

DOI: [10.14515/monitoring.2026.4.3182](https://doi.org/10.14515/monitoring.2026.4.3182)



О. Л. Чернозуб, М. Л. Белоножко

ГРАФИЧЕСКИЙ АССОЦИАТИВНЫЙ ТЕСТ ОТНОШЕНИЯ (ГАТО): ТЕСТИРОВАНИЕ ВНУТРЕННЕЙ СОГЛАСОВАННОСТИ

Правильная ссылка на статью:

Чернозуб О. Л. Белоножко М. Л. Графический ассоциативный тест отношения (ГАТО): тестирование внутренней согласованности // Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены. 2026. № 4. С. 308—336. <https://www.doi.org/10.14515/monitoring.2026.4.3182>.

For citation:

Chernozub O. L. Belonozhko M. L. (2026) Graphical Associative Test of Attitudes: Testing Internal Consistency. *Monitoring of Public Opinion: Economic and Social Changes*. No. 4. P. 308—336. <https://www.doi.org/10.14515/monitoring.2026.4.3182>. (In Russ.)

Получено: 14.11.2025. Принято к публикации: 09.04.2026.

ГРАФИЧЕСКИЙ АССОЦИАТИВНЫЙ ТЕСТ
ОТНОШЕНИЯ (ГАТО): ТЕСТИРОВАНИЕ ВНУ-
ТРЕННЕЙ СОГЛАСОВАННОСТИ

ЧЕРНОЗУБ Олег Леонидович — кандидат со-
циологических наук, руководитель инфор-
мационно-аналитического блока, Росатом,
Москва, Россия
E-MAIL: 9166908616@mail.ru
<https://orcid.org/0000-0001-5689-8719>

БЕЛОНОЖКО Марина Львовна — доктор со-
циологических наук, зав. кафедрой марке-
тинга и муниципального управления, Тюмен-
ский индустриальный университет
E-MAIL: belonozhkoml@tyuiu.ru
<https://orcid.org/0000-0001-5517-3740>

Аннотация. Графический ассоциативный тест отношения (ГАТО) представляет собой пример инструмента косвенного измерения социальной установки. Он активно используется в целях объяснения и прогнозирования социального поведения, демонстрируя способность существенно улучшить точность прогнозов. Вместе с тем формальная валидизация данного теста еще не завершена. Представляемое исследование обобщает результаты тестирования внутренней согласованности измерений ГАТО. Во-первых, тестируется степень согласованности индивидуальных результатов выполнения однотипных заданий теста, то есть устанавливается наличие согласованности измерений как таковое. Во-вторых, проверяются наличие и степень устойчивости латентной переменной, которая могла бы быть интерпретирована как предмет измерения — предсказываемый теорией конструкт, объясняющий явление согласованности поведения эмпирически измеряемых индикаторов. Результаты исследования показали, что и косвенные (ГАТО), и прямые (семантический дифференциал) измерения уверен-

GRAPHICAL ASSOCIATIVE TEST OF ATTITUDES: TESTING INTERNAL CONSISTENCY

Oleg L. CHERNOZUB¹ — Cand. Sci. (Soc.),
Head of the Information and Analytical Unit
of the Rosatom
E-MAIL: 9166908616@mail.ru
<https://orcid.org/0000-0001-5689-8719>

Marina L. BELONozhko² — Dr. Sci. (Soc.), Pro-
fessor, Head of Department of Marketing and
Public Administration
E-MAIL: belonozhkoml@tyuiu.ru
<https://orcid.org/0000-0001-5517-3740>

¹ Rosatom, Moscow, Russia² Industrial University of Tyumen, Tyumen, Russia

Abstract. The Graphical Associative Attitude Test (GATA) is an example of an indirect measure of social attitude. It has been very actively used to explain and predict social behaviour and has demonstrated the ability to significantly improve the accuracy of predictions. However, the formal validation of this test has not yet been completed. The present study summarises the results of testing the internal consistency of the GATA measures. Firstly, the authors test the degree of consistency of individual results of the same type of test tasks, i.e. verify the existence of the phenomenon of consistency of measurements as such. Secondly, the authors examine the presence and degree of stability of a latent variable that could be interpreted as the subject of measurement — a “construct” predicted by the theory that explains the phenomenon of consistency in the behaviour of empirically measured indicators. The results of the study show that both indirect (GATA) and direct (semantic differential) measures reliably discriminate between the objects of evaluation. Against this background, GATA measures demonstrate a relatively higher internal consistency and form a relatively

но различают объекты оценивания. На этом фоне измерения ГАТО демонстрируют относительно более высокую внутреннюю согласованность и образуют относительно более тесные связи с латентной переменной, определенно несводимой к аналогичной переменной, объясняющей вариацию индикаторов прямых измерений.

Ключевые слова: теория социального действия, социальная установка, внутренняя согласованность, прямые измерения, косвенные измерения, графический ассоциативный тест отношения, ГАТО

closer relationship with a latent variable that is definitely irreducible to a similar variable explaining the variation in indicators of direct measures.

Keywords: social action theory, social attitudes, internal consistency, direct measurements, indirect measurements, Graphical Associative Test of Attitude, GATA

Косвенные измерения социальной установки, цели и задачи исследования

Конечная цель исследования — проверка взаимной согласованности результатов косвенных измерений Графического ассоциативного теста отношения (ГАТО). Действительно ли несколько умышленно видоизмененных заданий теста приводят к сопоставимым результатам? Сопоставимым настолько, что можно говорить, что с измерялся один и тот же предмет, а возникающие различия невелики и могут объясняться внесенными изменениями.

Для ответа на этот вопрос было проведено эмпирическое исследование в виде опроса студентов Тюменского индустриального университета. Объектами исследования выступали установки респондентов в отношении различных объектов социальной среды. Предметом — степень согласованности результатов измерения этих установок инструментами ГАТО.

Актуальность решения поставленной задачи обуславливается тем, что ответ на центральный вопрос исследования должен дополнительно поддерживать или, напротив, проблематизировать исходное допущение о том, что предмет измерения ГАТО является «имплицитная» (неосознаваемая и неконтролируемая при активации) компонента социальной установки.

Считается, что установки заставляют человека вести себя в соответствии с их предписаниями, которые могут осознаваться, но могут и не осознаваться носителями. В частности, положительное либо отрицательное отношение к объекту [Fazio, 2007] приводит к стремлению приблизиться к нему или, напротив, постараться избежать его [Chen, Bargh, 1999]. Поэтому, чтобы достаточно точно предсказывать поведение людей, важно достоверно измерить их установки [Likert, 1932; Fishbein, Ajzen, 2011]. Прямое измерение установок, в свою очередь, сталкивается с рядом трудностей [Chernozub, 2025]. В частности, метод самоотчета, который в настоящее время доминирует в социальных исследованиях, имеет два важных недостатка: респонденты могут быть неспособны осознать (lack of introspection) или же не желать правдиво сообщить (deliberate misreporting) свои

истинные установки. В силу этого обстоятельства некоторые из имеющихся в реальности установок или их отдельные аспекты могут оставаться незамеченными. Один из способов преодоления этих трудностей — дополнение прямых показателей самоотчета косвенными [Perugini, Richetin, Zogmaister, 2010].

Измерение считается косвенным, если оно позволяет избежать процесса самооценки респондентом исследуемой установки или хотя бы его самоотчета о результатах такой самооценки. В последнем случае респондентам предъявляется объект установки, но задача оценить свое отношение к нему и сообщать результаты этой оценки перед ними не ставится. Напротив, в ряде методик исследователь даже просит респондента постараться не поддаваться влиянию своего отношения, выполняя задания теста [De Houwer, Moors, 2007]. Иными словами, возможность преодолеть недостатки прямого измерения появляется тогда, когда установка по отношению к исследуемому объекту, во-первых, активируется в сознании респондента произвольно и, во-вторых, когда он сознательно не контролирует ее содержание и процесс сообщения этого содержания исследователю. Эти свойства конкретного измерения рассматриваются как методический критерий его отнесения к классу косвенных.

При всем многообразии форм реализации корпус косвенных измерений основывается на методологическом допущении того, что спонтанные предпочтения влияют на некоторые аспекты поведения респондента во время тестирования, измерение которых и открывает возможности для того, чтобы судить о самих этих предпочтениях. К настоящему моменту созданы и с разной степенью успешности подтвердили свой познавательный потенциал самые разнообразные инструменты, которые могут быть использованы для косвенного измерения установок (см. Приложение).

Одним из подобных методов косвенных измерений является Графический ассоциативный тест отношения (ГАТО). С момента своего внедрения в регулярную практику эмпирических исследований в 2015 г. ГАТО многократно использовался в разнообразных прогностических моделях избирательного, потребительского и коммуникативного поведения, где доказал свою эффективность в качестве дополнительного фактора повышения точности прогнозирования (метаанализ результатов для 64 случаев проверки подтверждения прогнозов фактическим поведением см. [Chernozub, 2024]).

