

## **Глава 7. ТЕСТОВАЯ ТРАДИЦИЯ В СОЦИОЛОГИИ**

### **7.1. К вопросу о "взаимоотношении" социологии и психологии**

Известно, что понятие теста принадлежит области психологии. Тестирование осуществляют для измерения глубинных, не поддающихся непосредственному измерению, психологических характеристик человека. На первый взгляд кажется, что социолог сталкивается со сходной задачей и поэтому использование теории тестов представляется для него весьма заманчивым. Однако сделать это непросто. Способы общения с респондентами, направленность получаемых результатов у социолога и психолога различны. В отличие от психолога социолог не может позволить себе достаточно тщательное изучение мнения каждого отдельного человека; ему, как правило, требуется опросить большое количество респондентов; его чаще всего интересуют характеристики не столько отдельных людей, сколько разных их совокупностей, и т.д. (о специфике использования тестов в социологии см., например, [Аванесов, 1982]; о постепенном становлении соответствующей социологической парадигмы см. [Девятко, 1991 а]).

Но несмотря на различие задач, стоящих перед социологом и психологом, тестовая традиция активно внедряется в социологию, хотя здесь множество специфических проблем. Для практического освоения соответствующих подходов необходимо эти проблемы глубоко проанализировать. Начнем с более подробного рассмотрения того, что из себя представляет тестовая традиция.

### **7.2. Принципы факторного анализа (ФА)**

#### ***7.2.7. Содержание тестовой традиции***

Совокупность разработанных в психологии тестов весьма разнообразна. Они отличаются и по предмету исследования, и по используемым техническим приемам (см., например, [Ядов, 1995,

с. 187]). Мы коснемся принципиальной схемы, лежащей в основе разработки большинства психологических тестов — схемы, хорошо изученной психологами, описанной математическим языком и давшей толчок развитию мощной ветви прикладной статистики, — факторного анализа.

Опишем интересующие нас соображения на примере, заимствованном из психологии, — области, где "родились" тестовый подход и факторный анализ.

Предположим, имеются две группы вопросов-задач (наблюдаемых переменных), требующих от отвечающего на них человека способностей соответственно к логическому мышлению и к художественному воображению. Подсчитав корреляции между нашими вопросами, мы, вероятно, придем к выводу, что результаты ответов на вопросы каждой из этих групп коррелируют друг с другом. Человек, получивший высокую оценку по одному из "логических" вопросов, наверное, получит такую же оценку и по второму, и по третьему. Человек, проявивший высокие способности при решении одной из задач "на воображение", вероятно, не менее успешно решит и другие задачи подобного рода. То же будет иметь место и для низких оценок (напомним, что наличие корреляции между двумя признаками, грубо говоря, означает, что с ростом значений одного признака растут либо убывают значения другого).

Для объяснения описанных корреляций можно выдвинуть гипотезу, состоящую в том, что имеются два латентных фактора, которые условно можно назвать "логические способности" и "художественное воображение", принимающие разные значения для разных людей. И корреляции между нашими наблюдаемыми переменными объясняются действием именно этих латентных факторов: человек с высоким уровнем логических способностей будет, как правило, хорошо отвечать на вопросы первой группы, с низким уровнем таких способностей — плохо. Аналогичное утверждение будет справедливо и для второго фактора.

Таким образом, исходя из сформулированной гипотезы, мы предполагаем, что все наблюдаемые нами изменения значений эмпирических признаков обусловлены изменением некоторых внутренних свойств этих объектов — значений латентных факторов. Предполагается, что совокупность этих факторов едина для всех наблюдаемых признаков. **Такие факторы** назовем **общими**. Измерить их непосредственно мы не можем. Более того, мы не знаем заранее в точности, что из себя эти факторы представляют, сколько

их. Однако предполагаем, что в принципе они существуют и что респонденты могут быть сопоставлены друг с другом по их значениям этих свойств (подчеркнем, что сказанным мы утверждаем существование латентных переменных; напомним читателю, что для социолога подобные утверждения далеко не всегда очевидны).

Общие факторы имеют разное влияние на изменение того или иного наблюдаемого признака. Вес общего фактора, определяющий степень его влияния на изменение данного наблюдаемого признака, будем называть факторной **нагрузкой фактора на признак**.

Естественно предположить, что кроме тех изменений наблюдаемых признаков, которые вызваны действием общих латентных факторов, существуют индивидуальные изменения каждого наблюдаемого признака, вызываемые, например, случайными ошибками при их измерении. Причины, вызывающие невзаимосвязанные изменения исходных признаков, называются **специфическими**, или **характерными факторами**. Таким образом, все причины изменений наблюдаемых признаков могут быть разделены на две составляющие: группу общих факторов и специфический фактор для каждого признака. [Статистические методы..., 1979, с. 213]

Итак, значения общих латентных факторов для какого-либо человека определяют ответы этого человека на рассматриваемые вопросы, или, как мы будем говорить, поведение этого человека. Именно действием указанных латентных факторов определяются все корреляции между нашими наблюдаемыми переменными. Это означает, что фиксация значений латентных переменных должна привести к ликвидации связи между наблюдаемыми признаками.

Другими словами, если мы зафиксируем, скажем, значение фактора "логические способности", то связи между отвечающими этому фактору наблюдаемыми переменными исчезнут. Возьмем только тех респондентов, которые имеют блестящие логические способности. Конечно, они в основном будут хорошо отвечать на наши логические тесты. Но могут встретиться и плохие ответы: скажем, кто-то из отвечающих слишком перевознолся и забыл какую-то элементарную формулу, знание которой предполагалось тестом, и т.д. Однако связи между ответами на разные логические тесты уже не будет, поскольку сбои в ответах будут определяться не логическими способностями респондентов, а случайными по отношению к таким способностям обстоятельствами.

Факторный анализ родился в психологии как способ поиска латентных факторов, подобных описанным. Именно соображения, лежащие в основе тестовой традиции, привели психологов

к разработке специального аппарата, позволяющего проверять гипотезы о наличии подобных факторов: выделять во множестве наблюдаемых признаков "пучки" связанных друг с другом, усматривать за каждым таким "пучком" некоторый латентный фактор и находить его значения для каждого респондента. Собственно, факторный анализ — это просто четкое выражение идей тестового подхода (рождение ФА является хорошей иллюстрацией роли математического языка в развитии науки).

В связи со сказанным целесообразно заметить, что, хотя ФА — статистический метод и как таковой в принципе не может доказать наличие или отсутствие каких бы то ни было причинно-следственных отношений, тем не менее при его использовании мы часто имеем основания полагать, что латентная переменная олицетворяет собой причину, обуславливающую тот или иной уровень относящихся к ней наблюдаемых характеристик (хотя в практических задачах далеко не всегда бывает очевидным, что является причиной, что — следствием).

**Примечания:** 1. Слово "причина" как нечто, изучаемое с помощью статистических методов, вообще говоря, может употребляться только в кавычках. Изучая любые причинно-следственные отношения, социолог всегда должен помнить, что никакие формальные методы никогда не могут строго доказать их наличие или отсутствие. Эти отношения в принципе не формализуются. Методы могут нам помочь лишь убедиться в справедливости (несправедливости) содержательных гипотез, скорректировать эти гипотезы и т.д.

2. Рассмотрение латентной переменной как некой "причины", определяющей наблюдаемое поведение респондента, заставляет пересмотреть нашу схему 4.1, отражающую идею одномерного шкалирования. Там у нас стрелка шла от наблюдаемых переменных к латентной. И это адекватно отражало суть соответствующего процесса — практического осуществления измерения. Но если говорить о причинной обусловленности происходящего, то стрелка должна идти в обратном направлении, поскольку в этом смысле и мен но латентная переменная определяет наблюдаемые переменные.

Итак, тестовая традиция неотделима от идей ФА. Опишем принципиальную схему этого метода.

## 7.2.2. Формальный аппарат ФА

Поскольку ФА не принадлежит к числу основных рассматриваемых в данной книге методов, а интересует нас лишь постольку, поскольку его понимание нужно для осмысления идеи, заложенных в некоторых социологических методах шкалирования, рассмотрим его формальную сторону очень кратко. За подробностями отошлем читателя к соответствующей литературе (см., например, [Благуш, 1989; Гибсон, 1973; Жуковская, Мучник, 1976; Иберла, 1980; Интерпретация и анализ..., 1987, гл. 9;

Статистические методы..., 1979, гл. 13; Харман, 1972]; заметим, что в [Интерпретация и анализ..., 1987] речь идет о применении ФА к данным, полученным с помощью использования техники семантического дифференциала).

