

Методы и методики

© 1997 г. Тодд Д. Литтл, Т.О. Гордеева

ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДА СТРУКТУРНОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ
ДЛЯ АНАЛИЗА КРОССКУЛЬТУРНЫХ
ДАННЫХ*

Обсуждаются практические и теоретические вопросы, касающиеся применения метода моделирования с помощью линейных структурных уравнений в кросскультурных исследованиях. Рассматриваются вопросы сопоставимости и эквивалентности психологических конструкторов, а также возможности выявления социокультурных различий между ними. Высокая устойчивость факторных нагрузок и интерцептов позволяет говорить о статистической сопоставимости сравниваемых конструкторов в исследуемых группах. При этом условия гипотезы о природе социокультурных различий и сходств между параметрами распределения исследуемых конструкторов в сравниваемых группах могут быть проверены значимым и надежным образом. Подобная проверка осуществлена на примере анализа структур средних и ковариаций в четырех социокультурных группах.

Ключевые слова: моделирование с помощью линейных структурных уравнений, факторная инвариантность, межгрупповые сравнения, моделирование с множественными группами, LISREL, кросскультурные исследования.

Моделирование с помощью линейных структурных уравнений (МЛСУ) – популярный метод анализа данных в современной психологии и других науках о человеке. Что же собой представляет структурное моделирование? В чем заключаются его особенности, преимущества и специфика использования? Возникнув в 70-х и пережив "подростковые" трудности роста в конце 70-х – начале 80-х годов, за последнее десятилетие МЛСУ достиг своей зрелости, и сейчас ему прочат большое и продуктивное будущее. Анализ современных психологических журналов позволяет заметить резкое увеличение количества публикаций, описывающих применение структурных моделей, в которых решаются системы линейных уравнений. С нашей точки зрения, это результат того, что структурное моделирование позволяет наилучшим

* Настоящая статья была написана на основе материалов семинара, посвященного применению метода моделирования с помощью линейных структурных уравнений, проведенного 27–29 сентября 1995 г. на ф-те психологии МГУ. Лицензированный статистический пакет LISREL 8 (вместе с руководством по его использованию) был подарен доктором Т. Литтлом и Scientific Software психологическому ф-ту МГУ и Психологическому институту РАО (лаборатория С.Б. Малых).

Авторы выражают искреннюю благодарность П. Балтесу, Б. Ваннер, К. Видаману, Е.Л. Григоренко, У. Линденбергеру, Д. В. Люсину, М. Марсиске, Дж. Нессельроду, В.Ф. Петренко, В. Флисану, П. Хаулей и Б. Шмицу за ценные советы и комментарии, высказанные в ходе подготовки настоящей статьи к публикации.

образом решать множество исследовательских вопросов. Несмотря на то что в ранних попытках применения метода было много ошибок (зачастую его использовали не по назначению), исследователям и критикам удалось приобрести необходимый опыт в его использовании, осознав как потенциальные преимущества, так и существующие проблемы и "ловушки".

Структурное моделирование – это целый класс методов, включающих в себя анализ путей, конфирматорный факторный анализ, каузальное моделирование, анализ средних и ковариационных структур, анализ латентного роста кривых и другие методы, содержащие симультанное (одновременное) решение линейных уравнений. Существует также множество разных терминов, обозначающих эти методы: LISREL-анализ, каузальное моделирование, моделирование с помощью симультанных уравнений, моделирование с помощью линейных структурных уравнений, моделирование структур ковариаций и др. Использование такого количества разных терминов зачастую дезориентирует исследователя, создавая трудности в понимании того, что собой представляет структурное моделирование и в чем состоят его преимущества (см. [1, 8, 14]).

Структурное моделирование – это не столько набор статистических методов, сколько подход, предлагающий особый взгляд на реальность. С математической точки зрения структурное моделирование – близкий родственник хорошо известному эксплораторному факторному анализу, однако их взгляды на психологическую реальность принципиально различны. Структурное моделирование рассматривает факторы как конструкты, а переменные – как индикаторы. Если при традиционном факторно-аналитическом подходе теория и интерпретация результатов носят описательный характер и предлагается *post factum*, то при структурном моделировании теория первична, эксперимент исходит из нее и направлен на ее проверку и подтверждение. Специфика научных гипотез заключается в том, что при структурном моделировании тестируются целостные модели. В этом их отличие от специальных частных гипотез, имеющих место при традиционных процедурах анализа. Проверка же гипотез происходит в рамках целостной модели психологических отношений, заранее сформулированных в ней.

Большинство структурных моделей обладает двумя основными характеристиками, которые 1) учитывают ошибку измерения и 2) моделируют отношения между латентными переменными. В отличие от классического линейного моделирования (традиционных подходов, основывающихся на анализе наименьших квадратов, таких, как регрессионный анализ, дисперсионный анализ, большинство статистических методов анализа множественных переменных [29]) в МЛСУ учитывается ошибка измерения в независимых переменных. Отсутствие коррекции ошибки в классических методах имеет весьма серьезные последствия. В частности, это – завышенные дисперсии, заниженные корреляции и значения *R*-квадрат (объясненной дисперсии), смещенные, изобилующие погрешностями параметры. Подобные проблемы ведут к противоречивой оценке параметров, уменьшают возможность обобщения результатов, увеличивают вероятность накопления случайности ("капитализации шанса") и ошибки первого типа. Другими словами, отсутствие корректирования ошибки измерения может привести к неверным выводам. В МЛСУ ошибка измерения может быть скорректирована. Такого рода коррекция означает, что все оценки дисперсий, корреляций, регрессий, средних и т.п. представляют собой истинные, несмещенные оценки анализируемой выборки.

Латентные переменные – это теоретические или гипотетические конструкты, интересующие исследователя, своеобразные узлы понятийной сети. Латентные конструкты ненаблюдаемы, их прямое измерение и точная оценка затруднительны, если не невозможны. К счастью, они могут быть выведены из некоторых особенностей, проявляющихся в деятельности и поведении – при прямом наблюдении, в тестах способностей, вопросниках, и измерены. Измеряемые переменные, часто называемые актуальными или наблюдаемыми, являются **индикаторами** латентных

переменных. МЛСУ – методический подход, позволяющий проверять правдоподобность утверждений о латентных конструктах посредством работы с их индикаторами, что предполагает проверку надежности и валидности последних.

