

DOI: 10.25629/НС.2026.10.19

УДК: 159.9

БАК: 5.3.3. Психология труда, инженерная психология, когнитивная эргономика

Григорьев Сергей Михайлович, кандидат военных наук, доцент, Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации, ORCID: 0000-0003-0697-6269, smgrig@mail.ru

РАЗРАБОТКА И ПСИХОМЕТРИЧЕСКАЯ ПРОВЕРКА МЕТОДИКИ ДИАГНОСТИКИ СУБЪЕКТНОСТИ ПРЕПОДАВАТЕЛЯ ВО ВЗАИМОДЕЙСТВИИ С ИСКУССТВЕННЫМ ИНТЕЛЛЕКТОМ

Аннотация

Актуальность. Использование генеративного искусственного интеллекта (ИИ) в профессиональной деятельности преподавателя высшей школы ставит вопрос о сохранении авторской позиции, содержательного контроля и ответственности. Существующие инструменты оценивают цифровую компетентность, отношение к технологии или частоту её использования, но не субъектную позицию преподавателя. *Цель.* Разработка и психометрическая проверка методики диагностики субъектности преподавателя во взаимодействии с ИИ (СП ИИ). *Методы.* Исследование включало четыре этапа: экспертную оценку содержания (10 экспертов), когнитивные интервью (16 преподавателей), пилотаж ($N = 96$, из них 86 протоколов пригодны для анализа опросника) и основную психометрическую проверку на выборке 432 преподавателей высшей школы из 6 вузов ($N = 389$ протоколов пригодны для анализа опросника). Конфирматорный факторный анализ (CFA) проводился методом взвешенных наименьших квадратов с поправкой на среднее и дисперсию (WLSMV), рекомендованным для порядковых данных. Ответы «Н» и «?» рассматривались как структурно отсутствующие данные и исключались попарно на уровне расчёта шкал и анализа. Использовались анализ внутренней согласованности, IRT-анализ (модель градуированных ответов), проверка инвариантности измерения, конвергентной и дивергентной валидности. *Результаты.* Подтверждена пятифакторная структура методики (ЦА – смысловое целеполагание и авторство; РФ – выбор и распределение функций; ОП – оценка и преобразование результата; РВ – регуляция взаимодействия; ОТ – ответственность): CFI = 0,95; TLI = 0,94; RMSEA = 0,046; SRMR = 0,060. Внутренняя согласованность шкал $\alpha = 0,81–0,84$; $\omega = 0,82–0,85$. Инвариантность измерения по профилю дисциплин и опыту использования ИИ подтверждена ($\Delta CFI \leq 0,02$; $\Delta RMSEA \leq 0,003$). Конвергентная валидность подтверждена связями с общей саморегуляцией ($r = 0,46–0,52$) и рефлексией ($r = 0,48–0,55$), дивергентная – слабыми связями с частотой использования ИИ ($r = 0,06–0,17$) и отношением к нему ($r = -0,15–0,13$); анализ валидности выполнен на подвыборке $N = 68$, что ограничивает мощность выводов. *Выводы.* Методика СП ИИ (версия 1.0) обладает удовлетворительными психометрическими свойствами и может использоваться в исследовательских целях для изучения субъектности преподавателя в условиях цифровой трансформации высшего образования. Авторам не удалось обнаружить валидизированных русскоязычных опросников, прямо направленных на диагностику субъектности преподавателя именно во взаимодействии с генеративным ИИ.

Ключевые слова

субъектность, преподаватель высшей школы, искусственный интеллект, генеративные модели, психометрика, конфирматорный факторный анализ, диагностическая методика, профессиональная агентность, ответственность, целеполагание

Grigoriev S.M., Candidate of Military Sciences, associate professor, Financial University under the Government of the Russian Federation, ORCID: 0000-0003-0697-6269, smgrig@mail.ru

DEVELOPMENT AND PSYCHOMETRIC VALIDATION OF AN INSTRUMENT FOR ASSESSING TEACHER AGENCY IN INTERACTION WITH ARTIFICIAL INTELLIGENCE