Итак, предположим, что наблюдаемые признаки  $z_1, z_2 \dots, z_n$  являются числовыми (т.е. такими, значения которых получены по крайней мере по интервальной шкале), нормально распределенными и заданными в стандартной форме (т.е. приведенными к такому виду, при котором среднее значение каждого признака равно 0, а дисперсия — 1) [Интерпретация и анализ ..., с. 218].

Основное положение ФА заключается в том, что каждый наблюдаемый признак можно представить в виде линейной комбинации нормально распределенных факторов (мы рассматриваем только линейный ФА, нелинейные модели практически не используются из-за своей сложности):

$$z_j = \sum_{p=1}^m a_{jp} F_p + d_j U \quad (7.1)$$

где  $F_p$  — общие факторы,  $U_j$  - характерные,  $a_{jp}$  — факторные нагрузки.

Отличие общих факторов от характерных заключается в том, что каждый характерный фактор имеет ненулевое значение нагрузки только для одного наблюдаемого признака. Количество общих факторов предполагается существенно меньше количества наблюдаемых признаков.

Значения факторных нагрузок, как правило, являются результатом вычислительной процедуры ФА, т.е. предметом интерпретации.

Техника ФА позволяет находить значения общих латентных факторов для каждого респондента (важность этого определяется тем, что наша главная задача — измерение латентной пере-

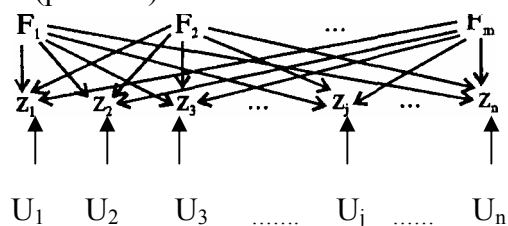
менной: заметим, что указанный шаг дает также возможность перейти к более экономному описанию объектов). Однако здесь имеются свои сложности, обусловленные в первую очередь тем, что в соотношении (7.1) невозможно найти конкретные значения специфического фактора  $U_j$ . Мы не будем вникать в детали того, как все же задачу возможно\* решить. Сославшись на [Статистические методы..., 1979, с. 219] (с использованием других обозначений), лишь заметим, что не совсем точно, в определенной мере условно, требующееся соотношение можно записать так:

$$F_p = \sum b_{jp} z_j$$

Подчеркнем, что факторы выражаются через наблюдаемые переменные линейным образом.

### 7.2.3. ФА и формирование теоретических понятий

При определенных статистических предположениях о характере распределений наблюдаемых признаков и факторов квадраты нагрузок можно рассматривать как доли дисперсии соответствующего наблюдаемого признака, объясняемые действием отвечающих нагрузкам факторов. Именно в такой интерпретации фактор приобретает смысл латентной переменной, детерминирующей значения наблюдаемых признаков и обуславливающей наличие корреляции между ними. Тогда графически взаимоотношения между наблюдаемыми признаками и факторами можно изобразить с помощью схемы, где стрелками обозначены направления связи (рис. 7.1).

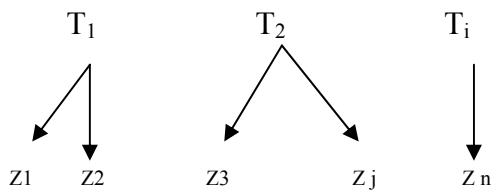


**Рис. 7.1. Схема соотношений между наблюдаемыми признаками ( $z_1, \dots, z_n$ ) и латентными факторами:общими ( $F_1, \dots, F_m$ ) и специфическими ( $U_1, U_2, \dots, U_n$ )**

Заметим, что приведенная схема соответствует предельному случаю, когда общими факторами нагружены все наблюдаемые

признаки. В практических случаях обычно часть факторных нагрузок равна нулю или близка к этому. Тогда факторы, имеющие такие нагрузки, превращаются из общих в групповые. Именно в этом смысле мы выше говорили о том, что каждый латентный фактор "стоит" за своей группой наблюдаемых признаков (такowymi являются признаки, имеющие высокие нагрузки, отвечающие этому фактору и в силу этого связанные друг с другом).

Отметим еще один момент, связывающий наши рассуждения с общетеоретическими взглядами социолога [Статистические методы, ..., с. 213—215]. А именно, отметим связь между схемой, изображенной на рис. 7.1, и известной схемой, отражающей соотношение между теоретическими понятиями и эмпирическими индикаторами (рис. 7.2).



**Рис. 7.2. Схема соотношений между теоретическими понятиями ( $T_i$ ) и эмпирическими индикаторами ( $z_j$ )**

Отличие рис. 7.1 от рис. 7.2 состоит в том, что: 1) на рис. 7.1 присутствуют специфические факторы; 2) на рис. 7.2 каждое понятие связано со "своей" группой наблюдаемых признаков; 3) на рис. 7.1 каждой стрелке неявно приписывается вес (нагрузка). Нетрудно видеть, что все это связано лишь с некоторой приблизительностью рассуждений, приводящих к схеме на рис. 7.2. "Действительно, при более внимательном рассмотрении процедуры "эмпирической интерпретации" теоретических понятий... можно предположить, что в ней существуют все те три дополнения, которые вводятся в моделях ФА. Это, в частности, и индивидуальные вариации каждого вопроса, эксплицирующего данное понятие (в частности, ошибки измерения), т.е. специфический фактор, и возможность включения в анкету некоторых вопросов, служащих "эмпирической интерпретацией" одновременно нескольких теоретических понятий, и, наконец, интуитивное ощущение того факта, что не все выбранные эмпирические индикаторы равноценны с точки зрения равной выраженности в них эксплицируемого понятия, т.е. что в каждом эмпирическом признаке присутствуют веса факторов.

Из выявленной аналогии между структурными схемами модели ФА и эмпирической интерпретацией теоретических понятий не следует, однако, делать вывод о полной смысловой идентичности этих схем... Возникающие здесь различия могут быть обусловлены, в частности, нечеткостью определения процедуры перехода от понятий к их операциональным представлениям, что, в частности, вызывается слишком большой "дистанцией" между уровнем общности понятий и их эмпирической реализацией. В последнем случае общие факторы могут служить основой для формулировки понятий некоторого "среднего" уровня".

Сказанное относительно связи ФА с процессом формирования теоретических понятий имеет самое непосредственное отношение к тем методам социологического шкалирования, о которых пойдет речь ниже.

#### ***7.2.4. Проблемы использования ФА в социологии***

История применения факторного анализа в социологии очень показательна.

Обратимся к советской социологии. Математические методы начали широко использоваться советскими исследователями практически с самого начала возрождения отечественной социологии в 60-х годах. И факторный анализ сразу стал популярным. Было получено много результатов, как содержательных, так и методических, касающихся совершенствования аппарата факторного анализа применительно к специфике социологических задач, разработки приемов его использования в комплексе с другими методами (см., например, [Жуковская и Мучник, 1976; Заславская и Мучник, 1974; Мучник И., Мучник М., Ослон, 1980; Применение факторного и классификационного..., 1976]). Считалось, что ФА может способствовать успешному решению практически любой социологической задачи. Потом энтузиазм резко уменьшился. Начались разговоры о том, что этот метод не приспособлен для решения социологических задач. Из одной крайности преувеличения возможностей метода исследователи перешли в другую крайность — почти полное отрицание его полезности для социологии.

Упомянутые крайности, на наш взгляд, возможны по одной причине: из-за отсутствия внимания исследователя к анализу той модели, которая заложена в методе. Пока эта модель адекватна реальности, его использование полезно. Но как только метод начинает применять исследователь, не дающий себе отчета в том,



что за формализмом стоит некоторая модель (и в силу этого не обеспечивающий адекватности этой модели), применение метода перестает приносить пользу. Более того, оно зачастую становится вредным.

Назовем основные причины, мешающие, на наш взгляд, эффективности применения ФА в социологии.