Таблица 1 иллюстрирует один из способов практического применения результатов измерения ГАТО в 2D-моделях определения статуса согласованности установки. Здесь и далее обозначение (П) маркирует результаты прямых, обозначение (К) — косвенных измерений. Статус П+К+ соответствует состоянию «согласованная положительная», когда валентность установки положительна как по результатам прямых измерений, так и по результатам косвенных (ГАТО). П–К — отображает состояние «согласованная отрицательная», а П+К– и П–К+ — промежуточные («рассогласованные») состояния установки. Литеры Н¹ и G² представляют собой ссылки на конкретные эмпирические исследования, отображающие поведенческие домены относительно высокой и относительно низкой общей вероятности фактического действия³ (детали исследования см. [Chernozub, 2025: 89—91]).

¹ 2022, онлайн опрос, N = 2100, выборка репрезентативная для населения РФ 18+.

² 2020, онлайн опрос, N = 1204, выборка репрезентативная для населения РФ 18+.

³ Принято как равное долям подгрупп фактического действия/бездействия в группе соответствующего статуса согласованности установки.

**Таблица 1. Вероятность действия/бездействия
в зависимости от статуса согласованности установки (в %)**

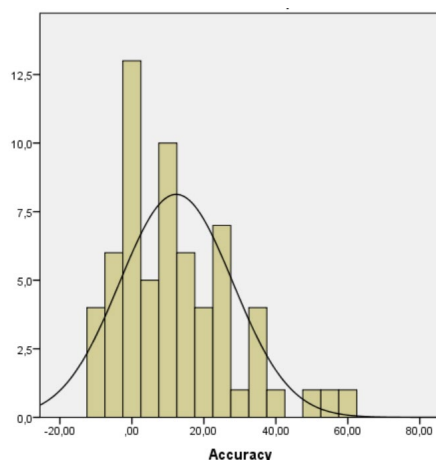
Статус согласованности	Действие (Н)	Бездействие (Н)	Действие (G)	Бездействие (G)
П+К+	60	40	38	62
П+К–	59	41	29	71
П–К+	46	54	8	92
П–К–	36	64	7	94
По выборке	56	44	32	68

Источник: [Chernozub, 2025: 90].

Как видно из данных таблицы 1, существует устойчивая зависимость снижения вероятности действия по мере изменения статуса установки от состояния «согласованная положительная» к состоянию «согласованная отрицательная». Данное явление подтверждается и другими исследованиями.

Рисунок 1 представляет распределение эффектов улучшения прогноза действия по данным метаанализа результатов 64 исследований, где использовались как традиционные (основанные только на данных прямых измерений), так и альтернативные (основанные на 2D) модели прогнозирования. Величины, представленные на рисунке 1, отображают эффект ухудшения/улучшения прогноза за счет интеграции в традиционную модель данных ГАТО и выражены в процентных пунктах от фактического результата (описание эмпирических данных и детали расчетов см. [Chernozub, 2024]).

**Рис. 1. Распределение результатов улучшения прогноза поведения
за счет использования данных ГАТО⁴**



⁴ Источник: [Chernozub, 2024: 249].

Как видно из рисунка 1, основной массив результатов интеграции данных косвенных измерений в прогнозные модели находится в положительной области. Среднее составляет 12,31 %, медиана — 9,5 %.

Однако несмотря на то что тест широко и довольно успешно применяется на практике, он по-прежнему испытывает недостаток комплексной валидации.

На данный момент можно считать достоверно установленными его:

1) высокую и устойчивую дивергентную валидность в форме ортогональности по отношению к результатам сопоставимых «прямых» измерений [Чернозуб 2018a: 14—18; 2018b: 11—15; 2021: 271—276; Chernozub 2020: 29—32; 2022a];

2) высокую дивергентную валидность в форме несовпадения переменных — предикторов/детерминант для сопоставимых индикаторов ГАТО, с одной стороны, «прямых» измерений — с другой [Chernozub 2020: 30—32; 2022; Chernozub, Tereshkin, 2022];

3) высокую дивергентную валидность в форме ортогональности результатов измерения ГАТО с результатами измерений методом «термометра ощущений» [Чернозуб 2018a: 19—24], а также методом Implicit Association Test [Чернозуб, Шураева, 2023a];

4) высокий уровень критериальной (ретроспективной) валидности в моделях объяснения результатов измерения ГАТО [Chernozub, Tereshkin, 2022];

5) высокий и устойчивый уровень критериальной (перспективной) валидности в моделях объяснения и предсказания социального поведения. [Чернозуб 2018b: 16—22; 2020b: 77—83; 2021: 277—282; Chernozub 2022b; 2023a; 2024];

6) высокий уровень взаимной надежности [Чернозуб, Белоножко, 2023; Чернозуб, Шураева, 2023];

7) высокую дивергентную валидность к предсказаниям результатов своего тестирования самими респондентами, что позволяет предполагать «имплицитный», то есть неосознаваемый или не полностью осознаваемый респондентами характер предмета измерения ГАТО [Chernozub 2025];

8) относительно высокую ретестовую надежность (сравнимую с аналогичными показателями сопоставимых «прямых» измерений) для относительно коротких промежутков времени (около двух недель) и относительно низкую — для относительно длинных (четыре недели и более) [Чернозуб, 2023b]⁵.

Последний параметр на данный момент выглядит наиболее проблемным с точки зрения как надежности, так и конструктивной валидности теста. В отношении надежности неустойчивость результатов во времени позволяет ставить вопрос о степени их достоверности. В отношении конструктивной валидности такая неустойчивость вступает в противоречие с исходным допущением о том, что измерения ГАТО отражают некую (неосознаваемую или плохо осознаваемую) компоненту установки по отношению к объекту оценивания: из общетеоретических соображений трудно предположить, что подобная компонента, если это действительно компонента социальной установки, оказывается неустойчивой во времени.

Вместе с тем считается, что ретестовая надежность *сама по себе* не может исчерпывающе характеризовать валидность теста, так как ее высокие значения мо-

⁵ Необходимо отметить, что относительно низкая темпоральная устойчивость рассматривается как норма для «косвенных» измерений [Moors, Koster 2022].

гут объясняться эффектами привыкания респондентов, а низкие — естественной изменчивостью самого предмета измерения. Для полноценной интерпретации показателей ретестовой надежности практикуется исследование внутренней согласованности измерений по различным параметрам теста. При прочих равных, чем она выше, тем больше вероятность того, что тест измеряет не «белый шум», а некую объективную реальность, выступающую собственно предметом исследования. В этом случае результаты низкой ретестовой надежности могут объясняться динамикой самого предмета исследования [Cattell, 1978].

Таким образом, цель данного исследования может быть конкретизирована и определена как тестирование внутренней согласованности результатов косвенных измерений ГАТО, выполненных по нескольким сопоставимым параметрам в обоих пространствах модели Р. Кэттелла: как их согласованность друг с другом, так и их согласованность с общим критерием — предполагаемым объективно существующим предметом измерения.

Ожидаемые результаты исследования могут быть определены следующим образом.

В методическом плане предполагается получить данные, подтверждающие или опровергающие способность ГАТО надежно диагностировать текущее состояние некоего объективно существующего предмета исследования.

В теоретическом плане предполагается подтвердить или опровергнуть характер этого предмета как, возможно, имеющего некоторую связь с конструктом установки, но целиком не сводимого к нему и измеряемому средствами прямых измерений.

В методологическом плане предполагается получить принципиальное подтверждение наличия или отсутствия неких свойств социальной установки, которые невозможно выявить методами прямых измерений, а также принципиальной (на примере частного случая ГАТО) возможности осуществлять диагностику их состояния методом косвенных измерений.

Метод ГАТО, гипотезы исследования, операционализация модели тестирования

Графический ассоциативный тест отношения (ГАТО) намеренно спроектирован так, чтобы избежать прямой оценки респондентами своего отношения к исследуемым объектам. Изначально он был предложен в качестве вспомогательного метода измерения, дополняющего общепотребимый метод самоотчета. Постоянно сталкиваясь с хорошо известными проблемами последнего, мы предположили, что точность моделей прогнозирования социального поведения, основанных на прямых измерениях, может быть существенно повышена за счет включения в них результатов косвенных измерений (обзор существующей практики см. [Perugini, 2005]). Дополнительные эффекты ожидалось получить за счет комплексного использования результатов как прямых, так и косвенных измерений, которые бы взаимно дополняли и корректировали друг друга [Chernozub, 2025].

В методическом плане ГАТО намеренно избегает прямой оценки респондентами своего отношения к исследуемым объектам и поэтому обоснованно может быть классифицирован как косвенный инструмент социальных измерений. Для эффективного выполнения этой задачи ГАТО использует цепочку из двух последовательных ассоциативных процедур.

На первом этапе респонденту предъявляется первичный стимул, представляющий интересующий исследователя объект оценивания, за которым следует набор целевых стимулов — абстрактных графических фигур (см. рис. 2).

