

УДК 159.9.072.52

ОПРОСНИК КОГНИТИВНОЙ ФЛЕКСИБИЛЬНОСТИ (CFI): АДАПТАЦИЯ НА РУССКОЯЗЫЧНОЙ ВЫБОРКЕ¹

© 2018 г. С. С. Кургинян*, Е. Ю. Осаволук**

НИИ “Высшая школа экономики”; 101000, г. Москва, Армянский переулок, д. 4, стр. 2, Россия.

*Кандидат психологических наук, заведующий научно-учебной лабораторией психологии способностей.

E-mail: skurginyan@hse.ru

**Аспирант научно-учебной лаборатории психологии способностей. E-mail: eosavoluk@hse.ru

Поступила 29.08.2016

Аннотация. Проверялось предположение о соответствии оригинальной структуры опросника когнитивной флексibilityности (*Cognitive Flexibility Inventory, CFI*) эмпирическим данным, полученным на русскоязычной выборке студентов ($N=298$). Опросник позволяет измерять тип когнитивной флексibilityности, необходимый для актуализации и реструктурирования неадаптивных мыслей более рациональным и сбалансированным мышлением. Были получены результаты, свидетельствующие об удовлетворительных психометрических характеристиках оригинальной версии опросника, переведенной на язык адаптации. По данным конфирматорного факторного анализа исходная, задаваемая ключом структура опросника слабо согласуется с эмпирическими данными. Последующая факторизация пунктов опросника на данных русскоязычной выборки позволила уточнить число факторов и входящих в них пунктов. Была воспроизведена двухфакторная модель опросника, как у авторов-разработчиков, однако с некоторыми трансформациями пунктов в шкалах измерения. Структура русскоязычной версии опросника (*CFI-R*) продемонстрировала высокую внутреннюю согласованность и умеренную тест-ретестовую надежность в промежутке 7 недель. Выявлена зависимость измеряемых шкалами опросника аспектов когнитивной флексibilityности от пола испытуемых. Проведенное исследование показало, что русскоязычная версия опросника когнитивной флексibilityности соответствует психометрическим требованиям, предъявляемым к исследовательским методикам, и может быть использована для исследования когнитивной флексibilityности студентов. Определены перспективы для дальнейшего изучения диагностических возможностей методики как в исследовательских, так и в прикладных целях.

Ключевые слова: измерение когнитивной флексibilityности, когнитивная флексibilityность, неадаптивные мысли, опросник когнитивной флексibilityности, познавательные способности.

DOI: 10.7868/S0205959218020101

В последние 15–20 лет термин “когнитивная флексibilityность” (КФ, *cognitive flexibility*) широко применяется в зарубежной когнитивной психологии. С каждым годом увеличивается число исследований, посвященных изучению КФ как в норме, так и при различных формах психических отклонений в ментальном развитии человека. Как результат, к настоящему времени в психологии существует достаточно большое количество рабочих дефиниций данного понятия [9]. Этот аспект когнитивного функционирования человека наиболее хорошо представлен в нейропсихологических

исследованиях, в которых особое внимание исследователей уделено изучению отдельных исполнительных функций [1]. Во многих зарубежных исследованиях КФ определяется как компонент исполнительного функционирования (*executive functioning*), характеризующий способность индивида к произвольному изменению когнитивных установок при восприятии ситуации или реагирования на нее разными способами [14]; способность к выражению различных мыслей (идей, представлений, взглядов), обдумыванию вариантов ответа и преобразованию линии поведения для совладания с изменяющимися обстоятельствами [11].

Несмотря на пристальное внимание исследователей к данному конструкту, среди них отсутствует

¹ Публикация подготовлена при поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект № 17-06-00917).

единство мнений не только в его определении, но и в процедуре его измерения. В основе большинства рабочих дефиниций лежит его понимание как способности к преобразованию когнитивных установок для приспособления к изменяющимся средовым стимулам [7]. Как следствие, широко известные измерительные процедуры, такие как теста Струпа (*Stroop color and word test*), тест следования по маршруту (*Trail making test Part B*), висконсинский тест сортировки карточек (*Wisconsin card sorting test*), тест “необычное использование предмета” (*Alternate uses test*), различаются лишь по способу оценки возможностей индивида изменять свои когнитивные установки.

Американские психологи Деннис и Вандер Вал [7], проанализировав использование методов измерения КФ в психотерапевтической работе, пришли к заключению о том, что они имеют ограничения: значительные временные затраты, необходимые для проведения исследования и обработки данных, активное взаимодействие лица, проводящего исследование (тестирование) и участника исследования. По мнению исследователей, в таких условиях сложно использовать эти методы для повторных измерений. Проведение последних необходимо для установления возможностей методов измерения КФ при оценке сдвигов в уровне ее выраженности у индивида, проходящего психотерапевтическое лечение с использованием когнитивно-бихевиоральных техник актуализации мыслей. Более того, в методиках, основанных на анализе поведенческих проявлений индивида в ходе выполнения тестовых заданий, таких, например, как висконсинский тест сортировки карточек, тест следования по маршруту и тест Струпа, КФ определяется величиной perseverative отклика на задание, требующее преобразования психологических установок в ответ на неизвестные стимулы. Здесь, согласно концептуальным взглядам Деннис и Вандер Вал, представляется неоднозначным соотношение данного типа КФ с гибкостью абстрактного мышления, предполагающего актуализацию и реструктурирование неадаптивных мыслей. Исследователи отмечают, что КФ, измеряемая заданиями на преобразование установки, является скорее характерной особенностью индивида и (или) служит признаком органических нарушений мозга, в то время как КФ, необходимая для реструктурирования неадаптивных мыслей, представляет собой скорее состояние и является проявлением реакции на аффективные состояния [там же].

В настоящее время широкое применение приобретают процедуры измерения КФ, основанные на самоотчете. Исследователи отмечают их практическую

пригодность при групповых исследованиях и диагностических обследованиях в клинических условиях. Среди них выделяются “Шкала когнитивной гибкости” (*Cognitive flexibility scale, CFS*) [12] и “Опросник когнитивной гибкости” (*Cognitive flexibility inventory, CFI*) [7]. Хотя данные методики широко применяются в зарубежной когнитивной психологии и психиатрии [8; 10; 13; 16–18], русскоязычных аналогов пока нет.

Целью нашего исследования явилась адаптация методики “Опросник когнитивной гибкости” (*Cognitive flexibility inventory*). Для решения поставленной цели были сформулированы следующие задачи: провести психометрический анализ оригинального опросника на русскоязычной выборке, осуществить статистическую оценку степени пригодности структурной модели эмпирическим данным, полученными на русскоязычной выборке, и предложить русскоязычную версию опросника. В качестве предмета изучения выступила структура русскоязычной версии опросника. Объектом исследования явилась ментальная способность, характеризующая умение индивида преобразовывать когнитивные установки в ответ на изменяющиеся условия его жизнедеятельности.

Основной гипотезой исследования выступило предположение о соответствии оригинальной структуры опросника эмпирическим данным, полученным на русскоязычной выборке. Учитывая тот факт, что при обращении к данному опроснику исследователи представляли отчет о модифицированной структуре опросника [16], была также выдвинута альтернативная гипотеза о том, что структура русскоязычной версии (*CFI-R*) опросника будет иметь отличия от структуры оригинального опросника.

Краткая характеристика оригинальной версии опросника когнитивной гибкости

Методика *CFI* предназначена для измерения трех аспектов КФ: (а) склонности к восприятию трудных ситуаций как контролируемых, (б) способности к осознанию нескольких вариантов объяснения жизненных событий и поведения человека и (с) способности к воспроизведению разнообразных способов выхода из трудных ситуаций. Выраженность данных аспектов КФ у индивида свидетельствует об адаптивности его поведенческих реакций в ответ на трудные жизненные ситуации. В свою очередь, их недостаточная выраженность может служить признаком наличия или же появления патологических реакций в ответ на переживаемые трудности в жизни.