Во-первых, ФА рассчитан на количественные данные (оригинальный подход к реализации идей ФА применительно к качественным данным предложен, например, в [Трофимов, 1982]).

Во-вторых, социолог зачастую не имеет заранее, в частности, на этапе формирования анкеты, в своем сознании никаких гипотез, связанных с основной сутью модели ФА. Поясним это более подробно.

Основным элементом модели, заложенной в ФА, является априорное предположение о наличии латентных факторов, стоящих за наблюдаемыми переменными, объясняющих связи между последними (это предположение, правда, не означает, что количество и сущность этих факторов заранее точно определены; предварительная гипотеза в процессе факторного анализа данных может быть скорректирована и даже вообще отвергнута). Анкета же зачастую составляется из соображений, не имеющих никакого отношения к такому предположению. И только на этапе анализа данных приходит мысль использовать ФА. Естественно, что в таком случае попытка разумно интерпретировать полученные с помощью ФА результаты (следует иметь в виду, что, механически применяя любую математическую технику, мы всегда что-то получим!) кончается крахом — в найденные факторы не удается вложить какой бы то ни было удобоваримый смысл. В таких случаях обычно уровень объяснимой факторами дисперсии бывает малым, факторные нагрузки — низкими.

В-третьих, как уже было отмечено, социолог чаще всего работает не с отдельными респондентами, а с большими их совокупностями и поэтому не может позволить себе задать респонденту несколько сот вопросов (что, как правило, делает психолог). Из-за этого оказывается невозможным измерение такого количества наблюдаемых признаков, которого было бы достаточно для того, чтобы из них могли быть получены близкие к истине значения латентных факторов. А это очень важно. Наверное (применительно к рассмотренной в п. 7.2.1 задаче), мы вряд ли сочтем человека обладающим высокими логическими спо-

способностями на основе решенных им логических задач, если количество предложенных задач было очень малым (одна, две, три).

Позволим себе здесь привести цитату из работы [Лазарсфельд, 1972, с. 141], относящуюся к латентно-структурному анализу (ЛСА), заметив предварительно, что ЛСА по своей сути тождествен ФА, однако в цитате речь идет о номинальном латентном факторе, и поэтому приписывание респонденту значения латентной переменной отождествляется с отнесением его к одному из латентных классов, с "положением в классификации": "Показатели индивида по отдельному индикатору (т.е. значения нашей наблюдаемой переменной. — Ю. Т.) могут случайно измениться, но его основное положение в классификации останется неизменным. Или же, наоборот, меняется основное положение, а показатели по каким-то индикаторам случайно остаются теми же. Но если для шкалы или индекса имеется много индикаторов, крайне мало вероятно, чтобы значительное их число случайно изменилось в одном направлении, в то время как изучаемый индивид фактически сохранял бы свое основное положение неизменным".

(Лазарсфельд — известный американский социолог, руководитель нескольких крупнейших эмпирических исследований, один из ведущих специалистов в области методологии социальных наук и, в частности, в области использования математики в социальном познании — глубоко проанализировал процесс формирования эмпирических референтов латентных свойств. Его творчество содержит массу и теоретических и практических рекомендаций по формированию анкеты, предназначенной для измерения латентных переменных).

Отметим, что проблеме операционализации понятий, формирования показателей и индексов уделялось много внимания в советской социологической литературе. Например, [Воронов, Ершова, 1969; Кабыща, 1978; Социальные исследования: построение..., 1978].

В-четвертых, коснемся, пожалуй, самого тонкого момента, связанного с самим существованием латентных факторов.

Приведем еще одну цитату [Интерпретация и анализ..., гл. 9, с. 224—225; автор главы — В.И.Викторов]. "Аппарат ФА исторически формировался на основе статистической интерпретации факторной модели, когда корреляционная связь между двумя переменными обуславливается не их непосредственным взаимодействием, а существованием некоторой третьей переменной, взаимодействующей с каждой из двух первых... Такая точка зре-

ния побуждает к интерпретации фактора как некоторого латентного свойства, более общего, чем те, которые фиксируются параметрами, и даже "наиболее существенного" свойства. Отсюда идет традиция считать, что описание объекта в терминах факторов в большей степени раскрывает сущность изучаемого явления, чем описание его в терминах исходных параметров, т.е. фактору априори приписывается онтологический статус.

Однако описание объектов в терминах факторов по сути дела представляет собой математическую модель взаимосвязей, существующих между исходными параметрами. Эти взаимосвязи могут быть обусловлены самыми разными причинами. В моделях факторного анализа самих по себе, в математических построениях, на которых базируются вычислительные процедуры, не содержатся представления о причинности. Это представление вносится исследователем при интерпретации".

Приведенная цитата развивает высказанное нами в главе 3 соображение о том, что в научном исследовании мы постоянно, хотим того или не хотим, имеем дело с моделями реальности. И все время нас должен "преследовать" вопрос об их адекватности. Особенно остро этот вопрос стоит при использовании математических моделей. Это касается и изучения причин каких-либо явлений на базе анализа статистических связей. В силу того что причинно-следственные отношения в принципе не формализуются, мы можем искать онтологический смысл там, где его нет.

Даже разрабатывая анкету специально "под" факторный анализ, включая в нее довольно большое количество наблюдаемых индикаторов, социологи иногда некорректно ставят задачу. Ситуация переворачивается "вверх ногами". Гипотетический латентный фактор (существование которого априори постулируется) в действительности может не являться причиной, обуславливающей изменения наблюдаемых индикаторов; может быть следствием таких изменений, а может и вообще к таким изменениям не иметь отношения. Фиксация его значений в таких случаях может не приводить к исчезновению связей между наблюдаемыми признаками. Исследователь же, не зная об этом и механически применив технику факторного анализа, либо получает очень плохую модель (вследствие того что его гипотеза об адекватности факторной модели не отвечает реальности), либо пытается искать интерпретацию найденного более или менее сносного латентного фактора на неправильном пути, полагая, что этот фактор тождествен той самой несостоятельной латентной переменной.

В силу указанных причин интерпретацию результатов ФА иногда имеет смысл расценивать не как финальный этап исследования, а как этап выдвижения гипотез. "Такая точка зрения дополняет представление о ФА как об аппарате проверки гипотез, касающихся детерминации наблюдаемых переменных." [Интерпретация и анализ..., 1987, с. 238].

В-пятых, интерпретация результатов ФА часто бывает затруднена их принципиальной неоднозначностью. При той постановке задачи, которая послужила основой для разработки аппарата ФА, факторы в принципе не могут быть определены однозначно. Множество одинаково "хороших" факторных моделей может быть получено путем ротации некоторого первичного решения. Подчеркнем, что это отнюдь не должно расцениваться как недостаток метода. Напротив, в этом состоит достоинство ФА: постановка задачи была обусловлена жизненной ситуацией; и здесь мы снова сталкиваемся с той принципиальной невозможностью однозначно описать социальные явления формальными методами, о которой говорили в п. 3.3. На практике большинство моделей, полученных с помощью ФА, оказываются несостоятельными (факторы не удается проинтерпретировать). Но бывает и так, что исследователь получает хорошую интерпретацию при нескольких поворотах осей. И это обогащает его представления о реальности. Пример можно найти в [Интерпретация и анализ..., 1987, гл. 9] (автор главы — В.И.Викторов; факторный анализ в этой работе применен к данным, полученным с помощью метода семантического дифференциала). Автору удалось выделить две группы латентных факторов, примерно одинаково хорошо описывающих связи между наблюдаемыми переменными (это подтверждает наше положение о том, что многовариантность моделей является существенным свойством использования математического аппарата в социологии).

Несмотря на все сказанное, тестовая традиция в социологии работает.

И в наше время успешно используется как сам факторный анализ (см., например, [Данилова, Ядов, 1993]; другие примеры будут названы в главе 8), так и некоторые такие приемы, которые, будучи близки по своей логике к этому анализу, все же от него отличаются, являя собой по существу некоторый суррогат тестовой традиции, используемый именно с целью совместить ее с потребностями социологии. Мы имеем в виду в первую очередь известные шкалы Лайкерта и Гуттмана (п. 7.5). Сюда же можно

отнести и разработанный Лазарсфельдом на базе тех же идеи, но с учетом потребностей именно социологии латентно-структурный анализ (ЛСА). Лазарсфельдовские концепции, подхваченные рядом ученых-математиков, привели к развитию широкого направления, включившего в себя факторный анализ как частный случай (это еще один пример "взаимодействия" социологии и математики, о котором мы говорили в п. 3.3).

