 1** Descriptive statistics of the ODI psychometric studies included in the systematic review

№	Автор(ы)/Author(s)	Выборка/Sample(s) (n)	Возраст/Age (M, SD, R)	Женщины/Female (%)	Профессия/Occupation	Страна/Country	Язык/Language
1	R. Bianchi и соавт., 2022 [30]	963	40,43 ± 10,61	69,9	Школьные учителя (456) и другие	Италия	Итальянский
2	R. Bianchi и соавт., 2023 [31]	1612	44 ± 9 24–70	60	Госслужащие	Бразилия	Португальский
3	R. Bianchi и соавт., 2022 [32]	386	46 ± 9	71	Учителя, медицинские и социальные работники	Испания	Испанский
4	R. Bianchi и соавт., 2023 [33]	3454 1485 1971	45 ± 10 20–67; 40 ± 10 21–69; 36 ± 12 18–75	83 91 72	Школьные учителя из Франции и Австралии, разные профессии из Швейцарии	Франция Австралия Швейцария	Английский
5	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2020 [12]	1450 492 350	43,7 ± 9,6 47,1 ± 11,8 41,3 ± 9,9	84 80 57	Школьные учителя	Франция Новая Зеландия США	Английский
6	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2021 [34]	1359	45,31 ± 9,88	85	Школьные учителя	Франция	Французский
7	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2022 [35]	902	43,25 ± 9,65	81	Школьные учителя	Франция	Французский
8	B.B. Elliðadóttir и L.B. Ólafsdóttir, 2024 [36]	53	18–61	73,08	ND	Исландия	Исландский
9	D. Fortuna и K. Golonka, 2024 [37]	300	18–60	53,3	Различные профессии	Польша	Польский
10	K. Golonka и соавт., 2024 [38]	526 164 372	40 ± 10 18–60; 41 ± 9 22–65; 40 ± 15 17–83	47 64 73	ND	Польша Польша Украина	Польский, Украинский
11	C. Hill и соавт., 2021 [39]	327 (276, 51)	18–60	59,9	Госслужащие	ЮАР Индия	Английский
12	M. Jansson-Fröjmark и соавт., 2023 [40]	365	43 ± 11	88,2	51% школьных учителей, остальные: социальные работники, психологи и медсестры	Швеция	Шведский
13	S. Kalani и соавт., 2024 [41]	355	39 ± 9	89	Школьные учителя	Иран	Персидский
14	J.F. Sowden и соавт., 2022 [42]	891	41 ± 10,32	93	Школьные учителя	Австралия	Английский
15	B.O. Larsen, 2024 [43]	425	41,69 19–66	ND	Медицинский персонал, преподаватели, психологи, IT, подрядчики, почтальоны, студенты и другие	Норвегия	Норвежский
16	T.M. Otnes, 2023 [44]	485	18–50	68	ND	Норвегия	Норвежский

Примечания: ND — не сказано в исследовании; N — количество респондентов; M — среднее значение; SD — стандартное отклонение; R — диапазон возраста.

Notes: ND — not mentioned in the research; N — number of respondents; M — mean score; SD — standard deviation; R — range of age.

характеристики исследований, включенных в систематический обзор. 76,5% респондентов женского пола, преобладающее большинство из которых школьные учителя (76,9%), специфичность выбора данной профессиональной категории обусловлено тем, что оригинальное исследование [12] проводилось с выборкой школьных учителей начальных классов, так как данная сфера одна из основных, где присутствует риск высокого профессионального выгорания [29].

## 2. Факторная структура ODI

### 2.1. Результаты ESEM-бифакторного анализа

Результаты проведенного бифакторного анализа в исследованиях ODI демонстрируют устойчивую двухфакторную структуру с доминирующим общим фактором профессиональной депрессии (ECV диапазон 80–91%) и второстепенными (специфическими) субфакторами, что подтверждается превосходными показателями соответствия модели (CFI/TLI ≥ 0,99; RMSEA ≤ 0,05; SRMR ≤ 0,01; WRMR < 0,90) в 9 из 16 работ,

**Таблица 2.** Показатели соответствия бифакторной модели опросника ODI в различных исследованиях  
**Table 2** Goodness-of-Fit Indices for the Bifactor Model of the ODI Across Studies

№	Автор(ы)/Author(s)	$\chi^2$ (df)	CFI	TLI	RMSEA [90% CI]	SRMR/WRMR	ECV (%)
1	R. Bianchi и соавт., 2022 [30]	38,023 (12)	0,997	0,990	0,047	0,014	85,3
1 CFA	R. Bianchi и соавт., 2022 [30]	186,737 (27)	0,980	0,973	0,078	0,052	ND
2	R. Bianchi и соавт., 2023 [31]	52,696 (12)	0,999	0,997	0,046	0,008	91
3	R. Bianchi и соавт., 2022 [32]	14,991 (12)	1,000	0,999	0,025	0,267	88
4	R. Bianchi и соавт., 2023* [33]	49,142 (12)	0,999	0,997	0,030 [0,022; 0,039]	0,010	90,3
		57,636 (12)	0,997	0,991	0,044 [0,033; 0,056]	0,012	86,3
		21,839 (12)	0,999	0,998	0,023[0,005; 0,039]	0,007	86,8
5	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2020 [12]	ND	0,999	0,996	0,044	ND	89,1
5 CFA	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2020** [12]	ND	0,996	0,992	0,065	ND	ND
			0,998	0,997	0,041		
			0,999	0,998	0,043		
6	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2021 [34]	11,185 (12)	1,000	1,000	0,000 [0,000; 0,026]	0,271	88,691
6 CFA	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2021 [34]	211,159 (27)	0,988	0,985	0,071 [0,062; 0,080]	0,041	ND
7 CFA	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2022 [35]	102,691 (27)	0,991	0,988	0,056	0,035	ND
8	B.B. Elliðadóttir и L.B. Ólafsdóttir, 2024 [36]	EFA	EFA	EFA	EFA	EFA	EFA
9	D. Fortuna и K. Golonka, 2024 [37]	ND	ND	ND	ND	ND	ND
10	K. Golonka и соавт., 2024*** [38]	19,51 (12)	1,00	1,00	0,04	0,01	91–85
		57,44 (27)	0,99	0,98	0,08	0,06	
		11,29 (12)	1,00	1,00	0,00	0,01	
11	C. Hill и соавт., 2021 [39]	13,397 (12)	1,000	0,999	0,019	0,010	81,3
12	M. Jansson-Fröjmark и соавт., 2023 [40]	12,073 (12)	1,000	1,000	0,004	0,009	87
13	S. Kalani и соавт., 2024 [41]	12,459 (12)	1,000	1,000	0,010	0,011	86,5
14	J.F. Sowden и соавт., 2022 [42]	ND	ND	ND	ND	ND	ND
15	B.O. Larsen, 2024 [43]	EFA	EFA	EFA	EFA	EFA	EFA
16	T.M. Otnes, 2023 [44]	EFA	EFA	EFA	EFA	EFA	EFA

*Примечания:*  $\chi^2$  — хи-квадрат; (df) — степени свободы; CFI — сравнительный индекс соответствия (приемлемые значения  $\geq 0,90$ ); TLI — индекс Такера–Льюиса (приемлемые значения  $\geq 0,90$ ); RMSEA — среднеквадратическая ошибка аппроксимации с 90% доверительным интервалом (приемлемые значения  $\leq 0,08$ ); SRMR — стандартизированный среднеквадратический остаток (значения  $\leq 0,08$  указывают на хорошее соответствие); WRMR — взвешенный среднеквадратический остаток (значения  $< 0,9$  свидетельствуют о хорошем соответствии); ECV — объясненная общая дисперсия (значения  $> 80\%$  указывают на сильную одномерность); ND — показатель не указан в исследовании; CFA — конфирматорный факторный анализ; EFA — эксплораторный факторный анализ; \* — Франция, Австралия, Швейцария, для каждой страны был отдельно проведен бифакторный или КФА анализ; \*\* — Франция, Новая Зеландия, США; \*\*\* — Польша, Польша, Украина.  
*Notes:* Fit index:  $\chi^2$  — chi-square; (df) — degrees of freedom; CFI — Comparative Fit Index; TLI — Tucker–Lewis Index (CFI/TLI  $\geq 0,90$  — acceptable); RMSEA — Root Mean Square Error of Approximation ( $\leq 0,08$  — acceptable); SRMR — Standardized Root Mean Squared Residual ( $\leq 0,08$  — good fit); WRMR — weighted root mean residual ( $< 0,9$  — good fit); ECV — Explained Common Variance ( $> 80\%$  — strong unidimensionality); ND — not mentioned in the research; CFA — Confirmatory Factor Analysis; EFA — Exploratory Factor Analysis; \* — France, Australia, Switzerland, bi-factor or CFA analysis was carried out separately for each country; \*\* — France, New Zealand, the USA; \*\*\* — Poland, Poland, Ukraine.

включающих данный вид анализа. Результаты бифакторного анализа, проведенного в исследованиях, представлены в табл. 2.

Полученные данные свидетельствуют, что ODI может рассматриваться как преимущественно одномерный инструмент (ECV  $> 80\%$ ), где общий балл указывает на сильную одномерность и служит надежным индикатором профессиональной депрессии, в то время как специфические субфакторы (дисфория и ангедония) вносят незначительный дополнительный вклад, они имеют второстепенное значение.

### 2.2. Результаты однофакторного конфирматорного анализа (CFA)

Результаты однофакторного CFA (представлены в табл. 2) демонстрируют хорошее, но несколько сниженное соответствие модели по сравнению

с бифакторной структурой: значения CFI (0,980–0,991) и TLI (0,973–0,988) остаются в допустимых пределах ( $\geq 0,90$ ), однако RMSEA (0,041–0,078) приближается к верхней границе приемлемого уровня ( $\leq 0,08$ ). Это указывает на то, что однофакторная структура ODI статистически обоснована и является приемлемой, но уступает бифакторной модели в точности описания данных.

### 2.3. Сравнение однофакторного и бифакторного CFA

Бифакторная модель существенно превосходит однофакторную по показателям соответствия: разница в CFI/TLI составляет 0,01–0,02, а RMSEA снижается на 0,02–0,03 пункта. Это подтверждает, что ODI, несмотря на доминирование общего фактора (ECV  $> 80\%$ ), обладает значимой многомерной структурой.

Бифакторный анализ также позволяет количественно оценить вклад субшкал (дисфория, ангедония), что невозможно в однофакторном подходе. При проведении научных исследований (эпидемиологических и скрининговых) уместно применять бифакторную структуру и изучать связи этих субшкал с другими переменными, а при практическом применении (индивидуальном консультировании) преимущественно уместно использовать однофакторную модель, благодаря простоте интерпретации общего балла.