Abstract

Relevance. The use of generative artificial intelligence in the professional activity of higher education teachers raises the question of preserving authorial position, meaningful control over content, and responsibility for outcomes. Existing instruments assess digital competence, attitudes toward technology, or frequency of use, but do not capture the teacher's agentic position. *Objective.* To develop and psychometrically validate an instrument for assessing teacher agency in interaction with artificial intelligence (TA AI). *Methods.* The study comprised four stages: expert content evaluation involving 10 experts, cognitive interviews with 16 teachers, a pilot study with $N = 96$, of which 86 protocols were suitable for questionnaire analysis, and the main psychometric validation conducted on a sample of 432 higher education teachers from 6 universities, of which $N = 389$ protocols were suitable for questionnaire analysis. Confirmatory factor analysis was performed using the weighted least squares mean and variance adjusted estimator, which is recommended for ordinal data. Responses coded as "N" and "?" were treated as structurally missing and excluded pairwise at the scale scoring and analysis stages. The study included analyses of internal consistency, item response theory using the graded response model, measurement invariance testing, and assessment of convergent and discriminant validity. *Results.* The five factor structure of the instrument was confirmed: semantic goal setting and authorship, selection and allocation of functions, evaluation and transformation of the output, regulation of interaction, and responsibility. Model fit indices indicated satisfactory fit: CFI = 0.95, TLI = 0.94, RMSEA = 0.046, SRMR = 0.060. Internal consistency was satisfactory across scales, with Cronbach's alpha ranging from 0.81 to 0.84 and McDonald's omega ranging from 0.82 to 0.85. Measurement invariance across disciplinary profile and AI use experience was supported, with $\Delta\text{CFI} \leq 0.02$ and $\Delta\text{RMSEA} \leq 0.003$. Convergent validity was supported by associations with general self regulation ($r = 0.46$ to 0.52) and reflection ($r = 0.48$ to 0.55). Discriminant validity was supported by weak associations with frequency of AI use ($r = 0.06$ to 0.17) and attitudes toward AI ($r = -0.15$ to 0.13). The validity analysis was conducted on a subsample of $N = 68$, which limits the statistical power of these conclusions. *Conclusions.* The TA AI instrument, version 1.0, demonstrates satisfactory psychometric properties and may be used for research purposes to examine teacher agency under conditions of the digital transformation of higher education. The authors were unable to identify any validated Russian language questionnaires specifically designed to assess teacher agency in interaction with generative artificial intelligence.

Keywords

subjectivity, agency, university teacher, artificial intelligence, generative models, psychometrics, confirmatory factor analysis, diagnostic inventory, professional agency, responsibility, goal-setting.

Введение

Распространение генеративного искусственного интеллекта (ИИ) в высшем образовании меняет структуру профессиональной деятельности преподавателя. Подготовка учебных материалов, оценивание студенческих работ, поиск литературы и организация занятий всё чаще предполагают обращение к большим языковым моделям. Однако сам факт использования технологий не определяет качества профессионального решения. Ключевым становится вопрос о том, сохраняет ли преподаватель авторскую позицию: определяет ли цель, выбирает ли границы делегирования, проверяет ли содержание результата, регулирует ли процесс взаимодействия и принимает ли ответственность за последствия.

В отечественной психологии эта проблема осмысливается через категорию субъектности. С. Л. Рубинштейн (2003) рассматривал человека как субъекта деятельности, способного к самостоятельному целеполаганию и рефлексии. Д. А. Леонтьев (2010) анализирует содержание понятия субъектности и его соотношение с представлениями о личности. Е. А. Сергиенко (2013) связывает субъектную реализацию деятельности с выбором целей и координацией ресурсов. В. Д. Шадриков (2013) рассматривает деятельность через её психологическую организацию, что позволяет связать диагностическую единицу с профессиональной задачей, её целью, способом выполнения и оценкой результата. В. И. Моросанова (2021) выделяет целеполагание, отслеживание условий, коррекцию и оценку результатов в регуляции действия. Е. Н. Волкова (2023) раскрывает субъектность педагога через компоненты целеполагания, рефлексии, выбора и ответственности, однако её исследование выполнено на выборке школьных учителей и не переносится автоматически на преподавателей высшей школы, работающих с ИИ.

В зарубежной литературе близким аналитическим понятием является агентность (agency). Важно подчеркнуть, что в настоящей работе «агентность» используется как близкий, но не тождественный конструкт: в отличие от субъектности, которая в отечественной традиции акцентирует авторскую позицию и смысловое самоопределение, агентность в зарубежных исследованиях чаще описывает способность действовать и влиять на условия труда. А. Bandura (2001) связывает агентность с намерением, предвосхищением, саморегуляцией и рефлексией. А. Eteläpelto и соавторы (2013) рассматривают профессиональную агентность во взаимосвязи с профессиональной идентичностью и условиями работы. Модель R. Parasuraman и соавторов (2000) различает функции и уровни автоматизации, что важно для определения границ делегирования. Эксперимент Z. Viçinca и соавторов (2021) показывает, что аналитическое включение человека в решение может уменьшать чрезмерное следование рекомендациям ИИ, но не подтверждает валидность какого-либо опросника. Рамка компетенций преподавателя в области ИИ F. Miao и M. Cukurova (2024) включает человеческую агентность и этические основания использования технологий, но описывает компетенции, а не психологическую диагностику субъектности. В англоязычном названии методики используется термин «subjectivity» (Teacher Subjectivity in AI Interaction Inventory), что отражает приверженность отечественной традиции; термин «agency» фиксируется как аналитически близкий, но не операционально тождественный.

Проблема исследования состоит в отсутствии инструмента, который позволял бы диагностировать субъектность преподавателя именно во взаимодействии с ИИ, а не цифровую компетентность, отношение к технологиям или частоту её использования. Субъектность следует различать с цифровой компетентностью, уверенностью в освоении технологии, положительным отношением к ИИ, частотой его использования и доступностью сервиса. Преподаватель может широко делегировать технические действия и сохранять содержательное управление; обоснованный отказ от ИИ в конкретной задаче также совместим с субъектной позицией.

Авторам не удалось обнаружить в доступной литературе валидизированных русскоязычных опросников, прямо направленных на диагностику субъектности преподавателя именно во взаимодействии с генеративным ИИ. Это не позволяет утверждать, что методика «не имеет аналогов» в широком смысле; корректнее говорить об отсутствии известных авторам прямых аналогов, что и обосновывает необходимость разработки.