Теоретические допущения авторов об организации процедуры измерения КФ основаны на когнитивно-бихевиоральном подходе в психотерапии и клинических исследованиях. В этом отношении предлагаемые ими три аспекта измерения КФ представляются значимыми при обращении к техникам актуализации мыслей клиентов (испытуемых). Главным образом это выражается в том, что, во-первых, клиенты должны осознавать возможность выхода из трудных жизненных ситуаций (аспект "а"). Если они этого не осознают, то будут пребывать в состоянии совладания с негативными эмоциональными переживаниями и (или) размышлять над своим беспомощным состоянием вместо того, чтобы думать над возможными конструктивными способами разрешения трудных жизненных ситуаций. Во-вторых, те, кто способен решать проблемы с различных точек зрения (аспект "b") будут лучше понимать факторы, способствующие развитию и сохранению этих проблем. И наконец, очень важно, чтобы клиент был убежден в том, что выход из любой жизненной ситуации может быть не единственным (аспект "с"). Отсюда у лиц, проявляющих способность к воспроизведению нескольких возможных вариантов решения проблем, эти решения будут более адаптивны к ситуациям, в которых данные проблемы появились.

Опросник когнитивной флексибельности — это краткий самоотчет, который позволяет осуществлять оценку степени осознания индивидом своей способности давать возможные объяснения переживаемым жизненным событиям, трудным ситуациям, с которыми он сталкивается, и предлагать различные варианты выхода из них. Содержание пунктов опросника отражает в себе концептуальные представления авторов об исследуемом феномене. Процедура измерения направлена на проверку следующих гипотез:

Если индивид дает единственное объяснение трудной ситуации и (или) предлагает единственно приемлемый вариант выхода из нее, то он будет более восприимчив к увеличению у него неадаптивного мышления/поведения.

Индивиды, у которых при решении проблем отсутствует уверенность в своих способностях, будут меньше обращаться к возможным объяснениям трудных ситуаций и (или) вариантам выхода из них и больше размышлять над своей неспособностью решать эти проблемы.

Одним из ожидаемых результатов авторов-разработчиков явилось подтверждение положения о том, что тип КФ, необходимый для преобразования неадаптивных мыслей, будет способствовать

большей сбалансированности мышления, которое, в свою очередь, будет оказывать влияние на адаптивность поведения в ответ на постоянно меняющуюся окружающую действительность. Соотнесение типа КФ, необходимого для успешного проявления и реструктурирования неадаптивных убеждений, с более сбалансированным и адаптивным типом мышления легло в основу разработки процедуры измерения.

Обращение к краткому самоотчету при разработке методики измерения обусловлено одной из ключевых задач исследования, а именно: разработать инструментарий, который можно было бы неоднократно использовать в исследовательской практике или практике терапевтической интервенции для оценки сдвигов в уровне выраженности когнитивной флексибельности, которую индивид мог бы демонстрировать по прошествии длительного времени. В практических целях краткий самоотчет представляется более удобным инструментарием по сравнению с измерениями, основанными на анализе поведенческих проявлений индивида в ходе выполнения тестовых заданий, поскольку он менее трудоемкий в выполнении в силу своей краткости, а также прост в использовании и подсчете баллов. С учетом рекомендаций Комри [6] к количеству пунктов в шкалах краткого самоотчета авторы при разработке опросника остановились на величине 20 пунктов. Пункты CFI представляют собой утверждения, касающиеся трех аспектов КФ, которые, согласно теоретическим взглядам авторов, необходимо учитывать при обращении к когнитивно-бихевиоральным техникам актуализации мыслей клиентов.

МЕТОДИКА

Участники исследования. В исследовании приняли участие 298 студентов в возрасте от 17 лет до 25 лет ($M = 18.70$, $SD = 1.22$, $Me = 18$), обучающихся по программам академического бакалавриата факультета социальных и гуманитарных наук одного из университетов города Москвы. Выборка значимо различается по полу ($\chi^2 = 94.71$, $df = 1$, $p < 0.001$). Большую ее часть (78%) составили женщины в возрасте от 17 лет до 23 лет ($M = 18.49$, $SD = 0.85$, $Me = 18$), меньшую часть (22%) — мужчины в возрасте от 17 лет до 25 ($M = 19.48$, $SD = 1.88$, $Me = 19$). Исследование проводилось во втором полугодии 2015–2016 академического года. За участие в исследовании испытуемые получали зачетные единицы в рамках часов по дисциплинам, в ходе которых проводилось тестирование.

Процедура исследования. Первоначально был осуществлен прямой и обратный перевод пунктов оригинального опросника *CFI* [7]. Версия опросника, переведенная на язык адаптации, была подвергнута процедуре экспертной оценки. В качестве экспертов выступили пять исследователей из различных областей когнитивной науки, имеющие публикации на английском языке в ведущих зарубежных журналах (два кандидата наук: психологических и педагогических, двое со степенью *PhD* и один со степенью *MSc*). Для экспертов русский язык являлся родным, английский язык был вторым, которым они владеют в совершенстве. Экспертам предлагалось сопоставить формулировки пунктов и инструкции опросника на языке оригинала и адаптации по 3-балльной шкале. Во мнениях экспертов относительно адекватности перевода оригинальной версии опросника на русский язык отсутствуют статистически значимые расхождения (W Кендалла = 0.15, $p = 0.017$). Далее был осуществлен обратный перевод пунктов опросника с русского языка на английский язык. Для этого мы обратились за помощью к специалисту со стажем преподавания английского языка более 40 лет. Версия опросника с обратным переводом пунктов затем была соотнесена с оригиналом опросника *CFI* независимым от настоящего исследования сотрудником департамента психологии, для которого английский язык являлся родным языком. Окончательная версия опросника, готового для адаптации, вместе с нашими комментариями относительно перевода его пунктов была отправлена авторам-разработчикам (*John P. Dennis, Jillion S. Vander Wal*) для подтверждения согласия на проведение исследования. В завершении проводился психометрический анализ исследуемой методики в ее русскоязычной версии.

Методики

Опросник когнитивной гибкости (*Cognitive flexibility inventory*) [7]. Инструментарий представляет собой краткий самоотчет, состоящий из двадцати пунктов. Пункты опросника объединены в две шкалы, которые разработаны для измерения трех аспектов когнитивной гибкости (см. выше). Шкала «Альтернативы» включает 13 пунктов опросника, которые содержат утверждения о возможностях индивида давать несколько вариантов объяснения жизненным событиям и проявлениям поведения человека (аспект «b»), а также предлагать множество разных способов разрешения трудных ситуаций (аспект «c»). Шкала «Контроль» состоит из 7 пунктов, содержание которых отражает возможности

индивида воспринимать трудные ситуации как контролируемые (аспект «a»). Шесть из двадцати пунктов опросника являются обратными. Оценка утверждений производится по 7-балльной шкале. Балл по шкале определяется суммой оценок по пунктам, составляющим ее содержание. Высокие значения указывают на выраженную гибкость, главным образом, измеряемого шкалой ее аспекта. Подсчет суммы оценок по всем пунктам опросника позволяет определить выраженность интегрального показателя когнитивной гибкости. Высокие значения свидетельствуют о когнитивной адаптивности при возникновении стрессовых ситуаций, т.е. *способности корректировать свое поведение в соответствии с требованиями неблагоприятных обстоятельств* (курсив наш), низкие значения — о когнитивной ригидности.

Томский опросник ригидности Г.В. Залевского (ТОРЗ) [3]. Опросник представляет собой серию специально отобранных утверждений, ответы на которые дают представление об особенностях проявления психической ригидности (ПР). Всего опросник состоит из 150 пунктов, в разном количестве и модификациях входящих в восемь шкал: общей ригидности (симптомокомплекс ригидности, СКР), актуальной ригидности (субшкала, АР), сенситивной ригидности (СР), установочной ригидности (УР), ригидности как состояния (РСО), преморбидной ригидности (ПМР), шкал реальности (ШР) и лжи (ШЛ). Испытуемому предлагается определить свое отношение к утверждению одним из возможных вариантов ответов: «да», «скорее да», «нет», «скорее нет». Количественные ответы испытуемого оцениваются по четырехбалльной системе в зависимости от меры наличия признака: отсутствует — 0; выражен слабо — 1; выражен сильно — 3; выражен очень сильно — 4. При дифференциальной оценке психической ригидности в норме выделяется четыре степени проявления ПР: низкая, умеренная, высокая, очень высокая.