МЛСУ может реализовываться с помощью ряда готовых статистических пакетов, таких, как AMOS [3], COSAN [13], EQS [5], EzPATH [32], LISCOMP [26], LISREL [16], MX [27], PROC CALIS [31] и RAMONA [11], из которых наибольшей популярностью пользуются LISREL и EQS. Статистические преимущества вышеупомянутых программ наряду с их широкой доступностью (например, в некоторых случаях бесплатно через *Internet*), легкостью использования, способностью выявлять ошибки и предлагать помощь в программировании, очевидно, будут способствовать еще большей популярности МЛСУ.

Как уже упоминалось, МЛСУ позволяет определять и оценивать модели – теоретические и эмпирические, представляя собой прямой перевод первой модели в проверяемую вторую, т.е. является способом статистической операционализации теории. Разработанная модель – это представление исследователя об изучаемом феномене. Такие модели обычно следуют из гипотетической теории, описывающей и объясняющей психологические процессы и явления.

Обычно эмпирические модели "выражаются" на языке латентных конструктов, отражающих различные психологические понятия и процессы (например, интеллект, мотивация, депрессия, тревожность), измеряемые с помощью множественных – трех или более – индикаторов (пунктов вопросника, шкал, наблюдаемых поведенческих проявлений и т.п.), которые позволяют учитывать ошибку измерения. В эмпирических моделях возможные теоретические отношения между всеми конструктами в явном виде специфицированы (отношение, которое не специфицировано, есть утверждение о том, что данные переменные друг с другом не соотносятся). Наконец, эти модели дают возможность проверять все ожидаемые различия в отношениях между конструктами или группами индивидов. То есть в рамках МЛСУ исследователь может выдвигать и проверять гипотезы о различиях в средних, дисперсиях, ковариациях или корреляциях между разными группами, оставаясь уверенным в том, что все конструкты адекватно измерены, причем ошибка измерения была везде учтена.

Специфицированная теоретическая модель затем оценивается на эмпирически полученной матрице ковариаций (иногда используется также матрица корреляций). Другими словами, теоретическая модель, определенная исследователем, накладывается на наблюдаемую матрицу ковариаций. Если последняя соответствует теоретически ожидаемой матрице, исходящей из тестируемой модели, то есть основания утверждать, что теоретическая модель является адекватной репрезентацией конструктов, процессов и взаимоотношений, которые нашли отражение в матрице наблюдений. Таким образом, решающий в МЛСУ вопрос – это мера соответствия эмпирической и теоретически ожидаемой матриц.

При определении модели некоторые ее аспекты неизвестны, по крайней мере в начале анализа. Они соответствуют тому, что называют параметрами модели, отражающими информацию об изучаемых феноменах [29]. Эти неизвестные параметры должны быть оценены, исходя из наблюдаемых данных с использованием существующего программного обеспечения, разработанного для применения МЛСУ.

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЛСУ ПРИ ИЗУЧЕНИИ КРОССКУЛЬТУРНЫХ РАЗЛИЧИЙ

Мы выбрали конкретный пример, чтобы рассмотреть некоторые практические и теоретические вопросы МЛСУ, возникающие в связи с кросскультурным исследованием. Однако обсуждаемые вопросы не ограничиваются применением МЛСУ в контексте кросскультурных сравнений. Напротив, они применимы к любым типам сравнений множественных групп (например, мужчины/женщины, контрольные условия/

одно (или более) экспериментальное условие, хорошо успевающие студенты / плохо успевающие и т.д.). Обычно при любом сравнении множественных групп исследователя интересуют ответы на ряд вопросов. В первую очередь это вопросы, касающиеся качества измерения: были ли в каждой группе измерены одни и те же конструкторы? Сравниваем ли мы один и тот же феномен, явление, процесс? Являются ли конструкторы равно содержательно валидными и надежными? Данные вопросы важны в любом эмпирическом исследовании, но особенно – в кросскультурном, в силу его специфики (связанной со сложностью контроля независимой переменной и подбора испытуемых).

Кроме вопросов, связанных с измерением, возникают и такие, которые затрагивают содержание самого исследования: различаются ли группы по степени гомогенности ответов (т.е. сходны ли оценки дисперсий)? В отличие от классических методов, в МЛСУ гомогенность дисперсии не является необходимым условием дальнейшего анализа, напротив, это – психологический феномен, имеющий непосредственный теоретический смысл. Различаются ли средние уровни ответов (поведенческих реакций) по группам (другими словами, сходны ли оценки средних)? В МЛСУ могут быть заданы и классические вопросы дисперсионного анализа: различаются ли группы по степени связи разных конструкторов друг с другом (сходны ли оценки ковариаций и корреляций)? Применение МЛСУ также позволяет отвечать на вопросы, традиционно получаемые в рамках корреляционного и регрессионного анализа. Например, такие: отлична ли корреляция от нуля, некоторого известного значения или другой корреляции? Опосредует ли один конструктор отношения между другими конструкторами, существуют ли не прямые отношения между исследуемыми конструкторами в системе предсказываемых отношений?

Рассмотрим следующие вопросы: как проверить, измерены ли конструкторы эквивалентно в разных социокультурных контекстах? Являются ли ответы на пункты вопросника гомогенными в разных социокультурных контекстах? Существуют ли систематические различия средних в разных социокультурных контекстах? Есть ли систематические различия в корреляциях между конструкторами в разных социокультурных контекстах?

Кросскультурные исследования служат не только целям установления культурных различий, они могут также выступать в качестве метода, помогающего понять природу и универсальность психологических феноменов [4, 7]. Их недавнее возрождение как метода, используемого для этих целей, вызвало потребность в системе анализа, которая могла бы обеспечить сопоставимость конструкторов. Поскольку социокультурный контекст отражает совокупность факторов, процессов и измерений, их влияние на психологические феномены может быть понято, только если конструкторы будут эквивалентно определены в разных социокультурных контекстах [4, 7]. Эквивалентность конструкторов отсутствует, если понятие определяется в различных культурах по-разному. Следовательно, фундаментальная задача кросскультурного исследования – осуществлять сопоставление изучаемых конструкторов при проверке межгрупповых различий, т.е. избегать ситуации сравнения "яблок" с "апельсинами". Наша основная задача – рассмотреть важность и полезность использования структур средних и ковариаций в рамках анализа множественных групп (MACS – mean and covariance structures analyses [10, 16, 22]) в целях установления сопоставимости конструкторов, а также изучения возможных различий между группами.