Рис. 2. Пример набора графических фигур GATA



Чтобы замаскировать объект, представляющий реальный интерес для исследователя, первичный стимул предъявляется в ряду серии маскирующих стимулов. Результатом первого этапа является графическая фигура или несколько фигур, которые респондент ассоциирует с исследуемым объектом.

Затем следует отвлекающая пауза, когда респонденту предлагается выполнить задания, не относящиеся к процедуре ГАТО. Например, ответить на обычные вопросы анкеты, никак не связанные с блоком заданий ГАТО.

На втором этапе в качестве основного стимула приводится фраза, содержащая вербальные маркеры тенденции приближения/избегания. Как правило, во фразе используются такие формулировки, как «приятно/неприятно рассматривать», выглядит «привлекательно/непривлекательно», и т. п. За предъявлением фразы-стимула следует тот же набор графических фигур с задачей проранжировать их в соответствии со степенью соответствия фразе — маркеру привлекательности.

На обоих этапах задача респондента состоит в том, чтобы выбрать из целевых стимулов графические фигуры, которые воспринимаются респондентами как «похожие» или «близкие» к первичному стимулу. Таким образом, предполагается, что ГАТО способен косвенно измерять степень привлекательности оцениваемого объекта, опосредованную сравнительной привлекательностью графических фигур теста. Данное измерение соответствует измерению *силы* и *валентности* установки по отношению к ее объекту в базовом пространстве «привлекающий — отталкивающий» [Osgood, 1962].

Технически процедура применения метода структурирована следующим образом.

1) Респондент знакомится с исследуемым объектом, который представлен в вербальном виде на экране СAPI-устройства. Далее респонденту предъявляется набор графических фигур, и респондент ассоциирует графические фигуры с оцениваемым объектом.

2) Внимание респондента переключается на другие задания опроса, предпочтительно не относящиеся к изучаемому предмету.

3) Респондент реагирует на стимул теста приближения/избегания, ранжируя графические фигуры от наиболее предпочтительных к наименее предпочтительным.

4) Создается индивидуальная шкала предпочтений графических фигур, основанная на ранжировании, полученном на этапе (3).

5) Оценка степени предпочтительности по индивидуальной шкале присваивается изучаемому объекту на основе ассоциации, полученной на этапе (1).

В результате каждый тестируемый объект получает оценку по порядковой шкале независимо от того, какие конкретные фигуры предпочитает или отвергает каждый отдельный респондент в силу своих психологических, культурных, ментальных, физических особенностей или же других подобных факторов.

Таким образом, ГАТО имеет достаточные основания рассматриваться как метод косвенных измерений, потенциально способный получать результаты, дополняющие результаты прямых измерений, или даже полностью им ортогональные.

Принимая во внимание эти методические особенности ГАТО и исходя из целей и задач исследования, основная содержательная гипотеза формулируется нами в следующем виде: результаты выполнения однотипных по объекту и процедуре оценивания заданий ГАТО будут носить согласованный характер в отношении друг друга, при этом их ковариация будет объясняться общей переменной, которая, в свою очередь, не будет иметь связи с результатами прямых измерений. Данную гипотезу предполагается подтвердить или опровергнуть посредством тестирования следующих технических гипотез:

Н01: По результатам анализа пригодности показатель Кронбаха будет ниже контрольного значения $\alpha \geq 0,700$ для всех сочетаний однотипных заданий ГАТО для каждого из оцениваемых объектов. Тестирование данной гипотезы призвано проверить наличие факта согласованности измерений ГАТО как такового.

Н02: По результатам факторного анализа латентная переменная высоко коррелирующая ($r \geq 0,700$) с результатами выполнения однотипных заданий ГАТО и низко коррелирующая ($r \leq 0,300$) с аналогичными результатами прямых измерений будет отсутствовать для каждого из объектов оценивания. Данная гипотеза призвана проверить фактическое наличие единого критерия, отображающего предмет измерения ГАТО и несводимого к критерию — предмету прямых измерений.

Полученная система гипотез определила необходимость несколько модифицировать процедуру ГАТО. Во-первых, было необходимо сконструировать ряд однотипных измерений, согласованность результатов которых могла бы быть теоретически предсказуемой и эмпирически проверяемой. Во-вторых, необходимо было дополнить задания косвенных измерений ГАТО аналогичными по объекту и форме оценки заданиями прямых, которые, как предполагалось, будут выполнять функцию контрольных измерений. Данная задача была реализована на основе методического аппарата семантического дифференциала [Osgood, Suci, Tannenbaum., 1957; Osgood, 1962].

По результатам операционализации модели тестирования первичный стимул приближения/избегания процедуры ГАТО был декомпозирован и представлен в форме четырех семантических дифференциалов, выполняющих в модели ЕРА (оценка/потенциал/активность) функцию оценки:

- *привлекательный — отвратительный*;⁶
- *красивый — уродливый*;
- *хороший — плохой*;
- *полезный — бесполезный*.

⁶ Наиболее близкий аналог оригинальному стимулу ГАТО.

Модификация процедуры ГАТО заключалась в том, что на этапе (3) вместо ранжирования графических фигур по критерию привлекательности респонденты должны были оценить каждую фигуру ГАТО по каждому из представленных выше дифференциалов. Остальные элементы процедуры были сохранены в неизменном виде.

Эти же стимулы использовались и для прямого измерения, однако в этом случае по каждому из дифференциалов эксплицитно оценивался непосредственно сам объект оценки.

В обоих измерениях использовалась семичленная шкала, которая предъявлялась со случайным расположением полюсов (следом за дифференциалом «полезный — бесполезный» мог следовать дифференциал с перевернутыми полюсами, например «плохой — хороший»).

В качестве объектов оценивания были использованы два понятия из ценностного раздела анкеты проекта WVS⁷, отражающие абстрактные операционные ценности, и два понятия из студенческой повседневности, отображающие конкретные объекты повседневности, с которыми респонденты находятся в постоянном контакте:

- *работа;*
- *свободное время;*
- *самый любимый учебный предмет;*
- *самый нелюбимый учебный предмет.*

Соответственно, были получены 32 оценки — по четыре для каждого из четырех объектов оценивания методом прямых измерений (всего — 16) и по четыре для каждого из этих же четырех объектов (еще 16) — методом косвенных измерений ГАТО.

Сбор эмпирических данных, характеристика массива

Исследование проводилось с 11 февраля по 20 марта 2023 г. на базе корпуса студентов Тюменского индустриального университета. Выборка — стихийная, не претендующая на представительство более обширной совокупности. Форма проведения исследования — администрируемое самозаполнение. Тестируемые заполняли анкету исследования в учебных аудиториях, малыми группами по 10—12 человек. Исследование было нацелено на тестирование квантора существования рассматриваемых явлений и не претендует на определение пределов применимости содержательных выводов.

После чистки данных и удаления пяти наблюдений с признаками скоростного/алгоритмического заполнения пригодный к дальнейшей обработке массив составил 147 наблюдений. Во всех последующих расчетах используется это количество наблюдений.

Основные характеристики полученного массива данных представлены в таблицах 2 и 3. Как отмечалось ранее, обозначение (П) маркирует результаты прямых, обозначение (К) — косвенных измерений.

⁷ См.: World Values Survey Wave 7 (2017—2022). URL: <https://www.worldvaluessurvey.org/WVSDocumentationWV7.jsp> (дата обращения: 10.08.2026).

**Таблица 2. Описательная статистика для результатов прямых измерений
(отрицательный полюс шкалы = 1, положительный полюс = 7)**

Ассоциация с предметом оценивания	Среднее	СО	Асимм.	Эксцесс
Работа (П) красивая — уродливая	5,12	1,316	–0,527	0,280
Работа (П) привлекательная — отв.	5,08	1,431	–0,430	–0,553
Работа (П) хорошая — плохая	5,65	1,175	–0,691	0,058
Работа (П) полезная — бесполезная	5,78	1,436	–1,369	1,432
Свободное время (П) красивое — уродливое	6,11	1,223	–1,783	3,723
Свободное время (П) привлекательное — отвратительное.	6,32	1,205	–2,330	5,694
Свободное время (П) хорошее — плохое	6,08	1,208	–1,648	2,952
Свободное время (П) полезное — бесполезное	5,37	1,526	–0,734	–0,177
Любимый учебный предмет (П) красивый — уродливый	5,39	1,551	–1,035	0,514
Любимый учебный предмет (П) привлекательный — отвратительный	5,44	1,457	–0,812	–0,052
Любимый учебный предмет (П) хороший — плохой	5,56	1,414	–0,906	0,230
Любимый учебный предмет (П) полезный — бесполезный	5,49	1,550	–1,033	0,360
Нелюбимый учебный предмет (П) красивый — уродливый	3,82	1,926	0,196	–0,981
Нелюбимый учебный предмет (П) привлекательный — отвратительный	3,31	1,768	0,417	–0,560
Нелюбимый учебный предмет (П) хороший — плохой	3,87	1,715	–0,045	–0,703
Нелюбимый учебный предмет (П) полезный — бесполезный	3,54	2,048	0,321	–1,210

**Таблица 3. Описательная статистика для результатов косвенных измерений
(отрицательный полюс шкалы = 1, положительный полюс = 7)**