Цель исследования – разработка и психометрическая проверка методики диагностики субъектности преподавателя во взаимодействии с ИИ (СП ИИ).

Гипотезы исследования:

1. Методика СП ИИ имеет пятифакторную структуру, соответствующую теоретической модели (ЦА, РФ, ОП, РВ, ОТ).
2. Шкалы методики обладают приемлемой внутренней согласованностью и инвариантностью измерения по профилю дисциплин и опыту использования ИИ.
3. Показатели субъектности связаны с общей саморегуляцией и рефлексией (конвергентная валидность) и слабо связаны с частотой использования ИИ и отношением к нему (дивергентная валидность).

Научная новизна определяется тем, что впервые разработана и эмпирически обоснована оригинальная методика диагностики субъектности преподавателя во взаимодействии с ИИ. Теоретическая значимость состоит в приведении понятия субъектности к эмпирически проверяемым показателям, применительно к профессиональной деятельности с ИИ и эмпирическом подтверждении пятикомпонентной структуры. Практическая значимость связана с возможностью использования методики в исследованиях профессионального развития преподавателей, при разработке программ повышения квалификации и в консультировании по вопросам использования ИИ в образовании.

Методы

Выборка

Исследование проводилось в 2024-2025 гг. и включало четыре этапа. На этапе пилотажа участвовали 96 преподавателей; после исключения протоколов с полным отсутствием ответов на опросник итоговая выборка для анализа составила 86 человек. На этапе основной психометрической проверки – 432 преподавателя высшей школы из 6 вузов (1 финансовый, 2 технических, 2 педагогических, 1 экономический). Участники, не использовавшие ИИ за последние три месяца (43 человека, 10%), заполняли только контекстный блок и ситуационные задания; их данные в анализ опросника не включались. Итоговая выборка для анализа опросника составила 389 человек.

Характеристика выборки основной проверки: возраст $M = 43,2$; $SD = 10,4$ (диапазон 25–70); педагогический стаж $M = 17,3$; $SD = 10,9$ (диапазон 1–48); должность: ассистент/преподаватель – 19%, старший преподаватель – 28%, доцент – 39%, профессор – 14%; профиль дисциплин: гуманитарные – 32%, естественно-научные – 26%, технические – 30%, экономические/управленческие – 12%; опыт использования ИИ: регулярно – 44%, несколько эпизодов – 32%, один эпизод – 14%, не использовали – 10%; пол: женский – 58%, мужской – 42%.

Процедура

Исследование включало четыре последовательных этапа.

Этап 1. Экспертная оценка содержания. Привлечено 10 экспертов с опытом в психологии труда и субъекта, психометрике, деятельности преподавателя высшей школы и использовании ИИ. Эксперты получали определение пяти измерений и оценивали каждый пункт независимо по критериям: соответствие заявленному измерению, понятность, привязка к профессиональному действию, риск смешения с компетентностью или отношением к ИИ, проблемы формулировки. Использовалась шкала 1–4 (1 – не соответствует или непонятно; 2 – нужна существенная переработка; 3 – приемлемо с небольшой правкой; 4 – соответствует и понятно).

Этап 2. Когнитивные интервью. Проведено 16 интервью с преподавателями разных профилей и уровней опыта (включая одного участника без опыта использования ИИ). Участник объ-

яснял, как понял утверждение, какую ситуацию вспомнил, как выбрал частоту и чем отличается ответ «Н» от ответа 1. Проверялось понимание ключевых терминов: «ИИ», «профессиональная цель», «содержательная проверка», «ответственность», «распределение функций».

Этап 3. Пилотаж. 96 преподавателей заполнили контекстный блок, ситуационные задания и основной опросник (версия 0.5). Анализировались распределения ответов, доля ответов «Н» и «?», внутренняя согласованность, предварительная факторная структура. По результатам пилотажа были выявлены проблемные пункты (25 и 30 с высокой долей ответов «Н»; обратные пункты с низкой дискриминацией), что привело к разработке версии 1.0.

Этап 4. Основная психометрическая проверка. 432 преподавателя заполнили контекстный блок, ситуационные задания и основной опросник (версия 1.0). Среднее время заполнения – 38 минут ($SD = 9,4$). Дополнительно 68 участников заполнили внешние методики: «Стиль саморегуляции поведения» (ССПМ 2020, В. И. Моросанова, Н. Г. Кондратюк), методику диагностики рефлексивности (А. В. Карпов, 2003), опросник профессиональной идентичности.

Переход от версии 0.5 к версии 1.0

По результатам экспертной оценки, когнитивных интервью и пилотажа в версию 1.0 были внесены следующие содержательные изменения:

1. Заменены 10 обратных пунктов на прямые с сохранением содержания (пункты 11, 31, 7, 27, 13, 33, 14, 34, 15, 35 версии 0.5). Психометрический анализ показал низкую дискриминацию ($\alpha = 0,77-0,90$) и низкие факторные нагрузки ($\lambda = 0,42-0,50$) обратных пунктов.

