
ТЕОРИЯ МЕТОДОВ

Н.В. Крупенкова
(Москва)

СОЦИОЛОГИЧЕСКОЕ ИЗМЕРЕНИЕ: СТАНОВЛЕНИЕ МОДЕЛЕЙ С ЛАТЕНТНЫМИ ПЕРЕМЕННЫМИ¹ (Часть 1)

В статье прослеживается история становления основных видов моделей с латентными переменными. Рассматриваются задачи и проблемы измерения на этапе возникновения той или иной модели. Освещаются представления о форме и характере связи ненаблюдаемых сущностей с наблюдаемыми характеристиками, которых придерживались создатели моделей.

Ключевые слова: измерение, латентные переменные, модели с латентными переменными, классическая теория тестов, факторный анализ, IRT, латентно-структурный анализ.

Обращение к истории становления моделей с латентными переменными, которые тем или иным образом внесли свой вклад в развитие исследовательских процедур в социологии, является, по сути, обращением к истокам и способам формализации представлений об отношении явных и латентных сущностей, эмпирических данных и теоретических понятий. Изучение условий и оснований появления моделей

Наталья Витальевна Крупенкова – младший научный сотрудник Института социологии РАН. E-mail: krupenkova@list.ru.

Автор выражает признательность Г.Г. Татаровой и И.Ф. Девятко за их рекомендации при подготовке статьи.

¹ Статья подготовлена при поддержке Российского фонда фундаментальных исследований в рамках проекта № 06-06-80253.

ведет к пониманию формализации как результата значительных усилий, направленных на решение содержательных исследовательских задач, преодоление методологических и эмпирических трудностей ради возможности получения научно обоснованного вывода. Историческая перспектива явно обнаруживает ложность представлений о ригидности формальных моделей, их нечувствительности к вызовам процесса исследования, проясняет вопрос о степени обоснованности радикальной критики и оценке реальных возможностей так называемого «количественного» подхода к социологическому исследованию.

Любая модель имплицитно или в явной форме предполагает то или иное определение латентной переменной. Неформальные определения не отражают ее свойств и не специфицируют ее отношения с индикаторами и, тем самым, не обеспечивают необходимых для построения моделей допущений. Поэтому ограничимся рассмотрением наиболее существенных формальных определений.

Формальное определение латентной переменной через ожидаемое значение обычно связывается с классической теорией тестов. Значение латентной переменной – истинный балл – трактуется как среднее наблюдаемых значений, которые гипотетически могут быть получены в результате идеального бесконечного теста.

Возможно, наиболее популярным способом определения латентной переменной является определение через локальную независимость индикаторов. Это определение основывается на предположении, что латентная характеристика обуславливает наличие связей между наблюдаемыми переменными. И тогда, если она поддерживается на постоянном уровне (имеет некоторое постоянное значение), наблюдаемые переменные – статистически независимы.

Рассматривая наиболее распространенные способы определения латентных переменных, К.А. Боллен указывает на ограничения их применимости¹ и в этой связи представляет более уни-

¹ Применение формальных определений зачастую ограничено предположениями, лежащими в их основе, такими как некоррелированность ошибок измерения,

версальное, релевантное множеству стандартных и нестандартных моделей. Это определение формализует интуитивное представление о латентной переменной как о переменной, у которой отсутствуют явные, наблюдаемые значения: «Латентная случайная (или неслучайная) переменная – это случайная (или неслучайная) переменная, по <значениям> которой невозможно осуществить выборку <респондентов>, по меньшей мере, для некоторых наблюдений в имеющейся выборке» [1, р. 612]. С этой точки зрения все переменные могут считаться латентными до тех пор, пока их выборочные значения не окажутся доступными наблюдению. Заметим при этом, что каждое из приведенных выше определений имеет самостоятельную ценность, в частности, в смысле обсуждения особенностей моделей с латентными переменными.

Следуя П. Благушу, в качестве моделей с латентными переменными мы будем рассматривать «совокупность статистических моделей, описывающих и объясняющих наблюдаемые данные их зависимостью от ненаблюдаемых характеристик, которые могут быть сконструированы с помощью определенных математических методов» [2, с. 21]. Для удобства изложения воспользуемся классификацией моделей, предложенной Д. Бартоломью [3, р. 3–4]. Эта классификация выстроена на основании различения латентных и наблюдаемых переменных, с одной стороны, и учета уровня их измерения – с другой. С точки зрения уровня измерения в рамках этой классификации существенно лишь различие между метрическими и категориальными переменными¹. Таким образом, выделяются четыре класса моделей с латентными переменными: а) модели, в которых и латентные, и на-

отсутствие влияния индикаторов друг на друга и латентную переменную и т.д. Определение, предложенное К.А. Болленом, лишено таких ограничений, что существенно расширяет сферу его применимости [1, р. 609–615].

¹ Другими словами, во внимание принимается только различие между континуальными и дискретными, или так называемыми «количественными» и «качественными» переменными.

блюдаемые переменные – *метрические*; б) модели, в которых латентные переменные – *метрические*, а наблюдаемые – *категориальные*; в) модели, в которых латентные переменные – *категориальные*, а наблюдаемые – *метрические*; г) модели, в которых и латентные, и наблюдаемые переменные – *категориальные*. В первой части будут рассмотрены модели классической теории тестов, факторного анализа (в его одно- и многофакторной версиях), IRT и латентно-структурного анализа.

Классическая теория тестов

Сама идея связывания наблюдений с латентными характеристиками вполне тривиальна. Свидетельства об интуитивной оценке латентных свойств на основании наблюдаемых данных даются историей с древнейших времен [см., например, 4, с. 13–36]. Однако начало научного подхода к этой задаче традиционно связывается с именем английского исследователя сэра Ф. Гальтона и лежит в области изучения интеллектуальных способностей.

Ф. Гальтон – исследователь проблем метеорологии, антропологии, биологии, психологии и статистики – занимался вопросами наследственности, поскольку считал евгенику эффективным инструментом влияния на эволюцию¹ человека. Интерес к наследственности человека естественным образом ставил задачу изучения индивидуальных различий. «Моя основная цель, – пишет Ф. Гальтон, – заключалась в том, чтобы показать разнообразные врожденные способности разных людей и огромные различия в разных семьях» [5, р. В]. Он пытается найти причину статистического сходства между следующими друг за другом успешными поколениями [6, р. 80]. Исследования в этой области приводят его к предположению о роли наследственности, впервые сформу-

¹ Здесь небезынтересно отметить, что Ф. Гальтон приходился двоюродным братом Ч. Дарвину.

лированному в статье «Наследственный талант и характер»¹ в 1865 г.²: интеллект и сопутствующие качества, необходимые для жизненного успеха, являются врожденными, и положение в обществе объясняется не статусом семьи, а наследованием умственных способностей. Согласно Ф. Гальтону, «две причины влияют на семейное сходство: одна из них – наследственность, другая – случайность» [6, р. 195], но наследственность существенно преобладает над внешними факторами в формировании интеллектуальных способностей. Иными словами, латентная переменная – наследственность – определяет значения наблюдаемых переменных – показателей интеллекта – с поправкой на действие случайных влияний среды.

С точки зрения становления моделей с латентными переменными важно отметить, что в определенной мере взгляды Ф. Гальтона отражают традиционное для науки представление о сущности наблюдаемых явлений. Истоки этого представления восходят к работам Г. Галилея, в которых «многообразие конкретных форм было сведено к небольшому числу геометрических идеализированных прообразов. Позднее в теории измерения возникла проблема поиска идеальных “фактических” значений, заменяющих <...> множество различных “наблюдаемых” значений» [2, с. 55]. К. Пирсон – знаменитый ученик и сотрудник Ф. Гальтона – использует эту близкую к современной терминологию («фактические» и «наблюдаемые» значения, «ошибки измерения»), с помощью которой гальтоновская модель измерения латентных переменных может быть исчерпывающе описана. И это описание является основным уравнением классической теории тестов:

¹ Galton F. Hereditary Talent and Character // Macmillan's Magazine. 1865. June. P. 157–166.

² Примечательно, что Г. Мендель в том же 1865 г. заканчивает опыты по гибридизации сортов гороха и представляет свой знаменитый доклад о роли наследственных факторов в Брюннском обществе естествоиспытателей.

$$X = T + e, \quad (1)$$

где X – наблюдаемое значение; T – истинное значение; e – ошибка измерения.