Обработка данных. Психометрический анализ методики включал в себя первичные описательные статистики для анализа пунктов опросника (меры центральной тенденции, квантили распределения, меры изменчивости); методы статистического вывода для определения степени согласованности оценок экспертов в адекватности перевода пунктов опросника с английского языка на русский язык (коэффициент конкордации W Кендалла), оценки соотношения численности участников исследования по полу (одновыборочный критерий согласия χ^2), анализа надежности шкалы и входящих в нее пунктов (критерий одномерной надежности α Кронбаха), проверки нормальности

распределения первичных данных (тест Колмогорова—Смирнова), оценки различий по уровню выраженности признака (t -критерий Стьюдента), оценки тест-ретестовой надежности (коэффициент корреляции r Спирмена), сравнения значений факторных нагрузок структурных моделей первого и повторного тестирования (критерий Вилкоксона), а также валидности опросника (многомерный дисперсионный анализ *MANOVA*); многомерные методы для анализа структуры латентных факторов и наблюдаемых переменных (эксплораторный факторный анализ: метод главных осей с косоугольным вращением факторов типа промакс) и статистической оценки степени пригодности структурной модели эмпирическим данным (конфирматорный факторный анализ). Обработка результатов проводилась с помощью стандартных пакетов статистических программ *IBM SPSS Statistics 22* и *EQS for Windows 6.2*.

РЕЗУЛЬТАТЫ

Первичные описательные статистики пунктов и коэффициенты одномерной надежности представлены в табл. 1. Коэффициент α Кронбаха для общего показателя КФ составил 0.86 (средняя величина интеркорреляции между 20 пунктами опросника $r = 0.24$), для шкалы “Альтернативы” $\alpha = 0.77$; для шкалы “Контроль” $\alpha = 0.81$. У авторов-разработчиков коэффициенты одномерной надежности варьировали в диапазоне от 0.84 до 0.91: общий показатель КФ $\alpha = 0.90$ –0.91, шкала “Альтернативы” $\alpha = 0.91$, шкала “Контроль” $\alpha = 0.84$ –0.86 [7].

Ретестовая надежность вычислялась по данным 131 участника из общей выборки исследования (118 женщин и 13 мужчин, в возрасте от 17 лет до 23 лет, $M = 18.45$, $SD = 0.90$, $Me = 18$), заполнившего опросник повторно с интервалом в семь недель. Значения коэффициентов корреляции Спирмена по одноименным шкалам опросника составили: $r = 0.66$ ($p < 0.01$) для общего показателя, $r = 0.56$ ($p < 0.01$) для шкалы “Альтернативы” и $r = 0.69$ ($p < 0.01$) для шкалы “Контроль”. У авторов опросника данные коэффициенты имели более высокие значения: $r = 0.81$; $r = 0.75$; $r = 0.77$ [7].

Оценка содержательной валидности русскоязычной версии опросника когнитивной флексibility проводилась методом факторного анализа [4]. Для оценки степени согласованности структурной модели опросника с эмпирическими данными, полученными на русскоязычной выборке ($N = 298$), был применен конфирматорный факторный анализ (КФА). Результаты показали,

что исходная, задаваемая ключом структура опросника слабо согласуется с эмпирическими данными ($\chi^2 = 881.217$, $df = 169$, $P = 0.00000$, $GFI = 0.759$, $CFI = 0.645$, $RMSEA = 0.119$, $90\% CI_{RMSEA} = 0.111$, 0.127). На слабое соответствие структурной модели, вне зависимости от размера выборки [15], указывают значения абсолютных показателей соответствия $CFI < 0.90$ и $RMSEA > 0.08$. Значения первого показателя свидетельствует о том, что данной моделью репродуцируется 65% ковариации в исходных данных, значения второго показателя, с учетом доверительного интервала (CI_{RMSEA}) — об отсутствии близкого соответствия. Таким образом, задаваемая ключом структура опросника обладает низкой степенью ее пригодности к эмпирическим данным.

С учетом этого обстоятельства был осуществлен анализ структуры связей латентных (шкал) и измеряемых переменных (пунктов) исследуемой методики, чтобы определить степень их представленности в результатах русскоязычной версии опросника когнитивной флексibility (CFI-R). Данный вид анализа проводился в два этапа. Для начала на общей выборке исследования ($N = 298$) эмпирическим путем определялась структура латентных переменных с применением эксплораторного факторного анализа (ЭФА). Факторизация пунктов опросника осуществлялась методом главных осей. Поскольку предполагается связь факторов (шкал опросника), то применялось косоугольное вращение типа промакс с нормализацией Кайзера. Значения статистик КМО (0.868) и критерия сферичности Бартлетта (*Approx.* $\chi^2 = 2143.50$, $df = 190$, $p < 0.001$) указывают на то, что данные приемлемы для проведения факторного анализа. В ходе проведенного анализа было уточнено число факторов и воспроизведена двухфакторная модель опросника, как у авторов разработчиков. Общая дисперсия, с учетом суммы квадратов нагрузок извлечения, объясненная данной моделью, составила 37.59%. Факторы значимо коррелируют ($r = 0.38$). Как видно из табл. 2, первый фактор включает в себя большинство пунктов шкалы “Альтернативы” исследуемого опросника, за исключением пунктов 14 и 19. Последние, согласно оригинальной структуре опросника CFI, составляют содержание шкалы “Контроль”. Общее количество пунктов по данному фактору составило двенадцать. Аналогичная ситуация наблюдается при анализе факторных нагрузок пунктов, включенных во второй фактор. Среди восьми его пунктов три (1, 2, 15) также составляют исключение, поскольку, согласно оригинальной структуре опросника CFI, составляют содержание шкалы “Альтернативы”.

Таблица 1. Статистические показатели для пунктов опросника когнитивной флексибельности ($N = 298$)

№ пункта	Содержание пункта	min	max	$M(SE)$	SD	D	$As(SE)$	Ex (SE)	α Кронбаха при удалении пункта
1	Я умею хорошо оценивать ситуации.	1	7	5.26 (0.07)	1.16	1.34	-0.79 (0.14)	0.56 (0.28)	0.86
2	Мне сложно принимать решения в трудных ситуациях.	1	7	4.04 (0.09)	1.58	2.50	-0.08 (0.14)	-1.05 (0.28)	0.85
3	Перед принятием решения я рассматриваю несколько вариантов.	2	7	6.16 (0.05)	0.86	0.74	-1.08 (0.14)	1.86 (0.28)	0.85
4	Когда я сталкиваюсь с трудными ситуациями, у меня возникает ощущение, что теряю контроль.	1	7	4.28 (0.09)	1.49	2.22	-0.26 (0.14)	-0.72 (0.28)	0.85
5	Я предпочитаю смотреть на трудные ситуации с разных сторон.	2	7	5.63 (0.07)	1.12	1.26	-0.74 (0.14)	0.10 (0.28)	0.85
6	Я ищу дополнительную информацию, не всегда очевидную, прежде чем установить причины поведения.	1	7	5.23 (0.08)	1.35	1.82	-0.84 (0.14)	0.37 (0.28)	0.86
7	Трудные ситуации вызывают у меня такое напряжение, что я не могу придумать способ их разрешения.	1	7	5.12 (0.08)	1.33	1.76	-0.80 (0.14)	0.38 (0.28)	0.85
8	Я стараюсь смотреть на вещи с точки зрения другого человека.	1	7	4.89 (0.09)	1.53	2.35	-0.62 (0.14)	-0.14 (0.28)	0.86
9	Я нахожусь в затруднительном положении из-за множества разных способов разрешения трудных ситуаций.	1	7	4.74 (0.09)	1.56	2.43	-0.48 (0.14)	-0.52 (0.28)	0.85
10	Я умею ставить себя на место другого человека.	1	7	5.37 (0.07)	1.29	1.66	-0.87 (0.14)	0.74 (0.28)	0.86
11	Когда я сталкиваюсь с трудными ситуациями, я просто не знаю, что делать.	1	7	5.29 (0.08)	1.30	1.70	-0.84 (0.14)	0.40 (0.28)	0.85
12	Важно рассматривать трудные ситуации с разных сторон.	3	7	6.23 (0.05)	0.82	0.68	-1.12 (0.14)	1.53 (0.28)	0.86
13	В трудных ситуациях я рассматриваю несколько вариантов, прежде чем определиться с тем, как действовать.	2	7	5.86 (0.06)	0.98	0.96	-1.04 (0.14)	1.87 (0.28)	0.85
14	Я часто смотрю на ситуацию с разных точек зрения.	1	7	5.61 (0.06)	1.09	1.19	-0.74 (0.14)	0.83 (0.28)	0.85
15	Я способен преодолевать трудности, с которыми сталкиваюсь "по жизни".	1	7	5.56 (0.06)	1.09	1.19	-0.91 (0.14)	1.23 (0.28)	0.85
16	При объяснении причин поведения я принимаю во внимание всю доступную информацию.	2	7	5.42 (0.07)	1.17	1.38	-0.43 (0.14)	-0.40 (0.28)	0.85
17	Я чувствую, что в трудных ситуациях не в силах что-либо изменить.	1	7	4.97 (0.08)	1.45	2.09	-0.40 (0.14)	-0.72 (0.28)	0.85
18	Когда я сталкиваюсь с трудными ситуациями, я "беру паузу" и пытаюсь обдумать несколько способов их разрешения.	1	7	5.19 (0.07)	1.20	1.45	-0.74 (0.14)	0.82 (0.28)	0.86
19	Я могу придумать более чем один способ разрешения трудной ситуации, с которой я столкнулся.	2	7	5.22 (0.06)	1.08	1.16	-0.36 (0.14)	-0.13 (0.28)	0.85
20	Я рассматриваю несколько вариантов, прежде чем реагировать на трудные ситуации.	1	7	5.52 (0.06)	1.09	1.19	-0.74 (0.14)	1.11 (0.28)	0.85

