

Невоплощенность в Интернете. Сообщение 2. Психометрическая проверка инструментария¹

Коптева Н.В.

*Пермский государственный гуманитарно-педагогический университет
(ФГБОУ ВО ПГГПУ), г. Пермь, Российская Федерация,
ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-1466-9453>, e-mail: kopteva@pspu.ru*

Калугин А.Ю.

*Пермский государственный гуманитарно-педагогический университет
(ФГБОУ ВО ПГГПУ), г. Пермь, Российская Федерация,
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3633-2926>, e-mail: kaluginau@yandex.ru*

Дорфман Л.Я.

*Пермский государственный институт культуры (ФГБОУ ВО ПГИК),
г. Пермь, Российская Федерация,
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8494-5674>, e-mail: dorfman07@yandex.ru*

Целью данного исследования является разработка и апробация методики, направленной на оценку степени невоплощенности в Интернете как последствия использования современных информационных технологий. Использование современных информационных технологий сопряжено с развоплощением (disembodiment), освобождением Я от тела и соответствующими переживаниями. Погружение в виртуальную реальность и «развоплощение» могут явиться причиной экзистенциального положения «невоплощенности» (unembodiement), особенности которого, согласно концепции английского психолога Р. Лэйнга, наиболее ярко проявляются в клинике шизоидов. Исследование проводилось в виде психодиагностического обследования, в ходе которого проверялись надежность и валидность разработанной методики оценки невоплощенности в Интернете. Основную выборку исследования составили 809 человек (31% юноши), преимущественно студенты вузов, в возрасте от 17 до 25 лет ($M=18,73$; $SD=0,98$). Для изучения конвергентной и дискриминантной валидности использовались выборки меньшего объема: 423, 324, 148 и 128 человек. Взаимосвязи с измерениями психологических последствий использования Интернета, самоэффективностью и смысложизненными ориентациями свидетельствовали о конвергентной валидности, а взаимосвязи с измерениями интеллекта и креативности — о дискриминантной валидности. Результаты анализа главных компонент и конфирматорного факторного анализа ($CFI=0,936$, $TLI=0,925$, $RMSEA=0,055$, $SRMR=0,059$) подтверждают конструктивную валидность методики, которая включает три частных шкалы (Невоплощенность как виртуализация, Предпочтение Интернета, Витальность

¹ Наборы данных, созданные и проанализированные в ходе текущего исследования, доступны в репозитории OSF по ссылке: <https://osf.io/rbmvx/files/>; DOI: 10.17605/OSF.IO/RBMVX

воплощенного Я) и общую шкалу (Невоплощенность в Интернете). Одномоментная надежность шкал варьировала от 0,7 до 0,9. Шкалы Витальность воплощенного Я и Предпочтение Интернета имели высокий уровень дискриминативности, шкала Невоплощенность как виртуализация — умеренный. Разработанный опросник соответствует требованиям валидности и надежности и может быть использован для изучения феномена невоплощенности в Интернете.

Ключевые слова: развоплощение, невоплощенность в Интернете, валидность, надежность, психометрика, личностный опросник.

Финансирование. Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 19-29-07046.

Для цитаты: Коптева Н.В., Калугин А.Ю., Дорфман Л.Я. Невоплощенность в Интернете. Сообщение 2. Психометрическая проверка инструментария [Электронный ресурс] // Клиническая и специальная психология. 2021. Том 10. № 4. С. 205–233. DOI: 10.17759/cpse.2021100410

Unembodiment in the Internet. Part 2. Psychometric Verification of the Questionnaire²

Natalia V. Kopteva

Perm State Humanitarian-Pedagogical University, Perm, Russia,
ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-1466-9453>, e-mail: kopteva@pspu.ru

Alexey Yu. Kalugin

Perm State Humanitarian-Pedagogical University, Perm, Russia,
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3633-2926>, e-mail: kaluginau@yandex.ru

Leonid Ya. Dorfman

Perm State Institute of Culture, Perm, Russia,
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8494-5674>, e-mail: dorfman07@yandex.ru

The purpose of present study is to develop and verify the questionnaire aimed at assessing the degree of unembodiment in the Internet as a consequence of using modern information technologies. The use of modern information technologies is associated with disembodiment, liberation of the Self from the body and related experiences. Immersion in virtual reality and “disembodiment” can cause the existential position of “unembodiement”, the features of which, according to the concept of the English psychologist R. Lang, are most

² The datasets generated and/or analyzed during the current study are available in the OSF repository: <https://osf.io/rbmvx/files/>; DOI: 10.17605/OSF.IO/RBMVX

clearly manifested in the clinic of schizoids. The study was conducted in the form of a psychodiagnostic survey, during which the reliability and validity of the developed method for assessing unembodiment on the Internet was tested. The main sample of the study was 809 people (31% of males), mostly university students, aged 17 to 25 years ($M=18.73$; $SD=0.98$). Smaller samples were used to study convergent and discriminant validity: 423, 324, 148 and 128 people. Correlations with measures of psychological consequences of Internet use, self-efficacy and life-meaning orientations reported convergent validity, and correlations with measures of intelligence and creativity reported discriminant validity. The results of principal component analysis and confirmatory factor analysis ($CFI=0.936$, $TLI=0.925$, $RMSEA=0.055$, $SRMR=0.059$) confirm the construct validity of the method, which includes three subscales (Unembodiment as Virtualization, The Preference of the Internet, and Vitality of the Embodied Self) and a general scale (Unembodiment in the Internet). The one-step reliability of the scales varied from 0.7 to 0.9. The scales Vitality of the Embodied Self and The Preference of the Internet had a high level of discrimination, the scale Unembodiment as virtualization – moderate. The developed questionnaire meets the requirements of validity and reliability and can be used to study the phenomenon of unembodiment on the Internet.

Keywords: disembodiment, unembodiment on the Internet, validity, reliability, psychometrics, personality questionnaire.

Funding. The reported study was funded by RFBR, project number 19-29-07046.

For citation: Kopteva N.V., Kalugin A.Yu., Dorfman L.Ya. Unembodiment in the Internet. Part 2. Psychometric Verification of the Questionnaire. *Klinicheskaiia i spetsial'naia psikhologiii=Clinical Psychology and Special Education*, 2021. Vol. 10, no. 4, pp. 205–233. DOI: 10.17759/cpse.2021100410 (In Russ.)

Введение

Авторы одного из наиболее полных обзоров [42] последнего времени насчитали около полусотни шкал интернет-зависимости. Обращает на себя внимание, что при поиске в электронных базах данных они использовали не только слова *интернет* и *киберзависимость*, но и словосочетания, обозначающие диагностические инструменты иного рода: *проблемное использование Интернета*, *патологическое использование Интернета*. Факт отождествления разных групп методик нашел отражение в том, что, помимо большинства обнаруженных шкал, в которых критериями аддикции служили модифицированные симптомы ранее изученных форм отклоняющегося поведения (игромании и зависимости от психоактивных веществ), исследователям встретились шкалы, выявлявшие отличную симптоматику. Остановимся подробнее на различии, о котором идет речь.

Прообразом подавляющей части методик диагностики последствий использования Интернета можно считать Тест интернет-зависимости (Internet Addiction Test, IAT) К. Янг [26]. К концептуальным основаниям IAT относится идея психоанализа об уходе человека от не удовлетворяющей его реальности. Принадлежащая создателю теста известная модель интернет-зависимости – ACE

(Accessibility, Control, Excitement) — описывает основные характеристики технологии как аддиктивного агента: пребывание в Интернете делает для пользователя доступными определенные действия, представляет широкие возможности контроля за ними, а также в значительной мере гарантирует эмоциональный подъем, возбуждение в результате этих действий. Определенное сходство в этом плане пространства Интернета с атрибутами азартной игры побудило К. Янг видоизменить для IAT критерии игромании.

Меньшая группа методик проблемного использования Интернета, восходит к одноименной общей шкале (Generalized Problematic Internet Use, GPIUS) Р. Дэвиса [34], в основе которой лежит когнитивно-бихевиоральная модель. При близости критериев GPIUS (привязанность к Интернету, невозможность отказаться от него, навязчивые мысли, компульсивность) к симптомам собственно интернет-зависимости, которой можно объяснить неразличение двух категорий методик, модель Р. Дэвиса усматривает причину аддикции в особенностях личности пользователя: наличии у него дисфункциональных убеждений в отношении себя и мира (отражающих ущербность самооценки, чувство отверженности за пределами Интернета, переоценку последнего, восприятие его как убежища от любых жизненных невзгод, иллюзии по поводу своих отношений в Сети).

Аналогичным образом в отечественной психологии преобладают адаптации зарубежных тестов интернет-зависимости: опросник К. Янг [14], шкала зависимости от Интернета С.-Х. Чена (Chen Internet addiction Scale, CIAS [33]) [16] и собственные, близкие по основаниям разработки [8; 25]. Когнитивно-бихевиоральная модель, представленная упомянутым опросником Р. Дэвиса в адаптации Э.В. Губенко [4], недавно пополнилась новыми инструментами: Общей шкалой проблемного использования Интернета-3, или GPIUS 3 [3], русскоязычной версией шкалы Р. Дэвиса (GPIUS-2), модифицированной С. Капланом [32], и адаптированным вариантом Шкалы проблемного использования Facebook [20].

В своем исследовании мы разделяем принципиально иной подход В.А. Емелина, А.Ш. Тхостова и Е.И. Рассказовой, предполагающий анализ психологических последствий нормативного использования информационных технологий, который не сводит их потенциал к аддиктивному (что является уязвимой стороной модели интернет-зависимости) и в то же время не относит возникающие последствия, в том числе негативные, исключительно к «аддиктивному потенциалу» личности (который акцентирует модель проблемного использования). Предложенная коллективом из МГУ модель ориентирована на процессы и механизмы, имеющие место при взаимодействии технологии и человека, приводящие к изменениям его самости и самосознания. К таким процессам, в протекание которых вносят вклад как технические средства, так и сам пользователь, авторы отнесли изменение психологических границ. С учетом его системообразующей роли по отношению к двум другим процессам (нарастание психологической зависимости и изменение потребностей), разработанный диагностический пакет получил название методик оценки изменения границ при нормативном пользовании компьютером, мобильным телефоном и Интернетом (МИГ-ТС и МИГ-ТС-2) [19]. Имеющая самостоятельное значение модель последствий нормативного использования информационных технологий, по мнению авторов, должна служить основанием альтернативной модели технологических зависимостей [7].