Анализ структур средних и ковариаций (ССК) основывается на классической теории тестов и является вариантом моделирования с помощью линейных структурных уравнений, при котором в дополнение к обычной информации о дисперсиях и ковариациях, получаемой благодаря МЛСУ, рассматривается информация о средних. Анализ ССК позволяет определять сопоставимость конструкторов (изучаемых психологических понятий и процессов) и одновременно – возможные различия между группами, поскольку с его помощью можно осуществлять: а) проверку соответствия данных гипотетической факторной структуре (т.е. ожидаемой структуре отношений

индикаторов с конструктами как для констант регрессионных уравнений (далее – интерцептов (intercept)), так и для факторных нагрузок) сразу же в двух и более группах; б) проверку межгрупповой эквивалентности для всех измеряемых параметров (опять же как для интерцептов, так и для нагрузок); в) коррекцию ошибки измерения, благодаря чему точность оценок средних и ковариаций латентных конструктов улучшается; г) проверку гипотез о возможных социокультурных влияниях на конструкты (например, сравнение гнездовых моделей при анализе множественных групп).

Сопоставимость конструктов в анализе структур средних и ковариаций. Подобно анализу, проводимому в рамках МЛСУ, анализ ССК исходит из теоретически обоснованных предположений о факторной структуре набора индикаторов; кроме того, правильность этих предположений может быть оценена благодаря использованию различных показателей соответствия [20, 35]. В данном контексте мы определяем сопоставимость конструктов, или эквивалентность, как математическое равенство соответствующих параметров факторной структуры (факторных нагрузок и интерцептов индикаторов конструкта) в двух или более группах (т.е. сильная факторная инвариантность [24]). Проверка наличия эквивалентности осуществляется с помощью уравнивания соответствующих измеряемых параметров в исследуемых группах и оценки значений оптимального соответствия при использовании метода симультанной оценки модели [15, 16]. Эквивалентность конструкта может считаться обоснованной, если ограничения равенства в исследуемых группах не оказывают существенного влияния на степень соответствия модели.

Поскольку измеряемые переменные (далее – индикаторы) отражают как общие, так и специфические источники дисперсии, то влияния, обусловленные культурой, могут проявляться не только на общей дисперсии набора индикаторов, связанной с конструктом, но также и на специфической дисперсии одного или сразу нескольких индикаторов [24]. Эквивалентность конструктов возможна в том случае, если подобные воздействия обуславливают только общую дисперсию индикаторов конструкта, а не его специфические компоненты [17, 24]. Если социокультурные факторы по-разному воздействуют на специфические компоненты индикаторов (например, пункт вопросника плохо переведен или какой-либо его аспект воспринимается неоднозначно), тогда возникает неэквивалентность. Она является значимым результатом анализа; при ее достаточной выраженности количественные сопоставления конструктов не могут быть осуществлены¹.

Важное преимущество эквивалентности конструктов (высокой факторной устойчивости) заключается в том, что они определяются статистически одинаково в каждой группе; в результате можно сопоставить их содержательно и оценить точность этого сопоставления (рис. 1). Эквивалентность конструктов показывает, что а) их можно обобщать в изучаемых социокультурных контекстах; б) источники погрешностей и ошибок (погрешности, вызванные социокультурными факторами, ошибками перевода, различиями в условиях предъявления теста) минимальны; в) культурные различия одинаково влияют на измеряемые характеристики конструкта (т.е. конструкты сопоставимы, поскольку после учета общей дисперсии, определяющей конструкт, специфические дисперсии индикаторов независимы от культурных влияний); г) культурные различия в средних, дисперсиях и ковариациях конструкта являются количественными по своей природе. Таким образом, в рамках анализа ССК может быть протестирован широкий набор гипотез о моментах распределения конструкта в исследуемых выборках (средних, дисперсиях, ковариациях, корреляциях) при одновременном установлении его эквивалентности.

¹Инвариантность нагрузок и интерцептов необходимо описать математически, для того чтобы оценить относительные различия в величинах дисперсий и средних в разных группах.

ПРОВЕРКА ЭКВИВАЛЕНТНОСТИ В АНАЛИЗЕ СТРУКТУР СРЕДНИХ И КОВАРИАЦИЙ

Принимая во внимание, что анализ ССК включает интерцепты индикаторов конструкта, можно оценить шесть типов оценок параметров: 1) нестандартизированные коэффициенты регрессионных уравнений, описывающих связь индикаторов и латентных конструктов (нагрузки индикаторов), 2) интерцепты или средние индикаторов и 3) остаточные дисперсии (специфические факторы индикаторов), а также 4) средние латентных конструктов, 5) дисперсии и 6) ковариации и/или корреляции [15, 21]. На языке структурного моделирования первые три компонента относятся к измерительному уровню, а последние три – к уровню латентных конструктов. Эквивалентность конструктов ставит целью проверку того, остаются ли операциональные определения конструкта (надежные компоненты измеряемого пространства) теми же самыми в двух или более независимых выборках. Высказанное отличается от проблемы – являются ли одинаковыми компоненты конструктов (латентное пространство), – которая имеет отношение к гипотезам о возможных социокультурных влияниях на специфические параметры конструктов.