Перейдем к описанию некоторых методов социологического шкалирования, основанных на тестовой традиции.

### **7.3. Социологические индексы. Проблемы их построения**

#### ***7.3.1. Расчет индекса — способ измерения латентной переменной***

В социологии рассматриваемая традиция нередко проявляется в виде стремления социолога к построению так называемых индексов для измерения латентной установочной переменной. Соответствующая процедура сводится к следующему.

Социолог, понимая, что "лобовой" вопрос в анкете не работает (что и означает латентность переменной), но что в то же время соответствующее состояние респондента может выразиться в разных аспектах его вербального поведения, задает респонденту серию косвенных вопросов, "вращающихся" как бы "вокруг да около" того, что исследователя в действительности интересует. Каждому из этих вопросов отвечает своя наблюдаемая переменная. Значение латентного признака для конкретного респондента обычно получается в результате суммирования ответов этого респондента на указанные вопросы, т.е. суммирования значений наблюдаемых переменных.

Например, применительно к уже рассматриваемой нами латентной переменной "удовлетворенность работой" описанная процедура будет означать обращение к респонденту с просьбой сказать, устраивает ли его зарплата, симпатичны ли ему товарищи по работе, авторитетен ли для него непосредственный начальник и т.д. Другими словами, одну "большую" удовлетворенность мы как бы "разлагаем" на много "маленьких". Каждый вопрос в таких случаях чаще всего сопровождается веером возможных ответов, соответствующих, скажем, традиционной пятибалльной шка-

ле от "полностью устраивает" до "совершенно не устраивает" и т.д. (вместо баллов от 1 до 5 могут использоваться баллы от 5 до 1, от — 2 до +2, от 1 до 3, от 1 до 7 и т.д.). Баллы, соответствующие ответам одного респондента, суммируются. Считается, что полученное число можно интерпретировать как результат измерения "общей" удовлетворенности этого респондента. Далее мы полагаем, что максимальной удовлетворенности работой отвечает совокупность максимальных баллов-ответов по всем вопросам, минимальной удовлетворенности — совокупность минимальных баллов-ответов, а в промежуточном случае — удовлетворенность тем больше, чем больше суммарный балл. Сумма "маленьких" удовлетворенностей составляет одну "большую".

(Отметим очевидный, но иногда не замечаемый исследователем момент: используя обсуждаемый способ шкалирования, мы тем самым полагаем, что, скажем, максимальные значения ответов на все рассматриваемые вопросы анкеты говорят о состоянии удовлетворенности работой, а минимальные — о состоянии неудовлетворенности; так что если в анкету включены одновременно вопросы типа: "Часто ли Вам задерживают зарплату?" и "Часто ли Вы получаете премию?", оба — с веером ответов от "Очень часто" до "Крайне редко", то в первом случае мы должны приписать перечисленным вариантам ответов баллы от 1 до 5, а во втором — от 5 до 1.)

### ***7.3.2. Индексы для номинальных данных ("логический квадрат")***

Для номинальных данных рассматриваемая процедура имеет свою специфику, в этом случае ее иногда называют методом "логического квадрата (куба и т.д.)". Впервые этот термин был использован в книге [Человек и его работа, 1967]. Поясним на примере, что он означает.

Предположим, что мы хотим измерить уровень культурного развития респондента на базе его ответов на вопросы типа: "Какие книги Вы предпочитаете читать (варианты ответов: боевики, приключенческую литературу, любовные романы, научно-популярную литературу, русскую классику и т.д.)"? "Какие учреждения Вы посещали за последние два месяца в свободное от работы время (кино, театр, дискотека, бар, ночной клуб, библиотека и т.д.)"? "Чем Вы занимаете Ваших детей-дошкольников после их возвращения из детского сада (шахматы; домино;

читаю детям книжки; дети сами находят/чем заниматься; выгоняю детей на улицу; дети смотрят телевизор)"?

Значения нового признака-индекса определяем, например, следующим образом: значению 1 отвечают наборы ответов (бевеики, ночной клуб, выгоняю детей на улицу), (любовные романы; бар; дети сами находят, чем заниматься); 2 — (любовные романы, дискотека, дети смотрят телевизор), 3 — (приключенческая литература, кино, домино); 4 — (русская классика, шахматы, театр); 5 — (научно-популярная литература, библиотека, читаю детям книжки). Ясно, что значения, отвечающие выписанным нами наборам, вполне можно считать определенными по порядковой шкале — чем больше значение, тем выше культурный уровень респондента. Конечно, многие сочетания ответов вызовут определенные трудности при определении того, какому значению такого порядкового признака они отвечают. Многие оказываются несравнимыми. Тем не менее более или менее приемлемый признак обычно удается построить. В нашем примере мы использовали "логический куб", поскольку информация была как бы трехмерной.

Хотя социологические индексы, подобные описанным в настоящем и предыдущем параграфах, очень часто используются в эмпирической социологии, этот подход далеко не всегда оправдан, в нем имеется много "подводных камней". Имеется довольно много публикаций с предложениями совершенствования описанных процедур. Так, определенная модификация метода логического квадрата предлагается в [Здравков, 1980].

Наличие определенных проблем при построении социологических индексов давно осознавалось известными западными исследователями (Лайкерт, Гуттман), предложившими в 20—30-е годы серию шкал, реализующих методы, внешне похожие на описанные, но включающие в себя некоторые критерии, делающие шкалу теоретически более обоснованной.

Ниже мы подробно объясним, что именно имеем в виду, но прежде перечислим те вопросы, не ответив на которые (или, по крайней мере не понимая, чем мы рискуем, не дав соответствующих ответов), на наш взгляд, исследователь не может считать социологический индекс грамотно построенным, но которые, к сожалению, в социологических исследованиях иногда даже не ставятся.

### 7.3.3. Проблемы построения индексов

Ниже, помимо перечисления упомянутых вопросов, поясним их суть и опишем, какие ответы на них фактически даются в подавляющем большинстве исследований. Подчеркнем, что подобные ответы по существу являются элементами модели восприятия.

Итак, для того чтобы строящийся социологический индекс был корректен, необходимо ответить на следующие вопросы.

1) Существует ли та одномерная переменная, которую мы намереваемся измерить с помощью построения индекса?

Этот вопрос естественным образом распадается на два подвопроса, которые применительно к той же удовлетворенности трудом звучат следующим образом: существует ли нечто, чему может отвечать словосочетание "удовлетворенность работой"? и одномерно ли это нечто, если оно существует?

Ответ на первый подвопрос может быть отрицательным даже в случаях, обычно не вызывающих сомнений социологов. Скажем, для той же удовлетворенности трудом о возможном отсутствии соответствующего континуума красноречиво говорит приведенный в [Херцберг, Майнер, 1990] пример, который показывает, что состояние удовлетворенности формируется под воздействием одних факторов, а состояние неудовлетворенности — совершенно других.

Ответ на второй подвопрос может быть отрицательным в очень многих интересующих социолога ситуациях. Это естественно, поскольку восприятие людьми любых объектов, любой ситуации все же в основном многомерно. О чем бы мы ни спрашивали: об удовлетворенности ли собственным материальным положением, об одобрении ли курса правительства и т.д., практически всегда в соответствующих размышлениях респондента будут присутствовать соображения типа: "С одной стороны, это хорошо, но с другой...". Эти самые "с одной стороны" и "с другой стороны" и означают многомерность соответствующей переменной.

Необходимо отметить еще одно обстоятельство, обусловленное именно спецификой социологии. Обсуждая ФА, мы ничего не говорили о том, как измеряются наблюдаемые признаки. ФА предполагает, что эти признаки — числовые и соответствующая проблема просто не встает. Иное дело — в нашей "испорченной" ситуации. Любой признак социолог может измерить разными способами. Выбрать индикатор — значит выбрать не только его название, но и способ измерения. Скажем, если мы решим, что



вопрос об удовлетворенности зарплатой\* надо включать в анкету, то перед выбором, дать ли, скажем традиционный пятибалльный веер ответов (от "совершенно не удовлетворен" до "вполне удовлетворен"), аналогичный трехбалльный или же попросить респондента просто дать ответ "да—нет" и т.д.