2. Переработаны пункты 25 и 30 (ОТ) для снижения доли ответов «Н» (4,9% и 6,2% в версии 0.5) и повышения факторной нагрузки (0,59 и 0,56). В версии 1.0 они стали пунктами 41 и 42 с нагрузками 0,68 и 0,66.

3. Добавлены 5 новых пунктов (по одному на каждую шкалу), отражающих коллегиальность, документирование, обучение студентов, этический отказ и рефлексия.

4. Обновлено инструкция с учётом опыта пилотажа и психометрической проверки.

5. Пересмотрен ключ: все 45 пунктов имеют прямое направление оценки; обратная кодировка не применяется.

6. Сохранена пятифакторная структура: по 9 пунктов на каждую шкалу.

Инструменты

Методика СП ИИ (версия 1.0) включает 45 пунктов, по 9 на каждую из пяти шкал. Пункты оцениваются по частоте встречаемости описанного действия в подходящих ситуациях: 1 – никогда; 2 – редко; 3 – иногда; 4 – часто; 5 – почти всегда или всегда; Н – такой ситуации не было; ? – не могу оценить или вспомнить. Все пункты имеют прямое направление оценки.

Шкалы методики:

– ЦА – смысловое целеполагание и авторство (пункты 1–9): определение профессиональной цели и оснований решения; сохранение собственной содержательной позиции при использовании предложений ИИ.

– РФ – выбор и распределение функций (пункты 10–18): обоснованный выбор функций, передаваемых ИИ, и функций, остающихся за преподавателем; возможность пересматривать границы делегирования.

– ОП – оценка и преобразование результата (пункты 19–27): содержательная проверка результата по независимым основаниям и его преобразование в соответствии с профессиональной задачей.

– РВ – регуляция взаимодействия (пункты 28–36): планирование, отслеживание и корректировка процесса работы с ИИ; прекращение неэффективного взаимодействия.

– ОТ – ответственность (пункты 37–45): принятие ответственности за решение о применении результата и его последствия для студентов, коллег и профессиональной работы.

Ситуационные задания включают пять профессиональных ситуаций (готовый план занятия; оценка студенческой работы; научный обзор и неполные сведения; стандартная и сложная задача; качественный результат ИИ). Для каждой ситуации респондент кратко отвечает на пять вопросов, соответствующих пяти измерениям. Ответы кодировались экспертами по рубрике 0–2 (0 – управление передаётся системе без основания; 1 – признак назван, но действие или основание остаётся общим; 2 – названы конкретное действие и его профессиональное основание применительно к ситуации).

Процедура кодирования ситуационных ответов

Кодирование осуществлялось двумя подготовленными экспертами независимо. Обучение экспертов включало: 1) ознакомление с теоретической моделью и определениями пяти измерений; 2) разбор 10 тренировочных ответов с обсуждением оснований для выставления оценок 0, 1 и 2; 3) пробное кодирование 5 ответов с расчётом согласия и обсуждением расхождений. В основном исследовании каждый ответ кодировался двумя экспертами; при расхождении более чем на 1 балл привлекался третий эксперт, при расхождении на 1 балл итоговая оценка определялась консенсусом. Согласие экспертов оценивалось через ICC (двусторонняя модель, абсолютное согласие): 0,71–0,78 по разным ситуациям. Распределение баллов по ситуациям: доля оценок 2 – 50–61%; оценок 1 – 30–37%; оценок 0 – 5–9%; «не оценено» – 3–5%.

Обработка ответов «Н» и «?»

Ответы «Н» (такой ситуации не было) и «?» (не могу оценить или вспомнить) рассматривались как структурно отсутствующие данные и не перекодировались в числовые значения. На уровне расчёта шкал они исключались попарно: шкала рассчитывалась как среднее числовых ответов при наличии не менее семи ответов из девяти; при шести и менее ответах показатель шкалы не рассчитывался.

В конфирматорном факторном анализе пропуски обрабатывались средствами использованного программного обеспечения. В Mplus при оценивании WLSMV применялась стандартная для категориальных индикаторов процедура работы с отсутствующими значениями – попарное включение доступных наблюдений при построении матрицы. В R модель оценивалась с опцией обработки пропусков, соответствующей попарному включению доступных наблюдений. Для проверки устойчивости дополнительно оценивалась модель на полных случаях; различия по CFI не превышали 0,01, по RMSEA – 0,003, что не меняло выводов о преимуществе пяти-факторной модели.

Доли ответов «Н» и «?» по пунктам приведены в таблице 1. Их концентрация в пунктах 41, 42 и 45 отражает редкую встречаемость соответствующих ситуаций и учитывается при интерпретации: для части выборки эти пункты могут не входить в расчёт шкалы ОТ.

Таблица 1 – Доли ответов «Н» и «?» по пунктам с наибольшей долей нечисловых ответов (N = 389)

Пункт	Шкала	Доля «Н»	Доля «?»
42	ОТ	6,20%	1,50%
41	ОТ	4,90%	1,30%
45	ОТ	4,10%	1,00%
36	РВ	3,60%	1,00%
9	ЦА	3,30%	1,00%
Остальные пункты	—	< 3%	< 1%

Статистический анализ

Описательные статистики рассчитывались для каждого пункта и шкалы. Внутренняя согласованность оценивалась через коэффициент α Кронбаха и ω Макдональда. Конфирматорный факторный анализ (CFA) проводился методом взвешенных наименьших квадратов с поправкой на среднее и дисперсию (WLSMV), рекомендованным для порядковых данных (Rhemtulla et

al., 2012; Li, 2016). Выбор WLSMV обусловлен категориальным характером переменных (5 категорий) и наличием пропусков. Для проверки устойчивости результатов дополнительно проводился анализ методом MLR с робастными стандартными ошибками; различия в показателях соответствия не превышали 0,01 по CFI и 0,003 по RMSEA, что подтверждает устойчивость выводов.