Для оценивания межгрупповых ограничений в анализе ССК может применяться статистическое или моделирующее обоснование. При **статистическом** обосновании эквивалентность проверяется как сравнение 1) модели, в которой специфические параметры уравнены в разных группах (так называемой *гнездовой модели*), и 2) модели, в которой эти (и оставшиеся) параметры оцениваются свободно во всех группах. Различие в χ^2 между двумя моделями фиксируется тестом ограничений равенства (с числом степеней свободы, равным разнице между количеством степеней свободы этих двух моделей). Если тест незначим, то отсутствие межгруппных различий между уравненными параметрами статистически подтверждается. Если различия между двумя моделями значимы, то существует доказательство неравенства между группами. При **моделирующем** обосновании, чтобы определить общую адекватность модели, ограничения оцениваются с помощью показателей практического соответствия. Данное обоснование применяют для больших моделей с большим количеством ограничений, поскольку статистика χ^2 – чувствительный показатель соответствия для таких больших моделей, особенно при работе с большими выборками (см. об этом

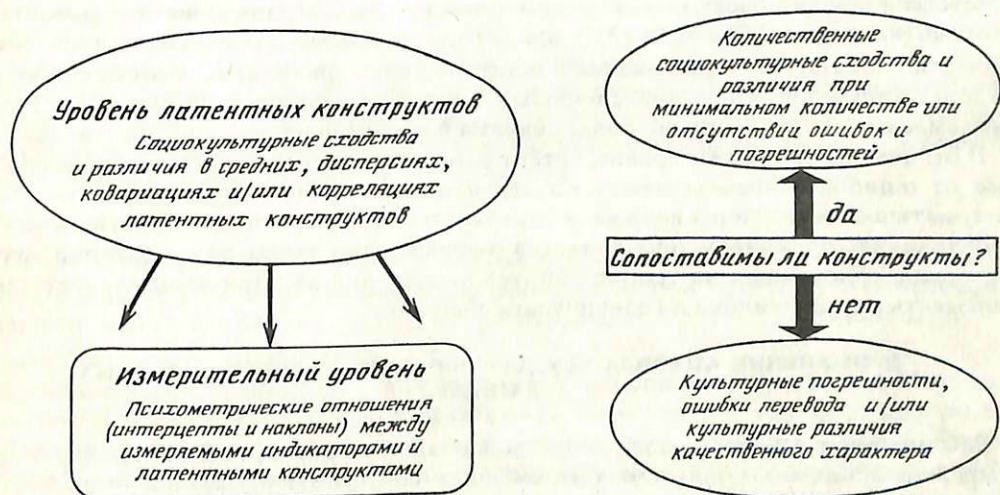


Рис. 1. Отношения между индикаторами (измеряемыми переменными) и латентными конструктами: типы и источники влияний при анализе возможных различий и сходств между группами в кросскультурном исследовании

[20]). Ограничения состоят в том, что в каждой группе нагрузки и интерцепты уравниваются. Это означает, что эквивалентная, или т.н. гнездовая, модель обладает меньшим количеством оцениваемых параметров (и следовательно, большим количеством степеней свободы), чем свободно оцениваемая модель.

Оба типа обоснований могут использоваться при оценке параметров как **измерительного**, так и **латентного уровня**. Но, поскольку эти уровни соответствуют качественно различным эмпирическим и теоретическим целям, соответствующие им обоснования будут также различаться. В частности, проверка эквивалентности конструкта (факторной инвариантности) включает оценку общей обоснованности гипотетической структуры отношений индикаторов и конструктов с помощью показателя общего соответствия модели. В данном случае различные источники несоответствия модели (случайные или систематические) могут оказаться незначительными, если степень ее соответствия приемлема. Если смешанные эффекты этих источников несоответствия малы, то они могут быть описаны как остаточные дисперсии и общий недостаток соответствия с минимальными или нулевыми потерями теоретической значимости. Более того, по сравнению с неинвариантной моделью, инвариантная существенно отличается своим объяснительным потенциалом, экономичностью и простотой (т.е. она оценивает меньшее число параметров, чем неинвариантная), что обеспечивает теоретическое и математическое основание для количественных сравнений между группами.

До сих пор не был установлен точный критерий для использования статистики относительного соответствия. Однако Л. Такер и К. Льюис [35] при сравнении факторных решений для часто анализируемых данных предположили, что если различия показателя соответствия модели Rho для двух решений (скажем, P и $P + 1$, где P есть число факторов) меньше .05, то полученная за счет добавления дополнительного фактора информация незначительна по отношению к P -факторному решению. Подобным образом Б. МакГо и К. Йореског [23] пришли к выводу о том, что если разница соответствия между моделями – свободно оцененной и с ограничениями – равна .022 (использовался коэффициент Rho), то можно ее пренебречь и говорить об инвариантности на основе принципа экономичности и полученного минимального различия в степени соответствия. Таким образом, моделирующее обоснование применимо для определения эквивалентности конструктов, если: а) общая степень соответствия модели приемлема (например, при $Rho \geq .90$); б) разницей в степени соответствия между моделями – свободно оцененной и с ограничениями – можно пренебречь (например, $\Delta Rho \leq .05$ [35]); в) показатели локального несоответствия (специфические показатели модификации и остаточные ковариации) являются единообразно и несистематически распределенными для параметров с ограничениями и г) принимаемая модель существенно более значима и экономична, чем альтернативная.

В отличие от уровня измерения, латентный уровень отражает объяснимые, свободные от ошибок эффекты между конструктами. В данном случае их проверка на систематические различия должна осуществляться с использованием статистического обоснования, поскольку оно является точным критерием для проверки специфических, основанных на теории гипотез о конструктах. При этом следует также учитывать размер ошибки и величину воздействия.

ПРИМЕНЕНИЕ АНАЛИЗА ССК ДЛЯ ОБРАБОТКИ КРОССКУЛЬТУРНЫХ ДАННЫХ

Рассмотрим техники а) разложения ковариации на дисперсии и корреляции [3] и б) представления контролируемых переменных (covariates) в рамках анализа ССК [34]. Цель этого примера заключается в том, чтобы продемонстрировать, как целостный анализ ССК может быть использован для оценки сопоставимости конструктов, влияния контролируемых переменных и возможных различий между группами по средним, дисперсиям, а также ковариациям или корреляциям конструкта.