Таблица 2. Структурная модель русскоязычной версии опросника когнитивной флексibilityности

№	Пункт опросника	Фактор 1: “Альтернативы”	Фактор 2: “Контроль”
14	Я часто смотрю на ситуацию с разных точек зрения.	0.80	
13*	В трудных ситуациях я рассматриваю несколько вариантов, прежде чем определиться с тем, как действовать.	0.78	
20*	Я рассматриваю несколько вариантов, прежде чем реагировать на трудные ситуации.	0.69	
5*	Я предпочитаю посмотреть на трудные ситуации с разных сторон.	0.61	
3*	Перед принятием решения я рассматриваю несколько вариантов.	0.59	
16*	При объяснении причин поведения я принимаю во внимание всю доступную информацию.	0.51	
19	Я могу придумать более чем один способ разрешения трудной ситуации, с которой я столкнулся.	0.51	
12*	Важно рассматривать трудные ситуации с разных сторон.	0.49	
6*	Я ищу дополнительную информацию, не всегда очевидную, прежде чем установить причины поведения.	0.48	
18*	Когда я сталкиваюсь с трудными ситуациями, я “беру паузу” и пытаюсь обдумать несколько способов их разрешения.	0.43	
8*	Я стараюсь посмотреть на вещи с точки зрения другого человека.	0.40	
10*	Я умею ставить себя на место другого человека.	0.31	
11	Когда я сталкиваюсь с трудными ситуациями, я просто не знаю, что делать.		0.83
7	Трудные ситуации вызывают у меня такое напряжение, что я не могу придумать способ их разрешения.		0.75
17	Я чувствую, что в трудных ситуациях не в силах что-либо изменить.		0.71
4	Когда я сталкиваюсь с трудными ситуациями, у меня возникает ощущение, что теряю контроль.		0.67
2*	Мне сложно принимать решения в трудных ситуациях.		0.65
9	Я нахожу затруднительным наличие множества разных способов разрешения трудных ситуаций.		0.61
15*	Я способен преодолевать трудности, с которыми сталкиваюсь “по жизни”.		0.58
1*	Я умею хорошо оценивать ситуации.		0.40
	Собственное значение	5.23	2.29
	Доля дисперсии (%)	26.13	11.46

* Согласно оригинальной структуре опросника CFI пункт относится к шкале “Альтернативы”, остальные пункты — к шкале “Контроль”

Оценка степени пригодности полученной структурной модели опросника проводилась с использованием конфирматорного факторного анализа (КФА). Результаты показали, что данная модель лучше согласуется с эмпирическими данными ($\chi^2 = 439.416$, $df = 169$, $P = 0.00000$, $GFI = 0.876$, $CFI = 0.865$, $RMSEA = 0.070$, $90\% CI_{RMSEA} = 0.065, 0.082$). Сравнение значений информационных критериев априорной модели ($AIC = 543.217$, $CAIC = -250.592$), заданной ключом опросника, и эмпирической модели ($AIC = 101.416$, $CAIC = -692.393$) свидетельствует о лучшем соответствии последней.

На следующем этапе осуществлялось уточнение полученной модели с использованием расщепленных пополам данных. Для решения данной задачи из общей выборки исследования случайным образом была извлечена ее часть ($n = 149$), которую составили 78.5% женщин и 21.5% мужчин в возрасте от 17 лет до 23 лет ($M = 18.56$, $SD = 0.96$, $Me = 18$). Результаты КФА показали, что структурная модель хорошо согласуется с выделенным набором данных ($\chi^2 = 259.385$, $df = 169$, $P = 0.00001$, $GFI = 0.860$, $CFI = 0.897$, $RMSEA = 0.06$, $90\% CI_{RMSEA} = 0.045, 0.074$). В целом можно отметить, что структурная модель русскоязычной версии опросника когнитивной гибкости продемонстрировала устойчивость и отсутствие чрезмерного соответствия.

Таким образом, приведенные результаты оценки содержательной валидности методики на материале русскоязычной выборки свидетельствуют о частичном рассогласовании в структуре связей латентных переменных исследуемой методики с критериальными латентными и измеряемыми переменными. Были определены пункты опросника, которые не согласуются с измеряемой шкалой конструктом. Вместе с тем двухфакторная структура русскоязычной версии опросника сохранила надежность измеряемой методикой конструкта ($\alpha = 0.86$). Составляющие ее шкалы измерения были отмечены гораздо большей надежностью: для шкалы “Альтернативы” (Фактор 1) $\alpha = 0.83$ (средняя величина интеркорреляции между 12 пунктами опросника $r = 0.30$), для шкалы “Контроль” (Фактор 2) $\alpha = 0.85$ (средняя величина интеркорреляции между 8 пунктами опросника $r = 0.42$). Следует отметить, что при удалении пунктов, составляющих исключение для измеряемой шкалы, значение коэффициента надежности α Кронбаха уменьшалось. Так, пункты 14 и 19² из шкалы “Контроль” в их переводе на русский язык (“Я часто смотрю на ситуацию с разных точек зрения”; “Я могу придумать

более чем один способ разрешения трудной ситуации, с которой я столкнулся”) по своему смыслу близки к содержанию пунктов шкалы “Альтернативы”. Их удаление из русскоязычной версии опросника понижало надежность шкалы. В свою очередь, пункты 1, 2 и 15³, составлявшие содержание шкалы “Альтернативы”, были обозначены высокими факторными нагрузками по шкале “Контроль” в русскоязычной версии. Данные пункты в их переводе на русский язык (“Я умею хорошо оценивать ситуации”, “Мне сложно принимать решения в трудных ситуациях” и «Я способен преодолевать трудности, с которыми сталкиваюсь “по жизни”») по своему смыслу отражали суть одного из аспектов конструкта “когнитивная гибкость” в его понимании авторами-разработчиками опросника, а именно: склонность к восприятию трудных ситуаций как контролируемых [7]. С учетом вклада их факторных нагрузок в надежность шкалы “Контроль” и содержательной непротиворечивости эти пункты были оставлены без изменений. Окончательная версия русскоязычной структуры опросника включает в себя 20 пунктов для общего показателя КФ, из которых 12 пунктов относятся к шкале “Альтернативы” (3, 5, 6, 8, 10, 12–14, 16, 18–20) и 8 пунктов – к шкале “Контроль” (1, 2, 4, 7, 9, 11, 15, 17).