В 1884 г. с целью изучения индивидуальных различий Ф. Гальтоном была создана антропометрическая лаборатория. Ее посетители могли пройти испытания («тесты») своих способностей, причем принципиальных различий между интеллектуальными и физическими способностями не делалось, поскольку, как пишет К. Пирсон, «наша умственная и моральная природа настолько же, насколько и физическая, – результат действия наследственных факторов» [цит. по: 7, р. 79]. Между различными антропометрическими показателями Ф. Гальтон измеряет корреляционные («корреляционные») связи. Два показателя «находятся в корреляции, когда изменение одного сопровождается в среднем большими или меньшими изменениями другого в том же направлении» [цит. по: 8, с. 176]. Вдохновленный идеями Ф. Гальтона, К. Пирсон предлагает свой хорошо известный коэффициент корреляции¹. При этом корреляция понимается как результат действия некоторой общей для обеих переменных причины – наследственности. Именно общие причины определяют и само возникновение корреляции, и ее тесноту.

Коэффициент корреляции как основание для вывода о причинных отношениях критиковался уже современниками К. Пирсона: «получение корреляций между вариациями и затем предположение причинной связи <...> – только разновидность очень старого метода сопутствующих изменений, который описан почти в каждой книге по логике <...> Существует, однако, такая разница: согласно методу коррелированных вариаций, как его приводят биометристы², если два явления *в среднем* варьируют совместно, непременно

¹ Отметим, что у К. Пирсона, как известно, корреляция фиксирует отклонения от средних арифметических, нормированные величинами средних квадратических отклонений, а у Ф. Гальтона – отклонения от медианы, нормированные величинами среднего квартильного отклонения.

² Ф. Гальтон и К. Пирсон считаются одними из основоположников биометрии.

но существует причинная связь; согласно методу сопутствующих изменений, как его описывают логики, если два явления неизменно варьируют совместно, причинная связь *вероятна*» [цит. по: 7, р. 81]. При всем этом хотелось бы заметить, что в случае гальтоновских исследований интерпретация коэффициента корреляции была следствием теоретической нагруженности модели: наследственность признавалась фактором, детерминирующим антропометрические показатели. Говоря современным языком, Ф. Гальтоном была представлена первая модель с эффект-индикаторами.

Кроме того, считается, что начало идеи локальной независимости как основы для определения латентных переменных также следует искать в работах Ф. Гальтона – ведь его представления о природе человеческих способностей предполагали, что «если бы наследственная основа специфических способностей людей была бы установлена, то особи с одной и той же наследственной основой и одними и теми же комбинациями наследственных признаков могли бы иметь только случайные отличия» [2, с. 59].

В своем послесловии к статье Дж. Кеттела¹, предлагающего ряд измерительных процедур, также названных «тестами», Ф. Гальтон впервые указывает на необходимость отслеживать качественные характеристики инструмента измерения. Он полагает, что для достижения наилучших результатов используемый «набор мер следует сравнивать с независимой оценкой человеческих способностей. Так мы можем выяснить, какие из мер являются наиболее показательными» [9, р. 380]. Как известно, впоследствии сходные процедуры стали практиковаться (не без помощи коэффициента корреляции) с целью валидации измерений.

Значение деятельности Ф. Гальтона для поведенческих наук принято сравнивать с тем, что сделал уже упоминавшийся выше Г. Галилей для физической науки [10, с. 27]. В частности, именно идеи Ф. Гальтона стали почвой для появления новой модели, свя-

¹ *Cattel J.Mck. Mental Tests and Measurements // Mind. 1890. Vol. 15. P. 373–380.*

зывающей латентные переменные с их индикаторами, – модели факторного анализа.

Факторный анализ: модель общего фактора

Первая версия факторного анализа была предложена английским психологом и статистиком Ч.Э. Спирменом. Ее появление в 1904 г. [11] тесно связано со стремлением автора выявить «психические тенденции, и в особенности те, которые связывают так называемые “умственные тесты” с психической активностью более высокой степени общности» [11, р. 205], и, тем самым, восполнить недостающее звено в теоретическом обосновании экспериментальной психологии.

Ч. Спирмен упрекает своих коллег-современников, в том числе таких, как Дж. Кеттел и Э. Торндайк, в том, что они мало озабочены проблемой соотнесения результатов лабораторных экспериментов и реальности, и вменяет им «такое преступление против логики, как предпочтение их собственных априорных воззрений всему множеству показательных фактов» [11, р. 221]. А факты, с его точки зрения, свидетельствуют против разделяемого его оппонентами представления о множественности и независимости умственных способностей. Являясь приверженцем так называемой «корреляционной психологии», Ч. Спирмен обращает внимание на наличие положительных корреляций между результатами тестирования различных интеллектуальных способностей. Это открытие и явилось основой его собственной теории интеллекта.

В полном согласии с логикой Ф. Гальтона и К. Пирсона Ч. Спирмен предполагает, что «если любые две способности в некоторой степени связаны друг с другом, то в той же степени они могут рассматриваться как определяемые общим (general) фактором»¹ [12, р. I]. Иначе говоря, корреляция двух тестов на интеллектуаль-

¹ Важно отметить, что здесь Ч. Спирмен фактически определяет латентную переменную – фактор g – через локальную независимость индикаторов.

ные способности «указывает на нечто общее» [11, р. 258], присутствующее в них обоих. Это общее начало и является общим интеллектуальным фактором (g), который представляет собой некоторую причинную латентную сущность, объясняющую наличие корреляций между индикаторами интеллектуальных способностей.

Природу фактора g Ч. Спирмен связывает с существованием общей умственной энергии человека [12, р. 89, 137], поэтому все ветви интеллектуальной активности определяются действием этого фактора. Более того, он считает, что « g является фактором, который проникает в измерения способностей всех видов» [12, р. 411] и распространяется на всю сферу самосознания личности, все ментальные процессы [12, р. 195]. Рассматривая общий фактор как универсальную причинную латентную переменную, Ч. Спирмен формулирует теорему равноценности (indifference) индикаторов: «В целях определения значения g <...> каждый тест может использоваться так же, как и любой другой при единственном условии, что их корреляция с g одинаково высока» [12, р. 197]. «Умственные тесты» признаются взаимозаменяемыми и должны указывать на значение g с равным успехом, что, следовательно, ведет к теоретическому совпадению результатов тестирования различных интеллектуальных способностей.

Практическое же отсутствие строгого соответствия между результатами «умственных тестов», по Ч. Спирмену, связано с вмешательством специфичных для каждого теста факторов s , варьирующих от одной способности к другой и выполняющих, по сути, роль случайных ошибок измерения¹. Таким образом, балл по любому «умственному тесту» определяется двумя факторами: общим g и специфичным s . Именно поэтому сам Ч. Спирмен называет свою теорию «двухфакторной² теорией интеллекта» и представляет следующую модель [12, р. xiv]:

¹ Примечательно, что Ч. Спирмен формулирует постулат о независимости ошибок измерения (специфичных факторов) от общего фактора.

² Впоследствии при упоминании теории Ч. Спирмена в ее названиях зачастую стал

$$m_{ax} = r_{ag} g_x + r_{as_a} s_{ax}, \quad (2)$$

где m_{ax} – индивидуальный балл (балл, полученный индивидом x) по тесту a ; g_x – индивидуальное значение по фактору g ; s_{ax} – индивидуальное значение по фактору s_a , специфичному для теста a ; r_{ag} – корреляция теста a с фактором g ; r_{as_a} – корреляция теста с фактором s_a .

При этом предполагается, что в каждом случае вес (влияние) фактора g значимо превышает вес фактора s .

Итак, согласно двухфакторной теории интеллекта, неизменность фактора g для каждого индивида является причиной высоких корреляций между результатами тестирования различных умственных способностей – причиной факта, на который изначально обратил внимание Ч. Спирмен. Значения коэффициентов корреляции, теоретически абсолютные, на практике определяются надежностью коррелируемых тестов – отсутствием случайных ошибок. Поэтому неудивительно, что именно формула¹, позволяющая элиминировать влияние ошибок измерения на теоретическое значение коэффициента корреляции [см. 11, р. 253; 13, с. 123], легла в основу доказательства двухфакторной теории интеллекта. Путем ряда преобразований этой формулы и, интерпретируя различные тесты интеллектуальных способностей как ряд измерений одного и того же фактора g , Ч. Спирмен выводит критерий обоснованности своей теории – тетрадные уравнения типа:

$$r_{ap} \times r_{bq} - r_{aq} \times r_{bp} = 0, \quad (3)$$

где r – коэффициент корреляции, а индексы a, b, p, q указывают на «умственные тесты», результаты которых коррелируются. Счи-

отражаться только один фактор – фактор общей интеллектуальной одаренности.

¹ $r_{ab} = \frac{\sqrt{(r_{a'a''})(r_{a''b'})}(r_{a''b''})(r_{a'b'})}{\sqrt{(r_{a'a''})(r_{b'b''})}}$, где a', a'' и b', b'' – два последовательных измерения

признака a и b соответственно; r_{ab} – теоретическое значение коэффициента корреляции между a и b .

тается, что если условие тетрад удовлетворяется для любых четырех тестов, то они измеряют единственный общий фактор (g).