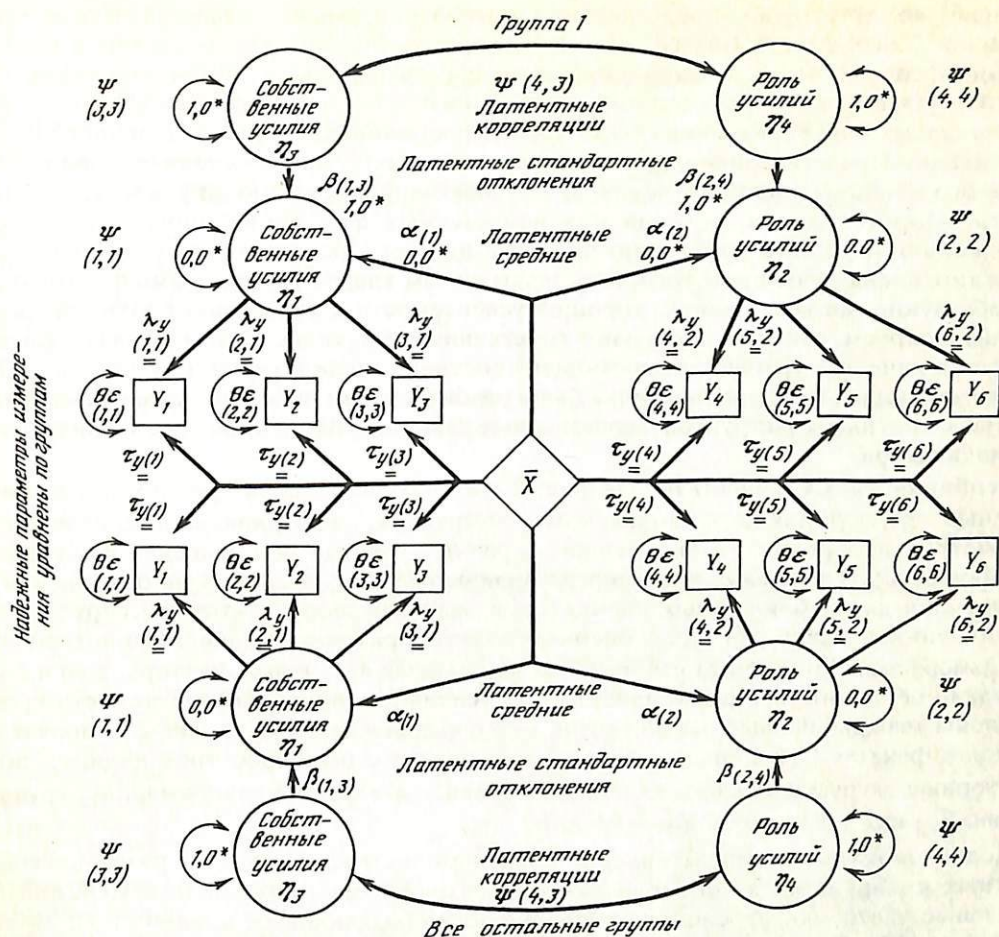


Рис. 2. Эквивалентность конструктов при анализе структур средних и ковариаций. Обозначения всех параметров модели соответствуют системе обозначений, используемой в программе LISREL [16]. Квадраты – измеряемые индикаторы, отходящие от них стрелки обозначают параметры измерительной модели (l, q и t); круги – латентные переменные, отходящие от них стрелки – параметры взаимодействия латентных переменных. Прямые однонаправленные стрелки – регрессионные параметры, от конструктов к переменным (латентные факторные нагрузки) или между конструктами (регрессии между латентными факторами); полукруглые двунаправленные стрелки – дисперсии или ковариации

Особенности выборки и данных. Выборки состояли из 2493 школьников 2–6-х классов 8–12 лет (равномерно распределенных по полу и возрасту): 517 человек из бывшего Западного Берлина, 657 – из Лос-Анджелеса, 551 – из Москвы и 768 – из Праги (более подробно см. [19, 28, 32])².

Группам детей предъявляли вопросник CAMI (Control, Agency, and Means-ends Interview [18]). Каждый его пункт зачитывали вслух, после чего дети проставляли ответы на бланке, пользуясь шкалой из четырех пунктов ("никогда", "редко", "часто", "всегда"). Методологической основой вопросника является теория действия [18], в которой выделяются субъект, средства и цели, а также отношения между ними. CAMI

²Эти данные взяты из проекта под названием "Действенный контроль и развитие ребенка", осуществляемого под руководством П. Балтеса, Г. Оттинген и Т.Д. Литтла в Институте развития и образования человека им. Макса Планка.

оценивает все три группы представлений, рассматриваемых в теории: 1) о причинах школьной успеваемости (means-ends beliefs – пять шкал); 2) о собственной старательности, способностях, везении и отношениях с учителями, т.е. различных условиях, способствующих получению хороших оценок и избеганию плохих (agency beliefs – четыре шкалы); 3) об управлении собственными достижениями в школе (control beliefs – одна шкала). Представления о причинах отражают точку зрения ученика о роли того или иного (внешнего или внутреннего) условия (например, помощи учителя, способностей, старательности, везения или неизвестных факторов), способствующего достижению успехов и избеганию неудач в школе. Представления о доступности отражают оценку учеником того, насколько он сам владеет различными факторами, способствующими достижению хорошей успеваемости и избеганию плохих оценок. Проанализируем, как дети оценивают собственные усилия и старательность, а также их роль в качестве условия, помогающего достичь успеха в учебе. С этой целью 12 соответствующих пунктов опросника были разбиты таким образом, чтобы на каждый из двух латентных конструкторов – собственные усилия и роль усилий, – приходилось по три индикатора.

Особенности ССК-анализа. На рис. 2 изображена модель средних и ковариационных структур для двух измеряемых конструкторов, с инвариантностью надежных параметров измерения, установленных в разных группах (т.е. высокая факторная устойчивость). В таблицах также представлены средние, стандартные отклонения и корреляции для наблюдаемых индикаторов. Каждый индикатор регрессируется на единичную константу ($\tau\delta_1 - \tau\delta_6$), оценивая таким образом ее среднее, или интерцепт. Два измеряемых конструкта изображены как парные латентные факторы 1-го и 2-го порядка (т.е. и собственные усилия, и роль усилий как причины успеваемости представлены дважды: первый раз на уровне 1-го порядка и затем на уровне 2-го порядка). Каждый фактор 1-го порядка, h_1 и h_2 , измеряется с помощью трех индикаторов. Факторные нагрузки каждого индикатора уравнианы в группах (например, $\lambda_{1,1}$ группы 1 равна $\lambda_{1,1}$ каждой из оставшихся групп).