	Среднее	СО	Асимм.	Эксцесс
Работа (К) красивая — уродливая	4,69	1,604	–0,446	–0,392
Работа (К) привлекательная — отв.	4,58	1,724	–0,268	–0,914
Работа (К) хорошая — плохая	4,85	1,482	–0,532	–0,383
Работа (К) полезная — бесполезная	4,60	1,816	–0,457	–0,759
Свободное время (К) красивое — уродливое	5,18	1,659	–0,571	–0,735
Свободное время (К) привлекательное — отвратительное	5,10	1,671	–0,744	–0,446
Свободное время (К) хорошее — плохое	5,24	1,432	–0,582	–0,315
Свободное время (К) полезное — бесполезное	4,68	1,634	–0,484	–0,455
Любимый учебный предмет (К) красивый — уродливый	5,14	1,712	–0,658	–0,649

	Среднее	СО	Асимм.	Эксцесс
Любимый учебный предмет (К) привлекательный — отвратительный	5,10	1,743	–0,536	–0,963
Любимый учебный предмет (К) хороший — плохой	5,08	1,488	–0,502	–0,584
Любимый учебный предмет (К) полезный — бесполезный	4,90	1,613	–0,616	–0,256
Нелюбимый учебный предмет (К) красивая — уродливая	4,17	1,853	–0,077	–0,964
Нелюбимый учебный предмет (К) привлекательный — отвратительный	4,34	1,827	–0,177	–1,159
Нелюбимый учебный предмет (К) хороший — плохой	4,41	1,571	–0,286	–0,413
Нелюбимый учебный предмет (К) полезный — бесполезный	4,35	1,766	–0,319	–0,757

Как видно из представленных в таблицах 2 и 3 данных, оба метода измерений хорошо различают оцениваемые объекты. Например, по данным прямых измерений, средняя оценка «Любимого» предмета по разным индикаторам колеблется от 5,39 до 5,56 балла, в то время как для «Нелюбимого» — от 3,31 до 3,87 балла. Для косвенных измерений подобная разница в оценке учебных предметов не так сильно выражена, но также присутствует. Аналогична ситуация и для оценок ценностных объектов: по данным обоих методов измерений, «Свободное время» более привлекательно, чем «Работа» (диапазоны 5,37—6,32 против 5,08—5,78 для прямых, и 4,68—5,24 против 4,58—4,85 балла для косвенных индикаторов).

Анализ характера распределений показывает, что оба типа индикаторов демонстрируют распределение, сдвинутое в сторону больших относительно среднего значений (отрицательная асимметрия), однако различаются в части выраженности пика распределения. Для метода прямых измерений этот пик в большинстве случаев ярко выражен, что выражается в положительных значениях показателя эксцесса. На этом фоне группа косвенных измерений отличаются тем, что все ее значения эксцесса находятся в отрицательной области, что указывает на более плоский характер распределения.

В целом приведенные данные позволяют заключить, что собранный массив данных в отношении предмета исследования ведет себя теоретически предсказанным образом. Каждый из наборов прямых и косвенных индикаторов достаточно хорошо различает предложенные объекты оценивания, демонстрируя при этом и определенные отличия: по сравнению с оценками прямых оценки косвенных индикаторов выглядят менее радикальными (менее выражено дифференцируют объекты оценивания) и менее консолидированными (демонстрируют больший разброс оценок, что находит свое выражение в значениях показателей стандартного отклонения и эксцесса).

Последнее обстоятельство позволяет говорить об относительно более высокой избирательности индикаторов прямых измерений, однако важно отметить, что данные свойства характеризуют массив данных на уровне *группового* поведения. Нельзя исключать, что относительно большая дисперсия оценок по данным косвенных индикаторов является результатом объективно существующего

разнообразия в оценках на *индивидуальном* уровне. В этом случае выявленные особенности косвенных измерений будут свидетельствовать о том, что они, напротив, лучше диагностируют внутреннее разнообразие исследуемой группы. Микроширование предполагаемого индивидуального разнообразия в результатах прямых измерений в этом случае могло бы быть объяснено упоминавшимися выше ограничениями самого метода прямых измерений.

С учетом данного обстоятельства тестирование внутренней согласованности косвенных измерений ГАТО именно на *индивидуальном* уровне отдельных респондентов определяется нами как содержательное ядро настоящего исследования. В этом смысле внутренняя согласованность должна пониматься как непротиворечивость реакций на вопросы анкеты и задания теста со стороны каждого отдельно взятого респондента. Если измерительный инструмент валиден, степень согласованности именно *индивидуальных* реакций должна быть высокой.

Таким образом, сформированный массив данных как таковой не обнаружил никаких признаков аномального поведения переменных и может быть признан пригодным для дальнейшего анализа в соответствии с целями исследования.

Внутренняя согласованность отдельных измерений ГАТО

В целях нашего исследования мы применили метод нескольких независимых, отличающихся семантическим содержанием измерений состояния предмета исследования, в качестве которого, предположительно выступает валентность установки по отношению к неким оцениваемым объектам. Инструментально это было реализовано в виде четырех семантических дифференциалов, при помощи которых респонденты оценивали графические фигуры теста ГАТО, а уже сами эти фигуры маркировали их отношение к объектам установки. Иными словами, объекты установки не оценивались напрямую, а полученные величины представляют собой проекции оценок респондентов, выраженные в семантических пространствах соответствующих дифференциалов, *дополнительно опосредованные* ассоциативным соответствием графических фигур теста и объектов оценки.

Для прямых измерений при помощи того же набора семантических дифференциалов респонденты оценивали непосредственно сами объекты установки.

Оценка проводилась на основе показателя α Кронбаха, который является общепотребимым средством для тестирования внутренней согласованности [Cronbach, 1951, 1970]. Технически α Кронбаха представляет собой долю ковариации распределений в общем объеме вариации, задаваемых N — количеством переменных. Чем выше эта доля, тем выше средняя степень согласованности индивидуальных реакций отдельных респондентов.

В содержательном плане высокая степень согласованности означает, что вопросы анкеты или задания теста не отображают случайный набор ответов, а диагностируют некое устойчивое свойство, связь индикаторов исследования с которым и объясняет возникающую системность ответов, находящую свое выражение в их формальной (статистической) согласованности. Полной хаотичности реакций соответствует значение $\alpha = 0$, полной идентичности: $\alpha = 1$. Значения приблизительно $\alpha \geq 0,700$ считаются достаточно высокими для признания того факта, что использованные индикаторы представляют собой согласованную систему, отража-

ющую некое внутренне свойство объекта исследования. Некоторое отклонение результатов тестирования от $\alpha = 1$ является нормальным, так как отражает естественные различия между отдельными индикаторами, которые по определению не эквивалентны полностью [Cicchetti, 1994: 285—286].

Результаты тестирования использованных нами индикаторов по критерию α Кронбаха представлены в таблицах 4 и 5.

Таблица 4. α Кронбаха для индикаторов прямых измерений

	Среднее шкалы при удалении пункта	Дисперсия шкалы при удалении пункта	Корреляция пункта с суммарным баллом	Альфа Кронбаха при удалении пункта
Работа (П) красивая — уродливая	16,5	9,2	0,487	0,608
Работа (П) привлекательная — отв.	16,5	8,3	0,545	0,567
Работа (П) хорошая — плохая	16,0	9,2	0,609	0,543
Работа (П) полезная — бесполезная	15,8	10,2	0,279	0,744
Для всех четырех				0,685
Свободное время (П) красивое — уродливое	17,8	9,7	0,443	0,686
Свободное время (П) привлекательное — отвратительное	17,6	9,0	0,562	0,620
Свободное время (П) хорошее — плохое	17,8	8,4	0,661	0,560
Свободное время (П) полезное — бесполезное	18,5	8,7	0,389	0,739
Для всех четырех				0,715
Любимый учебный предмет (П) красивый — уродливый	16,5	10,7	0,507	0,587
Любимый учебный предмет (П) привлекательный — отвратительный	16,4	10,9	0,541	0,566
Любимый учебный предмет (П) хороший — плохой	16,3	10,9	0,580	0,543
Любимый учебный предмет (П) полезный — бесполезный	16,4	13,0	0,261	0,744
Для всех четырех				0,682
Нелюбимый учебный предмет (П) красивый — уродливый	10,7	19,2	0,669	0,698
Нелюбимый учебный предмет (П) привлекательный — отвратительный	11,2	20,5	0,660	0,706
Нелюбимый учебный предмет (П) хороший — плохой	10,7	20,6	0,681	0,698
Нелюбимый учебный предмет (П) полезный — бесполезный	11,0	22,0	0,414	0,834
Для всех четырех				0,788

Таблица 5. *а* Кронбаха для индикаторов косвенных измерений.