Ретестовая надежность русскоязычной версии вычислялась по данным, которые были выделены для расчета тест-ретестовой надежности оригинальной версии опросника CFI ($n = 131$). Коэффициент корреляции Спирмена для общего показателя составил $r = 0.66$ ($p < 0.01$), для шкалы “Альтернативы” $r = 0.52$ ($p < 0.01$), для шкалы “Контроль” $r = 0.71$ ($p < 0.01$). В табл. 3 представлены результаты проверки устойчивости структуры опросника с использованием ЭФА и КФА на данных первого тестирования и повторного тестирования. Согласно коэффициентам информационных тестов качества соответствия модели хорошо согласуются с выбранными наборами данных: для модели первого тестирования $AIC = -15.763$, $CAIC = -670.672$; для модели повторного тестирования $AIC = -14.372$, $CAIC = -669.280$. Вместе с тем структуры моделей тестирования не отличаются высокими значениями абсолютного показателя соответствия (GFI) и сравнительного показателя соответствия (CFI), что свидетельствует об отсутствии чрезмерного соответствия (см. примечание к табл. 3). Значения данных показателей не отмечены тенденцией к росту от первого к повторному тестированию. Статистически

² (14) ‘I often look at a situation from different view-points’. (19) ‘I can think of more than one way to resolve a difficult situation I’m confronted with’.

³ (1) ‘I am good at “sizing up” situations’. (2) ‘I have a hard time making decisions when faced with difficult situations’. (15) ‘I am capable of overcoming the difficulties in the life that I face’.

достоверных различий при сравнении значений факторных нагрузок по одноименным шкалам полученных структурных моделей первого и повторного тестирования с помощью непараметрического критерия Вилкоксона также не было обнаружено: по шкале “Альтернативы” $Z = -0.983$ при $p > 0.05$, по шкале “Контроль” $Z = -0.980$ при $p > 0.05$. Для значений нагрузок в обеих структурных моделях по результатам КФА $Z = -1.589$ при $p > 0.05$.

Валидизация русскоязычной версии опросника (CFI-R) осуществлялась посредством анализа связей между индивидуальными оценками по шкалам опросника (“Альтернативы” и “Контроль”) и интегральному показателю КФ и оценками по шкалам ТОРЗ: общей ригидности (симптомокомплекс ригидности, СКР), актуальной ригидности (субшкала СКР, АР), сенситивной ригидности (СР), установочной ригидности (УР), ригидности как состояния (РСО), преморбидной ригидности (ПМР)) [3]. В ходе

Таблица 3. Структурные модели русскоязычной версии опросника когнитивной флексibilityности на примере данных первого ($n = 131$) и повторного тестирования ($n = 131$)

Пункт опросника	Модель первого тестирования			Модель повторного тестирования		
	ЭФА		КФА	ЭФА		КФА
	“Альтернативы”	“Контроль”		“Альтернативы”	“Контроль”	
1		0.50	0.47		0.35	0.36
2		0.65	0.65		0.77	0.78
3	0.60		0.61	0.63		0.60
4		0.70	0.72		0.77	0.77
5	0.57		0.55	0.74		0.74
6	0.43		0.42	0.46		0.46
7		0.79	0.76		0.80	0.81
8	0.45		0.44	0.48		0.47
9		0.55	0.55		0.63	0.60
10	0.31		0.33	0.54		0.56
11		0.77	0.80		0.88	0.89
12	0.47		0.48	0.35		0.35
13	0.79		0.81	0.70		0.70
14	0.82		0.84	0.81		0.83
15		0.59	0.56		0.61	0.59
16	0.40		0.41	0.46		0.48
17		0.69	0.70		0.66	0.68
18	0.43		0.40	0.56		0.41
19	0.41		0.37	0.43		0.45
20	0.61		0.58	0.44		0.55
Собственное значение	4.67	2.55		5.63	2.47	
Доля дисперсии (%)	23.34	12.74		28.17	12.35	
Суммарная дисперсия (%)	36.08			40.51		

Примечание: В ЭФА в качестве способа факторизации пунктов опросника использовался метод главных осей, тип вращения — промакс с нормализацией Кайзера. Значения статистик КМО и критерия сферичности Бартлетта: для модели первого тестирования (0.792; *Approx.* $\chi^2 = 977.03$, $df = 190$, $p < 0.001$), для модели повторного тестирования (0.834; *Approx.* $\chi^2 = 1129.58$, $df = 190$, $p < 0.001$). Результаты КФА представлены стандартизованными оценками анализируемых переменных, извлеченных из моделей измерения. В модели первого тестирования значения показателей соответствия составили $\chi^2 = 322.327$, $df = 169$, $P = 0.00000$, $GFI = 0.814$, $CFI = 0.819$, $RMSEA = 0.08$, 90% $CI_{RMSEA} = 0.069, 0.097$, в модели повторного тестирования — $\chi^2 = 323.628$, $df = 169$, $P = 0.00000$, $GFI = 0.810$, $CFI = 0.847$, $RMSEA = 0.08$, 90% $CI_{RMSEA} = 0.070, 0.097$.

корреляционного анализа ($n = 273$)⁴ были установлены значимые отрицательные связи шкал русскоязычной версии опросника (*CFI-R*) и шкал ТОРЗ, за исключением незначимой отрицательной связи шкалы “Альтернативы” с СКР ($r = -0.10, p = 0.97$) и ПМР ($r = -0.11, p = 0.64$): для шкалы “Альтернативы” с субшкалой АР ($r = -0.22, p < 0.01$), СР ($r = -0.15, p < 0.05$), УР ($r = -0.15, p < 0.05$), РСО ($r = -0.20, p < 0.01$); для шкалы “Контроль” с СКР ($r = -0.44, p < 0.01$), с субшкалой АР ($r = -0.53, p < 0.01$), УР ($r = -0.18, p < 0.01$), СР ($r = -0.50, p < 0.01$), РСО ($r = -0.58, p < 0.01$), ПМР ($r = -0.34, p < 0.01$); для интегрального показателя КФ с СКР ($r = -0.33, p < 0.01$), с субшкалой АР ($r = -0.45, p < 0.01$), УР ($r = -0.21, p < 0.01$), СР ($r = -0.38, p < 0.01$), РСО ($r = -0.47, p < 0.01$), ПМР ($r = -0.26, p < 0.01$). Таким образом, результаты корреляционного анализа свидетельствуют о том, что возрастанию значений по шкалам *CFI-R* соответствует убывание значений по шкалам ТОРЗ.

Исходя из положения авторов-разработчиков [7] о том, что мера выраженности интегрального показателя КФ в значении от “высокой” до “низкой” свидетельствует либо о флексибильности (высокие значения КФ), либо о ригидности (низкие значения КФ), для проверки критериальной валидности мы обратились к оценке выраженности психической ригидности у испытуемых как свойства их личности [3]. Использовался метод сравнения контрастных групп. В качестве гипотезы выступило предположение о том, что испытуемые, у которых индивидуальные оценки по актуальной ригидности не превышают низких значений, будут отличаться от испытуемых, у которых индивидуальные оценки актуальной ригидности превышают высокие значения, по выраженности у них КФ. По результатам дифференциальной диагностики испытуемых с помощью методики ТОРЗ⁵ были выделены две группы сравнения: испытуемые с низкой АР ($n = 45$), значения которых по КФ располагались в диапазоне от 86 до 134 ($M = 114.62, Me = 116$), и испытуемые с высокой АР ($n = 56$), значения которых по КФ располагались в диапазоне от 70 до 140 ($M = 95.38, Me = 96$). Распределение

первичных баллов по шкалам опросника в группе испытуемых с низкой АР не отличалось от нормального (тест Колмогорова–Смирнова: шкала “Альтернативы” $Z = 0.107, df = 55, p = 0.200$; шкала “Контроль” $Z = 0.109, df = 45, p = 0.200$). В группе испытуемых с высокой АР также имело место нормальное распределение первичных баллов (тест Колмогорова–Смирнова: шкала “Альтернативы” $Z = 0.083, df = 56, p = 0.200$; шкала “Контроль” $Z = 0.075, df = 56, p = 0.200$). Согласно статистике теста Ливиня в группах сравнения наблюдается однородность дисперсии по всем шкалам опросника и интегральному показателю КФ (шкала “Альтернативы” $F = 1.433, p = 0.234$; шкала “Контроль” $F = 3.590, p = 0.061$; КФ $F = 1.984, p = 0.162$). Для сопоставления контрастных групп применялся t -критерий Стьюдента. Результаты показали, что группы статистики различаются по оценкам интегрального показателя КФ ($t = 7.800, p < 0.001$) и исследуемым шкалам опросника (шкала “Альтернативы” $t = 4.211, p < 0.001$; шкала “Контроль” $t = 9.026, p < 0.001$).