Согласно Ч. Спирмену, выполнение тетрадных уравнений является одновременно и следствием, и подтверждением справедливости «двухфакторной теории интеллекта». Иначе говоря, предполагается, что эти уравнения выполняются при условии существования общего фактора, и наоборот, выполнение уравнений доказывает существование g .

Следует отметить, что научные изыскания автора «двухфакторной теории интеллекта» показали, что при наличии общего фактора тетрадные разности действительно равны нулю. Однако обратное утверждение – об их доказательной силе – вряд ли можно считать обоснованным. Это утверждение скорее связано с теоретическими убеждениями, целями и некоторыми особенностями процедуры Ч. Спирмена. Матрицы корреляций тестов преобразовывались в так называемую «иерархическую систему»¹, некоторые тесты, не прошедшие тетрадный критерий, исключались из батареи, – все это делало выполнение тетрадных уравнений более очевидным. Отклонение тетрадной разности от нуля приписывалось действию случайных ошибок. По всей видимости, стремясь доказать справедливость своей теории, Ч. Спирмен не был готов обратить внимание на факты, нарушающие стройность доказательства² и признать, что выполнение тетрадных уравнений не гарантирует отсутствия иных, отличных от g факторов.

Сам Ч. Спирмен результаты своей исследовательской деятельности оценивал весьма высоко. Он полагал, что его теория о двух факторах «могла бы обеспечить адекватный базис – единст-

¹ Столбцы и строки матрицы корреляций тестов сортировались таким образом, чтобы коэффициенты упорядочились по убыванию в каждом столбце и каждой строке [подробнее см. 13, с. 125–127].

² Такое положение дел еще раз говорит о роли и значимости теоретических оснований любого измерения.

венно возможный – для единой науки обо всех человеческих потребностях» [12, р. 86]. Не оставляя такой возможности потомкам, он возводит значение своих идей в ранг «коперниканской революции» в области наук о поведении [12, р. 411]. Действительно, Ч. Спирмен был первым, кто осуществил попытку соединения психологической теории с возможностями измерения и корреляционных методов. Его идеи более чем на двадцатилетие определили направление исследований в области моделей с латентными переменными. Некоторые из его открытий – такие как тетрадные уравнения – значительно пережили своего автора и были востребованы безотносительно его теории интеллекта [см., например, 14]. И, справедливости ради, необходимо отметить, что столь высокая оценка Ч. Спирменом собственных заслуг впоследствии была подтверждена исследователями, работающими в области методологии социальных наук.

Спад интереса к достижениям в области однофакторного анализа был связан с появлением в 30-х гг. XX в. новой, весьма влиятельной модели с латентными переменными. Этой моделью явилась новая версия факторного анализа, рождение которой связано с именем Л.Л. Терстоуна.

Факторный анализ: многофакторная модель

Профессор психологии Чикагского университета Л.Л. Терстоун обращается к поиску новых факторно-аналитических процедур, придерживаясь иных, нежели Ч. Спирмен, взглядов на природу интеллекта. Он разделяет представление Э. Торндайка о том, что «социально значимые умственные способности многочисленны и обособлены» [15, р. vii]. Такая постановка вопроса явно не отвечает предназначению и возможностям спирменовского метода. Однако сама идея факторного анализа как способа обнаружения и идентификации латентных сущностей вполне соответствует взглядам Л.Л. Терстоуна на природу науки и научного знания.

Согласно Л.Л. Терстоуну, познание неограниченного числа феноменов возможно посредством ограниченного числа понятий или идеальных конструкторов. Такие конструкторы («сила», «масса» в той же мере, как и «интеллектуальные способности») не несут в себе физической реальности – и поэтому являются искусственными, но соответствуют ей и описывают ее, абстрагируясь от конкретных особенностей экспериментальной ситуации. Искусственные конструкторы служат унификации и, тем самым, упрощению познания определенного класса естественных феноменов: «Именно в этом смысле главной целью науки является минимизация ментальных усилий» [15, р. 45].

Факторный анализ, как полагает Л.Л. Терстоун, опирается на фундаментальную веру, убежденность исследователей, что способности человека и другие личностные особенности не так многочисленны, как их проявления [16, р. 8]. В общем случае это подразумевает, что «множество феноменов внутри некоторой области взаимосвязаны и что они детерминируются, по меньшей мере частично, относительно небольшим количеством функциональных единиц или факторов» [17, р. 57]. Поиск факторов, таким образом, ведет к возможности в известном смысле экономно представлять данные, т.е. минимизировать ментальные усилия.

Иные, чем у Ч. Спирмена, теоретические представления о структуре интеллекта приводят Л.Л. Терстоуна и к иной формулировке задач факторного анализа. «Нет ничего нового, – пишет Л.Л. Терстоун, – в осознании того, что для объяснения наблюдаемых корреляций теста требуется более одного фактора¹» [17, р. vi]. И вместо вопроса о том, обнаружится ли центральный интеллекту-

¹ Как показывает Г. Харман, к началу 30-х гг. становится совершенно очевидно, что «факторы, получаемые с помощью двухфакторной теории Спирмэна, не всегда адекватно описывают набор психологических тестов» [18, с. 14]. Факт наличия высоких корреляций между определенными сходными по содержанию тестами этой теорией не объясняется. Поэтому теория генерального фактора постепенно вытесняется конкурирующей теорией групповых факторов.

альный фактор g в корреляционной матрице, Л.Л. Терстоун задается вопросом о том, на какое количество факторов указывают корреляции, и начинает анализ «с описательного n -членного уравнения, в котором представлено столько факторов, сколько могут потребовать наблюдаемые связи» [17, р. vi]. Так вводится модель многофакторного анализа [17, р. 69]:

$$s_{ji} = c_{j1}x_{1i} + c_{j2}x_{2i} + c_{j3}x_{3i} + \dots + c_j, \quad (4)^1$$

где s_{ji} – индивидуальное значение i -го респондента по j -му признаку; c_{j1} – факторная нагрузка первого фактора (интеллектуальной способности) на j -й признак; x_{1i} – значение i -го респондента по первому фактору; c_j – характерный фактор.

Терстоуновская версия факторного анализа (4) основывается на предположении, что индивидуальные тестовые баллы (значения индикаторов) могут быть выражены как *линейная* функция некоторого числа факторов (латентных переменных). Это предположение, которое Л.Л. Терстоун называет фундаментальным постулатом факторного анализа [17, р. 50], является отражением стремления к простому и экономному представлению наблюдаемых данных. Ограничения и преимущества линейных отношений хорошо осознавались автором многофакторного анализа: «Один из самых простых способов, с помощью которого класс феноменов может быть осознан в терминах ограниченного числа концептов, вероятно, тот, в котором значение линейного свойства выражается как линейная функция его основных причин². Даже

¹ Или в более привычном виде: $z_j = \sum_{p=1}^m a_{pj}F_p + d_jU_j$, где z_j – стандартное значение j -го признака; m – число общих факторов; F_p – p -й общий фактор; U_j – характерный фактор; a_{pj} и d_j – факторные нагрузки общих и характерного факторов соответственно.

² Общеизвестно, что факторный анализ не устанавливает причинно-следственных отношений, не накладывая никаких ограничений на природу как параметров (переменных), так и факторов. Понятие «причина» здесь употребляется Л.Л. Терстоуном как синоним фактора и, по всей видимости, в силу традиционного представления об интеллектуальных способностях как причин наблюдений (тестовых баллов).

когда отношения преимущественно нелинейны и математически запутанны, в первом приближении зачастую возможно использование простых линейных форм» [17, р. 54].

Разумеется, Л.Л. Терстоун не был ни первым, ни единственным человеком, сделавшим предположение о возможности объяснения значений индикаторов связью с несколькими латентными переменными (факторами), как и допущение о линейном характере этой связи. Главная его заслуга – при всем том, что он сделал для развития и популяризации факторного анализа – состоит в матричной формулировке решения вопроса о факторизации. Значимость этого события трудно переоценить: оно явилось поворотным пунктом в развитии факторного анализа.

Вынашивая идею факторизации таблицы корреляций тестовых баллов, Л.Л. Терстоун, по его собственному признанию [15], не был знаком с матричной алгеброй и не искал решения именно в этой области. Ситуация изменилась, когда профессор математики Г. Блисс (G.A. Bliss) в частном разговоре с Л.Л. Терстоуном предположил, что матричная теория могла бы оказаться ему полезной. В результате в 1931 г. появляется первая публикация по многофакторному анализу [19], а в 1935 г. выходят в свет знаменитые «Векторы ума» [15]. Л.Л. Терстоуном был найден способ определения числа общих факторов, на которое указывают наблюдаемые корреляции, и сформулирована фундаментальная факторная теорема: «...число линейно независимых общих факторов в совокупности тестов равно рангу их корреляционной матрицы» [15, р. viii; 17, р. 82]. Если не прибегать к специальной терминологии матричной теории, то ранг матрицы – таблицы корреляций наблюдаемых переменных – можно определить как число линейно независимых строк или столбцов [15, р. 33].