	Среднее шкалы при удалении пункта	Дисперсия шкалы при удалении пункта	Корреляция пункта с суммарным баллом	Альфа Кронбаха при удалении пункта
Работа (К) красивая — уродливая	14,0	16,5	0,736	0,728
Работа (К) привлекательная — отв.	14,1	16,0	0,696	0,745
Работа (К) хорошая — плохая	13,9	17,8	0,692	0,753
Работа (К) полезная — бесполезная	14,1	18,0	0,474	0,855
Для всех четырех				0,819
Свободное время (К) красивое — уродливое	15,0	14,5	0,756	0,722
Свободное время (К) привлекательное — отвратительное	15,1	15,0	0,696	0,752
Свободное время (К) хорошее — плохое	15,0	17,1	0,640	0,781
Свободное время (К) полезное — бесполезное	15,5	17,2	0,508	0,839
Для всех четырех				0,822
Любимый учебный предмет (К) красивый — уродливый	15,1	14,2	0,718	0,672
Любимый учебный предмет (К) привлекательный — отвратительный	15,1	14,1	0,708	0,677
Любимый учебный предмет (К) хороший — плохой	15,2	16,4	0,644	0,719
Любимый учебный предмет (К) полезный — бесполезный	15,3	18,9	0,356	0,849
Для всех четырех				0,790
Нелюбимый учебный предмет (К) красивый — уродливый	13,1	16,2	0,744	0,674
Нелюбимый учебный предмет (К) привлекательный — отвратительный	12,9	17,3	0,664	0,718
Нелюбимый учебный предмет (К) хороший — плохой	12,9	19,1	0,672	0,721
Нелюбимый учебный предмет (К) полезный — бесполезный	12,9	21,3	0,390	0,848
Для всех четырех				0,797

Представленные данные свидетельствуют, что оба метода измерения демонстрируют достаточно высокий уровень согласованности ответов респондентов. Вместе с тем по всем возможным аспектам анализа этот уровень у группы косвенных измерений оказывается существенно выше.

Во-первых, абсолютные значения α Кронбаха по всем четырем переменным у группы косвенных индикаторов выше, чем у группы прямых. Соответствующие данные представлены в строках, выделенных серым.

Во-вторых, процедура последовательного исключения одной из частных переменных приводит к лучшим результатам в группе косвенных измерений по сравнению с группой прямых. Об этом можно судить по количеству комбинаций тестируемых переменных, сохраняющих значения $\alpha \geq 0,700$.

В-третьих, корреляции каждой тестируемой переменной с производной шкалой оказываются выраженным образом более высокими для косвенных показателей по сравнению с прямыми. Соответствующие величины представлены в третьей колонке с данными.

Полученные для нашей выборки результаты позволяют заключить, что косвенные измерения ГАТО способны демонстрировать высокую степень согласованности результатов, измеренных набором однотипных показателей. Таким образом, обобщение полученных результатов позволяет обоснованно отклонить гипотезу H_01 : по результатам анализа пригодности α Кронбаха будет ниже контрольного значения $\alpha \geq 0,700$ для всех сочетаний однотипных заданий ГАТО для каждого из оцениваемых объектов.

Обращает на себя внимание тот факт, что по данным нашего исследования результаты косвенных измерений выглядят более консистентными, нежели результаты прямых. Таким образом, для косвенных измерений относительно большее разнообразие в *групповых* оценках сопровождается относительно большей согласованностью *индивидуальных* оценок. Содержательно это означает, что при прочих равных использованный метод косвенных измерений увереннее дифференцирует оценки разных респондентов (большая групповая дисперсия), одновременно выявляя большую согласованность оценок каждого отдельного респондента (большая индивидуальная согласованность). В методическом отношении это может означать относительно большую точность (accuracy) и определенно означает относительно более высокую избирательность (specificity) использованного метода косвенных измерений.

Тестирование наличия и устойчивости предмета измерения

Наличия и устойчивость предмета косвенных измерений ГАТО тестировались методом факторного анализа. Всего было построено две базовых модели: по одной для «ценностей» и «объектов повседневности». Результаты представлены в таблицах 6 и 7. В обоих случаях факторы выделены автоматически, на основании критерия Кайзера $K > 1,0$, фокус анализа — на принадлежности частной переменной фактору, вращение квартимакс. Оба решения сошлись за пять итераций. Контрольные показатели в обоих случаях указывают на высокое качество полученных моделей.

**Таблица 6. Результаты факторного анализа
для объектов оценивания «ценности», базовая модель.**

Компонента	1	2	3	4
Объясненная дисперсия, %	28,128	14,836	10,347	9,084
Работа (К) красивая — уродливая	0,874	0,029	–0,057	0,042
Работа (К) привлекательная — отвратительная	0,817	0,128	0,016	0,168
Работа (К) хорошая — плохая	0,836	0,002	0,154	0,198
Работа (К) полезная — бесполезная	0,613	0,312	0,002	–0,030
Свободное время (К) красивое — уродливое	0,193	0,848	0,132	0,071
Свободное время (К) привлекательное — отвратительное	0,199	0,782	0,187	0,057
Свободное время (К) хорошее — плохое	0,083	0,731	0,293	0,072
Свободное время (К) полезное — бесполезное	–0,036	0,720	0,066	0,128
Свободное время (П) красивое — уродливое	–0,160	0,258	0,584	0,004
Свободное время (П) привлекательное — отвратительное	0,134	0,118	0,820	0,032
Свободное время (П) хорошее — плохое	0,020	0,088	0,876	0,004
Свободное время (П) полезное — бесполезное	–0,003	0,200	0,514	0,153
Работа (П) красивая — уродливая	0,213	0,105	0,104	0,707
Работа (П) привлекательная — отвратительная	0,027	0,069	0,131	0,851
Работа (П) хорошая — плохая	0,170	0,173	0,082	0,784
Работа (П) полезная — бесполезная	0,342	–0,046	0,461	0,241
Мера выборочной адекватности Кайзера — Мейера — Олкина				0,764
Критерий сферичности Бартлетта, знач.				912,381
Степеней свободы				120
Значимость				0

**Таблица 7. Результаты факторного анализа
для объектов оценивания «объекты повседневности», базовая модель**

Компонента	1	2	3	4
Объясненная дисперсия, %	19,999	18,178	13,192	9,998
Нелюбимый учебный предмет (К) красивый — уродливый	0,885	0,049	0,032	0,035
Нелюбимый учебный предмет (К) привлекательный — отвратительный	0,855	–0,064	0,018	–0,132
Нелюбимый учебный предмет (К) хороший — плохой	0,832	0,081	–0,016	0,057
Нелюбимый учебный предмет (К) полезный — бесполезный	0,549	0,214	0,008	0,038

Компонента	1	2	3	4
Объясненная дисперсия, %	19,999	18,178	13,192	9,998
Нелюбимый учебный предмет (П) красивый — уродливый	0,038	0,847	0,031	–0,106
Нелюбимый учебный предмет (П) привлекательный — отвратительный	0,074	0,823	0,051	–0,112
Нелюбимый учебный предмет (П) хороший — плохой	0,092	0,827	–0,060	–0,062
Нелюбимый учебный предмет (П) полезный — бесполезный	0,065	0,595	–0,089	0,090
Любимый учебный предмет (К) красивый — уродливый	0,034	–0,114	0,874	0,131
Любимый учебный предмет (К) привлекательный — отвратительный	0,023	0,012	0,891	0,056
Любимый учебный предмет (К) хороший — плохой	–0,045	–0,016	0,816	0,148
Любимый учебный предмет (К) полезный — бесполезный	0,039	0,018	0,446	0,343
Любимый учебный предмет (П) красивый — уродливый	0,146	0,003	0,058	0,764
Любимый учебный предмет (П) привлекательный — отвратительный	0,080	–0,051	0,182	0,745
Любимый учебный предмет (П) хороший — плохой	–0,049	0,044	0,132	0,805
Любимый учебный предмет (П) полезный — бесполезный	–0,150	–0,131	0,044	0,453
Мера выборочной адекватности Кайзера — Мейера — Олкина				0,708
Критерий сферичности Бартлетта (прибл. хи-квадрат)				822,481
Степеней свободы				120
Значимость				0

Данные таблиц 6 и 7 демонстрируют высокую структурированность многомерного пространства оценки предложенных объектов. Как в случае с «ценностями», так и в случае с «объектами повседневности» общее пространство распадается на четыре самостоятельных компоненты, исчерпывающе описываемых группами индикаторов, представляющих, с одной стороны, прямые, а с другой — косвенные измерения. Характер нагрузок на выделенные факторы системно и выражено отличает их друг от друга как по признаку метода измерения, так и по признаку объекта оценивания.

Таким образом, в предварительном порядке мы можем заключить, что допущение об отсутствии явной латентной переменной, отражающий некий устойчивый предмет косвенных измерений ГАТО, не находит своего подтверждения. В рамках нашего исследования мы выявили по две таких латентных переменных (представленные компонентами 1 и 2 в табл. 6 и компонентами 1 и 3 в табл. 7), четко отделенных от латентных переменных, соответствующих предмету прямых измерений.

Устойчивость данной структуры латентных переменных была проверена нами на основе построения двух производных вариантов факторной модели: оптимальной и субоптимальной.