На общей выборке исследования ($N = 298$) были получены значимые различия между мужчинами и женщинами по шкалам опросника (табл. 4). Проверка предположения о корреляции возраста испытуемых со шкалами опросника не дала значимых результатов.

Для оценки эффекта влияния пола и возраста испытуемых на результаты показателей по шкалам опросника использовался многомерный дисперсионный анализ (*MANOVA*). Модель измерения включала в себя две зависимые переменные (шкала “Альтернативы” и шкала “Контроль”) и две независимые переменные (“Пол” — две градации: 1 (мужчины) и 2 (женщины); “Возрастная группа” — две градации⁶: 1 (17–19 лет) и 2 (20–25 лет)). Применение многомерного подхода является корректным, поскольку дисперсионно-ковариационные матрицы соответствующие разным уровням межгрупповых факторов статистически достоверно не различаются (значение M -теста Бокса равно 13.054, $F = 1.406, df 1 = 9, df 2 = 32655.053, p = 0.179$). По критерию Ливиня статистически достоверных различий в дисперсии ошибок зависимых переменных обнаружено не было: для шкалы “Альтернативы” $F = 2.506, df 1 = 3, df 2 = 294, p = 0.059$; для шкалы “Контроль” $F = 0.672, df 1 = 3, df 2 = 294, p = 0.570$. Факторная модель статистически достоверна и объясняет 53.00% дисперсии, о чем свидетельствует коэффициент детерминации

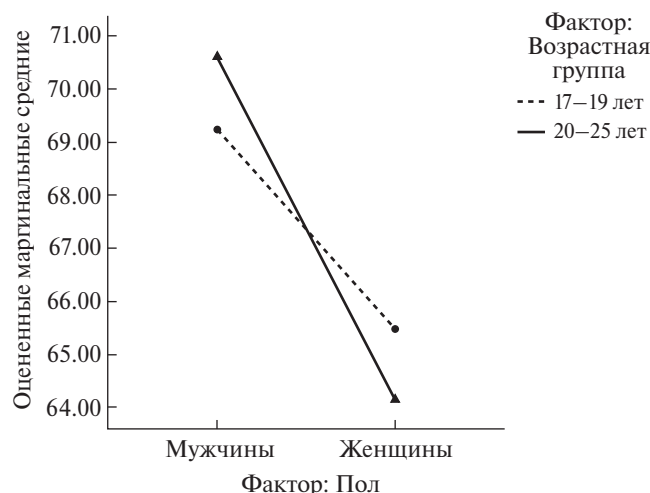
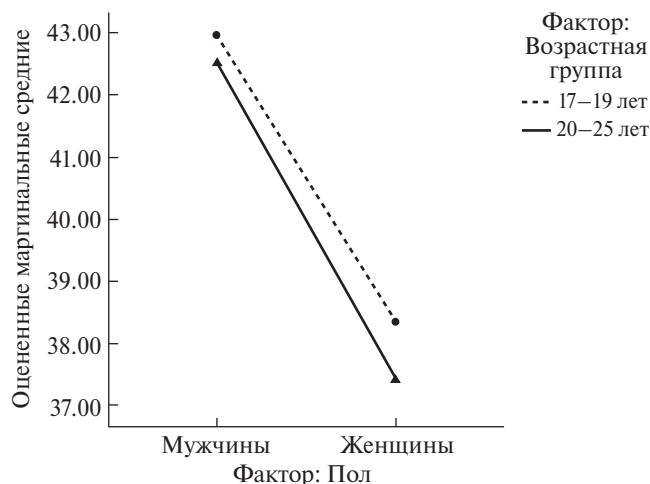
⁴ В процессе дифференциальной оценки психической ригидности по методике ТОРЗ из общей выборки были исключены наблюдения, у которых либо отсутствовали, либо были пропущены данные.

⁵ За основу была взята субшкала актуальной ригидности (АР), утверждения которой в разном количестве и модификациях входят в остальные шкалы ТОРЗ. Данная субшкала включена в шкалу СКР (симптомокомплекс ригидности) и отражает ригидность в собственном или узком смысле как неспособность при объективной необходимости изменить мнение, отношение, установку, мотивы, модус переживания и т.п. [3].

⁶ Деление выборки на возрастные группы осуществлено с опорой на предложенную Б.Г. Ананьевым схему возрастной периодизации [2].

Таблица 4. Различия в выраженности показателей по шкалам опросника *CFI-R* у мужчин и женщин на общей выборке исследования ($N = 298$)

Шкала	Мужчины ($n = 65$)	Женщины ($n = 233$)	t	Уровень значимости
	$M(SD)$	$M(SD)$		
Альтернативы	69.74 (8.41)	65.38 (7.72)	3.95	$p < 0.001$
Контроль	42.78 (8.16)	38.28 (7.35)	4.27	$p < 0.001$
Интегральный показатель КФ	112.52 (14.48)	103.66 (11.85)	5.07	$p < 0.001$

**Рис. 1.** Зависимость распределения индивидуальных оценок по шкале “Альтернативы” от пола испытуемых.**Рис. 2.** Зависимость распределения индивидуальных оценок по шкале “Контроль” от пола испытуемых.

($R^2 = 0.053$) для шкалы “Альтернативы” и 59.00% дисперсии ($R^2 = 0.059$) для шкалы “Контроль”. По результатам многомерных тестов было обнаружено статистически достоверное влияние на высоком уровне статистической значимости

переменной “Пол” ($F = 10.194$, $p < 0.001$, $\eta^2 = 0.065$, наблюдаемая мощность 0.986 при $\alpha = 0.05$) на распределение индивидуальных оценок по шкалам опросника. На уровне анализа межгрупповых эффектов статистически показано влияние данного фактора на зависимые переменные: для шкалы “Альтернативы” $F = 13.501$, $p < 0.001$, $\eta^2 = 0.044$, наблюдаемая мощность 0.956 при $\alpha = 0.05$; для шкалы “Контроль” $F = 13.305$, $p < 0.001$, $\eta^2 = 0.043$, наблюдаемая мощность 0.953 при $\alpha = 0.05$. Переменная “Возрастная группа” не оказывает статистически достоверного влияния на распределение индивидуальных оценок по шкалам опросника ($F = 0.151$, $p = 0.860$). Эффект взаимодействия независимых переменных “Пол” и “Возрастная группа” оказался незначимым ($F = 0.471$, $p = 0.625$). На рис. 1 и рис. 2 можно наблюдать, что высокие значения индивидуальных оценок по шкалам опросника характерны для лиц мужского пола.

ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ

В результате адаптации оригинального опросника *CFI* на русскоязычной выборке были получены данные, которые демонстрируют его удовлетворительные психометрические характеристики. Статистически было установлено, что предлагаемая авторами-разработчиками структурная модель опросника [7] обладает низкой степенью ее пригодности эмпирическим данным, полученными на русскоязычной выборке. Подобное может объясняться социокультурными особенностями неанглоязычной выборки. *CFI*, несмотря на его новизну (2010), широко используется в зарубежной психологии и прошел апробацию на языках адаптации. Хотя в настоящее время отдельно не проводилось кросскультурного исследования, существуют опубликованные данные версий опросника, адаптированного на японской [17], китайской [18], турецкой [8] и иранской [16] выборках. Наши результаты анализа структуры опросника согласуются с данными, которые были получены иранскими психологами. В иранской

версии *CFI-I* [16] структура опросника была модифицирована с учетом данных эксплораторного факторного анализа. Пункты 14 и 19 оригинального опросника, составлявшие содержание шкалы “Альтернативы”, были перемещены в шкалу “Контроль”, а пункты 1, 2, 15, составляющие содержание шкалы “Контроль”, — в шкалу “Альтернативы”. С учетом вклада факторных нагрузок данных пунктов в надежность шкал, в которые они были трансформированы, и их содержательной непротиворечивости измеряемому конструкту, эти пункты не были исключены и были оставлены без изменений. По результатам факторизации структуры русскоязычной версии опросника из 20 пунктов было получено двухфакторное решение. Окончательная версия русскоязычной структуры опросника включает в себя для общего показателя КФ 20 пунктов, из которых 12 пунктов относятся к шкале “Альтернативы” и 8 пунктов — к шкале “Контроль” (см. Приложение).