### 3. Надежность (стабильность и согласованность измерений) ODI

Систематический анализ показателей надежности ODI выявил высокую внутреннюю согласованность и стабильность инструмента, это говорит о том, что пункты методики измеряют одну и ту же характеристику/конструкт. Как видно из табл. 3, большинство исследований демонстрируют коэффициент  $\alpha$  Кронбаха в диапазоне 0,88–0,94 [30, 38], что соответствует критериям хорошей и отличной надежности ( $\alpha \geq 0,8$ ). Более того, современные показатели, такие как  $\omega$  МакДональда (0,890–0,964) и  $\lambda$ -2 Гуттмана (0,885–0,938), подтверждают устойчивость результатов даже при учете различий в «весах» вопросов (подробней об этом в следующем подразделе), данные коэффициенты являются более точными в настоящее время, чем коэффициент  $\alpha$  Кронбаха.

В некоторых исследованиях присутствует дополнительная оценка надежности *Molenaar-Sijtsma statistic* (MS). Данный коэффициент является одним из самых устойчивых к ненормальному распределению. Исследования, в которых он применялся, демонстрируют диапазон MS 0,887–0,940, что также говорит о высокой надежности инструментария.

Особого внимания заслуживают работы, в которых сравнивали несколько методов оценки внутренней согласованности. Например, в исследовании R. Bianchi и соавт. [31] все четыре показателя ( $\alpha$ ,  $\omega$ ,  $\lambda$ -2, MS) достигли значения 0,93, что подчеркивает согласованность между разными подходами к измерению надежности. Аналогично, в работе С. Hill и соавт. [39] коэффициенты  $\alpha$ ,  $\omega$ ,  $\lambda$ -2 и MS варьировались в узком диапазоне 0,926–0,931, что исключает случайные отклонения и подтверждает высокую внутреннюю согласованность.

В ряде исследований сообщается о надежности ODI для трех различных выборочных совокупностей. Например, R. Bianchi и соавт. [12] получили стабильно высокие значения  $\alpha$  (0,915–0,931) и  $\omega$  (0,923–0,938) для трех выборок одновременно. В исследовании K. Golonka и соавт. [38] были выявлены высокие значения  $\alpha$  (0,90–0,94),  $\omega$  (0,91–0,94),  $\lambda$ -2 (0,91–0,94) и MS (0,91–0,94) по всем 4 коэффициентам для всех трех выборок одновременно. Это может свидетельствовать о применимости методики для оценки профессиональной депрессии в различных выборочных совокупностях из разных стран.

Что касается тест-ретестовой надежности, то ни в одном из исследований она не была оценена. В 6 статьях в ограничениях исследования указаны отсутствие данного вида надежности и рекомендация в будущем изучить этот вид согласованности теста во временной перспективе. В некоторых статьях исследователи отмечают, что ожидается высокое подтверждение ретестовой надежности, так как есть схожая по «архитектуре» методика PHQ-9, которая продемонстрировала высокую тест-ретестовую надежность [45].

Хотя не все работы включали все метрики (например,  $\lambda$ -2 или MS), преобладание высоких значений ( $\geq 0,88$ ) во всех представленных показателях позволяет сделать вывод, что ODI является надежным инструментом для клинической и исследовательской практики. Отдельно стоит отметить, что даже в исследованиях с меньшими выборками [36, 44] коэффициент  $\omega$  сохранялся на уровне 0,896, что соответствует порогу хорошей надежности.

### 4. Масштабируемость — гомогенность/гетерогенность ODI

Результаты анализа по Mokken Scale (представлены в табл. 4) выявили сильную масштабируемость ODI ( $H_s = 0,548–0,718$ ), соответствующую критерию однородности. Наибольшие значения  $H_s$  зафиксированы в исследованиях R. Bianchi и соавт. [32] ( $H_s = 0,718$ ) и K. Golonka и соавт. [38] ( $H_s = 0,68$ ), что подтверждает высокую внутреннюю согласованность шкал. Пункты ODI2 (подавленное настроение  $H_i = 0,550–0,732$ ), ODI4 (утомляемость/упадок сил  $H_i = 0,574–0,725$ ) и ODI7 (когнитивные нарушения  $H_i = 0,563–0,742$ ) продемонстрировали наибольшую связь с общим конструктом, отражая ключевые симптомы депрессии по МКБ-11, то есть были наиболее часто одобряемыми. Более низкие показатели ODI6 (чувство никчемности  $H_i = 0,475–0,672$ ) и ODI9 (суицидальные мысли  $H_i = 0,517–0,660$ ) были наименее часто одобряемыми, поскольку данные симптомы представляются гораздо более серьезными, чем все остальные, также это может быть связано с культурной вариативностью или редкостью представленности данных симптомов в неклинических выборках. Стандартные ошибки (SE) для  $H_s$  оставались минимальными ( $\pm 0,01–0,03$ ), что свидетельствует о стабильности измерений. Кросс-культурные данные (Австралия, Польша, Украина, Франция и Швейцария) подтвердили транскультурную надежность шкалы ( $H_s = 0,54–0,68$ ). ODI демонстрирует приемлемую гомогенность и гетерогенность для оценки профессиональной депрессии как единого конструкта, охватывая максимально полно конструкт и его многомерные структуры, обеспечивая полное измерение.

### 5. Валидность ODI

#### 5.1. Содержательная валидность ODI

Разработка пунктов ODI основывалась на девяти диагностических критериях большого депрессивного расстройства, представленных в DSM-5-TR. Каждый

**Таблица 3.** Показатели надежности ODI:  $\alpha$  Кронбаха,  $\omega$  Макдональда,  $\lambda$ -2 Гуттмана, статистики Моленара-Сийтсмса (MS) и тест-ретестовая надежность  
**Table 3** Reliability Coefficients of the Occupational Depression Inventory (ODI): Cronbach's  $\alpha$ , McDonald's  $\omega$ , Guttman's  $\lambda$ -2, Molenaar-Sijtsma statistic (MS) and Test-Retest Correlations

№	Автор(ы)/Author(s)	$\alpha$	$\omega$	$\lambda$ -2	MS	Тест-ретест/Test-Retest
1	R. Bianchi и соавт., 2022 [30]	0,878	ND	0,885	0,887	ND
2	R. Bianchi и соавт., 2023 [31]	0,93	0,93	0,93	0,93	ND
3	R. Bianchi и соавт., 2022 [32]	ND	0,964	0,938	0,940	Limit
4	R. Bianchi и соавт., 2023* [33]	0,89 0,88 0,90	ND	0,90 0,89 0,90	0,90 0,89 0,91	Limit
5	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2020** [12]	0,916 0,915 0,931	0,924 0,923 0,938	ND	ND	Limit
6	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2021 [34]	ND	0,933	ND	ND	ND
7	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2022 [35]	ND	0,89	ND	ND	ND
8	B.B. Elliðadóttir и L.B. Ólafsdóttir, 2024 [36]	ND	0,896	ND	ND	ND
9	D. Fortuna и K. Golonka, 2024 [37]	0,94	ND	ND	ND	ND
10	K. Golonka и соавт., 2024*** [38]	0,94 0,90 0,90	0,94 0,91 0,91	0,94 0,91 0,91	0,94 0,91 0,91	Limit
11	C. Hill и соавт., 2021 [39]	0,926	0,928	0,928	0,931	ND
12	M. Jansson-Fröjmark и соавт., 2023 [40]	0,924	0,929	0,929	0,932	Limit
13	S. Kalani и соавт., 2024 [41]	0,901	0,903	0,904	0,908	ND
14	J.F. Sowden и соавт., 2022 [42]	0,903	ND	ND	ND	ND
15	B.O. Larsen, 2024 [43]	0,915	0,918	ND	ND	ND
16	T.M. Otnes, 2023 [44]	ND	0,896	ND	ND	Limit

Примечания:  $\alpha$  — Альфа Кронбаха;  $\omega$  — Омега Макдональда;  $\lambda$ -2 — Лямбда-2 Гуттмана; MS — статистика Моленара-Сийтсмса; ND — не сказано в исследовании; Limit — отсутствует ретестовая надежность и это описано в ограничении исследования; \* — Франция, Австралия, Швейцария; \*\* — Франция, Новая Зеландия, США; \*\*\* — Польша, Польша, Украина.

Notes:  $\alpha$  — Cronbach's;  $\omega$  — McDonald's;  $\lambda$ -2 — Guttman's; MS — Molenaar-Sijtsma statistic; ND — not mentioned in the research; Limit — there is no test-retest reliability and this is described by the limitation of the study; \* — France, Australia, Switherland; \*\* — France, New Zealand, the USA; \*\*\* — Poland, Poland, Ukraine.

симптом был операционализирован и адаптирован с учетом профессионального контекста, что обеспечило содержательную релевантность инструмента для оценки депрессивных состояний, атрибутированных трудовой деятельностью.

Несмотря на отсутствие в оригинальном исследовании явного упоминания процедуры оценки содержательной валидности, косвенное подтверждение данного вида валидности обеспечивается через процедуру разработки инструментария: (а) теоретическим соответствием диагностическим критериям DSM-5-TR; (б) экспертностью авторов (специалистов в области *occupational health*) в процессе адаптации симптомов к рабочему контексту; (в) высокими факторными нагрузками ( $\lambda = 0,758-0,897$ ) в ESEM-бифакторном анализе, подтверждающими однородность конструкта и специфичность индикаторов поведения (пунктов).

Тем не менее, отсутствие формализованной экспертной оценки пунктов (например, с использованием индекса CVI (*Content Validity Index*) по методу Lawshe [24] и данных о пилотном тестировании оригинальной версии ODI ограничивает интерпретацию содержательной валидности. Данное ограничение усугубляется тем, что конструкт «профессиональная

депрессия» не включен в современные диагностические системы (DSM-5-TR, МКБ-11), что создает методологические сложности при валидации инструмента и его интерпретации в клинической сфере.

В исследованиях, посвященных кросс-культурной адаптации ODI, применялась стандартная процедура обратного перевода, что соответствует рекомендациям ВОЗ для обеспечения эквивалентности лингвистических версий [46, 47]. Данный подход минимизирует риски смысловых искажений и повышает сопоставимость результатов в международных выборках.

### 5.2. Структурная валидность ODI

Во всех исследованиях, в которых проводился факторный анализ данных, полученных по ODI, была подтверждена воспроизводимость бифакторной и однофакторной структур, что позволяет говорить о высокой предсказуемости модели при применении ЭФА и КФА.