Мы выделяем другой важный эффект электронных и цифровых медиа, на который впервые указал выдающийся теоретик в сфере средств коммуникации М. Маклюэн, — отсутствие у человека в телефоне, на телевидении или на радио физического тела. С появлением Интернета упоминание о развоплощении, бестелесном статусе его пользователей стало чуть ли не дежурным в философских, культурологических и психологических исследованиях [11]. Но нам не встречались попытки раскрыть психологическую природу этого феномена. Основой теоретической модели невоплощенности в Интернете, представленной в предыдущем сообщении, стала клиническая концепция невоплощенности, шизоидного отчуждения физического тела, принадлежащая британскому экзистенциальному психологу Р. Лэйнгу. Конструкт «Невоплощенность в Интернете» характеризуют три аспекта: Невоплощенность как виртуализация, Предпочтение Интернета и Витальность воплощенного Я [11]. Недостаточность методического обеспечения последствий нормативного использования информационных технологий [19] определяет актуальность, новизну, а также прикладное значение создания методики, диагностирующей невоплощенность в Интернете, которая позволит также обогатить представления о клинической картине интернет-зависимости.

Статья представляет эмпирическую верификацию конструкта. Были сформулированы следующие исследовательские *гипотезы*:

- 1) теоретический конструкт будет хорошо согласован с эмпирическими данными;
- 2) надежность и дискриминативность шкал опросника будет достаточной;
- 3) опросник будет характеризоваться внутренней и внешней конвергентной и дискриминантной валидностью³.

Метод

Выборка. Основную выборку исследования составили 809 студентов вузов г. Перми (31% юноши) в возрасте от 17 до 25 лет ($M=18,73$; $SD=0,98$). Студенты обучались на 1–4 курсах бакалавриата, преимущественно по гуманитарному профилю подготовки (психологи, экономисты, филологи, юристы, историки, географы). Все респонденты — активные пользователи Интернета, рефлексивные способности которых позволяют соотнести вопросы разрабатываемого опросника со своим состоянием и самоощущением. Процесс психодиагностики был организован в групповом формате, студенты заполняли тестовые тетради. Для проверки внешней конвергентной и дискриминантной валидности использовались выборки меньшего объема:

- 1) Интернет-зависимое поведение: 324 человека (31% юноши) в возрасте от 17 до 25 лет ($M=20,38$; $SD=2,38$);

³ Под внешней конвергентной и дискриминантной валидностью авторы понимают связь разрабатываемой методики со схожими и различными конструктами, представленными другими методиками. Под внутренней конвергентной и дискриминантной валидностью авторы понимают связь пунктов и шкал в пределах разрабатываемой методики.

2) проблемное использование Интернета: 148 человек (18% юноши) в возрасте от 17 до 25 лет ($M=21,34$; $SD=2,0$);

3) изменение психологических границ при пользовании техническими средствами: 128 человек (30% юноши) в возрасте от 17 до 25 лет ($M=20,06$; $SD=1,99$);

4) измерение экзистенции как хорошей жизни, флюидного и кристаллизованного интеллекта, креативного мышления: 423 человека (30% юноши) в возрасте от 17 до 23 лет ($M=18,65$; $SD=0,93$).

Психодиагностический инструментарий

Конвергентная валидность. Изучалась связь опросника «Невоплощенность в Интернете» с тремя диагностическими инструментами:

- Тестом на определение интернет-зависимости (Chen Internet Addiction Scale, CIAS) [33] в адаптации В.Л. Малыгина с соавторами [16];

- Общей шкалой проблемного использования Интернета – 3 (GPIUS-3) А.А. Герасимовой и А.Б. Холмогоровой [3];

- Методикой оценки изменения психологических границ при пользовании техническими средствами (МИГ-ТС-2, формы для мобильного телефона и Интернета) Е.И. Рассказовой, В.А. Емелина, А.Ш. Тхостова [19].

В концепции Р. Лэйнга феноменология бессмысленности, утраты направления в жизни составляет неотъемлемый фрагмент общей картины субъективного отчуждения шизоидом тела как части собственного Я, являющейся «проводником бытия в мир» [17]. Это позволило рассматривать в качестве конвергентной меры Невоплощенности в Интернете конструкт смысловых ориентаций и использовать одноименный тест Д.А. Леонтьева [13].

Возможная связь нашей методики со Шкалой общей самооценки Р. Шварцера, М. Ерусалема [49] в адаптации В.Г. Ромека [22] следует из понимания самооценки в концепции А. Бандуры, который рассматривал ее как аспект системы Я, задающий внутреннюю логику человеческого поведения, несводимую к влиянию внешней среды. А. Бандура также считал физическое состояние человека одним из источников убеждений в самооценке [28].

Дискриминантная валидность предполагает изучение взаимосвязей шкал разрабатываемого опросника с конструктами, с которыми значимая корреляция не предполагается. Для ее проверки изучалась связь шкал опросника «Невоплощенность в Интернете» со следующими методиками:

- флюидный интеллект: тест «Прогрессивные матрицы Равена» [18];

- кристаллизованный интеллект: универсальный интеллектуальный тест, субшкалы «Осведомленность», «Пропущенные слова», «Понятливость», «Аналогии», «Умозаключения», «Заучивание слов» [2];

• креативное мышление: тест «Необычное использование» по Дж. Гилфорду [39] в адаптации И.С. Авериной, Е.И. Щеплановой [1].

Предполагается, что Невоплощенности в Интернете может соответствовать любой уровень флюидного и кристаллизованного интеллекта, любая степень креативности.

Методы анализа данных. В рамках проверки содержательной валидности было проведено пилотное исследование, позволившее сократить первоначальный пул вопросов до относительно небольшого количества. На этом этапе использовался экспертный опрос, тестирование студентов, а в качестве метода анализа данных – анализ главных компонент. Краткие итоги данного этапа будут приведены в разделе «Результаты» (полнее содержательная валидность представлена в Приложении Д1 в репозитории OSF по ссылке: <https://osf.io/yjec3/>).

Проблема пропущенных значений решалась путем удаления наблюдений. Нормальность распределения пунктов и шкал определялась на основе критерия Шапиро–Уилка, а также путем оценки асимметрии и эксцесса. Значения асимметрии и эксцесса в пределах ± 1 могут считаться «отличными», а ± 2 – «приемлемыми» [38, р. 114–115]. Многомерная нормальность изучалась с помощью теста Мардиа (Mardia's test), который позволяет измерить многомерные асимметрию и эксцесс [44]. Отклонение нулевой гипотезы будет говорить об отсутствии многомерной нормальности. Также были проанализированы эффекты «потолка» и «пола» (ceiling/floor effect), которые могут быть проблемой для некоторых видов анализа и снижают возможную величину вариации переменной [24, с. 176]. Считается, что если самое нижнее или самое верхнее значение набирают более 15% респондентов, то можно говорить о наличии указанных эффектов [43; 51]. Данные эффекты имеют значение для шкал, но не для пунктов разрабатываемого опросника, где всего 4 варианта ответа.

Конструктивная валидность опросника изучалась с помощью анализа главных компонент (principal component analysis, PCA). В связи с тем, что изучаемые феномены достаточно независимы, но при этом признается наличие их общей дисперсии, было использовано косоугольное вращение (oblimin). За значимые принимались нагрузки выше 0,4 [12]. Оптимальное количество компонент определялось по нескольким критериям: 1) критерий «каменистой осыпи» Кеттелла; 2) критерий Кайзера–Гуттмана; 3) параллельный анализ, позволяющий обнаружить количество «неслучайных» компонент (факторов) путем ресемплинга; 4) критерий Велицера MAP (Minimum average partial correlation), минимальное значение которого свидетельствует об оптимальном количестве компонент (факторов). Проверка допущений к проведению PCA осуществлялась с помощью критерия адекватности выборки Кайзера–Мейера–Олкина (КМО; значения выше 0,6 позволяют проводить анализ главных компонент [50]) и критерия сферичности Бартлетта (если $p < 0,05$, то можно проводить анализ).

Сравнение альтернативных моделей. Согласно теоретической модели, мы ожидаем, что изучаемые феномены достаточно самостоятельны, поэтому общая дисперсия пунктов вначале находит отражение в факторах первого порядка и лишь

затем обнаруживается общее у самих факторов первого порядка. Иерархическая (higher-order) модель – не единственный вариант соотношения наблюдаемых переменных и латентных факторов. Альтернативными моделями могут быть: 1) модель коррелирующих факторов (correlated factors) и 2) бифакторная (bifactor) модель.

Иерархическая модель и модель коррелирующих факторов являются эквивалентными, поэтому для их сравнения используются информационные критерии AIC и BIC. Считается, что чем ниже значение информационного критерия, тем лучше модель [31]. В бифакторной модели для нас важны не столько индексы пригодности, сколько нагрузки общего фактора. Если нагрузки фактора на пункты существенны (более 0,4), индексы пригодности лучше, а информационные критерии ниже, мы можем считать, что бифакторная модель лучше объясняет данные.

В связи с тем, что распределение переменных отличалось от нормального (см. раздел Результаты), был использован робастный метод максимального правдоподобия MLM [48]. Сравнение вложенных моделей на основе разницы статистики хи-квадрат ($\Delta\chi^2$) в таком случае возможно с поправкой Саторра–Бентлера [47].