И в первой, и в последующих своих публикациях по факторному анализу Л.Л. Терстоун подчеркивает, что его подход не противоречит, а дополняет и обобщает исходные положения Ч. Спирмена. Проблема единственного общего фактора является специ-

альным случаем многофакторной проблемы, когда ранг корреляционной матрицы равен единице. Если для объяснения наблюдаемых вариаций требуется более одного фактора, то, как показывает Л.Л. Терсторун [15, р. 134–149], критерий тетрадной разности не применим и спирменовская версия факторного анализа не эффективна.

Одной из самых слабых сторон факторного анализа считается отсутствие однозначного решения проблемы факторных нагрузок. Эта трудность вполне осознавалась и самим Л.Л. Терстоуном, который предпринимает попытку ее преодоления уже в первой публикации своих факторно-аналитических идей, формулируя принцип «простой структуры» [19, р. 415]. Оставаясь верным своей методологической установке, Л.Л. Терстоун старается объяснить как можно больше корреляций в терминах как можно меньшего числа общих независимых факторов. Впоследствии в «Многофакторном анализе» (1947 г.) он уточняет и формализует это ограничивающее условие с помощью введения требования «нуль, пока это возможно» (например, коэффициенты факторных нагрузок следует считать равными нулю, если их значение менее 0,3 [2, с. 149]).

Принцип «простой структуры», позволяя преодолеть неопределенность факторных нагрузок, дает возможность перейти к научной интерпретации факторов. Эта процедура весьма значима для Л.Л. Терстоуна, ведь при обозначении своего детища он зачастую употребляет термин «факторная теория», подчеркивая тем самым предназначение факторного анализа. С точки зрения его создателя, этот метод в первую очередь является не статистическим инструментом (хотя и таковым тоже), но вспомогательным средством решения содержательных проблем. Л.Л. Терстоун указывает, что эксплораторные возможности факторно-аналитических процедур особенно востребованы в тех областях, где ощущается нехватка субстантивных теорий и объясняющих концептов. Помогая отыскивать такие концепты, «факторный анализ не ограничивается предположениями относительно природы факторов» [17, р. 56], и их интерпретация зависит от контекста, тео-

ретических предпочтений исследователя и степени разработанности исследуемого предмета.

Терстоуновский многофакторный анализ был принят абсолютным большинством исследователей и в значительной степени вытеснил спирменовские методы. Это тем более не удивительно, что в математическом смысле процедура значительно упростилась по сравнению с громоздким и трудоемким вычислением тетрадных разностей. Разрабатывая факторные идеи для целей идентификации основных категорий ментальности, Л.Л. Терстоун¹ уже в 1947 г. отмечает полезность и востребованность факторного анализа для других проблем и в других науках [17, р. 55]. Значение и влияние идей Л.Л. Терстоуна столь велики, что делают его, по выражению К. Глаймура, «Птолемеем статистического моделирования» [цит. по: 14, с. 124].

Однако блестящие успехи в области факторного анализа не снимали вопросов о форме связи латентной характеристики и ее индикаторов и о возможностях анализа так называемых качественных данных, т.е. данных, уровень измерения которых ниже интервального. Нехватка моделей и технических процедур, применимых к качественным данным, и необходимость их развития осознавалась вполне отчетливо [20].

Item Response Theory

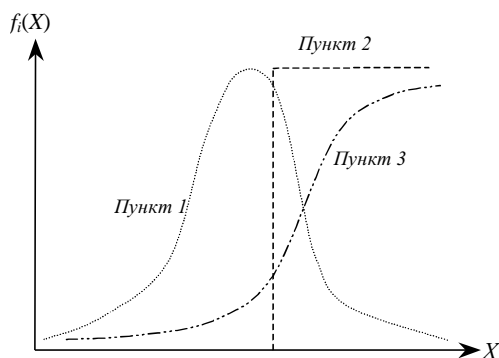
Особым вниманием к вопросу о форме связи латентной характеристики и ее индикатора отмечены 40-е гг. [21]. Как было показано выше, в факторном анализе решение этого вопроса в пользу линейности в значительной мере объясняется методологическими установками Л.Л. Терстоуна. Но линейные отношения

¹ История факторного анализа знает и другие заслужившие известность и признание имена [см., например, 18; 2], освещение вклада которых выходит за рамки настоящей работы.

не являются единственно возможными, поэтому сама форма отношений представляла собой предмет для изучения.

Функцию, связывающую значение индикатора с выраженностью латентной характеристики, Л.Р. Такер (1946 г.) впервые обозначает термином «характеристическая кривая пункта»¹ [21, р. 6]. П.Ф. Лазарсфельд вводит синонимичное понятие «график (trace line) признака» [22], а Б.Ф. Грин использует наименование «операциональная характеристика признака»² [23].

Согласно Л.Р. Такеру, «характеристическая кривая пункта – математическая функция, связывающая вероятность положитель-



X – латентная характеристика;
 $f_i(X)$ – вероятность позитивной реакции респондента на i -й пункт

Рис. 1. Примеры характеристических кривых

¹ По сути, понятие пункта (item) синонимично понятию индикатора, наблюдаемого признака. Например, в качестве пункта теста или вопросника может выступать обычный вопрос или суждение, дифференцирующее респондентов на принявших и отвергнувших его.

² Это, конечно же, не означает, что до появления этих терминов сама функция отношений латентной переменной и ее индикаторов не вызвала интереса и не исследовалась. Попытки изучения параметров этой функции предпринимались и ранее [21]. Более того, отмечается ее сходство с хорошо известной в психофизике психометрической функцией [23, с. 247].

ного ответа на пункт со способностью <т.е. латентной характеристикой>, измеряемой совокупностью пунктов» [21, р. 25]. При всем разнообразии форм характеристических кривых принято различение монотонных и немонотонных, по К. Кумбсу [24], или кумулятивных и некумулятивных (дифференциальных), по С. Стауфферу [20], признаков (на рис. 1 монотонные признаки представлены пунктами 2 и 3, а немонотонные – пунктом 1).

В 1944 г. Л. Гуттман представил шкалограммный анализ – первую формальную модель шкалирования монотонных (кумулятивных) признаков [25]. Сама идея использования таких признаков была не нова и уже реализовалась в одной из самых ранних моделей измерения установок – шкале социальной дистанции Э.С. Богардуса (1925 г.). Однако пункты этой шкалы упорядочивались лишь на основании анализа их содержания.

Как отмечает С. Стауффер, Л. Гуттман намеренно разрабатывал свой шкалограммный анализ в несколько ином направлении, чем факторно-аналитические методы, идущие от Ч. Спирмена, поскольку видел, что эти методы не применимы к анализу данных с низким уровнем измерения [20, р. 6]. Модель Л. Гуттмана, напротив, предназначена для измерения установок (и некоторых других латентных переменных) с помощью так называемых качественных признаков.

Шкалограммный анализ широко известен и представлен в литературе как его автором, так и аналитиками [например, 14; 25; 26; 27]. Здесь же существенно подчеркнуть, что «Гуттманом был предложен первый систематический подход к анализу так называемых качественных переменных» [28, р. 11], а также тот факт, что «Гуттман доказал, что использование <...> кумулятивных признаков может явиться основой формального метода шкалирования»¹ [23, с. 269]. Фактически Л. Гуттман указал на возможность построения фор-

¹ В основе более ранних формальных моделей шкалирования лежали некумулятивные признаки.

мальных моделей с различными характеристическими кривыми признаков и, тем самым, вошел в историю исследовательского направления, для которого вопрос о форме связи латентной переменной и ее индикатора является ключевым, – Item Response Theory¹ (IRT).

Несколько забегая вперед в смысле хронологии событий, отметим, что IRT приобрела популярность и стала активно развиваться в 70-е гг., хотя начало ее развития относят к более раннему периоду – концу 30-х гг. Наиболее значительными фигурами для IRT с точки зрения ее развития являются Л. Гуттман, Л.Р. Такер, Д.Н. Лоули, П.Ф. Лазарсфельд, Ф.М. Лорд, М.Р. Новик, Дж. Раш, Ф. Самеджима, А. Бирнбаум, Б.Д. Райт [21].