Бифакторный анализ выявил доминирование общего фактора профессиональной депрессии (ECV = 85–91%), указывающего на существенную одномерность шкалы. Все пункты ODI продемонстрировали высокие статистически значимые нагрузки на общий фактор (в диапазоне  $\lambda = 0,758-0,897$ ), подтверждая их релевантность конструкту и высокую конструктивную

**Таблица 4.** Результаты Mokken Scale Analysis (MSA) для ODI  
**Table 4** Mokken Scale Analysis (MSA) results for ODI

№	Автор(ы)/Author(s)	AISP	$H_s$ ± SE	ODI1 $H_i$	ODI2 $H_i$	ODI3 $H_i$	ODI4 $H_i$	ODI5 $H_i$	ODI6 $H_i$	ODI7 $H_i$	ODI8 $H_i$	ODI9 $H_i$	
1	R. Bianchi и соавт., 2022 [30]	0,475	0,548 ± 0,017	0,573	0,587	0,553	0,594	0,519	0,475	0,563	0,527	0,517	
2	R. Bianchi и соавт., 2023 [31]	0,60	0,67 ± 0,01	0,69	0,70	0,65	0,72	0,63	0,61	0,69	0,68	0,65	
3	R. Bianchi и соавт., 2022 [32]	0,65	0,718 ± 0,022	0,723	0,732	0,725	0,720	0,708	0,672	0,742	0,741	0,658	
4	R. Bianchi и соавт., 2023* [33]	0,50– 0,55	0,57 ± 0,01 0,54 ± 0,01 0,59 ± 0,01	0,59 0,54 0,64	0,61 0,55 0,63	0,56 0,54 0,55	0,60 0,57 0,58	0,51 0,51 0,53	0,55 0,49 0,57	0,60 0,58 0,64	0,57 0,56 0,59	0,59 0,49 0,62	
5	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2020 [12]												ND
6	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2021 [34]												ND
7	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2022 [35]												ND
8	B.B. Elliðadóttir и L.B. Ólafsdóttir, 2024 [36]												ND
9	D. Fortuna и K. Golonka, 2024 [37]												ND
10	K. Golonka и соавт., 2024** [38]	ND	0,68 ± 0,02 0,59 ± 0,03 0,60 ± 0,02	0,69 0,62 0,62	0,70 0,60 0,66	0,70 0,57 0,61	0,65 0,64 0,64	0,67 0,60 0,57	0,67 0,50 0,53	0,72 0,58 0,60	0,69 0,59 0,62	0,66 0,60 0,51	
11	C. Hill и соавт., 2021 [39]	0,55	0,657 ± 0,024	0,613–0,692 ± 0,026–0,043									
12	M. Jansson-Fröjmark и соавт., 2023 [40]	ND	0,662 ± 0,019	0,696	0,672	0,665	0,725	0,628	0,608	0,703	0,643	0,591	
13	S. Kalani и соавт., 2024 [41]	ND	0,584 ± 0,026	0,550	0,587	0,606	0,574	0,626	0,530	0,614	0,581	0,579	
14	J.F. Sowden и соавт., 2022 [42]												ND
15	B.O. Larsen, 2024 [43]												ND
16	T.M. Ottnes, 2023 [44]												ND

*Примечания:*  $H_s$  — коэффициент масштабируемости шкалы;  $H_i$  — коэффициент масштабируемости для каждого пункта (диапазона); SE — стандартная ошибка; AISP — автоматическое формирование шкал и субшкал; ODI1 — ангедония; ODI2 — подавленное настроение; ODI3 — нарушения сна; ODI4 — утомляемость/упадок сил; ODI5 — нарушение аппетита; ODI6 — чувство никчемности; ODI7 — когнитивные нарушения; ODI8 — психомоторные нарушения; ODI9 — суицидальные мысли; N — не сказано в исследовании; \* — Франция, Австралия, Швейцария; \*\* — Польша, Польша, Украина.

*Notes:*  $H_s$  — H scale-level;  $H_i$  — Item-level H for each point (range); SE — Standard error; AISP — Automated Item Selection Procedure; ODI1 — anhedonia; ODI2 — depressed mood; ODI3 — sleep alterations; ODI4 — fatigue/loss of energy; ODI5 — appetite alterations; ODI6 — feelings of worthlessness; ODI7 — cognitive impairment; ODI8 — psychomotor alterations; ODI9 — suicidal ideation; ND — not mentioned in the research; \* — France, Australia, Switzerland; \*\* — Poland, Poland, Ukraine.

валидность. CFA поддержал однофакторную модель, продемонстрировав оптимальные показатели соответствия.

### 5.3 Конвергентная, дивергентная валидности и номологические сети ODI

Результаты анализа валидности ODI представлены в табл. 5. Полученные данные демонстрируют высокую конвергентную валидность опросника профессиональной депрессии с общепринятыми шкалами депрессии и выгорания. Наиболее значимые (высокие) корреляции наблюдаются со шкалой депрессии DASS-21-D ( $r = 0,653–0,697$ ;  $p = 0,617–0,671$ ), PHQ-9 ( $r = 0,766$ ), CES-D ( $p = 0,708–0,722$ ) и шкалой выгорания BAT-12 ( $r = 0,59–0,82$ ) и другими.

ESEM-бифакторный анализ подтвердил, что ODI разделяет общий фактор депрессии с другими инструментами, но сохраняет свою уникальную специфичность. В исследовании R. Bianchi и соавт. [32] объясненная общая дисперсия (ECV) составила 0,583, при этом доля дисперсии, специфичной для ODI, достигла 0,440. В работе C. Hill и соавт. [39] ECV для общего фактора депрессии составил 0,726, а для ODI — 0,583, что

указывает на значимый вклад профессионального контекста в измеряемый конструкт.

ODI демонстрирует среднюю и низкую корреляционную связь с конструктами, теоретически не связанными с профессиональной депрессией. Наблюдалась средняя отрицательная связь со шкалой благополучия FS ( $p = -0,408$ ), удовлетворенностью жизнью SWLS ( $r = -0,429$ ), индексом благополучия WHO-5 ( $r = -0,389$ ). Пренебрежительно малую и малую связь имеет ODI с когнитивными способностями RAPMs ( $r = -0,098$ ) и когнитивной рефлексией CRT ( $r = -0,113–0,196$ ).

Шкала вовлеченности в работу UWES-9, как и ожидалось, показала большую отрицательную линейную связь ( $r = -0,465–0,640$ ), что говорит о том, что чем выше профессиональная депрессия, тем ниже вовлеченность в деятельность.

### 5.4 Критериальная валидность и номологические сети ODI

Большинство авторов при оценке критериальной валидности опирались на основу теоретической модели профессиональной депрессии и анализировали специфичный вид валидности через ассоциации

**Таблица 5.** Связь ODI с другими психологическими конструктами  
**Table 5** Relationship of ODI to other psychological constructs

№	Автор(ы)/Author(s)	Сравниваемая шкала/ Compared scale	Тип валидности/ Validity type	Метод/ Method	Коэффициент корреляции/Correlation coefficient ( $\rho/r/\beta$ )	ECV
1.	R. Bianchi и соавт., 2022 [30]	Благополучие (FS)	Д	Корреляция	$r = -0,392^{***}$ $\rho = -0,408^{***}$	ND
2.	R. Bianchi и соавт., 2023 [31]	Вовлеченность в работу, энергичность, приверженность, поглощенность (UWES-9)	Д	Корреляция	$r = -0,60^{***}$ $r = -0,64^{***}$ $r = -0,58^{***}$ $r = -0,46^{***}$	ND
		Выгорание истощение, дистанцирование, когнитивные и эмоциональные затруднения (BAT-12)	К	Корреляция	$r = 0,82^{***}$ $r = 0,77^{***}$ $r = 0,69^{***}$ $r = 0,59^{***}$ $r = 0,66^{***}$	ND
3.	R. Bianchi и соавт., 2022 [32]	Депрессия (DASS-21-D) Когнитивная рефлексия (CRT)	К Д	Корреляция	$r = 0,653^*$ $\rho = 0,617^*$ $r = -0,196^*$ $\rho = -0,198^*$	ND
		Депрессия (DASS-21-D)	К	ESEM бифакторный анализ	ND	Общее 0,583 ODI 0,440
4.	R. Bianchi и соавт., 2023 [33]	ND	ND	ND	ND	ND
5.	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2020 [12]	Депрессия (CES-D) Вовлеченность в работу (UWES-9) Депрессия (HADS-D)	К Д К	Корреляция; ESEM бифакторный анализ	$\rho = 0,708-0,722^{***}$ $\rho = 0,464-0,476^{***}$ $\rho = 0,432^{***}$	CES-D 0,646 ODI 0,570 CES-D 0, 691 ODI 0,596 HADS-D 0,560 ODI 0,633
6.	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2021 [34]	Когнитивные способности (RAPMs)	Д	Корреляция	$\rho = -0,093^{***}$ $r = -0,098^{***}$	ND
7.	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2022 [35]	Когнитивная рефлексия (CRT)	Д	Корреляция	$r = -0,113^{***}$ $\rho = -0,099^*$	ND
8.	B.V. Elliðadóttir и L.B. Ólafsdóttir, 2024 [36]	ND	ND	ND	ND	ND
9.	D. Fortuna и K. Golonka, 2024 [37]	Деперсонализация, отрешенность/отстраненность, эмоциональная опустошенность (DMS)	К	Корреляция Регрессия	$r = 0,58^{***}$ $\beta = 0,44^{***}$ $r = 0,57^{***}$ $r = 0,50^{***}$	ND
10.	K. Golonka и соавт., 2024 [38]	Резильентность (RS)	Д	Корреляция	$r = -0,29^{***}$	ND
11.	C. Hill и соавт., 2021 [39]	Депрессия (DASS-21-D) Вовлеченность в работу (UWES-3)	К Д	Корреляция ESEM бифакторный анализ	$r = 0,697^{***}$ $\rho = 0,671^{***}$ $r = -0,465^{***}$ $\rho = -0,458^{***}$	Общее 0,726 ODI 0,583 DASS-21-D 0,909
		Удовлетворенность работой Удовлетворенность жизнью	Д Д	Корреляция	$r = -0,566^{***}$ $\rho = -0,568^{***}$ $r = -0,430^{***}$ $\rho = -0,382^{***}$	ND
12.	M. Jansson-Fröjmark и соавт., 2023 [40]	Удовлетворенность жизнью (SWLS) Депрессия (PHQ-9) Генерализованное тревожное расстройство (GAD-2)	Д К Д	Корреляция	$r = -0,429^{***}$ $r = 0,766^{***}$ $r = 0,616^{***}$	ND
		Дисбаланс усилий и наград, усилия связанные с работой, вознаграждение, связанное с работой (ERIQ)	Д	Корреляция	$r = 0,613^{***}$ $r = 0,566^{***}$ $r = 0,539^{***}$	ND
		Дисбаланс требований и контроля, требования, контроль и поддержка на работе (DCSQ)	Д	Корреляция	$r = 0,566^{***}$ $r = 0,565^{***}$ $r = -0,325^{***}$ $r = -0,473^{***}$	ND