Целью зеркального представления каждого конструкта является разделение латентных ковариаций, из которых состоит исходная матрица анализа ССК, на их составные части – дисперсии и корреляции, легко поддающиеся пониманию и интерпретации [12]. Рассматриваемый нами зеркальный конструкт предсказывает все дисперсии связанного с ним изображения 1-го порядка ($\Psi_{1,1}$ и $\Psi_{2,2}$ приравнены к нулю). В результате параметры $\beta_{1,3}$ и $\beta_{2,4}$ содержат оценки стандартных отклонений соответствующих латентных конструкторов. Эти оценки должны быть зафиксированы на отличном от нуля уровне в первой группе (например, на 1, которая обозначена 1.0* рядом с оценкой группы 1) как часть определения модели. В последующих группах эти оценки – свободные. Теперь латентные конструкты более высокого порядка, являясь стандартизированным вариантом нестандартизированных конструкторов более низкого порядка, могут быть сопоставлены по разным группам с другими конструктами³.

Наконец, дисперсии факторов 2-го порядка ($\Psi_{3,3}$ и $\Psi_{4,4}$) зафиксированы на единице для завершения определения модели и установления шкалы измерения. Поскольку эта шкала основана на единичной дисперсии, отношения между зеркальными конструктами оцениваются как корреляции в каждой группе. Соответствующие константы регрессионных уравнений индикаторов ($\tau\delta_1 - \tau\delta_6$) также уравнианы по группам, для того чтобы оценить средние по каждому конструкту. Оцененные латентные

³Хотя определение конструкторов и установление шкалы измерения может быть осуществлено с помощью фиксации данной факторной нагрузки [16], фиксация дисперсий конструкта обеспечивает грубую стандартизованную метрику для латентных параметров модели и позволяет разделить информацию о дисперсиях и ковариациях на латентном уровне (см. также [18]).

Таблица 1

Оцененные параметры измерительной модели

Переменная	Нагрузки			Общность			
	Средние	ПСУ	ПРС	ЛА	М	ЗБ	П
ПСУ1	3.18	.47	—	.52	.50	.61	.55
ПСУ2	3.15	.46	—	.49	.48	.58	.48
ПСУ3	3.07	.41	—	.45	.47	.50	.47
ПРУ1	2.92	—	.40	.37	.41	.44	.42
ПРУ2	2.87	—	.37	.34	.28	.36	.37
ПРУ3	2.82	—	.38	.37	.33	.33	.33

Примечание. ПСУ – представления о собственных усилиях, ПРС – представления о роли усилий. ЛА – Лос-Анджелес, М – Москва, ЗБ – Западный Берлин, П – Прага.

Таблица 2

Оцененные параметры латентной модели

Параметр	Лос-Анджелес		Москва		Западный Берлин		Прага	
	ПСУ	ПРС	ПСУ	ПРС	ПСУ	ПРС	ПСУ	ПРС

Свободно оцененные

Стандарт. откл. *	1.0	1.0	.86	.99	.97	.90	.86	.94
Средние	.0	.0	-.19	-.36	-.15	-.45	.01	.25
Корреляции	.22	—	.24	—	.29	—	.26	—
Ковариации**	.22	—	.21	—	.25	—	.21	—
Эффекты пола	.47	-.16	.49	-.08	.02	.05	.23	-.14
Эффекты класса ¹	-.15	.50	-.04	.20	.09	.42	.22	.21
Эффекты класса ²	-.35	-.03	-.09	.08	.02	.11	-.35	-.11

Ограниченные

Стандарт. откл.	1.0	1.0	.86	1.0	1.0	1.0	.86	1.0
Средние	.0	.0	-.18	-.40	-.18	-.40	.0	.25
Корреляции	.25	—	.25	—	.25	—	.25	—
Ковариации	.22	—	.22	—	.22	—	.22	—
Эффекты пола	.48	-.15	.48	-.15	.0	.0	.23	-.15
Эффекты класса ¹	.0	.47	.0	.21	.0	.47	.21	.21
Эффекты класса ²	-.35	.0	.0	.0	.0	.0	-.35	.0

Примечание. *Для осуществления проверки стандартные отклонения конструкторов ($\beta_{1,3}$ и $\beta_{2,4}$) уравниваются по группам через приравнивание этих элементов к 1.0 (фиксированная метрика первой группы).

**Параметр $\Psi_{4,3}$ оценен в ковариационной метрике посредством фиксации $\beta_{1,3}$ и $\beta_{2,4}$ на 1.0 и освобождения $\Psi_{3,3}$ и $\Psi_{4,4}$, а затем наложения ограничений равенства на результирующие оценки ковариаций в каждой группе.

¹ – линейный эффект, ² – квадратичный эффект.

средние (α_1 и α_2) устанавливаются произвольно, так, что данное среднее может быть определено и оценено только как относительное расстояние от определенной точки отсчета (имеется в виду фиксация латентных средних первой группы на 0 или 1 [22]).

Оценка эквивалентности конструкторов. Представленная как комбинированная модель с множественными группами без ограничений равенства между ними, наша

Множественные тесты межкультурных различий по латентным конструктам

Тестируемые параметры	Тесты различий				
	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	Δdf	p
Полная инвариантность					
Стандарт. откл.	263.28	110	15.77	6	.015
Средние	389.36	110	141.85	6	<.001
Ковариации	248.40	107	0.89	3	.828
Корреляции	248.03	107	0.52	3	.914
Пол	270.96	110	23.45	6	.001
Класс *	283.67	116	36.16	12	<.001
Частичная инвариантность					
Стандарт. откл.	251.09	110	3.58	5	.611
Средние	249.78	107	2.27	3	.518
Пол	255.49	110	7.98	6	.240
Класс *	262.06	116	14.55	12	.267

Примечание. Сравнение $\chi^2(104) = 247.51$; Δ – разница между сравниваемой и тестируемой моделями; χ^2 – статистика максимального правдоподобия хи-квадрат; df – степени свободы, p – уровень вероятности.

*Симультанная проверка линейных и квадратичных эффектов школьного класса (возраста).