Общепризнанное рождение IRT связывают с появлением работ Ф.М. Лорда в начале 50-х гг., когда и развернулась дискуссия о сравнительных достоинствах IRT и классической теории тестов. Как и классическая теория тестов, IRT предполагает, что результаты тестирования респондента объясняются его латентными характеристиками. (В качестве общего условного названия латентных характеристик вне зависимости от их содержательных различий в IRT выступает понятие способности или введенное П.Ф. Лазарсфельдом [22] понятие латентной черты.) Но в отличие от моделей классической теории тестов, в моделях IRT специфицируются отношения между наблюда-

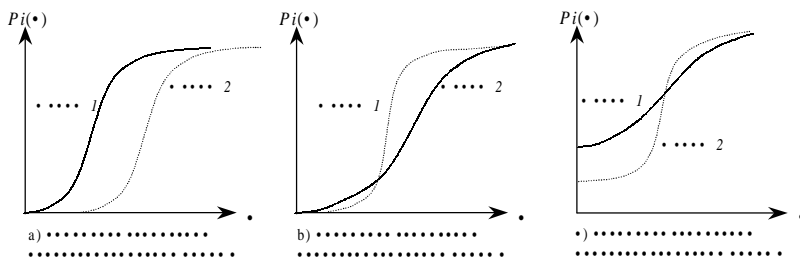
¹ Название «Item Response Theory» общепринято и идет от Ф.М. Лорда – наиболее влиятельной, как утверждает Р.К. Хэмблтон, фигуры в этой области. Способы перевода, как и другие варианты этого названия, весьма разнообразны: современная теория тестов, стохастическая теория тестов, теория тестовых заданий, теория пунктов, теория латентных черт и теория характеристических кривых [21, р. 3–4], и даже «теория параметризации педагогических тестов» (Нейман Ю.М., Хлебников В.А. Введение в теорию моделирования и параметризации педагогических тестов. М.: Прометей, 2000. С. 7). Поскольку нам неизвестно ни одно русскоязычное название с репутацией устоявшегося, для обозначения этой теории используем аббревиатуру «IRT».

мыми результатами теста и ненаблюдаемыми чертами или способностями. Другими словами, классическая теория тестов просто утверждает, что пункты теста *связаны* с латентными характеристиками, а IRT показывает как: «В большинстве случаев в ходе тестирования наша основная задача – сделать вывод об уровне способности или черты испытуемого. Для того чтобы это сделать, необходимо обладать знанием о том, как его способность или черта определяет его реакцию на пункт. Поэтому IRT начинает с математической формулировки того, в какой зависимости от уровня способности или черты находится реакция испытуемого» [29, р. 12], т.е. с характеристической кривой пункта.

IRT предоставляет значительные возможности для выбора математических форм характеристических кривых. При этом каждая характеристическая кривая отдельно взятой модели является членом семейства кривых общей формы (зачастую это логистические кривые). Разнообразие моделей этой традиции определяется не только различиями в формах отношений между пунктом теста и латентной чертой, но и количеством латентных черт. В общем случае предполагается, что совокупность (n) латентных черт задает n -мерное латентное пространство, и локализация индивида в этом пространстве определяется его координатой по каждой латентной черте. Но развитие многомерных моделей ограничивается высокой технической сложностью их реализации и, как свидетельствует Р.К. Хэмблтон, распространенным является предположение об одномерности латентного пространства. Тем самым «основное различие, которое может быть найдено среди популярных сегодня моделей, заключается в математической форме характеристических кривых пунктов» [21, р. 26].

В зависимости от специфики модели для описания характеристической кривой пункта может использоваться различное количество параметров (см. рис. 2). Увеличение числа параметров

ведет к усложнению модели¹, но улучшает описание с точки зрения соответствия реальным данным.



ξ – латентная черта/способность; $P_i(\xi)$ – вероятность позитивной реакции на i -й пункт

Рис. 2. Характеристические кривые пунктов с различным числом параметров

Исследование модели на соответствие реальным данным тестирования является существенным отличием IRT от классической теории тестов. Процедура этого исследования строится на анализе взаимосвязи между ожидаемыми значениями параметров и реальными результатами респондентов, имеющих некоторый (предполагаемый) уровень способности. Значения параметров пунктов и оценки способности респондентов пересматриваются до тех пор, пока не будет получена максимально возможная согласованность между прогнозом, основанным на значениях параметров пунктов и оценках способности с одной стороны и реальных данных теста – с другой.

¹ Например, однопараметрическую логистическую модель можно представить в

виде:
$$P_i(\xi) = \frac{e^{(\xi - \kappa_i)}}{1 + e^{(\xi - \kappa_i)}}$$
, где ξ – способность, латентная черта; e – математическая

константа; κ_i – параметр трудности пункта; i – показатель пункта; $P_i(\xi)$ – вероятность позитивной реакции на пункт [1, р. 626–627]. В более сложных моделях кроме трудности пункта могут учитываться и другие параметры (например, различительная способность пункта, вероятность угадывания правильного ответа и пр.).

Если параметры характеристических кривых известны, т.е. модель прошла проверку на соответствие реальным данным, то оценка способности респондента осуществима с помощью любой подсовокупности пунктов и не зависит от их количества: «Независимость оценки способности от специфического набора (и числа) пунктов является одним из высших достижений моделей» [21, р. 11] IRT. Немаловажно также отметить еще одно свойство этих моделей: параметры пунктов независимы от конкретной выборки респондентов, тестирование которых представляет собой основу параметризации. Эти достоинства заметны особенно отчетливо в сравнении с классической теорией тестов, где возможность получения точной и надежной оценки обеспечивается качеством выборки пунктов и длиной теста¹, а несмещенность оценки – качеством выборки респондентов.

Модели IRT в значительной мере оказались востребованными в сфере тестирования способностей и достижений [21, р. 33] и применяются в основном при решении задач педагогических измерений и в некоторых областях психодиагностики.

Как показывает П. Благуш [2], развитие моделей с латентными переменными пошло по пути обобщений. Очередной шаг этого развития представлен весьма заметной моделью более высокой степени общности – моделью латентно-структурного анализа, автором которой является П.Ф. Лазарсфельд.

Латентно-структурный анализ

Видный американский социолог П.Ф. Лазарсфельд «предпринимает новое наступление на фундаментальную концептуализа-

¹ В том смысле, что отобранные пункты должны отражать весь разброс значений латентной черты и их количество должно быть достаточным, поскольку надежность, понимаемая как отсутствие случайной ошибки, повышается с увеличением количества пунктов, а идеалом надежности считается бесконечный тест.

цию проблемы шкалирования» [20, р. 6], связывая с так называемыми количественными методами возможность развития социальных наук и социального познания. Применение методов формализации, как он полагает, не обязательно должно вести к новым выводам, но оно может эксплицировать методические и/или концептуальные проблемы исследования. Формализация служит прояснению языка науки, которое П.Ф. Лазарсфельд, по выражению Р. Будона, рассматривает как «дорогу к открытию» [30, р. 2].

П.Ф. Лазарсфельд, которого трудно упрекнуть в некомпетентности в области математических методов, как и в незнании специфики социологического исследования, отвергает несовместимость формального подхода и содержательных идей: «Возможно ли, чтобы традиционное богатство социальной мысли могло быть переведено на язык, рассматривающий объекты социологического исследования как совокупность изолированных свойств (назовем их “переменными величинами”), язык, с помощью которого общие идеи выражаются путем установления связи между этими переменными? <...> Это сомнение вытекает <...> из непонимания сущности методологии социологического исследования. Современные методы количественного исследования гораздо утонченнее и гибче, чем думает неопытный в данном вопросе критик» [31, с. 76]. П.Ф. Лазарсфельд указывает на движение социальных наук по пути формализации: «Пятьдесят лет назад интерес фокусировался на основных понятиях, которые могли бы классифицировать должным образом ключевые социальные феномены. Сегодня общая тенденция направлена на раскрытие основных переменных, из которых могут быть выведены все частные концепты и взаимосвязи» [28, р. 3].

Тема классификации характерна для П.Ф. Лазарсфельда. Как и Л.Л. Терстоун, он стремится упорядочить наблюдения, поэтому важнейшей научной задачей считает систематизацию знания и, как следствие, поиск и прояснение понятий, классифицирующих наблюдаемые данные. В этой связи вполне объяснимо внимание

П.Ф. Лазарсфельда к латентным характеристикам, которые традиционно рассматриваются как элементы, структурирующие хаос наблюдаемых данных.

Он обращается к изучению установок, намерений и т.п. – диспозиционных концептов¹, ценность которых определяется мерой порядка, привносимого ими в данные [32, р. 352]. Упорядочивая наблюдения, диспозиции позволяют перейти к латентным классификациям. Латентный класс, по П.Ф. Лазарсфельду, представляет собой подсовокупность респондентов с одинаковым значением латентной характеристики. Латентные классы неизвестны, поскольку неизвестны значения латентных характеристик. Для определения этих значений необходимо понять, как они связаны с наблюдаемыми величинами, другими словами, как соотносится латентная характеристика с ее индикаторами: «Это может стать понятным только после исследования того, как осуществляется трансформация явного пространства в латентное и какие предположения подразумевает эта операция» [33, р. 186]. Выявление предположений, имплицитно присутствующих в процедурах измерения, т.е. поиск оснований для выводов о латентных характеристиках с целью построения латентных классификаций, – это основная идея модели латентно-структурного анализа. Модель, появившись в 1950 г. [22], стала первой последовательной попыткой экспликации отношений латентной характеристики и ее индикаторов².