№	Автор(ы)/Author(s)	Сравниваемая шкала/ Compared scale	Тип валидности/ Validity type	Метод/ Method	Коэффициент корреляции/Correlation coefficient ( $\rho/r/\beta$ )	ECV
13.	S. Kalani и соавт., 2024 [41]	Депрессия (HADS-D) Благополучие (WHO-5) Вовлеченность в работу (UWES-9)	К Д Д	Корреляция	$r = 0,422^{***}$ $r = -0,389^{***}$ $r = -0,442^{***}$	HADS-D 0,617 ODI 0,438
14.	J.F. Sowden и соавт., 2022 [42]	Выгорание (SMBM) Выгорание (OLBI)	К	Регрессия	$\beta = 0,535^{***}$ $\beta = 0,769^{***}$	ND
15.	B.O. Larsen, 2024 [43]	Негативные реакции (SNAQ)	Д	Корреляция	$r = 0,53^{**}$	ND
16.	T.M. Otnes, 2023 [44]	Депрессия (HADS-D) Остракизм на работе (OSS)	К Д	Корреляция	$r = 0,66^{***}$ $r = 0,42^{***}$	ND

Примечания: уровень значимости корреляции: \* — ( $\rho \leq 0,049$ ), \*\* — ( $\rho \leq 0,01$ ), \*\*\* — ( $\rho \leq 0,001$ );  $\rho$  (ro) — ранговый коэффициент корреляции Спирмена;  $r$  — коэффициент линейной корреляции Пирсона;  $\beta$  — коэффициент корреляции для линейной регрессии и латентных переменных в КФА; «-» диапазон корреляционных значений означает наличие замера в разных группах (странах); ND — не сказано в исследовании.

Notes: correlation significance level: \* — ( $\rho \leq 0,049$ ), \*\* — ( $\rho \leq 0,01$ ), \*\*\* — ( $\rho \leq 0,001$ );  $\rho$  (ro) — is Spearman's rank correlation coefficient,  $r$  — is Pearson's linear correlation coefficient,  $\beta$  — is the correlation coefficient for linear regression and latent variables in CFA; “-” the range of correlation values means the presence of measurements in different groups (countries); ND — not said in the study.

Аббревиатуры: Д — дивергентная (дискриминантная) валидность, К — конвергентная (конкурентная) валидность; BAT-12 — Инструмент оценки выгорания; CES-D — Шкала депрессии Центра эпидемиологических исследований; CRT — Тест когнитивной рефлексии; DASS-21-D — Шкала депрессии, тревоги и стресса (D — субшкала депрессии); DCSQ — Опросник оценки требований-контроля-поддержки на работе; DMS — Шкала механизма деперсонализации; ERIQ — Опросник дисбаланса между усилиями и вознаграждением; ФС — Шкала процветания; GAD-2 — Генерализованное тревожное расстройство; HADS-D — Госпитальная шкала тревоги и депрессии (D — субшкала депрессии); OLBI — Ольденбургский опросник выгорания; OSS — Короткий опросник остракизма; PHQ-9 — Анкета здоровья пациента; RAPMs — Прогрессивные матрицы Равена; RC — Шкала резильентности; SMBM — Мера выгорания Широм-Меламеда; SNAQ — Короткий опросник негативных действий; SWLS — Шкала удовлетворенности жизнью; UWES-9 — Утрехтская шкала увлеченности работой; WHO-5 — Индекс благополучия.

Abbreviations: Д — divergent (discriminant) validity, К — convergent (competitive) validity; BAT-12 — the Burnout Assessment Tool; CES-D — the Center for Epidemiologic Studies Depression scale; CRT — the Cognitive Reflection Test; DASS-21-D — the Depression Anxiety Stress Scales-21 (D — Scale of depression); DCSQ — the Demand-Control-Support Questionnaire; DMS — the Depersonalization Mechanism Scale; ERIQ — the Effort-Reward Imbalance Questionnaire; FS — the Flourishing Scale; GAD-2 — the Generalized Anxiety Disorder 2-item; HADS-D — the Hospital Anxiety and Depression Scale (D — Depression subscale); OLBI — the Oldenburg Burnout Inventory; OSS — the Ostracism Short Scale; PHQ-9 — the Patient Health Questionnaire-9; RAPMs — the Raven's Advanced Progressive Matrices; RS — the Resilience Scale; SMBM — the Shirom-Melamed Burnout Measure; SNAQ — the Short Negative Acts Questionnaire; SWLS — the Satisfaction with Life Scale; UWES-9 — the Utrecht Work Engagement Scale; WHO-5 — the Well-Being Index.

с клиническими маркерами, рабочими и организационными стрессорами и поведенческими исходами. Однако часть критериев (например, дисбаланс усилий и наград, рабочая нагрузка и другие) измерялись субъективно путем применения самоотчетов, что могло повлиять на результаты.

В табл. 6 представлены основные результаты связи ODI с различными объективными показателями.

#### Клинические маркеры

Наличие депрессии в анамнезе и/или прием антидепрессантов значимо мало коррелирует с баллами профессиональной депрессии ( $r = 0,082-0,20$ ). Однако при сравнении контрастных групп людей, употребляющих антидепрессанты ( $n = 27$ ) и/или с наличием депрессии в анамнезе ( $n = 51$ ), с противоположными по данным критериям группами ( $n = 935$  и  $n = 885$ ) были получены значимые высокие результаты различий в группах ( $d = 0,724$ ,  $d = 0,751$ ) [30]. Больничные листы (прогулы) как индикаторы нарушенного функционирования слабо связаны с ODI ( $r = 0,167-0,26$ ) [41, 43, 44], при сравнении контрастных групп по критерию наличия больничных листов ( $n = 114$ ) за последние 12 месяцев и людей с их отсутствием ( $n = 849$ ) наблюдалась умеренная связь ( $d = 0,340$ ,  $\rho = 0,003$ ) [30], что подтверждает роль профессиональной депрессии в снижении трудоспособности.

Средняя двунаправленная отрицательная связь ODI была выявлена с общим состоянием здоровья ( $\rho = -0,300-0,523$ ) для нескольких стран (Франция и Новая Зеландия) [12], что говорит о том, что профессиональная депрессия вносит вклад самоощущение своего здоровья.

#### Рабочие стрессоры

Дисбаланс усилий-вознаграждений и требований-контроля предсказывает повышение баллов ODI ( $\beta_{\text{общее}} = 0,470$ ) [40]. Низкий контроль ( $r = -0,35$ ) и несправедливость ( $r = -0,30$ ) в рабочей среде также ассоциированы с профессиональной депрессией [12]. Межличностные конфликты ( $r = 0,467$ ,  $\rho = 0,427$ ), физическая агрессия ( $d = 0,810$ ) и вербальный абьюз ( $d = 1,082$ ) демонстрируют средние и высокие связи с ODI, подчеркивая роль «токсичной» рабочей среды в формировании профессиональной депрессии [30, 32].

#### Поведенческие исходы

Снижение вовлеченности ( $r = -0,46-0,64$ ) и желание продолжить работу ( $\rho = -0,457$ ) подтверждают, что профессиональная депрессия негативно сказывается на трудовой мотивации [31, 12]. Курение ( $r = 0,148$ ) и употребление алкоголя ( $r = -0,110$ ) имеют слабые связи с ODI, что подчеркивает контекстную специфичность опросника [40].

**Таблица 6.** Критериальная валидность и номологические сети ODI: ассоциации с клиническими маркерами, рабочими стрессорами и поведенческими исходами  
**Table 6** ODI Criterion Validity and Nomological Network: Associations with Clinical Markers, Work Stressors, and Behavioral Outcomes

№	Автор(ы)/Author(s)	Критерий/Criterion	Метод/Method	Коэффициент/Coefficient (ρ/r/β/d)
1	R. Bianchi и соавт., 2022 [30]	Наличие депрессии в анамнезе Прием антидепрессантов Больничные листы Продвижение P Физическая агрессия P Вербальный абьюз P Финансовое неблагополучие	Welch's ANOVA	$d = 0,751^{***}$ $d = 0,724^{***}$ $d = 0,340^{**}$ $d = 0,004$ $p < 0,965$ $d = 0,810^{***}$ $d = 1,082^{***}$ $d = 0,514^{***}$
2	R. Bianchi и соавт., 2023 [31]	Вовлеченность P Энергичность P Приверженность P Поглощенность P (UWES-9)	Корреляция	$r = -0,60^{***}$ $r = -0,64^{***}$ $r = -0,58^{***}$ $r = -0,46^{***}$
3	R. Bianchi и соавт., 2022 [32]	Когнитивная рефлексия (CRT) Конфликты P Недоброжелательность P Необоснованные задачи P Ненужные задачи P Перегрузка P Социальная поддержка P Автономия P Развитость навыков P Признание P Осмысленная P	Корреляция	$r = -0,196^*$ $\rho = -0,198^*$ $r = 0,467^*$ $\rho = 0,427^*$ $r = 0,483^*$ $\rho = 0,431^*$ $r = 0,409^*$ $\rho = 0,381^*$ $r = 0,392^*$ $\rho = 0,384^*$ $r = 0,555^*$ $\rho = 0,588^*$ $r = -0,277^*$ $\rho = -0,212^*$ $r = -0,471^*$ $\rho = -0,469^*$ $r = -0,328^*$ $\rho = -0,244^*$ $r = -0,388^*$ $\rho = -0,381^*$ $r = -0,459^*$ $\rho = -0,459^*$
4	R. Bianchi и соавт., 2023 [33]	ND	ND	ND
5	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2020 [12]	Тревожность Качество окружающей среды Удовлетворенность жильем Безопасность в повседневной жизни Общее состояние здоровья Социальная поддержка P Социальная поддержка вне P Удовлетворенность P Удовлетворенность жизнью Преданность P Желание остаться на P	Корреляция	$\rho = 0,451-0,478$ $\rho = -0,125-0,168$ $\rho = -0,001-0,232$ $\rho = -0,187-0,298$ $\rho = -0,300-0,523$ $\rho = -0,211-0,438$ $\rho = -0,173-0,261$ $\rho = -0,478-0,606$ $\rho = -0,360-0,507$ $\rho = -0,464-0,476$ $\rho = -0,457$
6	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2021 [34]	Когнитивные способности (RAPMs)	Корреляция Регрессия	$\rho = -0,093^{***}$ $r = -0,098^{***}$ $\beta = -0,150^{***}$
7	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2022 [35]	Когнитивная рефлексия (CRT)	Корреляция Welch's ANOVA Регрессия	$r = -0,113^{***}$ $\rho = -0,099^*$ $d = 0,434^{**}$ $\beta = -0,143^*$
8	B.V. Elliðadóttir и L.B. Ólafsdóttir, 2024 [36]	ND	ND	ND
9	D. Fortuna и K. Golonka, 2024 [37]	ND	ND	ND
10	K. Golonka и соавт., 2024 [38]	Рабочая нагрузка Контроль P Награды P Сплоченность P Справедливость P Ценности P	Корреляция	$r = -0,49^{***}$ $r = -0,35^{***}$ $r = -0,34^{***}$ $r = -0,27^{***}$ $r = -0,30^{***}$ $r = -0,24^{***}$
11	C. Hill и соавт., 2021 [39]	ND	ND	ND
12	M. Jansson-Fröjmark и соавт., 2023 [40]	Курение Употребление алкоголя	Корреляция	$r = 0,148^{**}$ $r = -0,110^*$
		Дисбаланс усилий и наград Дисбаланс требований и контроля, Контроль на работе Удовлетворенность жизнью Тревога	Регрессия	$\beta = 0,376^{***}$ $\beta = 0,229^{***}$ $\beta = 0,236^{***}$ $\beta_{\text{общее}} = 0,470^{***}$ $\beta = -0,150^{***}$ $\beta = 0,202^{***}$
13	S. Kalani и соавт., 2024 [41]	Больничные листы Наличие депрессии в анамнезе Прием антидепрессантов	Корреляция	$r = 0,167^{***}$ $r = 0,082^{***}$ $r = 0,125^{***}$