2) Удачен ли выбор наблюдаемых переменных для формирования индекса?

О том, чтобы наблюдаемые переменные имели отношение к измеряемой латентной характеристике, социолог обычно заботится. Но делается это кустарным способом. Исследователь просто включает в анкету все те вопросы, в ответах на которые гипотетически может проявляться действие искомого латентного фактора. Никакой проверки соответствующих предположений обычно не делается. Таким образом, выбор инструмента сбора данных диктуется только здравым смыслом и научным опытом исследователя. От ошибок же никто не застрахован. Скажем, изучая удовлетворенность респондентов работой, можно включить в анкету вопрос об удовлетворенности обедами в столовой предприятия. На первый взгляд это включение выглядит вполне естественным, поскольку такая удовлетворенность может расцениваться как одно из проявлений общей удовлетворенности работой. Но ведь это можно и оспорить: не менее естественным представляется и утверждение, что люди в среднем прекрасно понимают, что во всех столовых страны качество еды примерно одинаково, что при переходе на другую работу он будет потреблять примерно те же блюда; в его ответе на соответствующий вопрос никак не будет сказываться общее состояние удовлетворенности или неудовлетворенности работой на данном предприятии.

3) Адекватна ли используемая нами форма выражения латентной переменной через наблюдаемые?

Как уже отмечалось, обычно для нахождения значения латентного фактора значения наблюдаемых переменных складываются. А может быть, надо их перемножить? Или взять синус от суммы каких-либо степеней, составленных из этих значений? Да мало ли еще функций можно перебрать? И, в общем-то, никто не доказал, что какая-то одна из них лучше другой. Обычно сумма используется без всяких на то оснований, просто потому, что ее считать сравнительно легко.

Необходимо отметить, что на практике социологи часто прибегают к несколько иной, немного модифицированной, форме выражения латентной переменной через наблюдаемые: исполь-

зуют веса признаков (скажем, при изучении удовлетворенности работой, вероятно, практически всегда удовлетворенности зарплатой будет придан больший вес, чем удовлетворенности обедами в столовой). Но эти веса, как правило, определяются тоже лишь на основе здравого смысла исследователя (правда, иногда он заменяется здравым смыслом специально привлекаемых экспертов). И снова мы не застрахованы от ошибок.

4) Каков тип шкалы, отвечающей построенному индексу?

Упомянутый тип шкалы обычно явно не оговаривается, но то, как исследователь обращается с полученными числами (например, он подсчитывает соответствующие средние арифметические значения для разных совокупностей респондентов), позволяет полагать, что этот тип не ниже типа интервальной шкалы (кроме шкал, полученных с помощью "логического квадрата"; их обычно считают либо номинальными, либо

порядковыми, либо частично упорядоченными). Оправданно ли это? Ниже мы рассмотрим, как этот вопрос может решаться при использовании конкретных способов шкалирования.

Известные исследователи — авторы интересующих нас одномерных шкал, судя по всему, задавались подобными вопросами. Во всяком случае, представляется, что роль упомянутых выше критериев — фрагментов известных методов шкалирования — состоит как раз в том, чтобы хотя бы частично ответить на них. Но для того, чтобы понять суть этих критериев, надо рассмотреть методы построения социологических индексов (в том числе методы одномерного шкалирования) с точки зрения психологической теории тестов (ФА) как некий эрзац этой теории.

Отметим, что именно выполнение соответствующих требований обеспечивает адекватность модели восприятия и тем самым дает основание использовать упомянутые методы для получения качественной информации на основе "жесткого" опроса респондентов.

#### **7.4. ФА анализ как способ одномерного шкалирования**

Перейдем к обсуждению того, как могут быть использованы описанные в п.7.2 идеи тестового подхода применительно к задаче построения индексов из п.7.3. Другими словами, обсудим возможность использования факторного анализа в одномерном социологическом шкалировании.

Итак, суть тестового подхода к измерению латентной переменной в рассмотренном случае (мы рассматриваем одномерное шкалирование, т.е. в принципе речь идет лишь об одной латентной переменной, или, как говорят в факторном анализе, - об одном латентном факторе) определяется следующими предпосылками:

существует некоторая (единственная) латентная переменная, детерминирующая поведение респондентов; это та переменная, измерение которой является нашей целью: она же является единственным латентным фактором;

поведение каждого респондента – это совокупность его ответов на вопросы анкеты (никакого другого поведения для нас не существует в том смысле, что оно нам неизвестно, никакое поведение мы не изучаем); каждому вопросу отвечает некоторая наблюдаемая переменная;

то, что латентная переменная детерминирует поведение, означает, что она определяет связи между наблюдаемыми переменными;

последнее, в свою очередь, говорит о том, что эти связи исчезают при фиксации значения латентной переменной.

Ясно, что считать наблюдаемое поведение следствием действия латентной переменной (фактора) можно только в случае существования одномерной латентной переменной и удачного подбора наблюдаемых признаков, т.е. в случае положительного ответа на первых два вопроса, встающих при построении социологического индекса (п. 7.3).

Пользуясь только что описанным положением, можно сформулировать условие, необходимое для того, чтобы ответы на первые два вопроса из п.7.3.3. были утвердительными: если наша одномерная латентная переменная действительно существует, и мы удачно подобрали наблюдаемые признаки, предназначенные для измерения этой переменной, то уж во всяком случае наблюдаемые признаки должны быть тесно связанными друг с другом. Если такой связи нет, мы должны или отвергнуть гипотезу о существовании той переменной, измерение которой является нашей главной целью, или так скорректировать систему рассматриваемых наблюдаемых признаков, чтобы связи появились (скажем, отбросить признаки, не связанные с другими).

Для того чтобы использование тестовой традиции было корректным, необходимо к тому же убедиться в том, что связи между наблюдаемыми признаками действительно определяются именно латентной переменной. Другими словами – в том, что эти связи исчезают при фиксации латентной переменной.

Как мы увидим, перечисленные условия так или иначе проявляются при использовании известных методов одномерного шкалирования, к описанию которых мы переходим.

## **7.5. Методы одномерного шкалирования, лежащие в русле тестовой традиции**

### **7.5.1. Шкала Лайкерта**

Лайкерт первым предложил измерять латентную переменную путем построения индекса такого типа, о котором шла речь в п.7.3.1 [Likert, 1932]. Он же предложил строить фрагмент анкеты, направленный на измерение латентной переменной, в виде так называемого кафетерия – таблицы, строкам которой отвечают наблюдаемые переменные, а столбцам – значения этих переменных.

Метод иногда называют методом суммарных оценок. Он широко известен. Его описание можно найти, например, в [Грин, 1966; Ядов, 1995; Осипов, Андреев, 1977]. Кратко охарактеризуем его суть и поясним, в чем состоит связь способа построения шкалы Лайкерта с тестовой традицией.

Приведем пример кафетерия. Предположим, что нас интересует удовлетворенность респондентов своей работой. Соответствующий фрагмент анкеты будет выглядеть следующим образом (табл. 7.1).

При разных формулировках суждений и обращениях к респонденту наборы предлагаемых ответов тоже могут быть разными. Вместо набора ответов от «вполне согласен» до «совершенно не согласен», конечно, могут фигурировать другие наборы: от «полностью одобряю» до «совершенно не одобряю»; от «часто посещаю» до «никогда не посещаю» и т.д.

Плюсы, проставленные в табл. 7.1., означают ответы гипотетического респондента. Значение латентной переменной для каждого респондента будет равно сумме баллов, отвечающих степеням его согласия с рассматриваемыми суждениями, для нашего респондента – сумме (3 + 4 + 5 + 1 + ...). Если количество суждений равно, например, 10, то возможные значения нашей латентной переменной будут варьировать от 10 (наименее удовлетворенный человек) до 50 (наиболее удовлетворенный).