¹ Диспозиционные концепты – это «понятия, которые не относятся к непосредственно наблюдаемым характеристикам, но скорее к предрасположенности со стороны некоторых объектов проявлять специфические реакции при определенных обстоятельствах» [32, р. 351]. Наряду с этим П.Ф. Лазарсфельд использует термин «выводимый (inferential) концепт» как синоним «диспозиционного концепта» с той только разницей, что первый «фокусируется в большей степени на диагностических процедурах, на способе, с помощью которого делаются выводы из реальных наблюдений» [33, р. 162].

² Первая модель IRT – модель нормальной огивы Ф.М. Лорда, также специфицирующая отношения между латентной чертой и ее индикаторами, появилась двумя годами позже (*Lord F.M. A Theory of Test Scores // Psychometric Monograph. 1952. No. 7*).

П.Ф. Лазарсфельд отмечает тесную связь собственной модели с разработками Л.Л. Терстоуна и Л. Гуттмана: «Латентно-структурный анализ является комбинацией определенных базовых идей Терстоуна о факторном пространстве и осознания Гуттманом того, что различные типы математических процедур необходимы для качественных и количественных данных» [28, р. 13–14]. Латентно-структурный анализ не накладывает ограничений на уровень измерения наблюдаемых признаков, напротив, изначально он создавался для классификации так называемых качественных данных. Его сходство с факторно-аналитическими моделями заключается еще и в том, что поиск латентного пространства в каждом случае осуществляется с помощью одной общей «уловки»: «Поскольку корреляции между ненаблюдаемыми переменными и индикаторами не могут быть прямо измерены, они могут <...> выступить как неизвестные в системе уравнений» [30, р. 16]. Так называемое основное расчетное уравнение, представляющее модель латентно-структурного анализа, имеет вид:

$$p_i = \int_{-\infty}^{+\infty} f_i(x)\varphi(x)dx, \quad (5)$$

где p_i – число респондентов, позитивно ответивших на i -й пункт теста или вопросника; x – исследуемая латентная черта; $f_i(x)$ – функция, описывающая график (характеристическую кривую) i -го пункта, т.е. вероятность позитивного ответа респондента на i -й пункт; $\varphi(x)$ – функция, описывающая распределение респондентов на латентном континууме. Для совокупности пунктов составляется система расчетных уравнений. В случае многомерного латентного пространства в этих уравнениях рассматриваются многомерные функции $f_i(x, y, z, \dots)$ для каждого i -го пункта и многомерные распределения $\varphi(x, y, z, \dots)$: «Решение этих уравнений – суть то, что мы называем латентными структурами» [34, с. 363]. Однако и графики пунктов $f_i(x)$, и распределение респондентов на латентном континууме (латентные классы) $\varphi(x)$ неизвестны, поэтому реше-

ние расчетных уравнений и определение параметров латентных структур требует дополнительных предположений. Основное предположение латентно-структурного анализа касается природы наблюдаемых связей – взаимосвязь между наблюдаемыми признаками обусловлена существованием латентной черты: «Или, более точно, эта взаимосвязь между явными данными *указывает на латентную характеристику*» [32, р. 371]. Поскольку латентная черта и только она определяет значения и корреляции своих индикаторов, ничто другое не связывает их, и, следовательно, при фиксированном значении латентной черты ее индикаторы статистически независимы.

Это предположение П.Ф. Лазарсфельд называет теоремой локальной независимости. В терминах теории вероятности она заключается в том, что вероятность положительного ответа одновременно на пункт i и пункт j (или на большее количество пунктов) равна произведению вероятностей положительного ответа на каждый пункт в отдельности:

$$f_{ij}(x) = f_i(x)f_j(x). \quad (6)$$

Сама идея локальной независимости наблюдаемых признаков не является принципиально новой – в неявном виде ее можно обнаружить уже в факторно-аналитических разработках Ч. Спирмена и даже, как отмечалось выше, в трудах Ф. Гальтона. Теорема локальной независимости, четко и явно сформулированная в работах П.Ф. Лазарсфельда, изначально представляет собой чисто статистическое предположение, необходимое для вывода латентных величин. Однако это предположение имеет фундаментальное значение. Для моделей с латентными переменными принцип локальной независимости служит методологическим принципом, позволяющим явно выделить ряд важных требований, налагаемых методологией науки на теоретические понятия и их отношения к понятиям эмпирическим [2, с. 59–60]. Теорема локальной независимости может служить основанием как для исключения теоретических понятий (латентных переменных) из модели, если

они не имеют отношения к наблюдаемым данным, так и для включения в модель дополнительных теоретических понятий, необходимых для объяснения имеющихся связей¹.

В контексте латентно-структурного анализа локальная независимость индикаторов указывает на принадлежность респондентов к одному латентному классу. Кроме того, она является критерием при определении пригодности пунктов вопросника для построения латентных классификаций. В идеале, все наблюдаемые взаимосвязи должны быть объяснены латентными характеристиками, т.е. пункты должны быть отобраны так, чтобы каждый из них действительно отражал влияние измеряемых латентных характеристик, а не других переменных – иначе говоря, речь идет о конструктивной валидности индикаторов. В терминах П.Ф. Лазарсфельда идеально подобранная совокупность пунктов называется «чистым тестом». Более формально «чистый тест» – это такая совокупность вопросов, что вероятность совместных положительных ответов на отдельные вопросы равна произведению вероятностей положительного ответа на каждый вопрос в отдельности, или $f_{ijk\dots}(x) = f_i(x)f_j(x)f_k(x)\dots$ [34, с. 350–352].

Как было показано выше, ключевым вопросом для установления латентных классов и оценки адекватности пунктов теста является вопрос о том, удовлетворяют ли данные критерию локальной независимости. Этот вопрос решается путем сравнения ожидаемых (по выражению П.Ф. Лазарсфельда – порождаемых) и наблюдаемых данных. Ожидаемые вероятности задаются формой гра-

¹ «Латентные величины представляют собой единственно важные факторы, только они и делают возможной эмпирическую проверку теории. Как только появляются в результате наблюдений новые эмпирические факты, новые наблюдаемые величины, необходимо проверить, способны ли ранее идентифицированные латентные переменные описывать и вновь наблюдаемые данные. Если аксиома локальной независимости не выполняется (т.е. если существует некоторый другой фактор, помимо уже идентифицированных латентных переменных), то систему латентных переменных новой модели необходимо расширить» [2, с. 59].

фика пункта – функцией $f_i(x)$. Она неизвестна, поэтому еще одним дополнительным предположением латентно-структурного анализа является предположение о форме связи латентной переменной и ее индикатора. Различия в предположениях относительно функции $f_i(x)$ определяют различия моделей латентно-структурного анализа.

Итак, решение основного расчетного уравнения латентно-структурного анализа основывается на принципе локальной независимости и предположении о форме связи латентной черты и наблюдаемых данных. Процедура диагностики латентных структур, которую предлагает П.Ф. Лазарсфельд, реализуется следующим образом: «1) Получаем наблюдаемые данные – реакции группы людей на ряд пунктов. 2) <...> делаем предположение о том, какая модель адекватна этим данным <...> 3) Определяем латентные параметры этой модели. 4) Порождаем на основании латентной структуры паттерны реакций, которые обнаружили бы в случае полной адекватности модели данным. 5) Путем сравнения порожденных и реальных данных мы решаем, оправдан ли наш выбор модели. 6) Если он оправдан, то наша задача решена. Если нет, то <...> 7) (а) можно попытаться использовать другую модель <...> или (б) <в случае если> выбор модели был изначально определен мощными теоретическими предположениями, пытаемся понять <...> почему модель неадекватна: <...> либо что-то не так с нашей теорией, либо с индикаторами, выбранными для эмпирической работы» [32, р. 383–384].

Уже в 1952 г. Б. Гринном [35] и несколько позже У. Гибсоном [36] были предложены обобщения модели латентно-структурного анализа – модели, созданной для качественных данных, – на случай количественных наблюдаемых признаков.

В том же издании, где впервые была представлена модель П.Ф. Лазарсфельда [37], его коллега Л. Гуттман показывает, что расчетные уравнения латентно-структурного анализа описывают как факторно-аналитические модели, так и модель его собственного шкалограммного анализа, притом что эти модели подразу-

мевают пункты с разными операциональными характеристиками. Л. Гуттман называет модель П.Ф. Лазарсфельда «обобщающей теорией общего фактора, или – латентности» [38, р. 206]. Б.Ф. Грин отмечает, что латентно-структурный анализ «в своей логике так же, как и в математике, имеет тесное сходство с многофакторным анализом» [35, р. 71], но является более общей моделью, позволяющей уйти от решения некоторых концептуальных и процедурных проблем (оценки взаимосвязей, вращения и линейности операциональных характеристик).