№	Автор(ы)/Author(s)	Критерий/Criterion	Метод/Method	Коэффициент/Coefficient (ρ/r/β/d)
14	J.F. Sowden и соавт., 2022 [42]	ND	ND	ND
15	B.O. Larsen, 2024 [43]	Прием антидепрессантов Больничные листы	Корреляция	$r = 0,20^{**}$ $r = 0,20^{**}$
16	T.M. Otnes, 2023 [44]	Остракизм на работе (OSS) Физическая агрессия P Вербальный абьюз P Больничные листы	Корреляция	$r = 0,42^{***}$ $r = 0,09^*$ $r = 0,22^{***}$ $r = 0,26^{***}$

*Примечания:* уровень значимости корреляции: \* — ( $p \leq 0,049$ ), \*\* — ( $p \leq 0,01$ ), \*\*\* — ( $p \leq 0,001$ ); ρ (rho) — ранговый коэффициент корреляции Спирмена; r — коэффициент линейной корреляции Пирсона; β — коэффициент корреляции для линейной регрессии и латентных переменных в КФА; d — Коэна стандартизированный коэффициент величины эффекта различий в группах; «—» — диапазон корреляционных значений означает наличие замера в разных группах (странах); ND — не сказано в исследовании.

*Notes:* correlation significance level: \* — ( $p \leq 0.049$ ), \*\* — ( $p \leq 0.01$ ), \*\*\* — ( $p \leq 0.001$ ); ρ (rho) — is Spearman's rank correlation coefficient; r — is Pearson's linear correlation coefficient; β — is the correlation coefficient for linear regression and latent variables in CFA; d — is Cohen's standardized coefficient of the magnitude of the effect of differences in groups; “—” — the range of correlation values means the presence of measurements in different groups (countries); ND — not said in the study.

*Аббревиатуры:* (P) — в рамках рабочего процесса; CRT — Тест когнитивной рефлексии; OSS — Короткий опросник остракизма; RAPMs — Прогрессивные матрицы Равена; UWES-9 — Утрехтская шкала увлеченности работой.

*Abbreviations:* (P) — within the framework of the work process; CRT — the Cognitive Reflection Test; OSS — the Ostracism Short Scale; RAPMs — the Raven's Advanced Progressive Matrices; UWES-9 — the Utrecht Work Engagement Scale.

### 5.5. Прогностическая валидность как подтип критериальной валидности

Настоящий анализ выявил, что прогностическая валидность ODI не изучалась в представленных исследованиях. Существующие данные ограничиваются оценкой критериальной валидности через перекрестные ассоциации с текущими клиническими, организационными и поведенческими индикаторами, а другие виды валидности оцениваются путем изучения номологической сети опросника с различными феноменами и конструктами. Для подтверждения способности ODI предсказывать будущие события (например, увольнение, постановку клинической депрессии, снижение продуктивности и так далее) необходимы лонгитюдные исследования, включающие: (а) замер исходных баллов ODI, (б) последующий сбор объективных данных о трудовых и/или клинических исходах через релевантные промежутки времени, (в) применение дальнейших методов прогностического моделирования. Проведение таких исследований позволит оценить, насколько ODI может быть инструментом раннего выявления рисков и основой для профилактических программ в организационной и клинической практике.

### 6. Кросс-культурные особенности ODI и инвариантность измерений

Кросс-культурные исследования психометрических свойств ODI подтвердили инвариантность измерений методики. В работе R. Bianchi и соавт. [33] анализ французской, швейцарской и австралийской выборок выявил сохранение инвариантности между полами и возрастными группами ( $\Delta CFI \leq 0,003$ ,  $\Delta SRMR \leq 0,003$ ). При сравнении с исходными данными валидации ODI ([12] Франция, Новая Зеландия, США) были установлены метрическая и скалярная инвариантность ( $\Delta CFI = -0,004$  и  $-0,003$ ;  $\Delta SRMR = 0,003$  и  $0,002$ ). Аналогичные результаты получены для польских и украинских выборок: коэффициенты изменения CFI и TLI не превышали 0,002 и 0,003 [38].

Кросс-культурная валидность ODI дополнительно подтверждена R. Bianchi и соавт. [48] в недавнем метаанализе изучения инвариантности с численностью 12 589 респондентов из 14 стран (Австралия, Бразилия, Германия, Италия, Испания, Новая Зеландия, Норвегия, Польша, Португалия, США, Франция, Швейцария и ЮАР). По критериям пола, языка и различных возрастных групп были найдены доказательства полной инвариантности измерения (конфигуральной, метрической, скалярной и строгой). Основные результаты метаанализа: (а) инвариантность структурных параметров (латентной дисперсии-ковариации) сохраняется в различных странах по полу, языку и неоднозначна в различных возрастных группах, это говорит о том, что ODI ведет себя одинаково; (б) подтверждена возможность использования ODI с респондентами, имеющими разный культурный бэкграунд и индивидуальные характеристики [48].

### 7. Социально-демографические особенности показателей по ODI

Анализ социально-демографических особенностей в контексте ODI представлен в табл. 7. Анализ выявил ограниченный объем данных, что связано с фокусировкой большинства исследований на первичную психометрическую валидацию нового инструмента. В работах, где изучались половые различия [30–33, 39 и 40], изменения метрических показателей (CFI, TLI, SRMR, RMSEA) при проверке инвариантности не превышали 0,001–0,005, что указывает на сопоставимость измерений ODI для мужчин и женщин. В исследовании T.M. Otnes [44] обнаружена слабая корреляция пола с ODI, где женщины демонстрировали слегка более высокие баллы. В работах R. Bianchi и соавт. [30, 31, 33] изменения показателей инвариантности по возрасту были минимальны. В работе T.M. Otnes [44] была выявлена тенденция к снижению ODI с возрастом ( $r = -0,13$ ). Различий по профессиональной принадлежности (школьные учителя

**Таблица 7.** Социально-демографические переменные и их связь с ODI  
**Table 7** Sociodemographic variables and their relationship to ODI

№	Автор(ы)/Author(s)	Показатель	Метод	Вывод
1	R. Bianchi и соавт., 2022 [30]	Пол Возраст (терциль) Профессия (учителя и др.)	CFA	Показатели изменялись в пределах 0,001–0,005
2	R. Bianchi и соавт., 2023 [31]	Пол Возраст (медианное разбиение)	ESEM	Показатели не превышали 0,001 ECV м = 0,89 ECV ж = 0,90 Не изменились показатели ECV м = 0,88 ECV ж = 0,91
3	R. Bianchi и соавт., 2022 [32]	Пол	ESEM	Показатели не превышали 0,001
4	R. Bianchi и соавт., 2023 [33]	Пол Возраст (медианное разбиение)	ESEM	Показатели изменялись в пределах –0,004– –0,003
5	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2020 [12]	ND	ND	ND
6	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2021 [34]	ND	ND	ND
7	R. Bianchi и I.S. Schonfeld, 2022 [35]	ND	ND	ND
8	V.B. Elliðadóttir и L.B. Ólafsdóttir, 2024 [36]	Пол Возраст (медианное разбиение) Высшее образование/отсутствие	t-test	Не выявлено значимых различий
9	D. Fortuna и K. Golonka, 2024 [37]	ND	ND	ND
10	K. Golonka и соавт., 2024 [38]	ND	ND	ND
11	C. Hill и соавт., 2021 [39]	Пол Возраст (терциль) Этнос (сотрудники африканского происхождения и другие)	ESEM	Показатели изменялись в пределах 0,000–0,004
12	M. Jansson-Fröjmark и соавт., 2023 [40]	Пол Возраст (медианное разбиение) Профессия (учителя и другие)	ESEM	Показатели изменялись в пределах 0,002
13	S. Kalani и соавт., 2024 [41]	Пол	Корреляция	$r = -0,010^{***}$
14	J.F. Sowden и соавт., 2022 [42]	ND	ND	ND
15	B.O. Larsen, 2024 [43]	ND	ND	ND
16	T.M. Otnes, 2023 [44]	Пол Возраст (терциль)	Корреляция	$r = -0,19^*$ Женщины имеют более выраженные баллы ODI $r = -0,13^*$ Более молодые имеют показатель ODI выше

Примечания: уровень значимости корреляции: \* — ( $p \leq 0,049$ ), \*\* — ( $p \leq 0,01$ ), \*\*\* — ( $p \leq 0,001$ );  $r$  — коэффициент линейной корреляции Пирсона; «–» диапазон значений различий признака в группах; ESEM — эксплораторное моделирование структурными уравнениями; ND — не сказано в исследовании.

Notes: correlation significance level: \* — ( $p \leq 0.049$ ), \*\* — ( $p \leq 0.01$ ), \*\*\* — ( $p \leq 0.001$ );  $r$  is Pearson's linear correlation coefficient; “–” the range of values of the differences in the feature in the groups; ESEM — exploratory modeling by structural equations; ND — not said in the study.

и специалисты помогающих профессий) не было выявлено [30, 40].

Полученные данные не позволяют сделать однозначного вывода о связи социально-демографических характеристик с профессиональной депрессией.