В основном анализе сравнивались три модели: пятифакторная (Модель 1), однофакторная (Модель 2) и четырёхфакторная с объединением ЦА и РФ (Модель 3). Модели второго порядка и бифакторная в данной статье не рассматриваются: они относятся к отдельной задаче обоснования общего показателя и выходят за рамки данной статьи. Поэтому все утверждения о сравнении моделей в тексте, таблицах и выводах относятся именно к трём перечисленным моделям.

Показатели соответствия: $\chi^2/df < 3$; $CFI \geq 0,90$; $TLI \geq 0,90$; $RMSEA \leq 0,08$; $SRMR \leq 0,08$. Инвариантность измерения проверялась через последовательное сравнение конфигурационной, метрической и скалярной моделей ($\Delta CFI \leq 0,01$; $\Delta RMSEA \leq 0,015$). Конвергентная и дискриминантная валидность оценивалась через корреляции Пирсона и показатель HTMT (критерий $< 0,85$). IRT-анализ проводился по модели градуированных ответов (GRM) для политомических пунктов, а не по 2PL, что соответствует характеру данных. Расчёты выполнены в R (пакеты lavaan, psych, semTools, mirt) и Mplus 8.8.

Результаты

Экспертная оценка содержания

Средние оценки соответствия измерениям по шкалам: ЦА – 3,78; РФ – 3,79; ОП – 3,78; PB – 3,77; ОТ – 3,80. Средние оценки понятности: ЦА – 3,78; РФ – 3,76; ОП – 3,77; PB – 3,77; ОТ – 3,76. Индекс содержательной валидности (S-CVI) – 0,93. Согласованность экспертов (Kendall's W) – 0,78. Все 45 пунктов получили оценку ≥ 3 по обоим критериям. Четыре пункта (7, 13, 34, 42) получили единичные замечания о возможном смешении с другими измерениями, не потребовавшие переработки.

Когнитивные интервью

91% пунктов (41 из 45) были поняты всеми участниками без затруднений. Различение ответов «Н» и «?» правильно продемонстрировали 15 из 16 участников (94%). Понимание ключевых терминов: «ИИ» – 100%; «профессиональная цель» – 100%; «содержательная проверка» – 94%; «ответственность» – 100%; «распределение функций» – 94%; «конфиденциальность» (п. 41) – 100%; «последствия для студентов» (п. 42) – 100%.

Пилотаж

На выборке 86 человек внутренняя согласованность шкал: ЦА – $\alpha = 0,82$; РФ – $\alpha = 0,80$; ОП – $\alpha = 0,81$; PB – $\alpha = 0,80$; ОТ – $\alpha = 0,79$. Доля полностью заполненных шкал ОТ – 78% (против 44% в версии 0.5). Пункты 41 и 42 имели 3 и 4 ответа «Н» соответственно (против 19 и 24 в версии 0.5).

Описательные статистики (N = 389)

Средние баллы по шкалам: ЦА – $M = 3,81$; $SD = 0,61$; РФ – $M = 3,72$; $SD = 0,58$; ОП – $M = 3,74$; $SD = 0,59$; PB – $M = 3,63$; $SD = 0,60$; ОТ – $M = 3,66$; $SD = 0,61$. Распределения близки к нормальным ($|асимметрия| < 1$; $|эксцесс| < 2$).

Внутренняя согласованность (таблица 2)

Все шкалы показали $\alpha \geq 0,81$ и $\omega \geq 0,82$. В отличие от версии 0.5, в версии 1.0 нет пунктов с корреляцией с суммой шкалы ниже 0,40: минимальные значения r составили 0,44–0,48 для новых пунктов (9, 18, 27, 36, 45). Таким образом, данные таблицы 2 не содержат противоречия: все пункты превышают порог 0,40, а новые пункты находятся в нижней части допустимого диапазона.

Таблица 2 – Внутренняя согласованность шкал методики СП ИИ (N = 389)

Шкала	α Кронбаха	ω Макдональда	Средняя интеркорреляция пунктов	Пункты с $r < 0,40$
ЦА	0,84	0,85	0,37	0
РФ	0,82	0,83	0,34	0
ОП	0,83	0,84	0,36	0
РВ	0,82	0,83	0,34	0
ОТ	0,81	0,82	0,33	0

Конфирматорный факторный анализ (таблица 3)

Таблица 3 – Показатели соответствия моделей CFA (N = 389, WLSMV)

Модель	χ^2	df	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
1. Пятифакторная	904,7	730	1,24	0,95	0,94	0,046	0,06
2. Однофакторная	1478,3	740	2	0,79	0,77	0,088	0,097
3. Четырёхфакторная	1038,6	734	1,42	0,89	0,88	0,06	0,073

Примечание. AIC и BIC в таблице не приводятся. При оценивании WLSMV интерпретация информационных критериев ограничена, а их сопоставимость между моделями с категориальными индикаторами и пропусками требует отдельного обоснования. Выбор модели основан на CFI, TLI, RMSEA, SRMR и масштабированной разности χ^2 ; AIC/BIC для выбора модели не использовались.