Как видно из данных таблиц 6 и 7, индикаторы, построенные на основе семантического дифференциала «полезный — бесполезный», оказываются в наименьшей степени связаны с получаемыми латентными переменными. Отмечаемое явление характерно как для прямых, так и для косвенных измерений. Данное обстоятельство позволяет обоснованно исключить указанные индикаторы из оптимальной модели как относительно менее валидные предмету измерения. Полученные результаты представлены в таблицах 8 и 9. В обоих случаях компоненты выделены автоматически, на основании критерия Кайзера $K > 1,0$, фокус анализа — на принадлежности частной переменной фактору, вращение кватримакс. Оба решения сошлись за пять итераций. Контрольные показатели в обоих случаях указывают на высокое качество полученных моделей.

**Таблица 8. Результаты факторного анализа
для объектов оценивания «ценности», оптимальная модель**

Компонента	1	2	3	4
Объясненная дисперсия, %	31,215	18,022	12,426	11,093
Работа (К) красивая — уродливая	0,901	0,052	–0,059	0,034
Работа (К) привлекательная — отвратительная	0,848	0,175	–0,001	0,161
Работа (К) хорошая — плохая	0,836	0,080	0,081	0,191
Свободное время (К) красивая — уродливая	0,133	0,883	0,073	0,090
Свободное время (К) привлекательная — отвратительная	0,152	0,823	0,167	0,085
Свободное время (К) хорошая — плохая	0,021	0,822	0,236	0,105
Свободное время (П) красивая — уродливая	–0,163	0,179	0,635	0,065
Свободное время (П) привлекательная — отвратительная	0,145	0,131	0,863	0,092
Свободное время (П) хорошая — плохая	0,053	0,125	0,872	0,050
Работа (П) красивая — уродливая	0,241	0,006	0,159	0,727
Работа (П) привлекательная — отвратительная	0,022	0,057	0,069	0,866
Работа (П) хорошая — плохая	0,140	0,231	–0,008	0,785
Мера выборочной адекватности Кайзера — Мейера — Олкина				0,739
Критерий сферичности Бартлетта (прибл. хи-квадрат)				703,251
Степеней свободы				66
Значимость				0

**Таблица 9. Результаты факторного анализа
для объектов оценивания «объекты повседневности», оптимальная модель**

Компонента	1	2	3	4
Объясненная дисперсия, %	23,883	21,149	16,565	12,735
Любимый учебный предмет (К) красивый — уродливый	0,877	0,045	–0,091	0,151
Любимый учебный предмет (К) привлекательный — отвратительный	0,906	0,021	0,029	0,053
Любимый учебный предмет (К) хороший — плохой	0,828	–0,045	–0,008	0,169
Нелюбимый учебный предмет (К) красивый — уродливый	0,018	0,899	0,063	0,045
Нелюбимый учебный предмет (К) привлекательный — отвратительный	0,005	0,891	–0,025	–0,093
Нелюбимый учебный предмет (К) хороший — плохой	–0,004	0,830	0,123	0,123
Нелюбимый учебный предмет (П) красивый — уродливый	0,003	0,017	0,893	–0,039
Нелюбимый учебный предмет (П) привлекательный — отвратительный	0,011	0,066	0,859	–0,062
Нелюбимый учебный предмет (П) хороший — плохой	–0,077	0,069	0,827	–0,005
Любимый учебный предмет (П) красивый — уродливый	0,053	0,102	–0,033	0,818
Любимый учебный предмет (П) привлекательный — отвратительный	0,196	0,042	–0,084	0,780
Любимый учебный предмет (П) хороший — плохой	0,109	–0,070	0,009	0,802
Мера выборочной адекватности Кайзера — Мейера — Олкина				0,7
Критерий сферичности Бартлетта (прибл. хи-квадрат)				684,996
Степеней свободы				66
Значимость				0

Как видно из данных, представленных в таблицах 8 и 9, структура латентных переменных сохраняется, а сами они становятся более явными, что находит свое выражение в большей контрастности факторных нагрузок «профильных» и «непрофильных» для данного фактора индикаторов.

Альтернативный по своим целям метод был использован при построении суб-оптимальной факторной модели. В данном случае перед нами стояла задача проверить устойчивость факторов к влиянию так называемых возмущающих переменных. В качестве таковых были доступны переменные, отражающие долю пропущенных занятий в общем объеме часов для «любимого» и «нелюбимого» предмета. Предполагалось, что данные показатели могут быть связаны с оценками привлекательности основных объектов тестирования. Результаты моделирования представлены в таблицах 10 и 11. В обоих случаях компоненты выделены автоматически, на основании критерия Кайзера $K > 1,0$, фокус анализа — на принадлежности частной переменной фактору, вращение кватримакс. Оба решения сошлись за пять итераций. Контрольные показатели в обоих случаях указывают на высокое качество полученных моделей.

**Таблица 10. Результаты факторного анализа
для объектов оценивания «ценности», субоптимальная модель**

Компонента	1	2	3	4	5
Объясненная дисперсия, %	27,169	16,205	11,865	9,811	8,818
Работа (К) красивая — уродливая	0,901	0,049	0,004	-0,026	-0,057
Работа (К) привлекательная — отвратительная	0,846	0,206	0,151	-0,014	-0,082
Работа (К) хорошая — плохая	0,837	0,054	0,227	0,098	-0,081
Свободное время (К) красивая — уродливая	0,134	0,886	0,072	0,065	-0,022
Свободное время (К) привлекательная — отвратительная	0,147	0,838	0,080	0,174	-0,035
Свободное время (К) хорошая — плохая	0,012	0,833	0,123	0,212	0,049
Работа (П) красивая — уродливая	0,186	0,064	0,756	0,110	-0,192
Работа (П) привлекательная — отвратительная	0,002	0,023	0,871	0,088	0,180
Работа (П) хорошая — плохая	0,183	0,206	0,771	0,017	0,047
Свободное время (П) красивая — уродливая	-0,244	0,239	0,088	0,599	-0,189
Свободное время (П) привлекательная — отвратительная	0,145	0,155	0,106	0,855	0,095
Свободное время (П) хорошая — плохая	0,073	0,123	0,039	0,884	0,050
Посещаемость «любимого» предмета	-0,110	0,006	0,015	-0,174	0,797
Посещаемость «нелюбимого» предмета	-0,091	-0,017	0,028	0,189	0,811
Мера выборочной адекватности Кайзера-Мейера-Олкина					0,723
Критерий сферичности Бартлетта (прибл. хи-квадрат)					710,064
Степеней свободы					91
Значимость					0

**Таблица 11. Результаты факторного анализа
для объектов оценивания «объекты повседневности», субоптимальная модель**

Компонента	1	2	3	4	5
Объясненная дисперсия, %	21,226	18,872	14,519	11,241	8,468
Любимый учебный предмет (К) красивый — уродливый	0,885	0,068	-0,082	0,126	0,056
Любимый учебный предмет (К) привлекательный — привлекательный	0,925	0,012	0,017	0,085	0,083
Любимый учебный предмет (К) хороший — плохой	0,828	-0,016	0,019	0,166	-0,046
Нелюбимый учебный предмет (К) красивый — уродливый	0,029	0,901	0,106	0,034	-0,050
Нелюбимый учебный предмет (К) привлекательный — привлекательный	0,021	0,893	-0,017	-0,114	0,021
Нелюбимый учебный предмет (К) хороший — плохой	0,011	0,837	0,084	0,154	0,100

Компонента	1	2	3	4	5
Объясненная дисперсия, %	21,226	18,872	14,519	11,241	8,468
Нелюбимый учебный предмет (П) красивый — уродливый	0,018	0,004	0,890	−0,022	0,053
Нелюбимый учебный предмет (П) привлекательный — привлекательный	0,017	0,068	0,831	−0,071	0,191
Нелюбимый учебный предмет (П) хороший — плохой	−0,076	0,093	0,829	−0,020	−0,022
Любимый учебный предмет (П) красивый — уродливый	0,069	0,089	−0,025	0,827	0,025
Любимый учебный предмет (П) привлекательный — привлекательный	0,195	0,053	−0,073	0,775	0,030
Любимый учебный предмет (П) хороший — плохой	0,096	−0,074	−0,010	0,800	0,062
Посещаемость «любимого» предмета	−0,025	0,074	0,041	−0,011	0,850
Посещаемость «нелюбимого» предмета	0,120	−0,010	0,179	0,148	0,766
Мера выборочной адекватности Кайзера — Мейера — Олкина					0,692
Критерий сферичности Бартлетта (прибл. хи-квадрат)					686,44
Степеней свободы					91
Значимость					0

Данные таблиц 10 и 11 свидетельствуют, что изначально выделенная нами структура факторов устойчива к воздействию возмущающих переменных. Эти переменные образуют самостоятельный фактор, присутствие которого в общей модели, никак не сказывается на состоянии выделенных ранее латентных переменных.