модель показала приемлемое соответствие ($NNFI = .939$, $IFI = .967$, $NFI = .943$), что говорит об обоснованности общей структуры⁴. Все вышеупомянутые показатели дают сравнительную оценку модели (как свободно оцененной, так и с ограничениями) с т.н. нулевой моделью, или моделью нулевых ожиданий. При этом $NNFI$ является простым математическим эквивалентом Rho , а NFI представляет его нормированный вариант и, в отличие от $NNFI$, не может превышать 1.0. Когда инвариантность интерцептов и нагрузок была усилена (при проверке эквивалентности конструктов), степень соответствия модели стала приблизительно на .02 меньше, чем модели без ограничений, и продолжала оставаться вполне приемлемой ($NNFI = .934$, $IFI = .953$, $NFI = .922$). Использование моделирующего обоснования показывает, что конструкты обладают эквивалентными измерительными свойствами и, таким образом, являются кросскультурно сравнимыми. Этот вывод основан, в частности, на а) отсутствии локального несоответствия, б) экономичности (эквивалентная модель содержит меньше оценок параметров, чем неинвариантная), а также на том, что в) различия в степени соответствия, хотя и являются статистически значимыми ($\chi^2(24) = 65.8$, $p < .001$), практически пренебрежимо малы.

Проверка социокультурных различий. Поскольку сопоставимость конструктов оказалась удовлетворительной, можно проверить по крайней мере пять независимых гипотез по трем группам о равенстве латентных 1) стандартных отклонений, 2) средних, 3) корреляций, 4) ковариаций и 5) о взаимодействиях между контролируе-

⁴В неинвариантной (т.е. свободно оцененной) модели факторные нагрузки и интерцепты индикаторов не были уравнены в разных группах. Таким образом, относительные различия между дисперсиями (элементы $\beta_{1,3}$ и $\beta_{2,4}$) и относительные различия средних (элементы α_1 и α_2) не определены и должны быть зафиксированы в каждой группе. Нулевой $\chi^2(144) = 3164.3$. Использовались следующие показатели соответствия модели: ненормированный показатель соответствия ($NNFI$ – Non-Normed Fit Index [6], или Rho [35]), нормированный показатель соответствия (NFI – Normed Fit Index [6]), инкрементный показатель соответствия (IFI – Incremental Fit Index [9]) и показатель максимального правдоподобия с коэффициентом χ^2 .

мыми переменными и выбранными группами. Мы проверяли гипотезы о существенных различиях между культурами, используя статистическое обоснование. Табл. 1 содержит уравненные параметры измерительного уровня, а в табл. 2 представлены свободно оцененные параметры конструктно-эквивалентной модели, относящиеся к латентному уровню. Как видно из данных табл. 2, многие из параметров латентной модели различаются. Эти очевидные различия отражают влияние социокультурного контекста на психологические конструкты. Табл. 3 содержит сравнения гнездовых моделей, используемые для проверки значимости возможных социокультурных различий по этим параметрам.

Как показывают данные табл. 3, все различия были значимыми, за исключением сравнений корреляций/ковариаций. То есть природа двух параметров, отражающих представления детей о школьных достижениях, подвержена сильному влиянию социокультурного контекста. Равенство связи между двумя конструктами в каждом контексте говорит о том, что такого рода индивидуальные различия достаточно устойчивы по отношению к социокультурным влияниям. Будучи небольшим, этот эффект, однако, указывает: дети, которые придают большое значение усилиям как фактору, влияющему на школьные успехи, также высоко оценивают собственные усилия при достижении хороших оценок.

Для дальнейшей проверки природы сходств и различий в этих конструктах были рассмотрены оценки, их стандартные ошибки, показатели модификации и остаточные ковариации для выявления тех оценок, которые не могут быть ограничены по всем группам. Для оценок, отражающих наибольшую степень несоответствия (высокий показатель модификации, большой остаток и/или большая стандартная ошибка), ограничения были сняты или, напротив, приравнены к другой подобной оценке; затем степень соответствия модели была снова проверена на значимость. Особенность этой процедуры заключается в том, что, хотя множественное значение p стало больше, чем .20 (см. табл. 3), любое дополнительное ограничение вело к уменьшению соответствия ($p < .05$), а каждое остающееся различие – к существенному падению соответствия ($p < .01$).

Что касается изменчивости конструктов (т.е. их стандартных отклонений), только параметр собственных усилий у московских и пражских детей отличался от данных испытуемых из других выборок. Показатель меньшей изменчивости говорит о том, что школьники этих выборок в целом были более сходны в восприятии доступности усилия, чем дети из Лос-Анджелеса и Западного Берлина, однако они, как и испытуемые остальных выборок, одинаково воспринимали важность усилия, необходимого для достижения школьной успешности. В латентных уровнях средних значений этих конструктов обнаружены заметные различия в четырех социокультурных контекстах. Однако результаты последующих тестов показали, что московские и западно-берлинские дети не различались по параметрам собственных усилий и оценке роли усилий; их оценки были ниже, чем у детей из Праги и Лос-Анджелеса. Собственные усилия оценивались ими сходным образом, однако пражские школьники рассматривали усилие как более важное средство достижения хороших оценок, чем испытуемые других выборок.