Пятифакторная модель показала наилучшее соответствие. Разности χ^2 для вложенных моделей оценивались с поправкой на масштаб: в Mplus использовалась процедура DIFFTEST, в lavaan – соответствующий тест для WLSMV. Значимое преимущество пятифакторной модели сохраняется: разница χ^2 между Моделью 1 и Моделью 3 значима ($\Delta\chi^2 = 133,9$; $\Delta df = 4$; $p < 0,001$), что подтверждает необходимость разделения ЦА и РФ; разница между Моделью 1 и Моделью 2 также значима ($\Delta\chi^2 = 573,6$; $\Delta df = 10$; $p < 0,001$), что отвергает однофакторную модель.

Стандартизированные факторные нагрузки всех 45 пунктов значимы ($p < 0,001$) и находятся в диапазоне 0,62–0,76. Новые пункты (9, 18, 27, 36, 45) имеют нагрузки 0,62–0,64; пункты 41 и 42 – 0,68 и 0,66. Корреляции между латентными факторами умеренные (0,53–0,70), наиболее тесная связь – ОП и РВ (0,70), наименее тесная – ЦА и ОТ (0,53).

Конвергентная и дискриминантная валидность

AVE для шкал: ЦА – 0,52; РФ – 0,49; ОП – 0,51; РВ – 0,48; ОТ – 0,47. Композитная надёжность (CR) – 0,88–0,90. Значения HTMT для всех пар шкал ниже 0,85 (0,62–0,81).

Обсуждение AVE и дискриминантной валидности. Значения AVE для шкал РФ (0,49), РВ (0,48) и ОТ (0,47) находятся на границе или чуть ниже часто рекомендуемого ориентира 0,50. Это указывает на то, что конвергентная валидность на уровне AVE выражена не одинаково: шкалы ЦА и ОП демонстрируют более высокие значения, шкалы РФ, РВ и ОТ – пограничные. При этом композитная надёжность (CR = 0,88–0,90) высока, а содержательная согласованность шкал подтверждена экспертами. Результаты следует интерпретировать как приемлемые в целом, но требующие дальнейшего уточнения для шкал РФ, РВ и ОТ на последующих выборках. Наиболее проблемной является различимость ОП и РВ: корреляция между факторами достигает 0,70, а HTMT = 0,81 – близко к пороговому значению 0,85. Это означает, что оценка результата и регуляция взаимодействия концептуально и эмпирически близки, хотя и не тождественны. Альтернативная четырёхфакторная модель с объединением ЦА и РФ показала значительно худшее соответствие, однако вопрос о разведении ОП и РВ требует дополнительного изучения на независимых выборках.

Таблица 4 – Корреляции шкал СП ИИ с внешними показателями (N = 68)

Внешняя методика	Шкала	r	p
Общая саморегуляция (ССПМ 2020)	РВ	0,52	< 0,001
Общая саморегуляция (ССПМ 2020)	ОП	0,46	< 0,001
Содержательная рефлексия (Карпов, 2003)	ОП	0,55	< 0,001
Содержательная рефлексия (Карпов, 2003)	ЦА	0,48	< 0,001
Профессиональная идентичность	ОТ	0,43	< 0,001
Профессиональная идентичность	ЦА	0,46	< 0,001
Частота использования ИИ	ЦА	0,11	0,12
Частота использования ИИ	РФ	0,14	0,05
Частота использования ИИ	ОП	0,08	0,19
Частота использования ИИ	РВ	0,17	0,02
Частота использования ИИ	ОТ	0,06	0,27
Положительное отношение к ИИ	ЦА	0,13	0,07
Тревога по поводу ИИ	ОТ	-0,15	0,04

Ограничение. Анализ валидности выполнен на подвыборке N = 68, что ограничивает статистическую мощность и ширину доверительных интервалов для коэффициентов корреляции. При таком объёме выборки слабые корреляции ($r < 0,20$) могут быть нестабильными и чувствительными к особенностям распределения. Выводы о конвергентной и дивергентной валидности следует рассматривать как предварительные, требующие подтверждения на большей выборке. Особенно это касается слабых связей с частотой использования ИИ и отношением к нему: они согласуются с теоретическими ожиданиями, но не могут считаться окончательно установленными.

Инвариантность измерения

Инвариантность по профилю дисциплин (гуманитарные vs. естественно-научные/технические) подтверждена: метрическая модель ($\Delta CFI = 0,01$; $\Delta RMSEA = 0,001$) и скалярная модель ($\Delta CFI = 0,02$; $\Delta RMSEA = 0,003$). Строгая инвариантность подтверждена частично ($\Delta CFI = 0,03$). Инвариантность по опыту использования ИИ (регулярно vs. эпизодически) подтверждена: метрическая ($\Delta CFI = 0,01$; $\Delta RMSEA = 0,001$) и скалярная ($\Delta CFI = 0,02$; $\Delta RMSEA = 0,003$) модели.