Для оценки соответствия моделей эмпирическим данным и сравнения моделей использовались следующие индексы пригодности: скорректированная статистика χ^2 , индекс Такера–Льюиса (TLI), сравнительный индекс соответствия (CFI), корень среднеквадратичной ошибки аппроксимации (RMSEA), стандартизованный корень среднеквадратического остатка (SRMR), информационный критерий Акаике (AIC) и Байесовский информационный критерий (BIC). Были приняты следующие пороговые значения индексов: CFI и TLI >0,90 – приемлемое соответствие [27], >0,95 – хорошее соответствие [41]; RMSEA <0,06 – приемлемое соответствие [41], SRMR <0,08 – хорошее соответствие [41]. В статье приведены робастные значения TLI, CFI и RMSEA, которые вычислялись согласно рекомендациям [29; 30].

Надежность опросника проверялась с помощью омеги МакДональда [45], наибольшей нижней границы (Greatest Lower Bound, GLB), устойчивой к ненормальному распределению [52, р. 6], и надежности по расщеплению Спирмена–Брауна. Значения выше 0,7 говорят об удовлетворительной надежности, выше 0,8 – о хорошей, выше 0,9 – об отличной. Также изучалась усредненная межпунктовая корреляция и ее более робастный аналог – медианная межпунктовая корреляция.

Внутренняя конвергентная валидность предполагает, что связь пунктов со «своей» шкалой будет тесной, а внутренняя дискриминантная валидность подразумевает, что связь этих пунктов с другими шкалами будет слабой или умеренной. В этой же логике связь в одной методике шкал, изучающих единый феномен, должна быть высокой, а шкал, изучающих разные феномены, – низкой или средней степени выраженности. Из теоретических посылок следует, что Невоплощенность как виртуализация, Предпочтение Интернета и Витальность воплощенного Я являются достаточно самостоятельными шкалами, поэтому мы ожидаем умеренные корреляции между ними. Согласованность субшкал между

собой изучалась с помощью скорректированной на затухание корреляции, учитывающей неабсолютную надежность шкал [21].

Дискриминативность шкал, т.е. их способность различать респондентов по выраженности рассматриваемого признака, изучалась с помощью модифицированного коэффициента Δ Фергюсона [36] для политомических шкал [40], таких как шкалы Ликерта. Дискриминативность вычислялась только для субшкал, т.к. общая шкала была получена на основе регрессионного уравнения.

Внешняя конвергентная и дискриминантная валидность изучались с помощью рангового корреляционного анализа Спирмена.

При проведении PCA был использован пакет “psych”, а при построении конфирматорного факторного анализа — пакет “lavaan” среды языка программирования R.

Дополнительные материалы к статье представлены в репозитории OSF по ссылке: <https://osf.io/yjec3/>, DOI: 10.17605/OSF.IO/RBMVX.

Результаты

Содержательная валидность и пилотажное исследование. На первом этапе создания опросника на основе теоретического конструкта был сформулирован 41 вопрос. Вопросы были обсуждены с тремя экспертами (в качестве которых выступили кандидаты и доктора психологических наук) на предмет соответствия заявленным измерениям. Предложения экспертов были учтены, а пункты опросника доработаны, прежде чем быть использованными в эмпирической верификации. После проведения пилотажного исследования 23 пункта были признаны несостоятельными. В данном исследовании эмпирической проверке был подвергнут вариант, включающий 18 пунктов.

Описательные статистики. В Приложении Д2 дополнительных материалов (размещены в репозитории OSF по ссылке: <https://osf.io/yjec3/>) представлены описательные статистики по пунктам, составившим окончательный вариант опросника диагностики невоплощенности в Интернете.

Критерий Шапиро–Уилка был значим на уровне $p < 0,001$ по всем пунктам и шкалам, т.е. распределение переменных не соответствует нормальному закону. Однако в случае больших выборок критерии нормальности склонны к совершению ошибки I рода, поэтому рекомендуется ориентироваться на значения асимметрии и эксцесса.

Асимметрия вышла за пределы ± 2 только в случае с 14 пунктом, эксцесс — в случае с пунктом 12 и 14. Семь пунктов вышли за границу ± 1 по асимметрии и четыре — по эксцессу. Восемь пунктов имели асимметрию меньше 1 в абсолютном выражении и двенадцать были в пределах ± 1 по эксцессу. Таким образом, распределение пунктов в целом соответствует нормальности на «отличном» и «приемлемом» уровне, однако есть два пункта с явным нарушением требований нормальности.

Шкала Невоплощенность как виртуализация имела нормальное распределение на «приемлемом» уровне, шкалы Предпочтение Интернета и Витальность воплощенного Я — на «отличном» уровне. Общая шкала Невоплощенность в Интернете имела асимметрию на «приемлемом» уровне, а эксцесс — на «отличном». Проверка пунктов на многомерные асимметрию и эксцесс с помощью теста Мардиа указывала на отсутствие многомерной нормальности (в обоих случаях $p < 0,001$). Проверка нормальности распределения показала, что некоторые пункты имеют выраженную асимметрию и эксцесс, поэтому при изучении валидности и надежности опросника использовались устойчивые к ненормальности критерии.

Помимо нормальности проверялись эффекты «потолка» и «пола». Был обнаружен эффект «пола» для шкалы Невоплощенность как виртуализация (41,53%), что может быть связано: 1) с малой представленностью невоплощенности в популяции/выборке; 2) со слабой рефлексией данного феномена респондентами; 3) с тенденцией к социально желательным ответам по данной шкале. Для остальных шкал, включая общую, эффекты «пола» и «потолка» обнаружены не были.

Конструктивная валидность. Для установления конструктивной валидности опросника был проведен анализ главных компонент на половине наблюдений ($n=404$), случайно отобранных из общей выборки. Предварительно была осуществлена проверка допущений: КМО=0,86; критерий сферичности Бартлетта имел $p < 0,001$. Таким образом, полученные результаты позволяли провести РСА. Оптимальное количество компонент определялось на основе ряда критериев: графика «каменистой осыпи» Кеттелла, критерия Кайзера–Гуттмана, критерия MAP Велицера и параллельного анализа (см. Приложение Д3 дополнительных материалов в репозитории OSF по ссылке: <https://osf.io/yjec3/>). Все критерии кроме критерия Кайзера–Гуттмана (выделил 4 компоненты) указывали на трехкомпонентную структуру как оптимальную. Результаты РСА приведены в табл. 1.

На 1-ю компоненту пришлось 23,57% дисперсии. Ее составили 6 пунктов, содержание которых в основном соответствуют первому из измерений теоретического конструкта Невоплощенность как виртуализация. В компоненту вошли утверждения, в которых ставится под сомнение реальность собственного Я, находящая продолжение в дереализации, проблематизации существования, и связанные, в частности, с технологическим способом бытия.

Во 2-ю компоненту (17,44% дисперсии) вошли 7 пунктов, имеющих отношение к третьему, обозначенному в теоретической модели измерению. Компонента включает пункты, свидетельствующие об адаптивности, возможности личности управлять своей жизнью офлайн, а также пункты о различных проявлениях удовлетворенности физическим телом. Компонента может быть определена как Витальность воплощенного Я.

В 3-ю компоненту (17,01% дисперсии) вошли 5 пунктов, содержание которых свидетельствует о «легкости бытия» в киберпространстве и его компенсаторных возможностях, имеющих отношение к технологическому развоплощению. Компонента отражает Предпочтение Интернета.

Совокупная объясненная дисперсия составила 58,02%.

Таблица 1

**Трехкомпонентная структура опросника
 «Невоплощенность в Интернете» (n=404)**

Пункты опросника	Комп. 1	Комп. 2	Комп. 3
5. Порой я не знаю, существую ли я на самом деле	0,86	-0,2	0,17
6. Мое существование похоже на сон	0,81	-0,19	0,23
9. Временами мне кажется, что меня вообще не существует	0,87	-0,26	0,25
12. Моя жизнь представляется мне иллюзией	0,86	-0,27	0,24
14. Я вживаюсь в своих персонажей и свои роли в Интернете настолько, что утрачиваю чувство реальности	0,54	0	0,48
17. Я ощущаю некоторую отстраненность от своего тела, поведения, поступков в реальной жизни	0,72	-0,32	0,33
1. Я вполне приспособлен (а) к жизни	-0,25	0,59	-0,17
2. У меня хороший сон	-0,16	0,56	-0,13
4. Я способен (способна) изменить свою жизнь в лучшую сторону	-0,24	0,69	-0,06
7. Мне нравится моя внешность	-0,18	0,67	-0,19
11. Я доволен (довольна) своим здоровьем	0,02	0,53	-0,16
16. У меня хорошая память	-0,02	0,5	-0,13
18. Я уверен (а) что смогу воплотить свои мечты	-0,28	0,75	-0,12
3. В Интернете я нахожу то, чего мне не хватает	0,24	-0,16	0,61
8. В Интернете в отличие от обычной жизни я могу открыто выражать свои мысли и чувства	0,35	-0,17	0,66
10. Мне нравится, что общение в Интернете не требует прямого контакта	0,22	-0,23	0,74
13. Мне нравится то, что в Сети легко избежать нежелательных контактов	0,07	-0,06	0,72
15. В Сети меня привлекает возможность оставаться невидимым	0,24	-0,15	0,71
Собственное значение	4,24	3,14	3,06
Доля объясненной дисперсии (в %)	23,57	17,44	17,01
Совокупная доля объясненной дисперсии (в %)	23,57	41,01	58,02

Примечание. Полужирным шрифтом выделены нагрузки выше 0,4.

Анализ главных компонент позволил выявить структуру взаимосвязей в исследуемых данных, а для оценки степени соответствия теоретической модели эмпирическим данным был проведен конфирматорный факторный анализ. Были построены альтернативные модели с помощью конфирматорного факторного анализа (CFA) на второй половине наблюдений ($n=405$), случайно отобранных из общей выборки, робастные индексы пригодности моделей представлены в табл. 2.