На основании данных психометрического анализа адаптируемого опросника когнитивной флексibilityности было сделано заключение о психометрической корректности его русскоязычной версии. Шкалы измерения русскоязычной версии опросника отмечены высокими значениями показателя внутренней согласованности ($\alpha = 0.83-0.86$). При этом, несмотря на умеренные значения ретестовой надежности шкал (r Спирмена = $0.52-0.71$), структура опросника, полученная на русскоязычной выборке, продемонстрировала свою устойчивость. Результаты КФА свидетельствуют о том, что коэффициенты информационных тестов (*GFI* и *CFI*) качества соответствия структурной модели эмпирическим данным не отмечены тенденцией к росту от первого к повторному тестированию (см. табл. 3). Данная версия опросника обладает умеренно высокими показателями содержательной, конструктивной и критериальной валидности. Здесь отметим, что значительным недостатком процедуры валидации опросника является отсутствие в зарубежных исследованиях данных о зависимости распределения индивидуальных оценок по шкалам опросника от пола и возраста испытуемых.

В нашем исследовании, учитывая неоднородность его выборки по полу (78% женщин) и разброс в возрасте (17–25 лет), мы оценили влияние фактора пола и возраста на результаты по шкалам опросника. Заметим, что при схожести выборок по половозрастному составу ни у авторов-разработчиков [7], ни у исследователей, обращавшихся в своих исследованиях к методике *CFI* [8; 10; 16–18], подобного отчета нет. Мы обнаружили, что выраженность значений как по отдельным шкалам опросника, так и по интегральному показателю КФ находится в зависимости от пола испытуемых. Нами было установлено,

что мужчинам по сравнению с женщинами характерно решать проблемы с различных точек зрения и предлагать множество различных способов разрешения трудных ситуаций (шкала “Альтернативы”). У мужчин более выражен контроль над обстоятельствами, чем у женщин. Они проявляют склонность к восприятию трудных ситуаций как контролируемых (шкала “Контроль”). Данный факт требует специального изучения, главным образом не только за счет увеличения количества мужчин в выборке, но и оценки гендерных различий в КФ. Что касается возраста испытуемых, то эффект его влияния на выраженность значений по шкалам опросника оказался незначимым. Здесь, на наш взгляд, остается открытым вопрос о том, является ли данный результат следствием наличия у индивида конкретного опыта выхода из трудных жизненных ситуаций, который он приобрел по достижении определенного возраста, или же следствием актуализации свойств отдельных познавательных процессов, сопровождающих мыслительную деятельность [5], характеризующих его когнитивное развитие в данный возрастной период. Данный факт также требует отдельного изучения.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Проведенное исследование показало, что апробируемый опросник когнитивной флексibilityности соответствует психометрическим требованиям, предъявляемым к исследовательским методикам. Русскоязычная версия *CFI* (*CFI-R*) обладает устойчивой двухфакторной структурой, высокой внутренней согласованностью и умеренной семинедельной тест-ретестовой надежностью. Последнее не является ограничением к использованию инструмента, а наоборот, указывает на необходимость последующей его адаптации. Дальнейшее исследование *CFI-R* предполагает проверку надежности и валидности опросника на большем объеме выборки и других популяциях, установление степени связи его шкал с родственными методиками, а также оценки возможностей методики проводить диагностику меры выраженности КФ в ходе когнитивно-бихевиоральной психотерапии пациентов с расстройствами эмоционально-волевой сферы (с наличием признаков депрессии, тревожности и другой психопатологической симптоматики).

ВЫВОДЫ

1. Русскоязычная версия *CFI* обладает достаточной надежностью и валидностью для исследования КФ. Разработанная версия опросника *CFI-R*

имеет ограничения, касающиеся специфики выборки, на которой проводилась его адаптация. *CFI-R* предназначен для диагностики КФ студентов в возрасте от 17 лет до 25 лет, обучающихся по программам академического бакалавриата социальной и гуманитарной направленности.

2. Показана зависимость измеряемых шкалами опросника аспектов когнитивной флексibilityности от пола испытуемых.

3. Намечены перспективы дальнейшего изучения диагностических возможностей *CFI* как в исследовательских, так и в прикладных целях, — определение типа КФ, необходимого для актуализации и реструктурирования неадаптивных мыслей более рациональным и сбалансированным мышлением.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Алексеев А.А., Рупчев Г.Е.* Понятие об исполнительных функциях в психологических исследованиях: перспективы и противоречия // Психологические исследования: электрон. науч. журн. 2010. № 4 (12). URL: <http://psystudy.ru/index.php/num/2010n4-12/348-alekseev-rupchev12.html> (дата обращения: 17.07.2016).
2. *Ананьев Б.Г.* Онтогенез и жизненный путь человека // Человек как предмет познания. 3-е изд. / Б.Г. Ананьев. СПб.: Питер, 2010. С. 85–137.
3. *Залевский Г.В.* Личность и фиксированные формы поведения. М.: Изд-во “Институт психологии РАН”, 2007.
4. *Митина О.В.* Разработка и адаптация психологических опросников. М.: Смысл, 2013.
5. *Шадриков В.Д.* Ментальное развитие человека. М.: Аспект Пресс, 2007.
6. *Comrey A.L.* Factor-analytic methods of scale development in personality and clinical psychology // Journ. of consulting and clinical psychology. 1988. V. 56. № 5. P. 754–761.
7. *Dennis J.P., Vander Wal J.S.* The Cognitive flexibility inventory: instrument development and estimates of reliability and validity // Cognitive therapy and research. 2010. V. 34. № 3. P. 241–253.
8. *Gülüm İ.V., Dag I.* The Turkish adaptation, validity and reliability study of the Repetitive thinking questionnaire and the Cognitive flexibility inventory // Anatolian journal of psychiatry. 2012. V. 13. P. 216–223.
9. *Ionescu T.* Exploring the nature of cognitive flexibility // New ideas in psychology. 2012. V. 30. P. 190–200.
10. *Johnco C., Wuthrich V.M., Rapee R.M.* Reliability and validity of two self-report measures of cognitive flexibility // Psychological assessment American psychological association. 2014. V. 26. P. 1381–1387.
11. *Johnco C., Wuthrich V.M., Rapee R.M.* The influence of cognitive flexibility on treatment outcome and cognitive restructuring skill acquisition during cognitive behavioral treatment for anxiety and depression in older adults: results of a pilot study // Behaviour research and therapy. 2014. V. 57. P. 55–64.
12. *Martin M.M., Rubin R.B.* A new measure of cognitive flexibility // Psychological reports. 1995. V. 76. P. 623–626.
13. *Oshiro K., Nagaoka S., Shimizu E.* Development and validation of the Japanese version of cognitive flexibility scale // BMC research notes. 2016. V. 9. P. 275.
14. *Rende B.* Cognitive flexibility: Theory, assessment, and treatment // Seminars in speech and language. 2000. V. 21. № 2. P. 121–133.
15. *Schumacker R.E., Lomax R.G.* A beginner’s guide to structural equation modeling (3rd ed.). N.Y.: Routledge, 2010.
16. *Shareh H., Farmani A., Soltani E.* Investigating the reliability and validity of the Cognitive flexibility inventory (CFI-I) among Iranian university students // Practice in clinical psychology. 2014. V. 2. № 1. P. 43–50.
17. *Tokuyoshi Y., Iwasaki S.* Development and validation of cognitive flexibility inventory — Japanese (in Japanese) // Proceedings of the 76th annual convention of the Japanese psychological association. Tokyo. 2012. P. 672.
18. *Wang Y., Yang Y., Xiao W., Su Q.* Validity and reliability of the Chinese version of the Cognitive flexibility inventory in college students // Chinese mental health journal. 2016. № 1. P. 58–63.