П.Ф. Лазарсфельд рассматривает модели теории тестов, включая так называемую «сильную» ее версию – IRT, с точки зрения отношения к собственной модели. В результате он обнаруживает, что каждая из них может рассматриваться как частный случай более общей модели латентно-структурного анализа (ЛСА): «Я пришел к убеждению, что <...> имеются большие сходства между ЛСА и работами в традициях Принстона¹. Различия состоят главным образом в более широкой алгебраической формулировке латентно-структурного анализа; эта формулировка не требует нормального закона для $\varphi(x)^2$ и позволяет использовать операциональные характеристики произвольного вида» [39, с. 51–52].

Высокая степень общности не единственное и в смысле измерения латентных величин, вероятно, не главное достоинство модели П.Ф. Лазарсфельда. Как указывает Б. Грин, «его теория латентных структур – это общая математическая модель, которая помогает прояснить проблему измерения установок» [27, р. 359] и латентных переменных вообще. П.Ф. Лазарсфельд стремится раскрыть взаимоотношения между содержательными проблемами и методологией их анализа, показать возможности аналитических процедур в прояснении природы исследуемых вопросов. О значении работ П.Ф. Ла-

¹ П.Ф. Лазарсфельд имеет в виду традицию, идущую от Л.Р. Такера, Ф.М. Лорда и др., т.е. IRT.

² $\varphi(x)$ – функция распределения респондентов по латентному континууму x .

зарсфельда для развития социологии вообще и моделей измерения в частности говорит весьма емкая оценка Р. Будона: «Без него социология, несомненно, выглядела бы иначе» [30, р. 1].

Еще одним подтверждением столь высокой оценки является тот факт, что П.Ф. Лазарсфельд не ограничивается анализом латентных структур в узком смысле, для него проблематичным является и сам процесс соотнесения теоретического понятия с его индикаторами: «В этот период ощущалась нехватка какого бы то ни было четко сформулированного объяснения отношения данных к измеряемой переменной, которое стимулировало бы поиск процедур, средствами которых наблюдения могли быть связаны эксплицитно с постулированной латентной переменной таким образом, что они были бы открытыми эмпирическому подтверждению» [40, р. 2]. В этой связи П.Ф. Лазарсфельд предлагает концепцию качественного измерения, связывая концептуальный уровень и уровень наблюдаемых данных с помощью ряда последовательных действий, – широко известный метод редукции понятий к индексам. «Миграция», выражаясь языком П.Ф. Лазарсфельда, концепта в индексы предполагает четыре этапа: 1) формирование первоначального образа понятия; 2) спецификация измерений («аспектов», «компонент») понятия; 3) выбор индикаторов для заданной спецификации; 4) формирование из отобранных индикаторов индексов, отвечающих измеряемому понятию [33, р. 187–190].

Как отмечает Дж. ДиРензо [33], это выглядит как операционализм, но таковым не является, и понятие вероятности оказывается здесь существенным. П.Ф. Лазарсфельд исходит из предположения, что отношения между индикаторами и измеряемыми концептами (латентными переменными) имеют вероятностную природу. Это предположение¹ лежит в основе «доктрины взаимо-

¹ Это предположение еще более раннее, чем идея латентно-структурного анализа. П.Ф. Лазарсфельд убежден, что «вероятность является <...> свойством структуры» [32, р. 357], а вероятностные механизмы могут быть проверены эмпирически.

заменяемости» индикаторов и убежденности П.Ф. Лазарфельда в необходимости многоиндикаторного подхода к измерению.

П.Ф. Лазарфельд считает, что «каждый индикатор имеет не абсолютное, а только вероятностное отношение к латентному концепту, это требует от нас рассмотрения как можно большего числа индикаторов» [33, р. 189]. Увеличение числа индикаторов ведет к уменьшению случайных отклонений от истинного значения латентной переменной. Другими словами, множественные индикаторы способствуют повышению надежности измерения латентных переменных. Поскольку индикаторы имеют вероятностное отношение к концепту, то, как полагает П.Ф. Лазарфельд, индекс, объединяя в себе множество индикаторов, нивелирует их случайные отклонения¹: «Одна из замечательных черт таких индексов заключается в том, что их корреляция с внешними переменными зачастую будет одинаковой, независимо от специфической выборки пунктов, которые в него входят...» [33, р. 190]. Стабильность связей между переменными, несмотря на различия в выборках индикаторов латентной характеристики, явилась основанием для введенного П.Ф. Лазарфельдом представления о «взаимозаменяемости индексов» [41]², т.е. идентичности наборов индикаторов и индикаторов внутри этих наборов.

Другая попытка обоснования отбора эмпирических показателей для теоретического понятия была предпринята Л. Гуттманом. Он был удручен общей для современных ему исследований тенденцией «погружаться в анализ данных, не имея ясного представления о фундаментальном логическом обосновании производимых действий» [26, р. 63]. В качестве такого обоснования в

¹ Здесь важно заметить, что надежность нельзя считать само собой разумеющимся качеством индексов.

² При всех имеющихся различиях трудно не увидеть сходства идеи П.Ф. Лазарфельда о взаимозаменяемости индикаторов со значительно более ранней теоремой равноценности индикаторов Ч. Спирмена.

отношении отбора пунктов для измерения латентной переменной он предлагает вероятностную модель выборки¹.

Для обозначения «генеральной совокупности» индикаторов латентной переменной Л. Гуттман вводит понятие «универсума признаков». Он рассматривает универсум («universe») признаков и совокупность респондентов («population») как равноправные общности в смысле подходов к их изучению. Л. Гуттман пишет, что в статистической литературе эти два термина используют как взаимозаменяемые, но для удобства и во избежание путаницы первое относят к признакам, а второе – к респондентам [26, р. 80]. Отобранная из универсума совокупность пунктов, согласно Л. Гуттману, должна обладать всеми свойствами вероятностной выборки: репрезентативностью, отражать весь возможный разброс латентных значений, т.е. быть несмещенной, и т.д. Тогда распределение объектов, основанное на выборке пунктов, будет по существу тем же, что и основанное на целом универсуме [25, р. 147]. Таким образом, собственно проблема поиска валидных индикаторов сводится к проблеме осуществления качественной выборки из пространства (универсума) признаков.

При таком подходе «первая задача установления обоснованности <т.е. валидности> – это ограничить и определить этот универсум» [23, с. 238]. Для Л. Гуттмана определение сущности

¹ Идея вероятностной выборки из пространства признаков латентной переменной в работах Л. Гуттмана присутствует уже в начале 40-х гг. (например: *Guttman L. The Quantification of a Class of Attributes: A Theory and Method of Scale Construction // Horst P. et al. The Prediction of Personal Adjustment. N.Y.: Social Science Council, 1941. P. 319–348*). Любопытно отметить при этом, что появление поворотных в области выборочного метода работ Р. Фишера и Е. Неймана приходится на середину 30-х гг: «В отношении проблемы оценки экспериментальных и выборочных данных 30-е годы явились знаменательным временем. Тогда не только окончательно утверждается правильность идеи о вероятностных основах этой оценки, но и производится пересмотр старых приемов. Несомненно, эти годы могут быть названы временем революции во взглядах <...> в этой области» [8, с. 236].

универсума и установление его границ – одно и то же. Так Л. Гуттман впервые представляет точку зрения на определение как на установление границ области понятия [42, р. 185].

Как полагает Л. Гуттман, «исследователь определяет интересующее его содержание посредством наименования, которое он выбирает для универсума» [25, р. 141]. Семантические границы понятия-названия универсума совпадают с собственными границами универсума. Принадлежность признаков (вопросов, суждений) одному универсуму детерминируется общностью их содержания [26, р. 80]. Так, если исследуется некоторая концептуально определенная установка, «универсум содержания» будет представлен всем множеством пунктов, которые отражают эту установку и которые потенциально могли бы быть включены в вопросник, причем каждый отобранный пункт представляет собой лишь один образец из бесконечного множества возможных вариантов.

Предполагается, и это существенно, что каждый «универсум содержания» обладает внутренней структурой: той или иной размерностью, полной или частичной шкалируемостью и т.д. Возможно, что «пространство содержания» некоторой латентной характеристики подразумевает существование двух или более подпространств, для которых задачи измерения должны решаться отдельно. Осуществление качественной выборки пунктов невозможно без учета структурных особенностей «пространства содержания», т.е. значимой оказывается теоретическая разработанность понятия.

Является ли признак искомым валидным индикатором, согласно Л. Гуттману, можно установить только на основании его содержательного анализа. Ни один формальный, в том числе и «шкалограммный анализ как таковой не дает оценки содержания, он подразумевает, что *универсум содержания уже определен*» [26, р. 85]. Задачи оценки содержания решаются с помощью экспертных и некоторых других процедур, которые Л. Гуттман, однако, признает не вполне удовлетворительными. Он считает, что

принципы соотнесения концепта и его индикаторов нуждаются в разработке, т.е. необходима более совершенная теория осуществления выборки из «универсума содержания»¹.