Таблица 2

Робастные индексы пригодности моделей ($n=405$)

	$\chi^2(df)$ Саттора- Бентлер	TLI	CFI	RMSEA [90% CI]	SRMR	AIC	BIC
Иерархическая модель с тремя латентными факторами первого порядка и одним фактором второго порядка	259,04(132)***	0,925	0,936	0,055 [0,045; 0,065]	0,059	16728,09	16884,24
Модель коррелирующих факторов с тремя латентными факторами	259,04(132)***	0,925	0,936	0,055 [0,045; 0,065]	0,059	16728,09	16884,24
Бифакторная модель с тремя группирующими факторами и одним общим фактором	193,31(117)***	0,950	0,962	0,045 [0,033; 0,056]	0,047	16673,08	16889,29

Примечания. $\chi^2(df)$ Саттора-Бентлер – хи-квадрат Саттора-Бентлера со степенями свободы; TLI – индекс Такера-Льюиса; CFI – сравнительный индекс соответствия; RMSEA – корень среднеквадратичной ошибки аппроксимации (в квадратных скобках приведены 90% доверительные интервалы); SRMR – стандартизованный корень среднеквадратического остатка; AIC – информационный критерий Акаике; BIC – байесовский информационный критерий. *** – $p < 0,001$.

Иерархическая модель и модель коррелирующих факторов имели приемлемое согласие эмпирическим данным ($TLI > 0,9$, $CFI > 0,9$; $RMSEA < 0,06$; $SRMR < 0,08$). Кроме того, значения индексов пригодности и информационных критериев моделей были идентичны – это значит, что модели объясняют одинаковую долю дисперсии эмпирических данных. Исходя из теоретического концепта, приоритет в данном случае отдается иерархической модели. Структурный граф иерархической модели представлен на рис. 1. В Приложениях Д4 и Д5 дополнительных материалов (размещены в репозитории OSF по ссылке: <https://osf.io/yjec3/>) представлены факторные нагрузки моделей. Бифакторная модель имела отличное согласие с эмпирическими данными ($TLI > 0,95$, $CFI > 0,95$; $RMSEA < 0,06$; $SRMR < 0,08$) и значительно превосходила иерархическую модель и модель коррелирующих факторов:

$\Delta\chi^2(15)=63,78, p<0,001$. Несмотря на высокие значения индексов пригодности, мы не можем принять ее как подходящую, так как нагрузки общего фактора на пункты, отражающие Витальность воплощенного Я и Предпочтение Интернета, достаточно низкие (см. Приложение Д6 дополнительных материалов в репозитории OSF по ссылке: <https://osf.io/yjes3/>). Данная модель не является подходящей не только по результатам статистического анализа, но и с теоретических позиций, поскольку Невоплощенность как виртуализация, Витальность воплощенного Я и Предпочтение Интернета выделяются как самостоятельные феномены, между которыми возможна некоторая степень пересечения. Это пересечение и соответствует Невоплощенности в Интернете. Высокую самостоятельность группирующих факторов обнаруживает и бифакторная модель – их факторные нагрузки на пункты остались достаточно высоки даже после вычета дисперсии, объясняемой общим фактором.

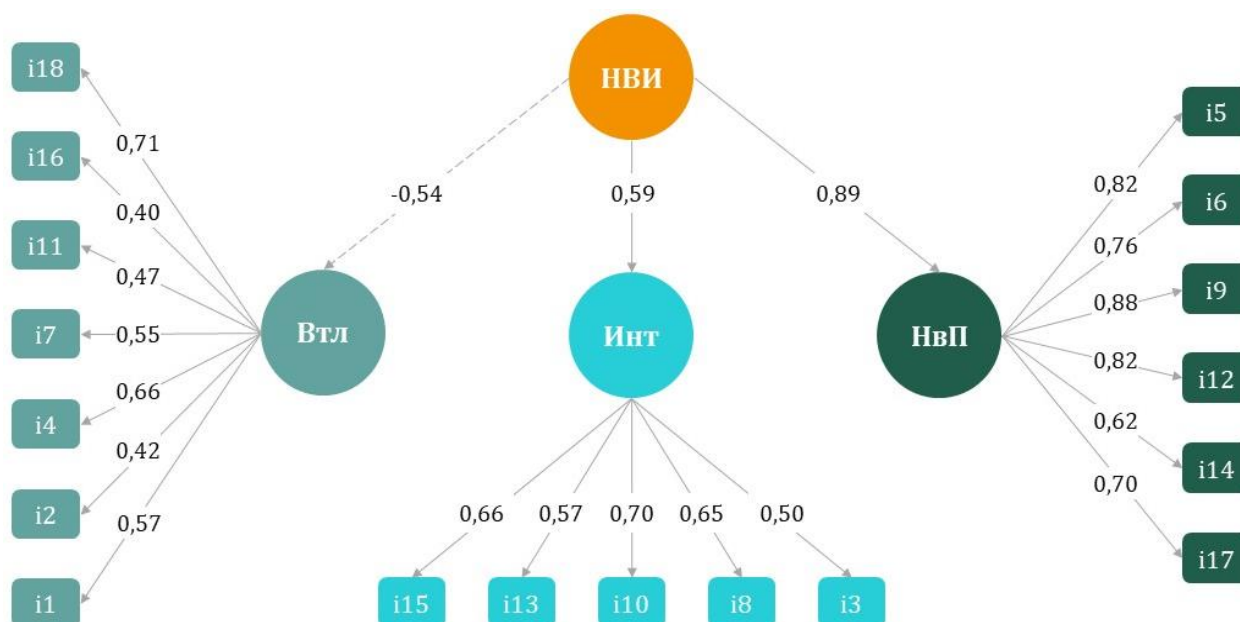


Рис. 1. Структурный граф иерархической модели СФА

Примечание. i1–i18 – пункты опросника; НвП – Невоплощенность как виртуализация, Инт – Предпочтение Интернета, Втл – Витальность воплощенного Я, НВИ – Невоплощенность в Интернете. Пунктирной линией обозначена отрицательная связь между факторами.

Общий показатель Невоплощенности в Интернете был вычислен на основе данной модели и может быть представлен в виде регрессионного уравнения⁴. Для нестандартизованных данных («сырых баллов») уравнение следующее:

$$\text{Невоплощенность в Интернете} = 2 * \text{Невоплощенность как виртуализация} + 0,8 * \text{Предпочтение Интернета} - 0,6 * \text{Витальность воплощенного Я}$$

Итак, конструктивная валидность опросника нашла подтверждение. Пункты, вошедшие в факторы, составили одноименные шкалы опросника. Конфирматорный

⁴ Коэффициенты получены на основе полного набора данных (n=809) с помощью бутстрепа в 2000 симуляций.

факторный анализ показал, что теоретическая структура в целом согласуется с эмпирическими данными. Однако укажем на несколько проблемных моментов: нагрузки ряда пунктов близки к пороговым (п. 16, п. 2, п. 11), а индексы пригодности сообщают о приемлемом, а не отличном соответствии иерархической модели данным (см. раздел «Ограничения и перспективы исследования»).

Надежность. Полученные шкалы оценивались с точки зрения надежности по их внутренней согласованности в целом по шкале и при расщеплении на две половины (см. Приложение Д7 дополнительных материалов в репозитории OSF по ссылке: <https://osf.io/yjec3/>).

Надежность шкалы Невоплощенность как виртуализация, согласно разным критериям, варьировала от 0,89 до 0,92; шкалы Предпочтение Интернета — от 0,77 до 0,80; шкалы Витальность воплощенного Я — от 0,74 до 0,79.

Таким образом, надежность субшкал неоднородна и изменяется от умеренной (>0,7) до высокой (>0,9). Наиболее надежной является шкала Невоплощенность как виртуализация, наименее надежной — шкала Витальность воплощенного Я. Вероятно, самым точным показателем надежности в нашем случае будет GLB — наибольшей нижней границы, т.к. критерий устойчив к ненормальности распределения [52, р. 6]. В этом случае надежность шкал Предпочтение Интернета и Витальность воплощенного Я можно оценить как «хорошую», а согласованность шкалы Невоплощенность как виртуализация — как «отличную». В целом для личностных опросников разумный диапазон надежности составляет 0,7–0,8 [23, с. 307].

Усредненная межпунктовая корреляция варьировала в пределах $0,28 \div 0,57$ в зависимости от шкалы. Медианная межпунктовая корреляция была несколько ниже: $0,26 \div 0,56$. Усредненная корреляция пунктов со шкалой составила $0,62 \div 0,80$; медианная — $0,61 \div 0,83$. Межпунктовая корреляция (как усредненная, так и медианная) также указывает на среднюю и высокую степень согласованности пунктов шкал: для шкал Предпочтение Интернета и Витальность воплощенного Я — средняя, для шкалы Невоплощенность как виртуализация — высокая. Связь пунктов со «своей» шкалой также высокая.

Дискриминативность. Дискриминативность шкал и субшкал опросника представлена в Приложении Д7 дополнительных материалов (размещены в репозитории OSF по ссылке: <https://osf.io/yjec3/>). В квадратных скобках указаны границы 90% доверительного интервала, полученного на основе бутстрепа — было построено 2000 псевдовыборок. Значения, близкие к единице, означают высокую дискриминативность, а близкие к нулю — отсутствие дискриминации.

Дискриминативность шкал демонстрирует противоположные надежности результаты: если шкалы Предпочтение Интернета и Витальность воплощенного Я хорошо дифференцируют респондентов по выраженности измеряемого признака, то шкала Невоплощенность как виртуализация дифференцирует хуже, вероятно, это связано: 1) с трудностями рефлексии феномена в условиях нормативного использования Интернета; 2) с высокой социальной желательностью шкалы.

В некоторой степени дискриминативность противостоит надежности, т.к. «использование заданий с широким перечнем возможных проявлений измеряемого свойства уменьшает взаимную корреляцию между заданиями» [9, с. 205]. При этом надежность и дискриминативность в равной степени важны при конструировании личностного опросника.

Внутренняя конвергентная и дискриминантная валидность. Коэффициенты корреляции ($n=809$), скорректированные на затухание, между субшкалами были следующие: Невоплощенность как виртуализация коррелировала с Предпочтением Интернета ($r=0,46$; $p<0,001$) и с Витальностью воплощенного Я ($r=-0,44$; $p<0,001$); шкала Предпочтение Интернета коррелировала с Витальностью воплощенного Я ($r=-0,32$; $p<0,001$). Скорректированная на затухание корреляция субшкал далека от 1, что говорит о достаточно высокой самостоятельности истинных измеряемых феноменов [21].