**Таблица 7.1. Фрагмент гипотетической анкеты  
со шкалой Лайкерта**

Пожалуйста, выразите степень своего согласия  
со следующими суждениями:

Суждение	Степень согласия и отвечающий ей балл				
	Вполне согласен	Согласен	Затрудняюсь ответить	Не согласен	Совершенно не согласен
	5	4	3	2	1

Я с удовольствием хожу на работу				+	
Я уважаю своего начальника		+			
Мне нравятся товарищи по работе		+			
Меня устраивает зарплата					+

Предложение организации опроса с помощью включения в анкету "кафетерия" само по себе вряд ли могло получить имя автора. Соответствующая идея как бы "носила в воздухе". Но заслугой Лайкерта явилось то, что он: а) предложил некий критерий, который, во-первых, показывает, насколько правдоподобно предположение о самом существовании измеряемой одномерной латентной переменной, и, во-вторых, дает основания отобрать именно те наблюдаемые признаки (суждения), которые имеют отношение к тому, что мы измеряем (в том числе показал, что пятибалльная шкала приемлема для измерения этих признаков); б) дал некоторое "оправдание" тому, что в качестве значения латентной переменной берется именно сумма значений наблюдаемых и что получающуюся шкалу можно считать порядковой. Другими словами, мы говорим об ответах Лайкерта на те возникающие при построении индексов вопросы, которые были нами сформулированы в п. 7.3.3. Необходимо отметить, что аргументированные ответы оказалось возможным дать только в результате глубоких разработок, в том числе и математического плана. И в полной мере они были осуществлены усилиями ряда ученых, а не одним Лайкертом

(с начала 30-х годов интерес к соответствующей проблематике был проявлен многими учеными, перечень работ см. в [Грин, 1966]).

Алгоритм построения шкалы Лайкерта предусматривает проведение некоторого пилотажного исследования, цель которого — отбор таких признаков, значения которых коррелируют с суммой значений всех остальных. Именно такие признаки предлагается включать в анкету, предназначенную для проведения основного исследования. Упомянутая корреляция и позволяет обеспечить положительные ответы на три первых упомянутых выше вопроса. Прежде чем показать это, остановимся на вопросе о том, что значит "признаки коррелируют".

Вычислив коэффициент корреляции между рангами проверяемого признака и суммой рангов всех остальных признаков, оценим, является ли он достаточно большим для того, чтобы можно было говорить о наличии соответствующей связи. Для этого зададимся каким-то пороговым значением: будем считать, что если этот коэффициент больше 0,8, то связь есть, если меньше — то ее нет. Подчеркнем, что здесь мы имеем дело с довольно типичной для социологии ситуацией, когда задание порогового критерия является чисто субъективным делом исследователя и обоснование соответствующего выбора может опираться только на эмпирический опыт социолога. Перейдем к обещанному рассмотрению того, как в рассматриваемом случае реализуется тестовая традиция.

Первый вопрос — о существовании одномерной латентной переменной. После указанного отбора останутся только такие наблюдаемые признаки, каждый из которых коррелирует с суммой остальных. Это означает, что для измерения латентной переменной будут использованы такие наблюдаемые, которые образуют связанный "пучок". В соответствии с приведенными в конце п. 7.4 соображениями это дает основание полагать, что за наблюдаемыми переменными действительно скрывается некий латентный фактор.

Можно показать, что при фиксации значения латентной переменной (т.е. при рассмотрении только таких респондентов, для которых сумма баллов, приписанных ими рассматриваемым суждениям, будет одна и та же), связь между наблюдаемыми переменными пропадает. Таким образом, мы можем считать, что гипотетический латентный фактор действительно обуславливает наблюдаемые связи.

Второй вопрос — о выборе адекватных наблюдаемых признаков. Та же связь, о которой мы только что говорили, свидетель-

ствуется и о том, что наши наблюдаемые переменные имеют отношение к одной и той же латентной.

Как мы уже отмечали, решая вопрос о том, те ли наблюдаемые переменные мы берем для того, чтобы через них выразить интересующий нас латентный фактор, необходимо убедиться не только в том, что эти переменные отвечают задаче по самой своей сути (по своему наименованию), но и том, что они измерены именно так, как надо. Лайкерт задумывался о том, корректна ли традиционная пятичленная шкала. Сначала он пытался использовать подход, в наше время называемый методом оцифровки (об оцифровке см., например [Интерпретация и анализ..., гл. 3, 4]), респондентам, давшим ответы «вполне согласен», «согласен» и т.д., приписывают не баллы 5,4 и т.д., а некоторые числа, подобранные таким образом, чтобы результирующее частотное распределение было нормальным (напомним, что в соответствии с формальными требованиями ФА, распределение значений каждого количественного наблюдаемого признака должно быть нормальным [Интерпретация и анализ..., с. 218]). Но потом удалось экспериментально доказать, что две результирующие шкалы (обе измеряющие нашу латентную переменную), одна – полученная на основе суммирования описанных выше пятибалльных оценок, а другая – на основе суммирования оценок-результатов описанной оцифровки, очень сильно коррелируют друг с другом. Если считать, что наши измерения латентной переменной отвечает порядковой шкале, то указанного обстоятельства оказывается достаточно, для того чтобы считать такие шкалы идентичными (большая корреляция говорит о сходстве порядков шкальных значений, полученных по нашим шкалам). Значит, имеет смысл пользоваться пятибалльной – более простой. К определению типа шкалы Лайкерта вернемся позже, пока будем считать ее порядковой.

Третий вопрос – о форме выражения латентной переменной через наблюдаемую. То, что о суммарной связи в рассматриваемом «пучке» наблюдаемых признаков мы судили по наличию корреляции между каждым признаком и суммой всех остальных, косвенно свидетельствует о пригодности именно суммы значений наблюдаемых признаков в качестве значения латентной переменной.

Имеется и более серьезное обоснование целесообразности суммирования результатов измерения наблюдаемых переменных. Оно базируется на изучении однофакторной модели ФА: на анализе тенденций изменения корреляции между латентным общим фактором и суммой баллов наблюдаемых признаков при стремле-

нии количества таких признаков к бесконечности (соответствующие ссылки можно найти в названной выше работе Грина). Мы не будем рассматривать этот вопрос более подробно, поскольку он требует достаточного погружения в математику. Констатируем только, что это лишний раз демонстрирует нам роль математики в эмпирической социологии.

Ради объективности следует также заметить, что имеются работы, в которых высказываются серьезные сомнения в правомерности обсуждаемой аддитивной модели по отношению к конкретным латентным переменным (так, в [Сознание и трудовая..., 1985] именно в таком ракурсе рассматривается проблема измерения удовлетворенности человека своим трудом).

Перейдем к рассмотрению нашего четвертого вопроса – о типе получающейся шкалы. Представляется очевидной ее порядковость. Однако нередко имеется возможность полагать, что она интервальна. Попытаемся это обосновать. Соответствующие рассуждения близки к тем, с помощью которых мы доказывали интервальность установочной шкалы Терстоуна.

Наш порядковый признак может принимать большое количество значений (если, скажем, у нас 10 суждений, то суммарный балл изменяется от 10 до 50). Человеку трудно дифференцировать свои представления о таком количестве качественно различных состояний латентной переменной. И даже если расстояния между соседними баллами не равны, этим можно пренебречь, поскольку соответствующие различия будут очень малы с точки зрения возможности их четкой содержательной интерпретации. Будем поэтому считать их одинаковыми. Тем самым будем воспринимать эту шкалу как интервальную.

Описанная идея Лайкерта очень схожа с идеями, заложенными в ФА. Отличие состоит в том, что 1) здесь заведомо предполагается, что фактор только один (в ФА количество факторов не задается априори, а определяется характером статистических данных); 2) исходные признаки измеряются по порядковой шкале, соответствующая информация легко может быть получена от респондента (ФА, как мы говорили, предполагает интервальность исходных шкал); 3) анализ корреляционной матрицы (анализ совокупной корреляции всех признаков друг с другом) заменяется оценкой силы корреляции каждого из них с суммой значений всех остальных; 4) значение фактора определяется как сумма значений наблюдаемых переменных (в линейном ФА задействована взвешенная сумма; веса определяются характером дан-



ных и несут содержательный смысл, помогают интерпретировать найденные факторы). Можно сказать, что шкала Лайкерта в описанном варианте представляет собой эвристический, легко реализуемый "вручную" (без использования ЭВМ) и опирающийся на сравнительно легко получаемую от респондента информацию, подход, который в более серьезном, опирающемся на строгие математические гипотезы, виде заложен в ФА.