### 8. Метод заполнения ODI

Во всех исследованиях процедура тестирования осуществлялась в цифровом (онлайн) формате: респонденты заполняли опросник с использованием компьютеров или мобильных устройств. Как отмечают R. Bianchi и соавт. [12], методика ODI может быть использована как в онлайн варианте, так и в традиционном письменном формате (бумага-карандаш), при этом ее психометрические свойства остаются эквивалентными. Многочисленные исследования

и эмпирические данные подтверждают, что онлайн версии опросников обладают сопоставимой надежностью и валидностью с аналогами, реализуемыми на бумажной версии в классическом виде [49]. Компьютерное тестирование не уступает по точности бумажному формату [49].

### 9. Клиническая специфика ODI

По результатам проведенного систематического литературного обзора было выявлено, что анализ психометрических свойств ODI в клинических условиях не проводился.

Спецификой ODI является то, что он узконаправлен на рабочий контекст и измеряет контекстную депрессию, а не причинно-нейтральную (*context-free*), что в гипотезе должно исключать измерение побочных

переменных и неверное интерпретирование пунктов опросника респондентами.

Общепризнано, что постановка диагноза остается компетенцией только врача. Опросник, основанный на самоотчетных данных, не является объективным инструментом оценки психического состояния. Самоотчеты подвержены различным предубеждениям (например, социальной желательности, эффекту молчаливого согласия, тенденции к крайним или усредненным ответам). Тем не менее данные самоотчетов обладают прогностической ценностью. Как отмечают R. Bianchi и соавт. (2020), воспринимаемый профессиональный стресс, как один из факторов, ассоциирован с текучестью кадров [50]; субъективные оценки состояния здоровья и депрессивных симптомов предсказывают смертность [51, 52]; а также результаты, полученные по опросникам суицидальных мыслей, связаны с попытками и завершёнными самоубийствами [53].

### ОБСУЖДЕНИЕ И ВЫВОДЫ

По результатам проведенного систематического обзора литературы психометрических свойств ODI в 16 исследованиях было установлено, что инструмент демонстрирует:

**Валидность.** Конструктная валидность была подтверждена совпадением результатов в исследованиях, в которых проводился факторный анализ структуры методики. Результаты исследований указывают на бифакторную структуру опросника с доминирующим общим фактором. Конвергентная валидность была продемонстрирована через сильные корреляционные связи с инструментами для оценки депрессии и выгорания. Дискриминантная валидность была выявлена через умеренные связи с противоположными конструктами. Критериальная валидность была проверена через объективные внешние данные с помощью различных статистических инструментов.

**Надежность.** Показатели внутренней согласованности теста ( $\alpha$ ,  $\omega$ ,  $\lambda$ -2, MS) были высокими по всем параметрам, что позволяет говорить о надежности измерения и устойчивости результатов даже в небольших выборках.

**Масштабируемость.** Конструкт измеряется полно, с учетом различных весов пунктов опросника, что подтверждается в разных выборках.

**Кросс-культурную устойчивость.** Инвариантность измерений была подтверждена в 14 странах, что позволяет применять опросник в различных группах и говорить о том, что ODI измеряет профессиональную депрессию единообразно у мужчин и женщин, однако неоднозначно в разных возрастных группах. Это позволяет проводить анализ различий между группами на уровне сравнений корреляций, средних и дисперсий, различия в баллах будут отражать реальные различия в симптомах, а не погрешности методики.

Отдельного обсуждения заслуживает двухфакторная структура ODI, в которой сочетается ярко

выраженный общий фактор — профессиональная депрессия, и специфические субфакторы — дисфория и ангедония. Это позволяет рекомендовать применение бифакторной модели для научных исследований, а однофакторную — для практического применения.

Основные ограничения методики: (а) недостаточная проработка содержательной валидности ODI и концепта «профессиональной депрессии» как в оригинальных исследованиях, так и в адаптациях. Концепт «профессиональной депрессии» не является устоявшимся в современных диагностических руководствах и литературе, а его операционализация в ODI, хотя и основана на критериях большого депрессивного расстройства, не подкреплена данными формализованной экспертной оценки (например, с привлечением психиатров для расчета индекса содержательной валидности); (б) отсутствие данных о тест-ретестовой надежности; (в) недостаточная изученность прогностической валидности; (г) преобладание в выборках представителей помогающих профессий (школьные учителя), что ограничивает обобщаемость результатов для других профессиональных групп и (д) отсутствие данных о различиях в показателях ODI у разных групп людей, например, с различным стажем работы, семейным положением, наличием или отсутствием детей, что также может повлиять на результаты исследований.

### Феноменологический анализ и дискриминантная валидность в отношении конструкта «профессиональное выгорание»

Как отмечено во введении, дискуссия о соотношении синдрома выгорания и депрессии остается открытой. В недавнем исследовании современных зарубежных работ о профессиональном выгорании Н.В. Кочетков и соавт. [54] выявили, что «общий размер эффекта между оценками по показателям выгорания и депрессии равен 0,49, но при этом сама связь многоаспектна и должна учитывать множество переменных» [55]. В дополнение к вопросу наложения конструктов свидетельствуют и отечественные эмпирические исследования. Н.В. Погосова и соавт. [56] отмечают, что у каждого пятого интерна-педиатра (из  $n = 108$ ) выявляли признаки депрессии, а у каждого третьего — синдром профессионального выгорания. С.С. Петриков и соавт. [57] указывают на значительно возросший риск показателей выгорания и манифестации депрессивных и тревожных расстройств у медицинских работников ( $n = 248$ ) во время эпидемии COVID-19, что может продемонстрировать связанность конструктов.

ODI был разработан именно в контексте дискуссии пролиферации конструктов как попытка операционализировать депрессивное состояние, этиологически связанное с хроническим рабочим стрессом [58]. Проведенный обзор подтверждает высокую конвергентную валидность ODI с инструментами измерения выгорания (BAT, OLBI, MBI), что ожидаемо, учитывая общность триггеров (хронический стресс) и симптоматики (истощение, ангедония).

Однако принципиальное отличие ODI от классических шкал выгорания заключается не только в его опоре на диагностические критерии БДР по DSM-5-TR, но и в феноменологической направленности вопросов. Если инструменты для выгорания часто фокусируются на отношении к работе и реципиентам, то вопросы ODI напрямую, через призму работы, оценивают клинические симптомы депрессии.

Наглядное сравнение:

Вопрос MBI (деперсонализация): «В последнее время я стал(а) более черствым(вой) (бесчувственным(ной)) по отношению к тем, с кем работаю» (пункт 10) [58].

Вопрос ODI (подавленное настроение): «Я чувствовал(а) себя подавленным(ой) из-за работы» (пункт 2) [12].

Первый вопрос оценивает изменение межличностной установки в профессиональной сфере. Второй — фиксирует конкретный аффективный симптом (дисфорию), прямо каузально приписываемый работе. Аналогично пункт 9 ODI («Я думал(а), что лучше умереть, чем продолжать работать на этой работе» [12]) является прямой операционализацией суицидальных мыслей (критерий БДР), сфокусированных исключительно на рабочем контексте, что выходит далеко за рамки концепта выгорания.

Таким образом, ODI не отрицает связь с выгоранием, но помещает его в более широкий клинический контекст. Выгорание в рамках данной модели может рассматриваться как один из предикторов или этапов развития профессионально-обусловленного депрессивного состояния, которое уже соответствует критериям БДР. Это согласуется с данными о том, что выгорание является медиатором развития других психических расстройств [11]. Высокие корреляции ODI с шкалами депрессии (PHQ-9, CES-D, HADS-D), превышающие связи с шкалами выгорания, и его бифакторная структура с доминирующим общим фактором, подтверждают, что методика измеряет именно депрессивный синдром, а не синдром профессионального стресса в его узком нефеноменологическом понимании.

Следовательно, ODI представляет собой принципиально иной диагностический подход: если шкалы выгорания отвечают на вопрос «Как изменилось ваше отношение к работе?», то ODI ставит вопрос «Как работа повлияла на ваше психическое состояние согласно клиническим критериям депрессии?». Это делает ODI не конкурентом, а ценным дополнением к диагностическому арсеналу, позволяющим выявить тех, у кого профессиональный стресс привел не просто к синдрому выгорания, а к клинически значимому депрессивному эпизоду, требующему, возможно, иных интервенций (включая психотерапию и фармакотерапию). Д.Ю. Вельтищев и соавт. [59] при проведении анализа психопатологических проявлений выгорания и его клинического варианта (истощения) также отмечали, что оно включает в себя все признаки астенического синдрома, с которым необходимо работать при помощи

психофармакотерапии с акцентом на препараты с дофаминергическими свойствами.

Таким образом, разработка контекстно-обусловленных инструментов, таких как ODI, является прямым ответом на глобальный вызов роста профессионального стресса и его клинических последствий. Распространенность «профессиональной депрессии» в наше время можно объяснить усложнением труда и размытием границ между работой и личной жизнью. Важность этой области подтверждается и параллельной разработкой других специфических инструментов, например, «Шкалы тревоги на рабочем месте» (*Job Anxiety Scale, JAS*), переведенной и адаптированной Н.Г. Гараян и соавт. в России [60], что подчеркивает растущий научный и практический запрос на точную диагностику именно рабочих аспектов психического неблагополучия.

### Перспективы дальнейших исследований

Проведение лонгитюдных исследований для установления тест-ретестовой надежности и прогностической валидности с привлечением респондентов из различных профессиональных и социально-демографических групп, а также расширение оценки объективных критериев для дополнительного уточнения критериальной валидности.

Изучение содержательной валидности с привлечением различных фокус-групп клинических специалистов (клинические психологи, врачи психиатры и другие).

Проведение исследований психометрических особенностей ODI в неевропейских культурах.

Проведение исследования с двумя контрольными группами — клинической с контекстно-нейтральной депрессией и нормотипичной выборкой.

Перспективы адаптации данной методики, которой занимается автор статьи, заключаются в том, что она имеет всего 9 пунктов и может служить быстрым и информативным инструментом для практики. Шкала оценки проста, диагностическая информация может быть извлечена за несколько секунд. Такие характеристики могут быть полезны в психологической и психотерапевтической работе. Краткость и лаконичность методики являются также плюсом для исследователей, особенно когда продолжительность опроса имеет высокую значимость. Несложность обработки полученных данных также является очевидным плюсом.

Таким образом, ODI является удобным и универсальным инструментом для оценки профессиональной депрессии (ассоциированной с работой).

### Ограничения выполненного описательного обзора

Возможен неполный охват исследований, так как данная методика в настоящее время только развивается, и многие исследователи ведут ее адаптацию. В отечественной литературе отсутствует информация об исследованиях, посвященных ODI.