Как было отмечено выше, усредненные корреляции пунктов внутри шкалы Невоплощенность как виртуализация имели значение 0,57; усредненные абсолютные корреляции этих пунктов с пунктами других шкал были равны 0,20. Усредненные межпунктовые корреляции шкалы Предпочтение Интернета составили 0,37, а усредненные абсолютные корреляции этих пунктов с пунктами других шкал — 0,17. Усредненные межпунктовые корреляции шкалы Витальность воплощенного Я составили 0,28, а усредненные абсолютные корреляции этих пунктов с пунктами других шкал — 0,14.

Усредненная абсолютная корреляция пунктов шкалы Невоплощенность как виртуализация со «своей» шкалой была равна 0,80, а с другими шкалами — 0,30. Усредненная абсолютная корреляция пунктов шкалы Предпочтение Интернета со «своей» шкалой была 0,70, а с другими шкалами — 0,23. Усредненная абсолютная корреляция пунктов шкалы Витальность воплощенного Я со «своей» шкалой была 0,62, а с другими шкалами — 0,18. Анализ усредненных абсолютных корреляций пунктов с пунктами «своей» шкалы и самой шкалой, а также с пунктами «чужих» шкал и с «чужими» шкалами позволяет говорить о наличии внутренней конвергентной и дискриминантной валидности.

Внешняя конвергентная и дискриминантная валидность. В Приложении Д8 дополнительных материалов (размещены в репозитории OSF по ссылке: <https://osf.io/yjes3/>) приведены коэффициенты корреляции Спирмена между шкалами опросника «Невоплощенность в Интернете» и методиками на измерение интернет-зависимости, проблемного и нормативного использования Интернета, а также методиками на самооффективность и смысложизненные ориентации (проверка конвергентной валидности), а в Приложении Д9 — со шкалами интеллекта и креативности (проверка дискриминантной валидности).

Шкалы Невоплощенность как виртуализация, Предпочтение Интернета, а также общая шкала Невоплощенность в Интернете были значимо положительно взаимосвязаны практически со всеми последствиями использования Интернета, а шкала Витальность воплощенного Я — отрицательно.

Выявленные тесные связи шкал Предпочтение Интернета и в особенности Невоплощенность как виртуализация с симптомами интернет-зависимости и проблемного использования Интернета могут свидетельствовать о больших возможностях рефлексии последних по сравнению с рефлексией феномена технологического развоплощения, а также служить дополнительным указанием на специфичность последнего применительно к цифровой среде. Также были обнаружены ожидаемые тесные связи со шкалой общей самоэффективности и шкалами Теста смысложизненных ориентаций. При этом значимых связей с интеллектом и креативностью, как и предполагалось, не обнаружено.

Обсуждение результатов

Содержательная валидность изучалась за рамками настоящего исследования, однако ввиду важности обсуждения данного вида валидности основные моменты представлены в дополнительных материалах (в репозитории OSF по ссылке: <https://osf.io/yjec3/>). На основе экспертизы содержания пунктов, тестирования студентов и анализа данных были отобраны 18 пунктов, которые составили основу разрабатываемой методики.

Проверка нормальности распределения пунктов и шкал опросника показала, что их распределение отличается от нормального. Согласно критерию Мардиа, гипотеза о многомерной нормальности также была отвергнута. Поэтому в анализе данных были использованы робастные методы. Рекомендуется не использовать одну и ту же выборку в PCA и CFA [37], поэтому общая выборка была случайным образом разделена на две. На первой части выборки с помощью PCA была выявлена эмпирическая структура пунктов, которая соответствовала ожидаемой. На второй части выборки был проведен CFA. Тестировались три альтернативные модели: иерархическая, коррелирующих факторов и бифакторная. Иерархическая модель и модель коррелирующих факторов дали идентичные результаты, это позволило нам сделать выбор в пользу иерархической модели как наиболее близкой теоретическому конструкту.

Бифакторная модель показала наилучшие результаты, что неудивительно, т.к. группирующие факторы объясняют ковариации ошибок внутри групп в дополнение к дисперсии, которую объясняет общий фактор [35; 46]. Поэтому ключевую роль в случае анализа бифакторной модели играют нагрузки общего фактора на наблюдаемые переменные. Эти нагрузки были неоднородны, наименьший вклад фактор вносил в пункты шкалы Витальность воплощенного Я, а наибольший — в пункты шкалы Невоплощенность как виртуализация. Если впоследствии присваивать каждому пункту балл, то искусственно уравнивается вклад «слабых» и «сильных» пунктов в суммарную шкалу Невоплощенности в Интернете. Учет этого момента требует введения компенсирующих весовых коэффициентов. Однако присваивать веса каждому пункту проблематично. В этом отношении иерархическая модель превосходит бифакторную, т.к. корректирующие коэффициенты соотносятся с частными шкалами, а не с их пунктами. Эти веса будут отражать относительный вклад шкал (следовательно, и их пунктов) в суммарную шкалу. Таким образом, иерархической модели отдается предпочтение среди альтернатив.

Ряд факторных нагрузок оказались близки к пороговым значениям (п. 16, п. 2, п. 11), все они относятся к шкале Витальность воплощенного Я. Вероятно, причина слабости нагрузок заключается в том, что Витальность воплощенного Я имеет более широкое смысловое поле, чем другие шкалы, т.к. авторы стремились охватить разные аспекты «здоровья». По указанной причине данные пункты, несмотря на более низкие нагрузки, были сохранены.

Надежность по внутренней согласованности шкалы Невоплощенность как виртуализация отличная, шкал Предпочтение Интернета и Витальность воплощенного Я – удовлетворительная, ближе к хорошей. Ситуация с дискриминативностью шкал обратная: шкалы Предпочтение Интернета и Витальность воплощенного Я хорошо дифференцируют респондентов по выраженности измеряемого признака, а шкала Невоплощенность как виртуализация – хуже.

Внутренние конвергентная и дискриминантная валидности поддержали предположение, что 1) пункты опросника теснее связаны со «своими» шкалами, чем с «чужими», 2) шкалы методики достаточно автономны. Внешняя конвергентная валидность подтвердила связь шкал опросника с измерениями психологических последствий использования Интернета, самоэффективностью и смысложизненными ориентациями. Внешняя дискриминантная валидность указала на отсутствие связи с феноменами, с которыми такая связь не предполагалась: флюидный и кристаллизованный интеллект, креативность.

В теоретическом сообщении [11] отмечалось, что в основе представленного гипотетического конструкта лежит предположение о ресурсах и потенциалах индивидуальности как динамической системе. Развитие индивидуальности представляет собой переходы от ресурсов к потенциалам с последующими превращениями потенциалов в ресурсы с обновленными возможностями (восходящая спираль по схеме «тезис–антитезис–синтез») (подробнее см. [5; 6]). Поэтому измерение невоплощенности в Интернете встраивается в более широкий контекст развития индивидуальности. Предположительно, Невоплощенность как виртуализацию можно понимать как определенное ограничение ресурса развития индивидуальности при ослаблении привязки к телу. Витальность воплощенного Я может представлять ресурс для преодоления невоплощенности. Предпочтение Интернета как мера склонности человека реализовывать свои потребности в виртуальном пространстве характеризует его потенциал. Предпочтение Интернета другим формам удовлетворения потребностей, систематическое «развоплощение» и, как результат, невоплощенность приводят к тому, что «индивидуум не может принять как само собой разумеющееся... индивидуальность самого себя и других» [15, с. 36]. Одна из причин неполноты раскрытия ресурсов и потенциалов, вероятно, кроется в том, что виртуальная среда не сталкивает человека с необходимостью изменяться, кардинально трансформировать свое Я, а наоборот, поддерживает уже сформированные особенности индивидуальности. Уберегая человека от экзистенциальных кризисов, она тем самым купирует стимулы для развития.

Заключение

В целом находит подтверждение первая гипотеза о том, что теоретический конструкт будет хорошо согласован с эмпирическими данными. Согласно

конфирматорному факторному анализу теоретическая модель на приемлемом уровне соотносится с эмпирическими данными.

Проверка надежности и дискриминативности шкал методики поддерживает вторую гипотезу о том, что данные характеристики будут достаточными. Отметим, что не была проверена устойчивость результатов во времени — ретестовая надежность, это может выступить ограничением исследования и перспективой дальнейших психометрических исследований.

Третья гипотеза о том, что опросник будет характеризоваться внутренней и внешней конвергентной и дискриминантной валидностью, была поддержана. Опять же отметим, что кроме указанных видов валидности, немалое значение для поддержки теоретического конструкта имеет критериальная валидность, которая не была проверена в данном исследовании.

В основном разработанный опросник соответствует требованиям валидности и надежности и может быть использован для изучения феномена невоплощенности в Интернете. В пользу существования феномена, помимо специфичности трети пунктов методики относительно Интернета, Сети, свидетельствуют тесные связи шкал (прежде всего Невоплощенности как виртуализации) с интернет-зависимостью и проблемным использованием Интернета. Анализ статистических данных методики позволяет сделать заключение о существовании категории респондентов, у которых невоплощенность в Интернете усугубляется его предпочтением и снижением проявлений витальности воплощенного Я.

Итоговый вариант опросника «Невоплощенность в Интернете» приведен в Приложении к статье. Тестовые нормы и интерпретация шкал опросника размещены в дополнительных материалах, в репозитории OSF по ссылке: <https://osf.io/e94a6/>.

Ограничения и перспективы исследования

Ограничения исследования связаны с односторонностью выборки: в основном в исследовании приняли участие студенты гуманитарного профиля женского пола г. Перми. Расширение ареала тестирования на всю Российскую Федерацию позволило бы получить более репрезентативную выборку. Помимо содержательной и конструктивной валидности, следует проверить критериальную валидность, чтобы дополнительно убедиться, что обозначенный феномен проявляется в жизни. Ряд пунктов опросника оказались достаточно слабыми (п. 16, п. 2, п. 11). Вероятно, следует подобрать более подходящие аналоги, которые позволят получить более согласованную структуру. Следует провести тест-ретест, чтобы проверить устойчивость результатов теста по критерию времени.