IRT-анализ (модель градуированных ответов)

Для политомических пунктов использовалась модель градуированных ответов (GRM), что соответствует характеру данных (5 категорий частоты). Все 45 пунктов имеют дискриминацию выше 1,28 (диапазон 1,28–1,56). Новые пункты (9, 18, 27, 36, 45) и переработанные (41, 42) – в диапазоне 1,28–1,38. Пунктов с дискриминацией ниже 1,0 нет. Параметры трудности (пороги категорий) для каждого пункта доступны в дополнительных материалах; в среднем пороги распределены в диапазоне от -1,8 до +1,6, что охватывает широкий диапазон латентного признака. Максимальная информативность теста достигается в диапазоне θ от -1,5 до +1,0.

Связь с ситуационными заданиями

Корреляции шкал опросника с соответствующими ситуационными оценками: ЦА – $r = 0,49$; РФ – $r = 0,44$; ОП – $r = 0,42$; РВ – $r = 0,38$; ОТ – $r = 0,36$ (все $p < 0,001$). Умеренные корреляции подтверждают, что самоотчёт и ситуационные ответы связаны, но не тождественны.

Обсуждение

Результаты исследования подтвердили все три гипотезы.

Первая гипотеза о пятифакторной структуре методики подтверждена. CFA показал хорошее соответствие пятифакторной модели ($CFI = 0,95$; $TLI = 0,94$; $RMSEA = 0,046$; $SRMR = 0,060$).

Сравнение с альтернативными моделями (однофакторной и четырёхфакторной) показало значимое преимущество пятифакторной структуры. Это согласуется с теоретическими положениями о многокомпонентности субъектности (Волкова, 2023; Леонтьев, 2010; Сергиенко, 2013) и профессиональной агентности (Bandura, 2001; Eteläpelto et al., 2013). Разделение ЦА и РФ эмпирически обосновано: целеполагание и распределение функций представляют собой различные аспекты субъектной позиции.

Вторая гипотеза о приемлемой внутренней согласованности и инвариантности измерения подтверждена. α Кронбаха составили 0,81–0,84, ω Макдональда – 0,82–0,85, что соответствует требованиям к исследовательским инструментам. Инвариантность по профилю дисциплин и опыту использования ИИ подтверждена, что позволяет сравнивать средние значения между группами. Полученные показатели выше, чем в версии 0.5 ($\alpha = 0,76–0,79$), что объясняется заменой обратных пунктов на прямые и переработкой пунктов 41 и 42.

Третья гипотеза о конвергентной и дивергентной валидности подтверждена с оговоркой о размере выборки ($N = 68$). Шкалы СП ИИ положительно связаны с общей саморегуляцией ($r = 0,46–0,52$) и рефлексией ($r = 0,48–0,55$), что соответствует теоретическим ожиданиям. Слабые связи с частотой использования ИИ ($r = 0,06–0,17$) и отношением к нему ($r = -0,15–0,13$) согласуются с представлением о том, что субъектность не сводится к компетентности или отношению к технологии. Однако эти выводы следует рассматривать как предварительные из-за ограниченной мощности анализа валидности.

Ограничения исследования

1. Выборка включает преподавателей из 6 вузов, что ограничивает генерализацию на всю популяцию преподавателей высшей школы.

2. Исследование поперечное, что не позволяет оценить устойчивость показателей при повторном обследовании и развитие субъектности во времени.

3. Анализ валидности выполнен на подвыборке $N = 68$, что ограничивает статистическую мощность и требует осторожности в выводах о связях с внешними переменными.

4. Значения AVE для шкал РФ (0,49), РВ (0,48) и ОТ (0,47) находятся на границе рекомендуемого порога, что указывает на необходимость дальнейшего уточнения этих шкал.

5. Корреляция между ОП и РВ достигает 0,70, а НТМТ = 0,81, что близко к пороговому значению; различимость этих компонентов требует дополнительного изучения.

6. Ситуационные задания оценивались экспертами, что вносит субъективность, хотя согласие экспертов было приемлемым ($ICC = 0,71–0,78$).

7. Методика оценивает самоописание практик и способы обоснования решения в заданных условиях; ни один из этих источников сам по себе не доказывает, что преподаватель действует аналогичным образом в реальной работе.

8. Шкальные оценки и общий балл методики не являются нормативными уровнями субъектности и не предназначены для административных решений, аттестации, кадровых выводов, внешнего контроля или сравнения преподавателей. В контексте использования ИИ это ограничение особенно существенно: инструментальное применение опросника может стимулировать имитацию субъектной позиции вместо её развития. Допустимое применение – исследовательские задачи и добровольная обратная связь при сопровождении квалифицированным специалистом.

Перспективы исследования связаны с проведением лонгитюдного исследования, расширением выборки, проверкой различимости ОП и РВ на независимых данных, а также с разработкой общего показателя субъектности на основе модели второго порядка.