Обобщение представленных данных позволяет заключить, что результаты косвенных измерений продемонстрировали устойчивую способность отображать некую латентную переменную, которая может интерпретироваться как предмет измерения. Данная латентная переменная выраженно отделена от соответствующих аналогов прямых измерений и демонстрирует высокую степень устойчивости к возмущающим воздействиям на факторную структуру посторонних переменных, что показывают результаты сравнения оптимальной и субоптимальной моделей.

Одновременно данная латентная переменная оказывается чувствительной к подбору индикаторов измерения, что, однако, характерно также и для латентной переменной прямых измерений. Данный вывод вытекает из результатов сравнения базовой и оптимальной моделей.

Обобщенные результаты сравнительного анализа использованных факторных моделей, позволяющие целостно сравнить латентные переменных косвенных и прямых измерений, приведены в таблице 12. Величины, представленные в таблице, являются результатом усреднения значений, полученных для всех объектов оценивания.

Под «профильными» индикаторами подразумеваются частные переменные, определяющие данный рассматриваемый фактор (демонстрирующие максимальные нагрузки на него). Под «непрофильными» индикаторами — частые переменные, демонстрирующие максимальные нагрузки на иные факторы, нежели рас-

смаатриваемый. Показатель «контрастности латентной переменной» рассчитан как отношение средней нагрузки на фактор непрофильных к средней нагрузке профильных индикаторов. Индекс контрастности представляет собой отношение показателя контрастности латентных переменных прямых измерений к аналогичным показателям косвенных.

Таблица 12. **Обобщенные результаты факторного моделирования**

Модели	Субоптимальная	Базовая	Оптимальная
Дисперсия, объясненная в среднем одним фактором, %			
Косвенные измерения	20,9	19,0	23,6
Прямые измерения	11,9	11,9	13,2
Средняя нагрузка на фактор профильной частной переменной			
Косвенные измерения	0,868	0,773	0,862
Прямые измерения	0,807	0,702	0,811
Средняя нагрузка на фактор непрофильной частной переменной			
Косвенные измерения	0,063	0,060	0,147
Прямые измерения	0,079	0,057	0,167
Контрастность латентной переменной			
Косвенные измерения	13,77	12,88	5,86
Прямые измерения	10,22	12,32	4,85
Индекс контрастности	1,35	1,05	1,21

Из представленных данных следует, что формируемое сопоставимыми шкалами пространство оценивания находится под преимущественным влиянием предмета, отображаемого косвенными индикаторами. Данный вывод следует из сравнительного анализа средней доли объясненной дисперсии, которая неизменно оказывается существенно выше (почти в два раза) для факторов, образуемых частными переменными косвенных индикаторов.

Преимущество косвенных индикаторов с точки зрения средней величины нагрузки их профильных (определяющих рассматриваемый фактор) частных переменных не столь выражено, однако сохраняется. Различия между косвенными и прямыми индикаторами в нагрузках непрофильных (отражающих степень посторонних возмущений) выглядят незначительными. Итоговый показатель контрастности, который может рассматриваться как показатель соотношения «сигнал — шум», оказывается существенно более высоким у косвенных измерений для субоптимальной (13,77 против 10,22, индекс — 1,35) и оптимальной (5,86 против 4,85, индекс — 1,21) моделей. Для базовой модели он находится на примерно одном уровне (12,88 против 12,32, индекс — 1,05) для обоих методов измерения.

Данные позволяют обоснованно отклонить гипотезу H_0 2: по результатам факторного анализа латентная переменная, высоко коррелирующая ($r \geq 0,700$) с результатами выполнения однотипных заданий ГАТО и низко коррелирующая ($r \leq 0,300$)

с аналогичными результатами прямых измерений, будет отсутствовать для каждого из объектов оценивания. Фактическое наличие единого критерия (по Р. Кэттелу), отображающего предмет измерения ГАТО и несводимого к критерию, а значит, и предмету прямых измерений, подтверждается.

Заключение

Исследование успешно выполнило стоявшие перед ним задачи. Обе гипотезы исследования были протестированы и обоснованно отклонены.

Установлено, что измерения ГАТО потенциально способны демонстрировать высокий уровень внутренней согласованности. На примере отдельного исследования показано, что результаты тестирования могут содержать относительно невысокую пропорцию случайных ошибок измерения и продуцировать консистентные, внутренне согласованные результаты. Никаких признаков критических дисфункций измерительного аппарата не обнаружено.

На основании полученных данных мы отклонили гипотезу о том, что индикаторы ГАТО измеряют «белый шум», а вариация их результатов является следствием случайной ошибки. Используемые нами индикаторы связаны друг с другом и изменение значения одного из них приводит к теоретически предсказанному изменению всех остальных. Это может означать, что каждый из этих показателей, рассматриваемый в отдельности, отображает совокупность не случайных ответов (результатов тестирования), а находится под систематическим влиянием некоего внутреннего свойства объекта исследования, которое, предположительно, и составляет предмет измерения.

Полученные данные позволяют заключить, что косвенные измерения ГАТО потенциально способны валидно отображать некую латентную переменную, которая характеризуется следующими свойствами.

1) Она достаточно чувствительна и способна различать как объекты разных классов (абстрактные «ценности» — «объекты повседневности»), так и отдельные объекты внутри одного класса.

2) Она выраженно ортогональна аналогичной переменной, эмпирически отображаемой индикаторами прямых измерений.

3) Она оказывает преимущественное влияние на формирование многофакторного пространства оценивания в целом, описывая большую долю возникающей в нем дисперсии.

4) Она нечувствительна к воздействию нерелевантных (возмущающих) факторов.

5) Она чувствительна к валидности индикаторов, неудачный выбор которых (в нашем случае — семантических дифференциалов) способен существенно снижать точность измерения. Данное явление, однако, также характерно и для прямых измерений.

Сказанное позволяет обоснованно отклонить гипотезу об отсутствии единого критерия — предмета измерений ГАТО. На материалах исследования соответствующая латентная переменная несомненно и устойчиво выявляется, демонстрируя при этом свойства, теоретически предсказываемые для ее предполагаемого конструкта: ортогональность результатам прямых измерений, преимущественное влияние на формирование многомерного пространства оценки, относительно

но низкая различительная способность на уровне группового оценивания и относительно высокая — на уровне индивидуального.

Таким образом, в *методическом плане* результаты исследования подтвердили диагностический потенциал ГАТО, одновременно выявив проблему неодинаковой степени пригодности стимулов тестирования привлекательности самих графических фигур ГАТО. Применительно к использованному в данном случае инструментарию семантического дифференциала данное явление хорошо известно [Triandis, 1959; Mitsos, 1961; Koltuv, 1962], что актуализирует задачу дополнительной валидации стимульного аппарата ГАТО в части индикаторов привлекательности графических фигур.

В *теоретическом плане* подтверждены уже известные свойства предмета измерений ГАТО, а также выявлены некоторые новые. К последним относится, во-первых, подтверждение высокой устойчивости латентной переменной, измеряемой эмпирическими индикаторами ГАТО. Во-вторых, преимущественное влияние косвенных индикаторов на структурирование многомерного пространства оценивания. Последнее еще только предстоит осмыслить. В настоящее время с позиции теорий «двойственного процесса» познания и принятия решений оно может быть осторожно проинтерпретировано как отражение опережающей активации первой (неосознаваемой) когнитивной системы [Chen, Bargh, 1999; Fazio, 2007]. Дальнейшее прояснение данного вопроса позволит получить дополнительные данные о характере и свойствах предмета измерения ГАТО, который, как мы видели, устойчиво выявляется, но в теоретическом плане определен пока в самом общем виде.

В *методологическом плане* полученные результаты подтверждают наличие неких свойств социальной установки, которые не сводятся к свойствам, доступным методам прямых измерений, однако уверенно диагностируются при помощи косвенных измерений. Рассматриваемая через призму этих свойств установка обладает выраженной способностью особым образом различать объекты оценивания. Исследование данного механизма различения представляется в высшей степени актуальным в силу его достоверно установленного влияния на социальное поведение человека.

Непосредственным практическим результатом проведенного исследования является подтверждение обоснованности применения метода ГАТО для проведения косвенных измерений социальной установки и, одновременно, обоснование целесообразности проведения дополнительных методических исследований по формированию пакета дифференциалов, способного, оставаясь компактным, обеспечивать получение достоверного результата диагностирования привлекательности собственно объектов оценивания.

Список литературы (References)

1. Чернозуб О. Л. Выявление аффективной компоненты электоральной установки: создание и валидизация графического ассоциативного теста отношения // Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены. 2018а. № 3. С. 3—28. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2018.3.01>.