Ввиду необходимости выделить Невоплощенность как виртуализацию и Предпочтение Интернета в качестве самостоятельных факторов некоторые пункты, в которых виртуализация Я и дереализация конкретизировались применительно к Интернету, были исключены из шкалы, соответствующей первому фактору. То обстоятельство, что один из таких пунктов в шкале Невоплощенность

как виртуализация все же присутствует, может указывать на целесообразность дальнейшего поиска более подходящих соответствующему дескриптору формулировок. В шкале Предпочтение Интернета число пунктов, указывающих на преимущества технологического развоплощения (возможность избегать контактов, оставаться невидимым), также может быть дополнено.

Невоплощенность как виртуализация обнаружила слабую дискриминативность и эффект «пола», возможно, пункты данной шкалы следует сформулировать в более нейтральной форме, чтобы не провоцировать социально желательные ответы.

Желательно уравнивать количество пунктов в шкалах, чтобы сделать их более сопоставимыми. Наличие в опроснике только прямых пунктов может привести к «тенденции к согласию» при заполнении методики респондентом. Чтобы ее снизить, следует включить в опросник также обратные пункты. Перспективы исследования, связанные с совершенствованием диагностического инструментария, могут заключаться в:

- расширении опросника как с учетом ограничений готовой методики, так и с учетом взаимосвязи феноменов невоплощенности в Интернете и изменения психологических границ как условных «границ» развоплощенной личности [10];

- создании версий опросника, относящихся к использованию различных технических средств (смартфона и стационарного компьютера, ноутбука), а также для конкретных, наиболее популярных коммуникативных и игровых сервисов Интернета;

- создании опросника виртуальной (невоплощенной) идентичности в ее пространственных и временных координатах.

Литература

1. *Аверина И.С., Щепланова Е.И.* Вербальный тест творческого мышления «Необычное использование». М.: Сборъ, 1996. 60 с.

2. *Батурич Н.А., Курганский Н.А.* Краткое руководство по Универсальному интеллектуальному тесту (УИТ СПЧ). Челябинск: Челябинский Дом печати, 1995. 19 с.

3. *Герасимова А.А., Холмогорова А.Б.* Общая шкала проблемного использования интернета: апробация и валидизация в российской выборке третьей версии опросника // Консультативная психология и психотерапия. 2018. Том 26. № 3. С. 56–79. DOI: 10.17759/cpp.2018260304

4. *Губенко Э.* Опросник установок по отношению к Интернету. URL: http://flogiston.ru/articles/netpsy/internet_questionary (дата обращения: 27.11.2021).

5. *Дорфман Л.Я., Калугин А.Ю.* Соотношение ресурсов, потенциалов и академических достижений студентов. Сообщение 1. Дифференциация ресурсов и потенциалов //

Коптева Н.В., Калугин А.Ю., Дорфман Л.Я.
Невоплощенность в Интернете. Сообщение 2.
Психометрическая проверка инструментария
Клиническая и специальная психология
2021. Том 10. № 4. С. 205–233.

Kopteva N.V., Kalugin A.Yu., Dorfman L.Ya.
Unembodiment in the Internet. Part 2.
Psychometric Verification of the Questionnaire
Clinical Psychology and Special Education
2021, vol. 10, no. 4, pp. 205–233.

Образование и наука. 2020. Том 22. № 4. С. 64–88. DOI: 10.17853/1994-5639-2020-4-64-88

6. *Дорфман Л.Я., Калугин А.Ю.* Соотношение ресурсов, потенциалов и академических достижений студентов. Сообщение 2. От дифференциации к интеграции ресурсов и потенциалов академических достижений студентов // Образование и наука. 2020. Том 22. № 5. С. 90–110. DOI: 10.17853/1994-5639-2020-5-90-110

7. *Емелин В.А., Рассказова Е.И., Тхостов А.Ш.* Психологические факторы развития и хронификации технологических зависимостей // Психологическая наука и образование. 2013. Том 5. № 1. С. 1–15.

8. *Жичкина А.Е.* Интернет-зависимость // Научно-популярный журнал «Ломоносов». 2009. № 7. С. 17–25.

9. *Клайн П.* Справочное руководство по конструированию тестов. Киев: ПАН лтд., 1994. 288 с.

10. *Коптева Н.В.* Невоплощенность и изменение психологических границ как последствия нормативного использования информационных технологий. Сообщение 1 // Научно-педагогическое обозрение. Pedagogical Review. 2021. № 4 (38). С. 221–228. DOI: 10.23951/2307-6127-2021-4-221-228

11. *Коптева Н.В., Калугин А.Ю., Дорфман Л.Я.* Невоплощенность в Интернете. Сообщение 1: теоретические основания и конструкт // Клиническая и специальная психология. 2021. Том 10. № 3. С. 31–48. DOI: 10.17759/cpse.2021100303

12. *Купер К.* Индивидуальные различия. М.: Аспект Пресс, 2000. 527 с.

13. *Леонтьев Д.А.* Тест смысложизненных ориентаций (СЖО). М.: Смысл, 2006. 18 с.

14. *Лоскутова В.А.* Интернет-зависимость как форма нехимических аддиктивных расстройств: дисс. канд. мед наук. Новосибирск, 2004. 192 с.

15. *Лэйнг Р.Д.* Расколотое «Я». Экзистенциальное исследование «нормальности» и безумия. Феноменология переживания и Райская птичка. М.: ИОИ, 2017. 350 с.

16. *Малыгин В.Л., Феклисов К.А., Антоненко А.А. и др.* Интернет-зависимое поведение. Критерии и методы диагностики. М.: изд-во МГМСУ, 2011. 32 с.

17. *Мерло-Понти М.* Феноменология восприятия. СПб.: Ювента, Наука, 1999. 605 с.

18. *Равен Дж., Равен Дж.К., Корт Дж.Х.* Руководство к прогрессивным матрицам Равена и словарным шкалам. Раздел 3. Стандартные прогрессивные матрицы (включая Параллельные и Плюс версии). М.: Когито-Центр, 2012. 144 с.

19. *Рассказова Е.И., Емелин В.А., Тхостов А.Ш.* Диагностика психологических последствий влияния информационных технологий на человека. М.: Акрополь, 2015. 115 с.

20. *Сирота Н.А., Московченко Д.В., Ялтонский В.М.* Разработка русскоязычной версии опросника проблемного использования социальных сетей // Консультативная

психология и психотерапия. 2018. Том 26. № 3. С. 33–55. DOI: 10.17759/cpp.2018260303

21. Фер Р.М., Бакарак В.Р. Психометрика: Введение. Челябинск: Издательский центр ЮУрГУ, 2010. 445 с.

22. Шварцер Р., Ерусалем М., Ромек В.Г. Русская версия шкалы общей самоэффективности Р. Шварцера и М. Ерусалема // Иностранная психология. 1996. № 7. С. 71–77.

23. Шмелев А.Г. Практическая тестология. Тестирование в образовании, прикладной психологии и управлении персоналом. М.: ООО «ИПЦ “Маска”», 2013. 688 с.

24. Эверитт Б.С. Большой словарь по статистике. 3-е изд. М.: Проспект, 2010. 736 с.

25. Юрьева Л.Н., Большот Т.Ю. Компьютерная зависимость: формирование, диагностика, коррекция и профилактика. Днепропетровск: Пороги, 2006. 196 с.

26. Янг К.С. Диагноз – Интернет-зависимость // Мир Интернет. 2000. № 2. С. 24–29.

27. Awang Z. A handbook on structural equation modeling using AMOS. Malaysia: Universiti Teknologi MARA Press, 2012. 238 p.

28. Bandura A. The self-system in reciprocal determinism // American Psychologist. 1978. Vol. 33 (4). P. 344–358.

29. Brosseau-Liard P.E., Savalei V. Adjusting incremental fit indices for nonnormality // Multivariate Behavioral Research. 2014. Vol. 49 (5). P. 460–470. DOI: 10.1080/00273171.2014.933697

30. Brosseau-Liard P.E., Savalei V., Li L. An investigation of the sample performance of two nonnormality corrections for RMSEA // Multivariate behavioral research. 2012. Vol. 47(6). P. 904–930. DOI: 10.1080/00273171.2012.715252

31. Brown T.A. Confirmatory Factor Analysis for applied research. 2nd ed. New York, NY: Guilford Publications, 2015. 462 p.

32. Caplan S.E. Theory and measurement of generalized problematic Internet use: A two-step approach // Computers in Human Behavior. 2010. Vol. 26 (5). P. 1089–1097. DOI: 10.1016/j.chb.2010.03.012

33. Chen Y.F., Peng S.S. University students' Internet use and its relationships with academic performance, interpersonal relationships, psychosocial adjustment, and self-evaluation // CyberPsychology & Behavior. 2008. Vol. 11 (4). P. 467–469. DOI: 10.1089/cpb.2007.0128

34. Davis R.A. A cognitive-behavioral model of pathological Internet use // Computers in Human Behavior. 2001. Vol. 17 (2). P. 187–195. DOI: 10.1016/S0747-5632(00)00041-8

35. Dunn K. J., McCray G. The place of the bifactor model in Confirmatory Factor Analysis investigations into construct dimensionality in language testing // Frontiers in Psychology. 2020. Vol. 11. P. 1–16. DOI: 10.3389/fpsyg.2020.01357