Нет количественного метаанализа, так как данных еще слишком мало.

Есть некоторые исследования с неявной методологической четкостью, так как были проведены в рамках бакалаврских работ.

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Систематический обзор психометрических свойств ODI подтвердил, что опросник обладает удовлетворительными метрическими характеристиками для оценки профессиональной депрессии. ODI обладает валидностью и высокой надежностью, факторная структура опросника воспроизводится идентично во всех исследованиях и является однозначной. Кросс-культурные исследования в 14 странах демонстрируют инвариантность измерений, что позволяет рекомендовать ODI для международных исследований. Инструмент перспективен и требует дальнейшей проверки на выборочной совокупности в РФ.

ODI представляет ценность для психологической и исследовательской практики как инструмент скрининга профессионально-обусловленных депрессивных симптомов, особенно в группах высокого риска (педагоги). Однако отсутствие данных о прогностической валидности и ограниченная представленность других профессиональных групп требуют дальнейших исследований перед широким внедрением в клиническую и частную диагностику.

### СПИСОК ИСТОЧНИКОВ/REFERENCES

1. Wang J, Wu X, Lai W, Long E, Zhang X, Li W, Zhu Y, Chen C, Zhong X, Liu Z, Wang D, Lin H. Prevalence of depression and depressive symptoms among outpatients: a systematic review and meta-analysis. *BMJ Open*. 2017;7(8):e017173. doi: 10.1136/bmjopen-2017-017173 PMID: 28838903; PMCID: PMC5640125
2. Lim GY, Tam WW, Lu Y, Ho CS, Zhang MW, Ho RC. Prevalence of depression in the community from 30 countries between 1994 and 2014. *Scientific Reports*. 2018;8(1):2861. doi: 10.1038/s41598-018-21243-x
3. Richards D. Prevalence and clinical course of depression: a review. *Clin Psychol Rev*. 2011;31(7):1117–25. doi: 10.1016/j.cpr.2011.07.004 Epub 2011 Jul 23. PMID: 21820991.
4. Arias-de la Torre J, Vilagut G, Ronaldson A, Serano-Blanco A, Martín V, Peters M, Valderas JM, Dregan A, Alonso J. Prevalence and variability of current depressive disorder in 27 European countries: a population-based study. *Lancet Public Health*. 2021;6(10):e729–e738. doi: 10.1016/S24682667(21)00047-5 Epub 2021 May 4. PMID: 33961802; PMCID: PMC8460452.
5. American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed., text revision). Washington, DC: American Psychiatric Publishing; 2022.
6. World Health Organization. International statistical classification of diseases and related health problems (11th ed.). 2019. URL: <https://icd.who.int/>
7. Madsen IE, Sørensen JK, Bruun JE, Framke E, Burr H, Melchior M, Sivertsen B, Stansfeld S, Kivimäki M, Rugulies R. Emotional demands at work and risk of hospital-treated depressive disorder in up to 1.6 million Danish employees: a prospective nationwide register-based cohort study. *Scand J Work Environ Health*. 2022;48(4):302–311. doi: 10.5271/sjweh.4020 Epub 2022 Mar 9. PMID: 35262742; PMCID: PMC9524161.
8. Bakker AB, Demerouti E. The job demands-resources model: State of the art. *Journal of managerial psychology*. 2007;22(3):309–328. doi: 10.1108/02683940710733115
9. Melchior M, Caspi A, Milne BJ, Danese A, Poulton R, Moffitt TE. Work stress precipitates depression and anxiety in young, working women and men. *Psychol Med*. 2007;37(8):1119–29. doi: 10.1017/S0033291707000414 Epub 2007 Apr 4. PMID: 17407618; PMCID: PMC2062493.
10. Bianchi R, Schonfeld IS, Laurent E. Burnout-depression overlap: a review. *Clin Psychol Rev*. 2015;36:28–41. doi: 10.1016/j.cpr.2015.01.004 Epub 2015 Jan 17. PMID: 25638755.
11. Rössler W. Depression und Burnout. *Praxis (Bern 1994)*. 2014;103(18):1067–70. doi: 10.1024/1661-8157/a001776 PMID: 25183615
12. Bianchi R, Schonfeld IS. The Occupational Depression Inventory: A new tool for clinicians and epidemiologists. *J Psychosom Res*. 2020;138:110249. doi: 10.1016/j.jpsychores.2020.110249 Epub 2020 Sep 15. PMID: 32977198.
13. Moher D, Liberati A, Tetzlaff J, Altman DG; PRISMA Group. Preferred reporting items for systematic reviews and meta-analyses: the PRISMA statement. *PLoS Med*. 2009;6(7):e1000097. doi: 10.1371/journal.pmed.1000097 Epub 2009 Jul 21. PMID: 19621072; PMCID: PMC2707599.
14. DiStefano C, Liu J, Jiang N, Shi D. Examination of the Weighted Root Mean Square Residual: Evidence for Trustworthiness? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 2017;25(3):453–466. doi: 10.1080/10705511.2017.1390394
15. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. Guilford publications. 2023.
16. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 1999;6(1):1–55. doi: 10.1080/10705519909540118
17. Rodriguez A, Reise SP, Haviland MG. Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychol Methods*. 2016;21(2):137–50. doi: 10.1037/met0000045 Epub 2015 Nov 2. PMID: 26523435.
18. Malapane TA, Ndlovu NK. Assessing the reliability of Likert scale statements in an e-commerce

- quantitative study: A Cronbach alpha analysis using SPSS Statistics. *Systems and Information Engineering Design Symposium (SIEDS)*. 2024;90–95.
19. Dunn TJ, Baguley T, Brunnsden V. From alpha to omega: a practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *Br J Psychol*. 2014;105(3):399–412. doi: 10.1111/bjop.12046 Epub 2013 Aug 6. PMID: 24844115.
  20. Guttman L. A basis for analyzing test-retest reliability. *Psychometrika*. 1945;10:255–82. doi: 10.1007/BF02288892 PMID: 21007983.
  21. Zijlmans EAO, Tijmstra J, van der Ark LA, Sijtsma K. Item-Score Reliability in Empirical-Data Sets and Its Relationship With Other Item Indices. *Educ Psychol Meas*. 2018;78(6):998–1020. doi: 10.1177/0013164417728358 Epub 2017 Sep 27. PMID: 30542214; PMCID: PMC6236637.
  22. Stochl J, Jones PB, Croudace TJ. Mokken scale analysis of mental health and well-being questionnaire item responses: a non-parametric IRT method in empirical research for applied health researchers. *BMC Med Res Methodol*. 2012;12:74. doi: 10.1186/1471-2288-12-74 PMID: 22686586; PMCID: PMC3464599.
  23. Sijtsma K, van der Ark LA. A tutorial on how to do a Mokken scale analysis on your test and questionnaire data. *Br J Math Stat Psychol*. 2017;70(1):137–158. doi: 10.1111/bmsp.12078 Epub 2016 Dec 13. Erratum in: *Br J Math Stat Psychol*. 2017;70(3):565. doi: 10.1111/bmsp.12115 PMID: 27958642.
  24. Gilbert GE, Prion S. Making sense of methods and measurement: Lawshe's content validity index. *Clinical simulation in nursing*. 2016;12(12):530–531. doi: 10.1016/j.ecns.2016.08.002
  25. Cohen J. A power primer. *Psychol Bull*. 1992;112(1):155–9. doi: 10.1037//0033-2909.112.1.155 PMID: 19565683.
  26. Prion S, Haerling KA. Making sense of methods and measurement: Spearman-rho ranked-order correlation coefficient. *Clinical Simulation in Nursing*. 2014;10(10):535–536. doi: 10.1016/j.ecns.2014.07.005
  27. Sullivan GM, Feinn R. Using Effect Size-or Why the P Value Is Not Enough. *J Grad Med Educ*. 2012;4(3):279–82. doi: 10.4300/JGME-D-12-00156.1 PMID: 23997866; PMCID: PMC3444174.
  28. Nieminen P. Application of Standardized Regression Coefficient in Meta-Analysis. *BioMedInformatics*. 2022;2(3):434–458. doi: 10.3390/biomedinformatics2030028
  29. Schonfeld IS, Bianchi R, Luehring-Jones P. Consequences of job stress for the mental health of teachers. *Educator stress: An occupational health perspective*. 2017;3:55–75. doi: 10.1007/978-3-319-53053-6\_3
  30. Bianchi R, Fiorilli C, Angelini G, Dozio N, Palazzi C, Palazzi G, Vitiello B, Schonfeld IS. Italian version of the Occupational Depression Inventory: Validity, reliability, and associations with health, economic, and work-life characteristics. *Front Psychiatry*. 2022;13:1061293. doi: 10.3389/fpsy.2022.1061293 PMID: 36620692; PMCID: PMC9813419.
  31. Bianchi R, Cavalcante DC, Queirós C, Santos BDM, Verkuilen J, Schonfeld IS. Validation of the Occupational Depression Inventory in Brazil: A study of 1612 civil servants. *J Psychosom Res*. 2023;167:111194. doi: 10.1016/j.jpsychores.2023.111194 Epub 2023 Feb 15. PMID: 36801658.
  32. Bianchi R, Manzano-García G, Montañés-Muro P, Schonfeld EA, Schonfeld IS. Occupational depression in a Spanish-speaking sample: associations with cognitive performance and work-life characteristics. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*. 2022;38(1):59–74. doi: 10.5093/jwop2022a5
  33. Bianchi R, Verkuilen J, Sowden JF, Schonfeld IS. Towards a new approach to job-related distress: A three-sample study of the Occupational Depression Inventory. *Stress Health*. 2023;39(1):137–153. doi: 10.1002/smi.3177 Epub 2022 Jun 20. PMID: 35700982; PMCID: PMC10084211.
  34. Bianchi R, Schonfeld IS. Occupational Depression, Cognitive Performance, and Task Appreciation: A Study Based on Raven's Advanced Progressive Matrices. *Front Psychol*. 2021;12:695539. doi: 10.3389/fpsyg.2021.695539 PMID: 34616332; PMCID: PMC8488105.
  35. Bianchi R, Schonfeld IS. Is the Occupational Depression Inventory predictive of cognitive performance? A focus on inhibitory control and effortful reasoning. *Personality and Individual Differences*. 2022;184.111213. doi: 10.1016/j.paid.2021.111213
  36. Elliðadóttir BB, Ólafsdóttir LB. Translating the Occupational Depression Inventory (ODI) to Icelandic: a preliminary investigation of factor structure and reliability of the scale. 2024. (Doctoral dissertation).
  37. Fortuna D, Golonka K. When you avoid your feelings, you may feel even worse: how depersonalization puts you at risk of depression. *Front Psychiatry*. 2024;15:1481439. doi: 10.3389/fpsy.2024.1481439 PMID: 39493425; PMCID: PMC11528536.
  38. Golonka K, Malysheva KO, Fortuna D, Gulla B, Lytvyn S, De Beer LT, Schonfeld IS, Bianchi R. A validation study of the Occupational Depression Inventory in Poland and Ukraine. *Sci Rep*. 2024;14(1):4403. doi: 10.1038/s41598-024-54995-w PMID: 38388806; PMCID: PMC10883996.
  39. Hill C, de Beer LT, Bianchi R. Validation and measurement invariance of the Occupational Depression Inventory in South Africa. *PLoS One*. 2021;16(12):e0261271. doi: 10.1371/journal.pone.0261271 PMID: 34914772; PMCID: PMC8675679.
  40. Jansson-Fröjmark M, Badinlou F, Lundgren T, Schonfeld IS, Bianchi R. Validation of the Occupational Depression Inventory in Sweden. *BMC Public Health*. 2023;23(1):1505. doi: 10.1186/s12889-023-16417-w PMID: 37553626; PMCID: PMC10411009.