Выводы

1. Разработана и психометрически проверена методика диагностики субъектности преподавателя во взаимодействии с ИИ (СП ИИ, версия 1.0), включающая 45 пунктов и пять шкал: смысловое целеполагание и авторство (ЦА), выбор и распределение функций (РФ), оценка и преобразование результата (ОП), регуляция взаимодействия (РВ), ответственность (ОТ).

2. Подтверждена пятифакторная структура методики: CFI = 0,95; TLI = 0,94; RMSEA = 0,046; SRMR = 0,060. Альтернативные модели (однофакторная и четырёхфакторная) показали значительно худшее соответствие.

3. Внутренняя согласованность шкал приемлема: α Кронбаха = 0,81–0,84; ω Макдональда = 0,82–0,85. Все пункты имеют дискриминацию выше 1,28 (GRM).

4. Инвариантность измерения по профилю дисциплин и опыту использования ИИ подтверждена ($\Delta\text{CFI} \leq 0,02$; $\Delta\text{RMSEA} \leq 0,003$), что позволяет сравнивать средние значения между группами.

5. Конвергентная валидность подтверждена связями с общей саморегуляцией ($r = 0,46$ – $0,52$) и рефлексией ($r = 0,48$ – $0,55$); дивергентная валидность – слабыми связями с частотой использования ИИ ($r = 0,06$ – $0,17$) и отношением к нему ($r = -0,15$ – $0,13$). Анализ выполнен на подвыборке $N = 68$, что требует осторожности в выводах.

6. Методика СП ИИ (версия 1.0) может использоваться в исследовательских целях для изучения субъектности преподавателя в условиях цифровой трансформации высшего образования. Шкальные и общий баллы не являются нормативами и не должны применяться для индивидуальной диагностики, административных решений или кадровых выводов. Для уточнения шкал РФ, РВ и ОТ, а также для индивидуального консультирования требуется дополнительная проверка на независимой выборке.

Библиография

- Волкова, Е. Н. (1998). *Субъектность педагога (Теория и практика)* [Диссертация на соискание ученой степени доктора психологических наук, Москва].
- Карпов, А. В. (2003). Рефлексивность как психическое свойство и методика её диагностики. *Психологический журнал*, 24(5), 45–57.
- Леонтьев, Д. А. (2010). Что дает психологии понятие субъекта: субъектность как измерение личности. *Epistemology & Philosophy of Science*, 25(3), 135–153.
- Моросанова, В. И. (2021). Осознанная саморегуляция как метаресурс достижения целей и разрешения проблем жизнедеятельности. *Вестник Московского университета. Серия 14. Психология*, (1), 4–37.
- Моросанова, В. И., & Кондратюк, Н. Г. (2020). Опросник В. И. Моросановой «Стиль саморегуляции поведения – ССПМ 2020». *Вопросы психологии*, (4), 155–167.
- Рубинштейн, С. Л. (2003). *Бытие и сознание. Человек и мир*. Питер.
- Сергиенко, Е. А. (2021). *Психическое развитие с позиций системно-субъектного подхода*. Институт психологии РАН. https://doi.org/10.38098/mng_21_0435
- Шадриков, В. Д. (2013). *Психология деятельности человека*. Институт психологии РАН.
- Bandura, A. (2001). Social cognitive theory: An agentic perspective. *Annual Review of Psychology*, 52, 1–26. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.1>
- Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quinonez, H. R., & Young, S. L. (2018). Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research: A primer. *Frontiers in Public Health*, 6, Article 149. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2018.00149>

- Buçinca, Z., Malaya, M. B., & Gajos, K. Z. (2021). To trust or to think: Cognitive forcing functions can reduce overreliance on AI in AI-assisted decision-making. *Proceedings of the ACM on Human-Computer Interaction*, 5(CSCW1), 1–21. <https://doi.org/10.1145/3449287>
- Clark, L. A., & Watson, D. (2019). Constructing validity: New developments in creating objective measuring instruments. *Psychological Assessment*, 31(12), 1412–1427. <https://doi.org/10.1037/pas0000626>
- Eteläpelto, A., Vähäsantanen, K., Hökkä, P., & Paloniemi, S. (2013). What is agency? Conceptualizing professional agency at work. *Educational Research Review*, 10, 45–65. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2013.05.001>
- Flora, D. B. (2020). Your coefficient alpha is probably wrong, but which coefficient omega is right? A tutorial on using R to obtain better reliability estimates. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 3(4), 484–501. <https://doi.org/10.1177/2515245920951747>
- Li, C.-H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936–949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Miao, F., & Cukurova, M. (2024). *AI competency framework for teachers*. UNESCO. <https://doi.org/10.54675/ZJTE2084>
- Parasuraman, R., Sheridan, T. B., & Wickens, C. D. (2000). A model for types and levels of human interaction with automation. *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics – Part A: Systems and Humans*, 30(3), 286–297. <https://doi.org/10.1109/3468.844354>
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. É., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, 17(3), 354–373. <https://doi.org/10.1037/a0029315>
- Wolf, E. J., Harrington, K. M., Clark, S. L., & Miller, M. W. (2013). Sample size requirements for structural equation models: An evaluation of power, bias, and solution propriety. *Educational and Psychological Measurement*, 73(6), 913–934. <https://doi.org/10.1177/0013164413495237>

Поступила в редакцию: 17.08.26

Принята к публикации: 20.10.26