36. *Ferguson G.A.* On the theory of test discrimination // *Psychometrika*. 1949. Vol. 14. P. 61–68. DOI: 10.1007/BF02290141
37. *Fokkema M., Greiff S.* How performing PCA and CFA on the same data equals trouble: Overfitting in the assessment of internal structure and some editorial thoughts on it // *European Journal of Psychological Assessment*. 2017. Vol. 33 (6). P. 399–402. DOI: 10.1027/1015-5759/a000460
38. *George D., Mallery P.* IBM SPSS statistics 23 step by step: A simple guide and reference. New York: Routledge, 2016. 386 p.
39. *Guilford J.P.* Intelligence, creativity, and their educational implications. San Diego, CA: EDITS, 1968. 229 p.
40. *Hankins M.* Questionnaire discrimination:(re)-introducing coefficient δ // *BMC Medical Research Methodology*. 2007. Vol. 7 (1). P. 19. DOI: 10.1186/1471-2288-7-19
41. *Hu L., Bentler P.M.* Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives // *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 1999. Vol. 6 (1). P. 1–55.
42. *Laconi S., Rodgers F., Chabrol H.* The measurement of Internet addiction: A critical review of existing scales and their psychometric properties // *Computers in Human Behavior*. 2014. Vol. 41. P. 190–202. DOI: 10.1016/j.chb.2014.09.026
43. *Lim C.R., Harris K., Dawson J. et al.* Floor and ceiling effects in the OHS: an analysis of the NHS PROMs data set // *BMJ open*. 2015. Vol. 5 (7). P. e007765. DOI: 10.1136/bmjopen-2015-007765
44. *Mardia K.V.* Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications // *Biometrika*. 1970. Vol. 57 (3). P. 519–530.
45. *McDonald R.P.* Test theory: A unified treatment. NY: Psychology Press, 2013. 498 p.
46. *Reise S.P., Bonifay W., Haviland M.G.* Bifactor modelling and the evaluation of scale scores // *The Wiley Handbook of Psychometric Testing* / P. Irwing, T. Booth, D.J. Hughes (Eds). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2018. P. 675–707. DOI: 10.1002/9781118489772.ch22
47. *Satorra A., Bentler P.M.* A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis // *Psychometrika*. 2001. Vol. 66 (4). P. 507–514. DOI: 10.1007/BF02296192
48. *Satorra A., Bentler P.M.* Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis // *Latent variable analysis: Applications for developmental research* / A. Von Eye, C.C. Clogg (Eds.). Thousand Oaks, CA: Sage, 1994. P. 399–419.
49. *Schwarzer R.* Measurement of perceived self-efficacy: psychometric scales for cross-cultural research. Berlin: Freie Universitat, 1993. 45 p.
50. *Tabachnick B.G., Fidell L.S.* Using Multivariate Statistics. 6th ed. Boston, MA: Pearson Education, 2013. 983 p.

51. Terwee C.B., Bot S.D.M., de Boer M.R. et al. Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires // *Journal of Clinical Epidemiology*. 2007. Vol. 60 (1). P. 34–42. DOI: 10.1016/j.jclinepi.2006.03.012

52. Trizano-Hermosilla I., Alvarado J.M. Best alternatives to Cronbach's Alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements // *Frontiers in Psychology*. 2016. Vol. 7. P. 769. DOI: 10.3389/fpsyg.2016.00769

References

1. Averina I.S., Shcheblanova E.I. Verbal'nyy test tvorcheskogo myshleniya "Neobychnoe ispol'zovanie" [Verbal Test of Creative Thinking "Unusual Use"]. Moscow: Sobor", 1996. 60 p. (In Russ.).

2. Baturin N.A., Kurganskiy N.A. Kratkoe rukovodstvo po Universal'nomu intellektual'nomu testu (UIT SPCh) [A brief guide to the Universal Intelligence Test]. Chelyabinsk: Chelyabinskiy Dom pechaty, 1995. 19 p. (In Russ.).

3. Gerasimova A.A., Kholmogorova A.B. Obshchaya shkala problemnogo ispol'zovaniya interneta: aprobatsiya i validizatsiya v rossiyskoy vyborke tret'ey versii oprosnika [The generalized problematic Internet Use Scale 3 Modified Version: approbation and validation on the Russian sample]. *Konsul'tativnaya psikhologiya i psikhoterapiya=Counseling Psychology and Psychotherapy*, 2018, vol. 26, no. 3, pp. 56–79. DOI: 10.17759/cpp.2018260304 (In Russ., abstr. in Engl.).

4. Gubenko E. Oprosnik ustanovok po otnosheniju k Internetu [Internet Attitude Questionnaire]. URL: http://flogiston.ru/articles/netpsy/internet_questionary (Accessed 27.11.2021). (In Russ.).

5. Dorfman L.Ya., Kalugin A.Yu. Sootnoshenie resursov, potentsialov i akademicheskikh dostizheniy studentov. Soobshchenie 1. Differentsiatsiya resursov i potentsialov [Resources, potentials and academic achievements of students. Part 1. Differentiation of resources and potentials]. *Obrazovanie i nauka=The Education and Science Journal*, 2020, vol. 22, no. 4, pp. 64–88. DOI: 10.17853/1994-5639-2020-4-64-88 (In Russ., abstr. in Engl.).

6. Dorfman L.Ya., Kalugin A.Yu. Sootnoshenie resursov, potentsialov i akademicheskikh dostizheniy studentov. Soobshchenie 2. Ot differentsiatsii k integratsii resursov i potentsialov akademicheskikh dostizheniy studentov [Resources, potentials and academic achievements of students. Part 2. From differentiation to integration of resources, potentials and academic achievements of students]. *Obrazovanie i nauka=The Education and Science Journal*, 2020, vol. 22, no. 5, pp. 90–110. DOI: 10.17853/1994-5639-2020-5-90-110 (In Russ., abstr. in Engl.).

7. Emelin V.A., Rasskazova E.I., Thostov A.Sh. Psihologicheskie faktory razvitiya i hronifikatsii tehnologicheskikh zavisimostey [Psychological factors of development and Chronicity of technological addictions]. *Psihologicheskaya nauka i obrazovanie=Psychological Science and Education*, 2013, vol. 5, no. 1, pp. 1–15. (In Russ., abstr. in Engl.).

8. Zhichkina A.E. Internet-zavisimost' [Internet addiction]. *Nauchno-populjarnyj zhurnal "Lomonosov" = Popular science journal "Lomonosov"*, 2009, no. 7, pp. 17–25. (In Russ.).
9. Klayn P. Spravochnoe rukovodstvo po konstruirovaniyu testov [The handbook of psychological testing]. Kiev: PAN ltd., 1994. 288 p. (In Russ.).
10. Kopteva N.V. Nevoploshhennost' i izmenenie psihologicheskikh granic kak posledstviya normativnogo ispol'zovaniya informacionnykh tehnologiy. Soobshchenie 1 [Disembodiment and changes of psychological borders as the effects of normative use of information technologies. Message 1]. *Nauchno-pedagogicheskoe obozrenie. Pedagogical Review = Pedagogical Review*, 2021, no. 4 (38), pp. 221–228. DOI: 10.23951/2307-6127-2021-4-221-228 (In Russ., abstr. in Engl.).
11. Kopteva N.V., Kalugin A.Yu., Dorfman L.Ya. Nevoploshhennost' v Internete. Soobshhenie 1: teoreticheskie osnovaniya i konstrukt [Unembodiment on the Internet. Part 1: Theoretical Basis and Construct]. *Klinicheskaya i spetsial'naya psikhologiya = Clinical Psychology and Special Education*, 2021, vol. 10, no. 3, pp. 31–48. DOI: 10.17759/cpse.2021100303 (In Russ., abstr. in Engl.).
12. Kuper K. Individual'nye razlichija [Individual differences]. Moscow: Aspekt Press, 2000. 527 p. (In Russ.).
13. Leont'ev D.A. Test smyslozhiznennykh orientatsiy (SZhO) [Meaningful orientation test]. Moscow: Smysl, 2006. 18 p. (In Russ.).
14. Loskutova V.A. Internet-zavisimost' kak forma nehimicheskikh addiktivnykh rasstrojstv: Diss. kand. med nauk [Internet addiction as a form of non-chemical addictive disorders: Ph.D. Dissertation]. Novosibirsk, 2004. 192 p. (In Russ.).
15. Leyng R.D. Raskolotoe «Ya». Ekzistentsial'noe issledovanie «normal'nosti» i bezumiya. Fenomenologiya perezhivaniya i Rayskaya ptichka [The divided self. An existential study in sanity and madness]. Moscow: IOI, 2017. 350 p. (In Russ.).
16. Malygin V.L., Feklisov K.A., Antonenko A.A. et al. Internet-zavisimoe povedenie. Kriterii i metody diagnostiki [Internet addicted behavior. Diagnostic criteria and methods]. Moscow: Publ. of MGMSU, 2011. 32 p. (In Russ.).
17. Merlo-Ponti M. Fenomenologiya vosprijatiya [Phenomenology of Perception]. Saint-Petersburg: Yuventa, Nauka, 1999. 605 p. (In Russ.).
18. Raven Dzh., Raven Dzh.K., Kort Dzh.Kh. Rukovodstvo k Progressivnym Matritsam Ravena i Slovarnym Shkalam. Razdel 3. Standartnye Progreccivnye Matritsy (vklyuchaya Parallel'nye i Plyus versii) [Manual for Raven's progressive matrices and vocabulary scales. Section 3, Standard progressive matrices (including the Parallel and Plus versions)]. Moscow: Kogito-Tsentr, 2012. 144 p. (In Russ.).
19. Rasskazova E.I., Emelin V.A., Tkhostov A.Sh. Diagnostika psihologicheskikh posledstviy vliyaniya informatsionnykh tekhnologiy na cheloveka [Diagnostics of the psychological consequences of the influence of information technology on a person]. Moscow: Akropol', 2015. 115 p. (In Russ.).