Однако применимость гуттмановской теории ограничивается не только несовершенством процедуры оценивания универсума содержания. Л. Гуттман, придерживаясь радикально позитивистских взглядов, полагает, что научный концепт должен определяться в терминах наблюдений – прямо или через операции с ними. Так, в рамках шкалограммного анализа, он определяет установку непосредственно как наблюдаемые реакции на пункты вопросника. Фактически имеет место редукция латентной переменной к простой совокупности наблюдений, т.е. этот подход, по сути, не решает вопросы валидности и операционализации, а уходит от них [42, р. 186]. Тем не менее, на наш взгляд, само обращение к проблемам валидации и создание представления о механизмах соотнесения концепта с его индикаторами (даже если это представление напрямую не ведет к практическим решениям проблем²) можно считать несомненной заслугой Л. Гуттмана.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Bollen K.A.* Latent Variables in Psychology and the Social Sciences // Annual Review of Psychology. 2002. Vol. 53. P. 605–643.
2. *Благуи П.* Факторный анализ с обобщениями. М.: Финансы и статистика, 1989.
3. *Bartholomew D.J.* Latent Variable Models and Factor Analysis. London: Griffin Co., 1987.

¹ На основании идей, кратко изложенных выше, Л. Гуттман предлагает теорию фасет (граней, аспектов универсума содержания), подробное рассмотрение которой выходит за рамки настоящей работы [см., например, 42; 43]. Отметим лишь, что и современное развитие этой теории не привело к решению вопроса об обосновании выборки переменных из универсума: «В этом вопросе практики теории фасет склонны полагаться на свою интуицию и экспериментальную практику» [44, р. 169].

² Как показывает И.Ф. Девятко, проблемы конструктивной валидности индикаторов в социологии практически не исследовались вплоть до возникновения моделирующего подхода (во второй половине 60-х гг.), благодаря которому были разработаны процедуры практической оценки качества измерения [14, с. 62–66].

4. Аванесов В.С. Тесты в социологическом исследовании. М.: Наука, 1982.
5. Galton F. Inquiries into Human Faculty and Its Development. London: Macmillan Co., 1883.
6. Galton F. Natural Inheritance. London; N.Y.: MacMillan and Co., 1889.
7. Sweeney G. «Fighting for the Good Cause»: Reflections on Francis Galton's Legacy to American Hereditarian Psychology. Philadelphia: Amer. Philos. Soc., 2001.
8. Дружинин Н.К. Развитие основных идей статистической науки. М.: Статистика, 1979.
9. Galton F. Remarks. Mental Tests and Measurements / J.Mck. Cattell // Mind. 1890. Vol. 15. P. 373–380.
10. Общая психодиагностика / Под ред. А.А. Бодалева, В.В. Столина. М.: Изд-во МГУ, 1987.
11. Spearman Ch. General Intelligence Objectively Determined and Measured // American Journal of Psychology. 1904. XV. P. 201–293.
12. Spearman Ch. The Abilities of Man: Their Nature and Measurement. N.Y.: The Macmillan Company, 1927.
13. Окунь Я. Факторный анализ. М.: Статистика, 1974.
14. Девятко И.Ф. Диагностическая процедура в социологии: очерк истории и теории. М.: Наука, 1993.
15. Thurstone L.L. The Vectors of Mind: Multiple Factor Analysis for the Isolation of Primary Traits. Chicago: The University of Chicago Press, 1935.
16. Thurstone L.L. Psychology as a Quantitative Rational Science // Thurstone L.L. The Measurement of Values. Chicago: The University of Chicago Press, 1960. P. 3–12.
17. Thurstone L.L. Multiple-Factor Analysis: A Development and Expansion of the Vectors of Mind. Chicago: The University of Chicago Press, 1947.
18. Харман Г. Современный факторный анализ. М.: Статистика, 1972.
19. Thurstone L.L. Multiple-Factor Analysis // Psychological Review. 1931. Vol. 38. No.5. P. 406–428.
20. Stouffer S.A. An Overview of the Contributions to Scaling and Scale Theory // Measurement and Prediction. N.Y.: John Wiley & Sons, 1950. Vol. 4. P. 3–46.
21. Hambleton R.K., Swaminathan H. Item Response Theory: Principles and Applications. Boston: Kluwer-Nijhoff, 1985.
22. Lazarsfeld P.F. The Logic and Mathematical Foundation of Latent Structure Analysis // Measurement and Prediction. N.Y.: John Wiley & Sons, 1950. Vol. 4. P. 362–412.
23. Грин Б.Ф. Измерение установки // Математические методы в современной буржуазной социологии / Под ред. Г.В. Осипова. М.: Прогресс, 1966. С. 227–287.
24. Coombs C.H. A Theory of Data. N.Y.: John Wiley & Sons, 1964.
25. Guttman L. A Basis For Scaling Qualitative Data // American Sociological Review. 1944. Vol. 9. No. 2. P. 139–150.
26. Guttman L. The Basis for Scalogram Analysis // Measurement and Prediction. N.Y.: John Wiley & Sons, 1950. Vol. 4. P. 60–90.

27. *Green B.F.* Attitude Measurement: Handbook of Social Psychology / Ed. by G. Lindzey. Vol. 1: Theory and Method. Reading; London: Addison-Wesley Publ. Co., 1959. P. 335–370.
28. *Lazarsfeld P.F.* Introduction: Mathematical Thinking in the Social Sciences // Mathematical Thinking in the Social Sciences / Ed. by P.F. Lazarsfeld. Glencoe, Illinois: The Free Press, 1954. P. 3–17.
29. *Lord F.M.* Applications of Item Response Theory to Practical Testing Problems. Hillsdale, NJ: Erlbaum, 1980.
30. *Boudon R.* Introduction // Paul F. Lazarsfeld on Social Research and Its Language / Ed. by R. Boudon. Chicago; London: The University of Chicago Press, 1993. P. 1–33.
31. *Лазарсфельд П.Ф.* Методологические проблемы социологии // Социология сегодня: Проблемы и перспективы / Под общ. ред. Г.В. Осипова. М.: Прогресс, 1965. С. 68–116.
32. *Lazarsfeld P.F.* A Conceptual Introduction to Latent Structure Analysis // Mathematical Thinking in the Social Sciences / Ed. by P.F. Lazarsfeld. Glencoe, Illinois: The Free Press, 1954. P. 349–387.
33. *Lazarsfeld P.F.* Concept Formation and Measurement in Behavioral Sciences: Some Historical Observations // Concepts, Theory and Explanation in the Behavioral Sciences / Ed. by G.J. DiRenzo. N.Y.: Random House, 1966. P. 144–205.
34. *Лазарсфельд П.Ф.* Логические и математические основания латентно-структурного анализа // Математические методы в современной буржуазной социологии / Под ред. Г.В. Осипова. М.: Прогресс, 1966. С. 344–401.
35. *Green B.F.* Latent Structure Analysis and Its Relation to Factor Analysis // Journal of the American Statistical Association. 1952. March. Vol. 47. No. 257. P. 71–77.
36. *Гибсон У.* Факторный, латентно-структурный и латентно-профильный анализ // Математические методы в социальных науках / Под ред. П. Лазарсфельда, Н. Генри; Пер. с англ. М.: Прогресс, 1973. С. 9–14.
37. Measurement and Prediction. N.Y.: John Wiley & Sons, 1950. Vol. 4.
38. *Guttman L.* Relation of Scalogram Analysis to Other Techniques // Measurement and Prediction. N.Y.: John Wiley & Sons, 1950. Vol. 4. P. 172–212.
39. *Лазарсфельд П.Ф.* Латентно-структурный анализ и теория тестов // Математические методы в социальных науках / Под ред. П. Лазарсфельда, Н. Генри; Пер. с англ. М.: Прогресс, 1973. С. 42–53.
40. *Mokken R.J.* A Theory and Procedure of Scale Analysis. The Hague; Paris: Motone, 1971.
41. *Lazarsfeld P.F.* Interchangeability of Indices in the Measurement of Economic Influences // The Journal of Applied Psychology. 1939. Vol. XXIII. No. 1. P. 33–45.
42. *Schwager K.W.* Theories of Measurement in Social Science: A Critical Review. Rotterdam: Erasmus Universiteits Drukkerij, 1988.

43. *Guttman L.* An Outline of Some New Methodology for Social Research // Public Opinion Quarterly. 1954–55. Winter. Vol. 18. P. 395–404.

44. *Shy S.* Modern Facet Theory: Content Design and Measurement in Behavioral Research // European Journal of Psychological Assessment. 1998. Vol. 14. No. 2. P. 160–171.

(Продолжение следует)