- Chernozub O. L. (2018a) Affective Components of Electoral Behavior: Design and Validity of Visual Association Test of Attitude. *Monitoring of Public Opinion: Economic and Social Changes*. No. 3. P. 3—28. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2018.3.01>. (In Russ.)
2. Чернозуб О. Л. Электоральное прогнозирование на основе данных о намерениях: пределы точности конвенциональной модели и перспективы ее развития на основе учета эмоциональных факторов // Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены. 2018. № 4. С. 4—24. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2018.4.01>.
Chernozub O. L. (2018b) Intention-Based Electoral Forecasting: Limits of Accuracy of Conventional Model and its Development Perspectives with Regard to Emotional Factors. *Monitoring of Public Opinion: Economic and Social Changes*. No. 4. P. 4—24. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2018.4.01>. (In Russ.)
3. Чернозуб О. Л. Двухкомпонентная модель поведения человека. Потребители тоже люди // Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены. 2021. № 5. С. 265—288. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2021.5.2097>.
Chernozub O. L. (2021) A Two-Component Model of Behavior Factors. Consumers Are Still Humans. *Monitoring of Public Opinion: Economic and Social Changes*. No. 5. P. 265—288. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2021.5.2097>. (In Russ.)
4. Чернозуб О. Л., Белоножко М. Л. Сравнительный анализ имплицитных измерений ГАТО и ИАТ: единство в многообразии // Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены. 2023. № 5. С. 221—239. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.5.2413>.
Chernozub O. L., Belonozhko M. L. (2023) Comparative Analysis of Implicit GATA and IAT Measures: Unity in Diversity. *Monitoring of Public Opinion: Economic and Social Changes*. No. 5. P. 221—239. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.5.2413>. (In Russ.)
5. Чернозуб О. Л., Шураева Л. Ю. Ортогональность результатов ИАТ и ГАТО: чем хуже, тем лучше? // Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены. 2023. № 6. С. 132—151. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.6.2478>.
Chernozub O. L., Shuraeva L. Y. (2023) Orthogonality of IAT and GATA Results: The Worse, the Better? *Monitoring of Public Opinion: Economic and Social Changes*. No. 6. P. 132—151. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.6.2478>. (In Russ.)
6. Cattell R. B. (1978) Scientific Use of Factor Analysis in Behavioral and Lifesciences. New York, NY: Plenum Press.
7. Chen M., Bargh, J. (1999) Consequences of Automatic Evaluation: Immediate Behavioral Predispositions to Approach or Avoid the Stimulus. *Personality and Social Psychology Bulletin*. Vol. 25. No. 2. P. 215—224.
8. Chernozub O. (2020) Implicit Factors and Inconsistency of Electoral Behavior: From a Theoretical Concept to an Empirical Phenomenon. *Monitoring of Public Opinion: Eco-*

- nomic and Social Changes*. No. 4. P. 17—40. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2020.4.1584>.
9. Chernozub O. (2022a) The Two-Component Model of Behavior Factors: Evidences of Orthogonality of Explicit and Implicit Factors. *RUDN Journal of Sociology*. Vol. 22 No. 1. P. 70—83. <https://doi.org/10.22363/2313-2272-2022-22-1-70-83>.
 10. Chernozub O. (2022b) Theory of (Un)Planned Behavior? How Our Behavioral Predictions Suffer from “Unplanned” Actions? *The Russian Sociological Review*. Vol. 21. No. 4. P. 82—105. <https://doi.org/10.17323/1728-192x-2022-4-82-105>.
 11. Chernozub O., Tereshkin S. (2022) The Two-Component Model of Behavior Factors: The Phenomenon of Anticipatory Engagement of a Situationally Dominant Factor. *RUDN Journal of Sociology*. Vol. 22. No. 2. P. 259—274. <https://doi.org/10.22363/2313-2272-2022-22-2-259-274>.
 12. Chernozub O. (2023a) Graphic Associative Test of Attitudes as a Convenient Implicit Measurement Tool for Mass Polls. *RUDN Journal of Sociology*. Vol. 23. No. 1 P. 122—141. <https://doi.org/10.22363/2313-2272-2023-23-1-122-141>.
 13. Chernozub O. (2023b) GATA: Test — Retest Reliability of Measurement Outcomes. *Sotsiologiya 4M: Sociology: Methodology, Methods, Mathematical Modeling*. No. 57. P. 112—137. <https://doi.org/10.19181/4m.2023.32.2.4>.
 14. Chernozub O. (2024) Do Indirect Measures of Attitudes Improve Our Predictions of Behavior? Evaluating and Explaining the Predictive Validity of GATA. *RUDN Journal of Sociology*. Vol. 24. No. 1. P. 241—258. <https://doi.org/10.22363/2313-2272-2024-24-1-241-258>.
 15. Chernozub O. (2025) Escalating Action Structural Theory Better Explains and Predicts Social Behaviors. *Universe of Russia*. Vol. 34. No. 3. P. 79—104. <https://doi.org/10.17323/1811-038X-2025-34-3-79-104>.
 16. Cicchetti D. (1994) Guidelines, Criteria, and Rules of Thumb for Evaluating Normed and Standardized Assessment Instruments in Psychology. *Psychological Assessment*. Vol. 6. No. 4. P. 284—290. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.6.4.284>.
 17. Cronbach L. (1951) Coefficient Alpha and the Internal Structure of Tests. *Psychometrika*. Vol. 16. No. 3. P. 297—334.
 18. Cronbach L. (1970) *Essentials of Psychological Testing*. New York, NY: Harper & Row.
 19. De Houwer J., Moors A. (2007) How to Define and Examine the Implicitness of Implicit Measures. In: Wittenbrink B., Schwarz N. (eds.) *Implicit Measures of Attitudes: Procedures and Controversies*. New York, NY: Guilford Press. P. 179—194.
 20. Fazio R. (2007) Attitudes as Object-Evaluation Associations of Varying Strength. *Social Cognition*. Vol. 25. No. 5. P. 603—637. <https://doi.org/10.1521/soco.2007.25.5.603>.
 21. Fishbein M., Ajzen I. (2011) *Predicting and Changing Behavior: The Reasoned Action Approach*. New York, NY: Psychology Press.

22. Koltuv B. (1962) Some Characteristics of Intrajudge Trait Intercorrelations. *Psychological Monographs: General and Applied*. Vol. 76. No. 33. P. 1—33. <https://doi.org/10.1037/h0093859>.
23. Likert R. (1932) Technique for the Measurement of Attitudes. *Archives of Psychology*. Vol. 140. P. 1—55.
24. Mitsos S. B. (1961) Personal Constructs and the Semantic Differential. *Journal of Abnormal and Social Psychology*. Vol. 62. P. 433—434.
25. Moors A., Koster M. (2022) Behavior Prediction Requires Implicit Measures of Stimulus-Goal Discrepancies and Expected Utilities of Behavior Options Rather than of Attitudes toward Objects. *WIREs Cognitive Science*. Vol. 13. No. 5. Art. e1611. <https://doi.org/10.1002/wcs.1611>.
26. Osgood C. E., Suci G., Tannenbaum P. (1957) *The Measurement of Meaning*. Urbana, IL: University of Illinois Press.
27. Osgood C. (1962) Studies of the Generality of Affective Meaning Systems. *American Psychologist*. No. 17. P. 10—28.
28. Perugini M. (2005) Predictive Models of Implicit and Explicit Attitudes. *British Journal of Social Psychology*. Vol. 44. No. 1. P. 29—45. <https://doi.org/10.1348/014466604X23491>.
29. Perugini M., Richetin J., Zogmaister C. (2010) Prediction of Behavior. In: Gawronski B., Payne B. K. (eds.) *Handbook of Implicit Social Cognition: Measurement, Theory, and Applications*. New York, NY: Guilford Press. P. 255—278.
30. Triandis H. C. (1959) Differential Perception of Certain Jobs and People by Managers, Clerks, and Workers in Industry. *Journal of Applied Psychology*. Vol. 43. P. 221—225.

Приложение. Методы косвенных измерений

Name Letter Task [Nuttin, 1985, 1987; see Lebel et al., 2009].
 Evaluative Priming Task [Fazio et al., 1986].
 Linguistic Intergroup Bias [Maass, Salvi, Arcuri, & Semin, 1989].
 Implicit Association Test [Greenwald, McGhee, & Schwarz, 1998].
 Approach-Avoidance Tasks [e. g., Chen & Bargh, 1999; Castelli, Zogmaister, Smith, & Arcuri, 2004].
 Go/No-Go Association Task [Nosek & Banaji, 2001].
 Weapon Paradigm [Payne, 2001; Correll, Park, Judd, & Wittenbrink, 2002].
 Extrinsic Affective Simon Task [De Houwer, 2003].
 Personalized IAT [Olson & Fazio, 2004].
 Affect Misattribution Procedure [Payne et al., 2005].
 Evaluative Movement Assessment [Brendl et al., 2005].
 Implicit Association Procedure [Schnabel et al., 2006].
 Single Category IAT [Karpinski & Hilton, 2006].
 Identification Extrinsic Affective Simon Task [De Houwer & De Bruycker, 2007].
 Single Block IAT [Teige-Mocigemba et al, 2008].

Brief IAT [Sriram & Greenwald, 2009].

Recoding Free IAT [Rothermund et al., 2009].

Sorting Paired Features Task [Bar-Anan et al., 2009].

Action Interference Paradigm [Banse et al, 2010].

Implicit Relational Assessment Procedure [BarnesHolmes et al., 2010].