ПРИЛОЖЕНИЕ

ОПРОСНИК КОГНИТИВНОЙ ФЛЕКСИБИЛЬНОСТИ		Абсолютно не согласен	Не согласен	Скорее не согласен	Затрудняюсь ответить	Скорее согласен	Согласен	Абсолютно согласен
Имя _____ Пол _____ Возраст _____ Дата заполнения _____								
<i>В нижеприведенном перечне утверждений обозначьте степень своего согласия или несогласия с ними по 7-бальной шкале.</i>								
1.	Я умею хорошо оценивать ситуации.							
2.	Мне сложно принимать решения в трудных ситуациях.							
3.	Перед принятием решения я рассматриваю несколько вариантов.							
4.	Когда я сталкиваюсь с трудными ситуациями, у меня возникает ощущение, что теряю контроль.							
5.	Я предпочитаю смотреть на трудные ситуации с разных сторон.							
6.	Я ищу дополнительную информацию, не всегда очевидную, прежде чем установить причины поведения.							
7.	Трудные ситуации вызывают у меня такое напряжение, что я не могу придумать способ их разрешения.							
8.	Я стараюсь смотреть на вещи с точки зрения другого человека.							
9.	Я нахожу затруднительным наличие множества разных способов разрешения трудных ситуаций.							
10.	Я умею ставить себя на место другого человека.							
11.	Когда я сталкиваюсь с трудными ситуациями, я просто не знаю, что делать.							
12.	Важно рассматривать трудные ситуации с разных сторон.							
13.	В трудных ситуациях я рассматриваю несколько вариантов, прежде чем определиться с тем, как действовать.							
14.	Я часто смотрю на ситуацию с разных точек зрения.							
15.	Я способен преодолевать трудности, с которыми сталкиваюсь "по жизни".							
16.	При объяснении причин поведения я принимаю во внимание всю доступную информацию.							
17.	Я чувствую, что в трудных ситуациях не в силах что-либо изменить.							
18.	Когда я сталкиваюсь с трудными ситуациями, я "беру паузу" и пытаюсь обдумать несколько способов их разрешения.							
19.	Я могу придумать более чем один способ разрешения трудной ситуации, с которой я столкнулся.							
20.	Я рассматриваю несколько вариантов, прежде чем реагировать на трудные ситуации.							

Ответы оцениваются по 7-бальной шкале. Балл по шкале рассчитывается как сумма оценок пунктов, составляющих ее содержание: для шкалы "Альтернативы" — пункты 3, 5, 6, 8, 10, 12–14, 16, 18–20; для шкалы "Контроль" — пункты 1, 2, 4, 7, 9, 11, 15, 17.

При подсчете балла по шкале оценки по пунктам 2, 4, 7, 9, 11, 17 необходимо перекодировать в обратном порядке (если 1, то 7; если 2, то 6; если 3, то 5; и т.д.).

THE COGNITIVE FLEXIBILITY INVENTORY (CFI): ADAPTATION FOR RUSSIAN-SPEAKING SAMPLING¹

S.S. Kurginyan*, E.Yu. Osavolyuk**

National Research University Higher School of Economics, 101000, Moscow, Armyanskiy per. 4, str. 2, Russia

*Cand. Sci. in Psychology, Head of The Scientific-Educational Laboratory of Ability Psychology.

E-mail: skurginyan@hse.ru

**Postgraduate of The Scientific-Educational Laboratory of Ability Psychology. E-mail: eosavoluk@hse.ru

Received 29.08.2016

Abstract. The Cognitive Flexibility Inventory (CFI) structure was tested for conformity with empirical data collected on university Russian students ($N = 298$). The CFI is used to assess the type of cognitive flexibility necessary for individuals to successfully challenge and replace maladaptive thoughts with more balanced and adaptive thinking (Dennis & Vander Wal, 2010). Evidence was obtained for the CFI's moderate psychometric properties. Confirmatory factor analysis indicated that initial structure of the CFI poor fit to empirical data. The exploratory factor analysis of the CFI's items conducted on the data of Russian sample was used to determine the number of factors and their items. The two-factor solution was reproduced that was somewhat different from the two-factor solution of developers. The differences were made to original CFI by modifying some items in its subscales. Results from factorial validity investigation indicate Russian version of the CFI (CFI-R) has reliable two-factor structure, excellent internal consistency, and moderate 7-weeks test-retest reliability. Preliminary evidence was obtained for gender dependency of cognitive flexibility aspects assessed by the CFI. The findings suggest that the CFI-R is suitable for its application in research settings, and can be used to assess the university students' cognitive flexibility. The perspectives for further research are defined to examine the diagnostic potentials of the CFI in research purposes as well as in psychological treatment.

Keywords: measures of cognitive flexibility, cognitive flexibility, maladaptive thoughts, Cognitive Flexibility Inventory, cognitive abilities.

REFERENCES

1. Alekseev A.A., Rupchev G.E. Ponjatie ob ispolnitel'nyh funkciyah v psihologicheskikh issledovaniyah: perspektivy i protivorechiya // Psihologicheskie issledovaniya: elektron. nauch. zhurn. 2010. № 4 (12). URL: <http://psystudy.ru/num/2010n4-12/348-alekseev-rupchev12> (data obrashheniya: 17.07.2016). (In Russian).
2. Anan'ev B.G. Ontogenez i zhiznennyj put cheloveka // Chelovek kak predmet poznaniya. 3-e izd. / B.G. Anan'ev. St. Petersburg: Piter, 2010. P. 85–137. (In Russian).
3. Zalevsky G.V. Lichnost i fiksirovannyye formy povedeniya. Moscow: Izd-vo "Institut psihologii RAN", 2007. (In Russian).
4. Mitina O.V. Razrabotka i adaptatsiya psihologicheskikh oprosnikov. Moscow: Smysl, 2013. (In Russian).
5. Shadrinov V.D. Mentalnoe razvitiye cheloveka. Moscow: Aspekt Press, 2007. (In Russian).
6. Comrey A.L. Factor-analytic methods of scale development in personality and clinical psychology // Journ. of consulting and clinical psychology. 1988. V. 56. № 5. P. 754–761. (In Russian).
7. Dennis J.P., Vander Wal J.S. The Cognitive flexibility inventory: instrument development and estimates of reliability and validity // Cognitive therapy and research. 2010. V. 34. № 3. P. 241–253.
8. Gülüm İ.V., Dag I. The Turkish adaptation, validity and reliability study of the Repetitive thinking questionnaire and the Cognitive flexibility inventory // Anatolian journal of psychiatry. 2012. V. 13. P. 216–223.
9. Ionescu T. Exploring the nature of cognitive flexibility // New ideas in psychology. 2012. V. 30. P. 190–200.
10. Johnco C., Wuthrich V.M., Rapee R.M. Reliability and validity of two self-report measures of cognitive flexibility // Psychological assessment American psychological association. 2014. V. 26. P. 1381–1387.
11. Johnco C., Wuthrich V.M., Rapee R.M. The influence of cognitive flexibility on treatment outcome and cognitive restructuring skill acquisition during cognitive behavioral treatment for anxiety and depression in older adults: results of a pilot study // Behaviour research and therapy. 2014. V. 57. P. 55–64.
12. Martin M.M., Rubin R.B. A new measure of cognitive flexibility // Psychological reports. 1995. V. 76. P. 623–626.
13. Oshiro K., Nagaoka S., Shimizu E. Development and validation of the Japanese version of cognitive flexibility scale // BMC research notes. 2016. V. 9. P. 275.
14. Rende B. Cognitive flexibility: Theory, assessment, and treatment // Seminars in speech and language. 2000. V. 21. № 2. P. 121–133.
15. Schumacker R.E., Lomax R.G. A beginner's guide to structural equation modeling (3rd ed.). N.Y.: Routledge, 2010.
16. Shareh H., Farmani A., Soltani E. Investigating the reliability and validity of the Cognitive flexibility inventory (CFI-I) among Iranian university students // Practice in clinical psychology. 2014. V. 2. № 1. P. 43–50.
17. Tokuyoshi Y., Iwasaki S. Development and validation of cognitive flexibility inventory – Japanese (in Japanese) // Proceedings of the 76th annual convention of the Japanese psychological association. Tokyo. 2012. P. 672.
18. Wang Y., Yang Y., Xiao W., Su Q. Validity and reliability of the Chinese version of the Cognitive flexibility inventory in college students // Chinese mental health journal. 2016. № 1. P. 58–63.

¹ The publication was prepared with the support of the Russian Foundation for Basic Research (project № 17-06-00917).