### 7.5.2. Шкалограмма Гуттмана

Известный американский психолог Л. Гуттман предложил свой способ адаптации тестовой традиции к потребностям социологии [Guttman, 1950]. В принципе идея была той же — опереться на проверку того, что наблюдаемые признаки представляют собой плотную "связку" в смысле корреляции друг с другом, и предложить такой способ измерения латентной переменной, чтобы при фиксации ее значения эти корреляции исчезали. Описание метода можно найти в [Грин, 1966; Гуттман, 1966; Осипов, Андреев, 1977; Рабочая книга..., 1983; Ядов, 1995].

Наблюдаемые признаки — дихотомические. Предполагается, что выполнение условий, требующихся для реализации тестовой традиции, будет обеспечено, если удастся доказать возможность определенным образом их упорядочить. А именно: будем говорить, что признаки упорядочены, если, скажем, относительно человека, положительно реагирующего на третий признак, можно быть почти уверенным, что он положительно реагировал и на четвертый, пятый и т.д. признаки.

Подобные шкалы называются кумулятивными. Они использовались и до Гуттмана. Так, кумулятивна известная шкала социальной дистанции Богардуса, содержащая семь признаков, отражающих различные степени социальной дистанции. Эти признаки могут быть следующим образом упорядочены (речь идет об отношении респондента к человеку или социальной группе, дистанция до которой вычисляется): допущение человека в качестве родственника посредством брака, как личного друга, в качестве соседа, допущение равной работы, гражданства, допущение в страну только в качестве туриста. Кумулятивность шкалы представляется очевидной: относительно респондента, согласного принять кого-то в качестве соседа, можно почти наверняка сказать, что он согласится с тем, чтобы тот же человек имел одинаковые с ним работу, гражданство, или мог приехать в страну как турист.

Значение латентной переменной рассчитывается как сумма положительных ответов, данных респондентом на рассматриваемые вопросы. Нетрудно показать, что если рассматриваемые дихотомические признаки удалось упорядочить, то соответствующая матрица данных приведет к так называемому диагональному виду (табл. 7.2).

**Таблица 7.2. Результат шкалограммного анализа Гуттмана: приведение матрицы данных к диагональному виду**

Респонденты	Суждения								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	+	+	+	+	+	+	+	+	+
2	—	+	+	+	+	+	+	+	+
3	—	—	+	+	+	+	+	+	+
4	—	—	—	+	+	+	+	+	+
5	—	—	—	—	+	+	+	+	+
6	—	—	—	—	—	+	+	+	+
7	—	—	—	—	—	—	+	+	+
8	—	—	—	—	—	—	—	+	+
9	—	—	—	—	—	—	—	—	+

Плюсами помечены положительные ответы респондентов на соответствующие вопросы анкеты (их согласие с соответствующими суждениями), минусами — отрицательные.

Нетрудно проверить, что согласие респондента, скажем, с 4-м суждением означает его согласие с 5-м, 6-м и т.д. А это и означает, что наши признаки упорядочены.

Но поскольку количество респондентов, как правило, будет больше числа суждений, то многие респонденты будут давать одинаковые наборы ответов, и матрица приобретет ступенчато-диагональный вид (табл. 7.3).

Нетрудно показать, что для таких переменных будут выполнены все требующиеся посылки: они будут связаны друг с другом и фиксация значения латентной переменной приведет к распаду этих связей.

Действительно, пусть  $p_i$  и  $p_j$  — вероятности положительных ответов на  $i$ -й и  $j$ -й вопросы соответственно,  $p_{ij}$  — вероятность положительного ответа на  $i$ -й и  $j$ -й вопросы одновременно (напомним, что в выборочном исследовании вероятность какого-либо

события отождествляется с относительной частотой его встречаемости).

**Таблица 7.3. Результат шкалограммного анализа Гуттмана: приведение матрицы данных к ступенчато – диагональному виду**

Респонденты	Суждения									Значение латентной переменной
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
1	+	+	+	+	+	+	+	+	+	9
2	+	+	+	+	+	+	+	+	+	9
3	+	+	+	+	+	+	+	+	+	9
4	-	+	+	+	+	+	+	+	+	8
5	-	-	+	+	+	+	+	+	+	7
6	-	-	+	+	+	+	+	+	+	7
7	-	-	-	+	+	+	+	+	+	6
8	-	-	-	+	+	+	+	+	+	6
9	-	-	-	+	+	+	+	+	+	6
10	-	-	-	-	+	+	+	+	+	5
11	-	-	-	-	+	+	+	+	+	5
12	-	-	-	-	-	+	+	+	+	4
13	-	-	-	-	-	-	+	+	+	3
14	-	-	-	-	-	-	-	+	+	2
15	-	-	-	-	-	-	-	+	+	2
16	-	-	-	-	-	-	-	+	+	2
17	-	-	-	-	-	-	-	-	+	1
18	-	-	-	-	-	-	-	-	+	1

Вспомним одно из основных положений теории вероятностей. Независимость двух событий означает, что вероятность наступления обоих событий вместе равна произведению вероятностей наступления каждого из них в отдельности. Учитывая это, нетрудно видеть, что в нашем случае независимость двух признаков с номерами  $i$  и  $j$  означает, что

$$p_{ij} = p_i p_j \quad (7.2)$$

Однако в действительности, если предположить, что признаки упорядочены в нашем смысле (и  $i < j$ ), то окажется, что  $p_{ij} = p_i p_j$  (для нашего примера со шкалой Богардуса — вероятность

того, что респондент согласен допустить рассматриваемого человека одновременно и в качестве соседа, и в качестве согражданина, равна вероятности того, что он допустит этого человека в качестве соседа, поскольку второе требование само собой будет выполнено). Поскольку соотношение (7.2) не выполняется, то признаки зависимы.

Если же взять только тех людей, которые имеют одно и то же значение латентной переменной, то, как нетрудно проверить, для них однозначно восстанавливается картина их ответов на рассматриваемые вопросы: скажем, балл 5 респондент может иметь только в том случае, если он дал положительные ответы на последние 5 вопросов. Другими словами, респонденты с одним и тем же значением латентной переменной имеют одни и те же значения рассматриваемых признаков. Ни о какой связи тут говорить не приходится.

Гуттман предложил простой алгоритм, позволяющий либо привести матрицу к диагональному виду, либо показать, что это сделать в принципе невозможно. Прежде чем описать этот алгоритм, заметим, что мы должны учитывать еще одно обстоятельство.

Выше в действительности был описан некий идеальный случай. Мы уже говорили, что в социологии практически никакая теоретическая схема никогда не проходит в совершенно "чистом" виде, никакая гипотеза не может стопроцентно выполняться, никакие данные не бывают без ошибок. И всегда встает вопрос, в каких пределах эти ошибки допустимы.

В нашем случае это означает, что даже при самом тщательном подборе суждений всегда найдутся респонденты, для которых они не будут упорядочены предполагаемым нами образом (в подтверждение того, что ошибки всегда будут, напомним, как уже мы говорили, что человек, ответивший положительно на третий вопрос, почти наверняка, но не наверняка (!) даст положительный ответ на четвертый и пятый). То есть наша матрица хотя бы в малой мере, но практически всегда не будет точно диагональной. Необходимо, как всегда в подобных случаях, установить предел допустимых ошибок (напомним, что мы так же поступили, например, когда говорили о возможных нарушениях транзитивности в матрицах парных сравнений). В ситуации, когда этот предел не будет превышен, считать, что матрица диагональна, и, следовательно, наши условия, обеспечивающие возможность использования тестовой традиции, выполняются. Если ошибки превы-

сят допустимый предел, то будем полагать, что матрицу нельзя привести к диагональному виду и, стало быть, нельзя описанным образом измерять латентную переменную.

Ошибки будут проявляться в том, что даже в самом хорошем варианте у нас в области плюсов будут одиночные минусы, и наоборот. Оценим количество таких смещений. Их ниже мы и называем ошибками. Введем критерий:

$R = 1 - (\text{количество ошибок})/(\text{количество клеток в таблице})$ .

Будем полагать, что мы привели матрицу к диагональному виду, если  $R > 0,9$ . Теперь на примере покажем, в чем состоит алгоритм Гуттмана и как можно оценить качество его работы.