В рамках использования моделей ССК возможен также контроль различных переменных, которые могли воздействовать на результаты анализа. Это позволило проанализировать влияние пола и возраста испытуемых. Поскольку изменения, связанные с возрастом, могут носить как линейный, так и нелинейный (квадратичный) характер, это было учтено при анализе. Как видно из табл. 2, школьники Лос-Анджелеса и Москвы продемонстрировали сходную картину различий по полу, а в Западном Берлине и Праге различия оказались иными. Возрастные тенденции в наших выборках также различны. Если бы эти переменные не были включены в анализ, они могли бы исказить интерпретацию данных, связанных с социокультурными различиями, поскольку взаимодействуют с каждой из рассмотренных культур.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Модели ССК являются полезным средством анализа данных кросскультурных исследований. Поскольку средние или интерцепты измеряемых индикаторов с самого начала в явном виде включены в модели ССК, они обеспечивают надежную проверку валидности сопоставления конструкторов. Более того, форма культурных различий проверяется на многих характеристиках конструктора (средних, дисперсиях, ковариациях и/или корреляциях). Возможна проверка обоснованности эквивалентности конструкторов с использованием показателей соответствия модели (моделирующее обоснование), в то время как специфические гипотезы относительно природы возможных социокультурных различий (по конструкторам) должны проверяться с помощью точных статистических критериев. Модель с эквивалентными конструкторами обладает преимуществами по трем причинам: а) с точки зрения теории она экономична, являясь поэтому априорно разумной гипотезой, которую можно принять к рассмотрению; б) она экономична эмпирически, требуя меньшего количества оценок, чем неинвариантная модель; в) обеспечивает математическую и теоретическую базу, на основе которой могут быть проведены сравнения между группами. Сильная факторная инвариантность показывает, что конструкторы являются принципиально сходными в каждом социокультурном контексте, т.е. сопоставимыми. Гипотезы о природе возможных социокультурных влияний могут быть проверены значимым образом по любому из базовых моментов в каждой выборке.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Григоренко Е.Л. Применение статистического метода моделирования с помощью линейных структурных уравнений в психологии: за и против // *Вопр. психологии*. 1994. № 4. С. 108–126.
2. Anderson J.C., Gerbing D.W. Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach // *Psychol. Bull.* 1988. V. 103. P. 411–423.
3. Arbuckle J.L. Amos users' guide. Chicago: Smallwaters corp., 1995.
4. Baltes P.B., Reese H.W., Nesselroade J.R. Life-span developmental psychology: Introduction to research methods. Hillsdale: Erlbaum, 1977.
5. Bentler P.M. EQS: Structural equations program manual. Los Angeles: BMDP Statistical Software, 1993.
6. Bentler P.M., Bonett D.G. Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures // *Psychol. Bull.* 1980. V. 88. P. 588–606.
7. Berry J.W., Poortinga Y.H., Segall M.H., Dasen P.R. Cross-cultural Psychology: Research and Applications. Cambridge: Cambridge Univ. Press, 1992.
8. Bollen K.A. Structural equation modeling with latent variables. N.Y.: Wiley, 1989.
9. Bollen K.A. A new incremental fit index for general structural equation models // *Soc. Methods and Res.* 1989. V. 17. P. 303–316.
10. Browne M.W., Arminger G. Specification and estimation of mean- and covariance-structure models // *Handbook of statistical modeling for the social and behavioral sciences* / Eds. G. Arminger, C.C. Clogg, M.E. Sobal. N.Y.: Plenum Press, 1995.
11. Browne M.W., Mels G. RAMONA PC: User's guide. Columbus: The Ohio State Univ., 1994.
12. Cudeck R. Analysis of correlation matrices using covariance structure models // *Psychol. Bull.* 1989. V. 105. P. 317–327.
13. Fraser C. COSAN: User's guide. Armidale, Australia: Univ. of New England, 1992.
14. Hoyle R.H. Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications. Sage Publications, 1995.
15. Joreskog K.G. Simultaneous factor analysis in several populations // *Psychometrika*. 1971. V. 36. P. 409–426.
16. Joreskog K.G., Sorbom D. LISREL 7: A guide to the program and application (2nd ed.). Chicago: SPSS, 1989.
17. Lawley D.N., Maxwell A.E. Factor analysis as a statistical method (2nd ed.). L.: Butterworth, 1971.

18. Little T.D., Oettingen G., Baltes P.B. The revised control, agency, and means-ends interview (CAMI): A multi-cultural validity assessment using mean and covariance (MACS) analyses (Materialien aus der Bildungsforschung, No. 49). B.: Max Planck Inst. for Human Dev. and Education, 1995.
19. Little T.D., Oettingen G., Stetsenko A., Baltes P.B. Children's action-control beliefs about school performance: How do American children compare with German and Russian children? // J. Pers. and Soc. Psychol. 1995. V. 69. № 4. P. 686-700.
20. Marsh H.W., Balla J.R., McDonald R.P. Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size // Psychol. Bull. 1988. V. 103. P. 391-410.
21. McArdle J.J., Cattell R.B. Structural equation models of factorial invariance in parallel proportional profiles and oblique confactor problems // Multivariate Behav. Res. 1994. V. 29. P. 63-113.
22. McArdle J.J., McDonald R.P. Some algebraic properties of the reticular action model for moment structures // British J. Mathem. and Statistical Psychol. 1984. V. 37. P. 234-251.
23. McGaw B., Joreskog K.G. Factorial invariance of ability measures in groups differing in intelligence and socioeconomic status // British J. Mathem. and Statistical Psychol. 1971. V. 24. P. 154-168.
24. Meredith W. Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance // Psychometrika. 1993. V. 58. P. 525-543.
25. Mulaik S.A. The foundations of factor analysis. N.Y.: McGraw-Hill, 1972.
26. Muthen B. LISCOMP: Analysis of linear structural equations with a comprehensive measurement model. Mooresville: Scientific Software, 1987.
27. Neale M.C. MX: User's guide. Richmond: Univ. of Virginia Commonwealth, 1991.
28. Oettingen G., Little T.D., Lindenberger U., Baltes P.B. Causality, agency, and control beliefs in East versus West Berlin children: A natural experiment on the role of context // J. Pers. and Soc. Psychol. 1994. V. 66. P. 579-595.
29. Raykov T., Widaman K.F. Issues in applied structural equation modeling research // Structural Equation Modeling. 1995. V. 2. P. 289-318.
30. Rindskopf F. Using phantom and imaginary latent variables to parameterize constraints in linear structural models // Psychometrika. 1984. V. 49. P. 37-47.
31. SAS Institute. SAS/STAT: User's guide (Version 6. 4th ed. V. 1). Cary, NC: SAS Institute, 1990.
32. Steiger J.H. EzPATH: A supplementary module for SYSTAT and SYGRAPH. Evanston: SYSTAT, 1989.
33. Stetsenko A., Little T.D., Oettingen G., Baltes P.B. Agency, control, and means-ends beliefs about school performance in Moscow children: How similar are they to beliefs of Western children? // Dev. Psychol. 1995. V. 31. P. 285-299.
34. Sorbom D. Structural equation models with structured means // Systems under direct observation / Eds. K.G. Joreskog, H. Wold. N.Y.: Praeger, 1982. P. 183-195.
35. Tucker L.R., Lewis C. A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis // Psychometrika. 1973. V. 38. P. 1-10.