41. Kalani S, Khanlari P, Bianchi R. A Persian validation of the Occupational Depression Inventory. *European Journal of Psychological Assessment*. 2024 Advance online publication. doi: 10.1027/1015-5759/a000830
42. Sowden JF, Schonfeld IS, Bianchi R. Are Australian teachers burned-out or depressed? A confirmatory factor analytic study involving the Occupational Depression Inventory. *J Psychosom Res*. 2022;157:110783. doi: 10.1016/j.jpsychores.2022.110783 Epub 2022 Mar 17. PMID: 35325775.
43. Larsen BO. Occupational Depression and Workplace Bullying: A Correlational Study. 2024. (Master's thesis, NTNU).
44. Otnes TM. Norwegian Version of the Occupational Depression Inventory: Validity, Reliability and Associations with Work Stressors and Work-Life Characteristics. 2024. (Bachelor's thesis, NTNU).
45. Kroenke K, Spitzer RL, Williams JB. The PHQ-9: validity of a brief depression severity measure. *J Gen Intern Med*. 2001;16(9):606–13. doi: 10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x PMID: 11556941; PMCID: PMC1495268.
46. Health measurement scales: a practical guide to their development and use (5th edition). *Aust N Z J Public Health*. 2016;40(3):294–5. doi: 10.1111/1753-6405.12484 PMID: 27242256.
47. Streiner DL, Norman GR, Cairney J. Health measurement scales: a practical guide to their development and use. *Oxford university press*. 2024
48. Bianchi R, Schonfeld IS, Sowden JF, Cavalcante DC, Queirós C, Hebel VM, Volmer J, Fiorilli C, Angelini G, Golonka K, Manzano-García G. Measurement invariance of the Occupational Depression Inventory: a study of 12,589 participants across 14 countries. *Work & Stress*. 2024;38(4):420–36.
49. Gosling SD, Mason W. Internet research in psychology. *Annu Rev Psychol*. 2015;66:877–902. doi: 10.1146/annurev-psych-010814-015321 Epub 2014 Sep 22. PMID: 25251483.
50. Kachi Y, Inoue A, Eguchi H, Kawakami N, Shimazu A, Tsutsumi A. Occupational stress and the risk of turnover: a large prospective cohort study of employees in Japan. *BMC Public Health*. 2020;20(1):174. doi: 10.1186/s12889-020-8289-5 PMID: 32019535; PMCID: PMC7001282.
51. Barger SD, Cribbet MR, Muldoon MF. Participant-Reported Health Status Predicts Cardiovascular and All-Cause Mortality Independent of Established and Nontraditional Biomarkers: Evidence From a Representative US Sample. *J Am Heart Assoc*. 2016;5(9):e003741. doi: 10.1161/JAHA.116.003741 PMID: 27572824; PMCID: PMC5079034.
52. Cuijpers P, Vogelzangs N, Twisk J, Kleiboer A, Li J, Penninx BW. Comprehensive meta-analysis of excess mortality in depression in the general community versus patients with specific illnesses. *Am J Psychiatry*. 2014;171(4):453–62. doi: 10.1176/appi.ajp.2013.13030325 PMID: 24434956.
53. Simon GE, Rutter CM, Peterson D, Oliver M, Whiteside U, Operskalski B, Ludman EJ. Does response on the PHQ-9 Depression Questionnaire predict subsequent suicide attempt or suicide death? *Psychiatr Serv*. 2013;64(12):1195–202. doi: 10.1176/appi.ps.201200587 PMID: 24036589; PMCID: PMC4086215.
54. Кочетков НВ, Маринова ТЮ, Орлов ВА, Расходчикова МН, Хаймовская НА. Актуальные зарубежные исследования профессионального выгорания у учителей. *Современная зарубежная психология*. 2023;12(2):43–52. doi: <https://doi.org/10.17759/jmfp.2023120204>
- Kochetkov NV, Marinova TYu, Orlov VA, Raskhodchikova MN, Haymovskaya NA. Current Foreign Studies of Professional Burnout in Teachers. *Journal of Modern Foreign Psychology*. 2023;12(2):43–52. (In Russ.). doi: 10.17759/jmfp.2023120204
55. Meier ST, Kim S. Meta-regression analyses of relationships between burnout and depression with sampling and measurement methodological moderators. *Journal of Occupational Health Psychology*. 2022;27(2):195.
56. Погосова НВ, Исакова СС, Соколова ОЮ, Аушева АК, Жетишева РА, Арутюнов АА. Особенности профессионального выгорания, психологического статуса и качества жизни врачей терапевтического профиля амбулаторно-поликлинического звена здравоохранения. *Кардиология*. 2021;61(6):69–78. doi: 10.18087/cardio.2021.6.n1538
- Pogosova NV, Isakova SS, Sokolova OY, Ausheva AK, Zhetisheva RA, Arutyunov AA. Occupational Burnout, Psychological Status and Quality of Life in Primary Care Physicians Working in Outpatient Settings. *Kardiologiya*. 2021;61(6):69–78. (In Russ.). doi: 10.18087/cardio.2021.6.n1538
57. Петриков СС, Холмогорова АБ, Суроегина АЮ, Микита ОЮ, Рой АП, Рахманина АА. Профессиональное выгорание, симптомы эмоционального неблагополучия и дистресса у медицинских работников во время эпидемии COVID-19. *Консультативная психология и психотерапия*. 2020;28(2):8–45. doi: 10.17759/cpp.2020280202
- Petrikov SS, Kholmogorova AB, Suroegina AYu, Mikita OYu, Roy AP, Rakhmanina AA. Professional Burnout, Symptoms of Emotional Distress and Distress in Medical Workers During the COVID-19 Epidemic. *Counseling Psychology and Psychotherapy*. 2020;28(2):8–45. (In Russ.). doi: 10.17759/cpp.2020280202
58. Водопьянова НЕ, Старченкова ЕС, Наследов АД. Стандартизированный опросник «Профессиональное выгорание» для специалистов социально-экономических профессий. *Вестник Санкт-Петербургского университета. Психология. Социология*. 2013;12(4):17–27.
- Vodopianova NE, Starchenkova ES, Nasledov AD. Standartizirovannyi oprosnik «Professionalnoe vygoranie» dlia spetsialistov sotsionomicheskikh professii. *Vestnik Sankt-Peterburgskogo universiteta*.

- Psikhologiya. Sotsiologiya*. 2013;12(4):17–27. (In Russ.).
59. Вельтищев ДЮ, Ковалевская ОБ, Серавина ОФ. Связь профессионального выгорания с депрессией: обзор зарубежных исследований. *Психиатрия*. 2017;74(2):62–68. doi: 10.30629/2618-6667-2017-74-62-68  
Veltishchev DIu, Kovalevskaia OB, Seravina OF. Sviaz professionalnogo vygoraniia s depressiei: obzor zarubezhnykh issledovaniy. *Psychiatry (Moscow) (Psikhiatriya)*. 2017;74(2):62–68. (In Russ.). doi: 10.30629/2618-6667-2017-74-62-68
60. Гаранян НГ, Шарапова АВ, Сорокова МГ, Микита ОЮ, Бойко СЛ. Перевод, апробация и первичная психометрическая оценка опросника тревоги на рабочем месте Б. Мушалла и М. Линдена (JAS). *Консультативная психология и психотерапия*. 2020;28(4):9–34 doi: 10.17759/cpp.2020280402  
Garanyan NG, Sharapova AV, Sorokova MG, Mikita OY, Boyko SL. Translation, Approbation, and Preliminary Psychometric Evaluation of the Russian Version of the Job Anxiety Scale by B. Muschalla and M. Linden. *Counseling Psychology and Psychotherapy*. 2020;28(4):9–34. doi 10.17759/cpp.2020280402 (In Russ.).

#### **Сведения об авторе**

*Александр Александрович Чернявский*, магистр образовательной программы «Позитивная психология», участник научно-учебной группы «Лаборатория развития личности» и программы «Единый трек обучения магистратура-аспирантура», ФГАОУ ВО «Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, Россия; студент Школы психологии и консультирования Международного университета О.П. Джиндала, Сонипат, Индия  
aacherniavskii@edu.hse.ru; <https://orcid.org/0009-0009-6254-0081>

#### **Information about the author**

*Aleksandr A. Cherniavskii*, Master's student of the educational program “Positive Psychology”, participant of the scientific and educational group “Laboratory of Personal Development” and the program “Unified track of education Master's Degree-Postgraduate”, HSE University, Moscow, Russia; exchange-student of Jindal School of Psychology and Counseling, O.P. Jindal Global University, Sonipat, India  
aacherniavskii@edu.hse.ru; <https://orcid.org/0009-0009-6254-0081>

#### **Благодарности**

Особая признательность автору Никите Игоревичу Колачеву и Василию Юрьевичу Костенко, преподавателям НИУ ВШЭ, за вдохновение в изучении тематики профессионального выгорания и депрессии, помощь в рецензировании написанной работы и поддержку, которая стала движущей силой в исследовании профессиональной депрессии.

#### **Acknowledgements**

Special thanks go to Nikita Kolachev and Vasily Kostenko, professors at the HSE University, for their inspiration in studying the topics of occupational burnout and depression, their help in reviewing this work, and their support, which became the driving force behind this study of occupational depression.

#### **Конфликт интересов/Conflict of interests**

*Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.*  
*The author declare no conflicts of interests.*

Дата поступления 12.06.2025  
Received 12.06.2025

Дата рецензирования 27.01.2026  
Revised 27.01.2026

Дата принятия к публикации 28.01.2026  
Accepted for publication 28.01.2026