20. Sirota N.A., Moskovchenko D.V., Yaltonskiy V.M. Razrabotka russkojazychnoy versii oprosnika problemnogo ispol'zovaniya social'nyh setey [Development of the Russian version of the questionnaire for the problematic use of social networks]. *Konsul'tativnaya psikhologiya i psikhoterapiya=Counseling Psychology and Psychotherapy*, 2018, vol. 26, no. 3, pp. 33–55. (In Russ., abstr. in Engl.). DOI: 10.17759/cpp.2018260303
21. Fer R.M., Bakarak V.R. Psikhometrika: Vvedenie [Psychometrics: An Introduction]. Chelyabinsk: Izdatel'skiy tsentr YuUrGU, 2010. 445 p. (In Russ.).
22. Shvartser R., Erusalem M., Romek V.G. Russkaya versiya shkaly obshchey samo-effektivnosti R. Shvartsera i M. Erusalema [Russian version of the scale of general self-efficiency by R. Schwarzer and M. Jerusalem]. *Inostrannaya psikhologiya=Foreign Psychology*, 1996, no. 7, pp. 71–77. (In Russ., abstr. in Engl.).
23. Shmelev A.G. Prakticheskaya testologiya. Testirovanie v obrazovanii, prikladnoy psikhologii i upravlenii personalom [Practical testology. Testing in education, applied psychology and personnel management]. Moscow: OOO IPTs "Maska", 2013. 688 p. (In Russ.).
24. Everitt B.S. Bol'shoj slovar' po statistike [Comprehensive Dictionary of Statistics]. Moscow: Prospekt, 2010. 736 p. (In Russ.).
25. Yur'eva L.N., Bol'bot T.Yu. Komp'yuternaya zavisimost': formirovanie, diagnostika, korrekciya i profilaktika [Computer addiction: formation, diagnosis, correction and prevention]. Dnepropetrovsk: Porogi, 2006. 196 p. (In Russ.).
26. Yang K.S. Diagnost – Internet-zavisimost' [Diagnosis – Internet Addiction]. *Mir Internet=Internet World*, 2000, no. 2, pp. 24–29. (In Russ.).
27. Awang Z. A handbook on structural equation modeling using AMOS. Malaysia: Universiti Teknologi MARA Press, 2012. 238 p.
28. Bandura A. The self-system in reciprocal determinism. *American Psychologist*, 1978, vol. 33 (4), pp. 344–358.
29. Brosseau-Liard P.E., Savalei V. Adjusting incremental fit indices for nonnormality. *Multivariate Behavioral Research*, 2014, vol. 49 (5), pp. 460–470. DOI: 10.1080/00273171.2014.933697
30. Brosseau-Liard P.E., Savalei V., Li L. An investigation of the sample performance of two nonnormality corrections for RMSEA. *Multivariate Behavioral Research*, 2012, vol. 47 (6), pp. 904–930. DOI: 10.1080/00273171.2012.715252
31. Brown T.A. Confirmatory Factor Analysis for applied research, 2nd ed. New York, NY: Guilford Publications, 2015. 462 p.
32. Caplan S.E. Theory and measurement of generalized problematic Internet use: A two-step approach. *Computers in Human Behavior*, 2010, vol. 26 (5), pp. 1089–1097. DOI: 10.1016/j.chb.2010.03.012

33. Chen Y.F., Peng S.S. University students' Internet use and its relationships with academic performance, interpersonal relationships, psychosocial adjustment, and self-evaluation. *CyberPsychology & Behavior*, 2008, vol. 11 (4), pp. 467–469. DOI: 10.1089/cpb.2007.0128
34. Davis R.A. A cognitive-behavioral model of pathological Internet use. *Computers in Human Behavior*, 2001, vol. 17 (2), pp. 187–195. DOI: 10.1016/S0747-5632(00)00041-8
35. Dunn K. J., McCray G. The Place of the bifactor model in Confirmatory Factor Analysis investigations into construct dimensionality in language testing. *Frontiers in Psychology*, 2020, vol. 11, pp. 1–16. DOI: 10.3389/fpsyg.2020.01357
36. Ferguson G.A. On the theory of test discrimination. *Psychometrika*, 1949, vol. 14, pp. 61–68. DOI: 10.1007/BF02290141
37. Fokkema M., Greiff S. How performing PCA and CFA on the same data equals trouble: Overfitting in the assessment of internal structure and some editorial thoughts on it. *European Journal of Psychological Assessment*, 2017, vol. 33 (6), pp. 399–402. DOI: 10.1027/1015-5759/a000460
38. George D., Mallery P. IBM SPSS statistics 23 step by step: A simple guide and reference. New York: Routledge, 2016. 386 p.
39. Guilford J.P. Intelligence, creativity, and their educational implications. San Diego, CA: EDITS, 1968. 229 p.
40. Hankins M. Questionnaire discrimination:(re)-introducing coefficient δ . *BMC Medical Research Methodology*, 2007, vol. 7 (1), pp. 19. DOI: 10.1186/1471-2288-7-19
41. Hu L., Bentler P.M. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 1999, vol. 6 (1), pp. 1–55.
42. Laconi S., Rodgers F., Chabrol H. The measurement of Internet addiction: A critical review of existing scales and their psychometric properties. *Computers in Human Behavior*, 2014, vol. 41, pp. 190–202. DOI: 10.1016/j.chb.2014.09.026
43. Lim C.R., Harris K., Dawson J. et al. Floor and ceiling effects in the OHS: an analysis of the NHS PROMs data set. *BMJ Open*, 2015, vol. 5 (7), p. e007765. DOI: 10.1136/bmjopen-2015-007765
44. Mardia K.V. Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 1970, vol. 57 (3), pp. 519–530.
45. McDonald R.P. Test theory: A unified treatment. NY: Psychology Press, 2013. 498 p.
46. Reise S.P., Bonifay W., Haviland M.G. Bifactor modelling and the evaluation of scale scores. In P. Irwing, T. Booth, D.J. Hughes (Eds), *The Wiley Handbook of Psychometric Testing*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2018, pp. 675–707. DOI: 10.1002/9781118489772.ch22

47. Satorra A., Bentler P.M. A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 2001, vol. 66 (4), pp. 507–514. DOI: 10.1007/BF02296192

48. Satorra A., Bentler P.M. Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. Von Eye, C.C. Clogg (Eds.), *Latent Variable Analysis: Applications for Developmental Research*. Thousand Oaks, CA: Sage, 1994, pp. 399–419.

49. Schwarzer R. Measurement of perceived self-efficacy: psychometric scales for cross-cultural research. Berlin: Freie Universitat, 1993. 45 p.

50. Tabachnick B.G., Fidell L.S. Using multivariate statistics, 6th ed. Boston, MA: Pearson Education, 2013. 983 p.

51. Terwee C.B., Bot S.D.M., de Boer M.R. et al. Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *Journal of Clinical Epidemiology*, 2007, vol. 60 (1), pp. 34–42. DOI: 10.1016/j.jclinepi.2006.03.012

52. Trizano-Hermosilla I., Alvarado J.M. Best alternatives to Cronbach's Alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology*, 2016, vol. 7, p. 769. DOI: 10.3389/fpsyg.2016.00769

Приложение

Бланк и ключи опросника «Невоплощенность в Интернете»

Инструкция: ниже приведен список высказываний, связанных с жизнью современного человека онлайн и офлайн. К ним предлагаются 4 варианта ответа. Выберите тот, который Вам наиболее подходит.

ФИО:

Пол: муж/жен

Возраст:

	Полностью не согласен	Скорее не согласен	Скорее согласен	Полностью согласен
1. Я вполне приспособлен(а) к жизни				
2. У меня хороший сон				
3. В Интернете я нахожу то, чего мне не хватает				
4. Я способен (способна) изменить свою жизнь в лучшую сторону				
5. Порой я не знаю, существую ли я на самом деле				
6. Мое существование похоже на сон				
7. Мне нравится моя внешность				
8. В Интернете в отличие от обычной жизни я могу открыто выражать свои мысли и чувства				
9. Временами мне кажется, что меня вообще не существует				
10. Мне нравится, что общение в Интернете не требует прямого контакта				
11. Я доволен (довольна) своим здоровьем				
12. Моя жизнь представляется мне иллюзией				
13. Мне нравится то, что в Сети легко избежать нежелательных контактов				
14. Я вживаюсь в своих персонажей и свои роли в Интернете настолько, что утрачиваю чувство реальности				
15. В Сети меня привлекает возможность оставаться невидимым				
16. У меня хорошая память				
17. Я ощущаю некоторую отстраненность от своего тела, поведения, поступков в реальной жизни				
18. Я уверен(а), что смогу воплотить свои мечты				

Ключ

Шкалы	Пункты						
Невоплощенность как виртуализация	5	6	9	12	14	17	
Предпочтение Интернета	3	8	10	13	15		
Витальность воплощенного Я	1	2	4	7	11	16	18

Общий показатель «Невоплощенность в Интернете» вычисляется по формуле:

$$\text{Невоплощенность в Интернете} = 2 * \text{Невоплощенность как виртуализация} + 0,8 * \text{Предпочтение Интернета} - 0,6 * \text{Витальность воплощенного Я}.$$

Информация об авторах

Коптева Наталья Васильевна, доктор психологических наук, доцент, профессор кафедры практической психологии, Пермский государственный гуманитарно-педагогический университет (ФГБОУ ВО ПГГПУ), г. Пермь, Россия, ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-1466-9453>, e-mail: kopteva@pspu.ru

Калугин Алексей Юрьевич, кандидат психологических наук, доцент, заведующий кафедрой практической психологии, Пермский государственный гуманитарно-педагогический университет (ФГБОУ ВО ПГГПУ), г. Пермь, Россия, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3633-2926>, e-mail: kaluginau@yandex.ru

Дорфман Леонид Яковлевич, доктор психологических наук, профессор, заведующий кафедрой гуманитарных дисциплин, Пермский государственный институт культуры (ФГБОУ ВО ПГИК), г. Пермь, Россия, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8494-5674>, e-mail: dorfman07@yandex.ru

Information about the authors

Natalia V. Kopteva, Doctor of Psychology, Associate Professor, Professor of the Department of Practical Psychology, Perm State Humanitarian-Pedagogical University, Perm, Russia, ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-1466-9453>, e-mail: kopteva@pspu.ru

Alexey Yu. Kalugin, PhD in Psychology, Associate Professor, Head of the Department of Practical Psychology, Perm State Humanitarian-Pedagogical University, Perm, Russia, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3633-2926>, e-mail: kaluginau@yandex.ru

Leonid Ya. Dorfman, Doctor of Psychology, Professor, Head of the Department of Humanities, Perm State Institute of Culture, Perm, Russia, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8494-5674>, e-mail: dorfman07@yandex.ru

Получена: 16.08.2020

Received: 16.08.2020

Принята в печать: 15.12.2021

Accepted: 15.12.2021