Итак, пусть исходная матрица данных имеет вид (табл. 7.4).

**Таблица 7.4. Фрагмент гипотетической матрицы данных, полученных с помощью шкалы Гуттмана**

Респонденты	Суждения						Значение латентной переменной
	1	2	3	4	5	6	
1	+	-	-	-	+	+	3
2	+	+	+	-	-	-	3
3	-	-	-	-	-	-	0
4	+	+	+	+	+	-	5
5	-	-	-	-	-	+	1
6	+	+	-	-	+	+	4
7	-	-	-	+	+	+	3
8	+	+	+	-	+	-	4

В соответствии с упомянутым алгоритмом сначала надо таким образом переставить строки, чтобы соответствующие им значения измеряемой переменной расположились по убыванию (табл. 7.5).

Не зря мы ввели в таблицу еще одну строку. Теперь надо переставить столбцы таблицы таким образом, чтобы возрастали ранги, стоящие в ее нижней, как бы маргинальной, строке (табл. 7.6).

**Таблица 7.5. Первый этап приведения матрицы данных к диагональному виду**

Респонденты	суждения						Значение латентной переменной
	1	2	3	4	5	6	
4	+	+	+	+	+	-	5
6	+	+	-	-	+	+	4
8	+	+	+	-	+	-	4
1	+	-	-	-	+	+	3
2	+	+	+	-	-	-	3
7	-	-	-	+	+	+	3
5	-	-	-	-	-	+	1
3	-	-	-	-	-	-	0
Количество респондентов, согласных с суждением	5	4	3	2	5	4	

**Таблица 7.6. Второй этап приведения матрицы данных к диагональному виду**

Респонденты	суждения						Значение латентной переменной
	4	3	2	6	1	5	
4	+	+	+	-	+	+	5
6	-	-	+	+	+	+	4
8	-	+	+	-	+	+	4
1	-	-	-	+	+	+	3
2	-	+	+	-	-	+	3
7	+	-	-	+	-	+	3
5	-	-	-	+	-	-	1
3	-	-	-	-	-	-	0
Количество респондентов, согласных с суждением	2	3	4	4	5	5	

Строго диагонального (ступенчато-диагонального) вида у нас не получилось. Теперь требуется оценить, можно ли все же считать, что полученная матрица достаточно близка к диагональному виду.

$$R = 1 - (6 + 3)/48 = 0,81$$

(6 — количество плюсов, "заблудившихся" в минусовой области; 3 — количество минусов, находящихся в плюсовой области). Если такое значение критерия представляется неприемлемым (19% "неправильных" клеток в таблице), то приходим к выводу, что наша гипотеза о наличии латентной переменной, проявляющейся в рассматриваемых наблюдаемых признаках, не верна.

Итак, наша работа начинается с того (имеется в виду этап работы после предварительного формирования анкеты), что мы проводим пробное исследование, собираем данные и переставляем столбцы и строки полученной матрицы до тех пор, пока она либо приобретет диагональный вид, либо мы убедимся в том, что это сделать невозможно. В первом случае мы полагаем, что одномерная латентная переменная существует, признаки и способ выражения через них латентной переменной выбраны удачно, и переходим к основному исследованию. Во втором — вообще говоря, отказываемся от построения одномерной шкалы. Однако в отдельных случаях исправить положение можно с помощью некоторой корректировки данных. Скажем, может оказаться, что привести матрицу к диагональному виду нам мешает какой-то ее столбец. Тогда выбросим из рассмотрения соответствующее суждение: оно не укладывается в наше упорядочение (может быть, не так понимается респондентами, как мы рассчитывали, и т.д.). Затем перейдем к основному исследованию. В приведенном выше примере таким суждением можно считать шестое (правда, убрав его, мы уменьшим долю "неправильных" клеток не до 10%, а только до 12% (стало быть, R будет равно 0,88).

Может оказаться и так, что нам "мешает" строка матрицы, т.е. какой-то респондент. Можно отбросить и его и двигаться дальше. Но здесь надо быть осторожными, о чем мы уже говорили.

Перейдем к рассмотрению еще одного метода одномерного шкалирования — метода, предложенного Лазарсфельдом и представляющегося нам вершиной тестового подхода, поскольку здесь поставленные выше задачи решаются своеобразным и, на наш взгляд, более адекватным образом, чем при использовании других шкал. Объясняется это, вероятно, тем, что Лазарсфельд,

будучи сторонником внедрения естественнонаучных методов в социологические исследования, взглянул на процесс построения шкалы с теоретико-вероятностной точки зрения, столь распространенной в естественных науках.

## **7.6. Латентно-структурный анализ (ЛСА) Лазарсфельда**

### **7.6.1. Простейший вариант ЛСА: вход и выход**

Рассмотрим частный случай ЛСА — тот, который в свое время был предложен самим Лазарсфельдом. Перейдем к его описанию, подчеркнув, что тех ограничений, к перечислению которых мы переходим, при настоящем состоянии техники ЛСА можно и не делать (о развитии ЛСА можно прочесть в [Гибсон, 1973; Дегтярев, 1981, 1995; Лазарсфельд, 1966, 1973; Осипов, Андреев, 1977, с. 140—151; Статистические методы анализа..., 1979, с. 249—266; Типология и классификация..., 1982, с. 99—111; Lazarsfeld, Henry, 1968]; о некоторых аспектах применения этого подхода в социологии см. также [Батыгин, 1990; Социальные исследования..., 1978, с. 15]).

В своих работах Лазарсфельд неоднократно упоминает о том, что его подход имеет самое непосредственное отношение к теории тестов. Начнем описание ЛСА в соответствии со сформулированными выше принципами тестовой традиции.

Итак, мы предполагаем, что имеется совокупность респондентов, для которых существует одномерная латентная номинальная переменная с заданным числом градаций  $k$ . Пусть для определенности  $k = 2$ . Имеется анкета с  $N$  дихотомическими вопросами. Предполагается, что вопросы подобраны таким образом, что респонденты с разными значениями латентной переменной почти всегда по-разному будут отвечать на вопросы анкеты, а с одним и тем же значением — как правило, будут давать примерно одинаковые ответы. Предположим также, что за счет этой связи между наблюдаемыми переменными можно объяснить действием латентной переменной.

Приведем пример. Пусть наши респонденты — московские студенты, латентная переменная — их отношение к будущей специальности. Вопросы имеют примерно такой вид:

1) Часто ли Вы посещаете библиотеку (не реже раза в неделю)?



2) Имеется ли у Вас домашняя библиотека из книг по специальности (не менее 10 книг)?

3) Читали ли Вы когда-нибудь книгу по специальности по собственной инициативе, без рекомендации ее преподавателем?

4) Были ли у Вас двойки на экзаменах?

5) Случалось ли Вам, присутствуя на лекции, слушать плейер?

6) Часто ли Вы пропускаете лекции (более трех лекций в неделю)?

Ясно, что студенты, мечтающие о работе по приобретаемой специальности, будут на первые три вопроса давать, как правило, положительные ответы, а на последние три – отрицательные. А для студентов, равнодушно или негативно относящихся к выбранной специальности, будет иметь место обратная картина.

Ясно также, что между рассматриваемыми наблюдаемыми переменными будет иметься статистическая связь и что ее, всего вероятнее, можно будет объяснить действием латентной переменной. Это проявится в том, что при фиксации значения латентной переменной эта связь пропадет. Заметим, что это, уже неоднократно упоминаемое нами положение, Лазарсфельд первым четко сформулировал и назвал **аксиомой локальной независимости**.

Исходной информацией для ЛСА служат частотные таблицы произвольной размерности (размерность таких таблиц зависит от заданного числа значений латентной переменной). Обозначим через  $p_i$  – вероятность положительного ответа наших респондентов на  $i$ -й вопрос (долю респондентов, давших такой ответ); через  $p_{ij}$  – вероятность положительных ответов одновременно и на  $i$ -й, и на  $j$ -й вопросы; через  $p_{ijk}$  – вероятность положительных ответов одновременно на  $i$ -й,  $j$ -й и  $k$ -й вопросы и т.д.

Те же буквы с индексом 1 наверху ( $p_i^1, p_{ij}^1, p_{ijk}^1$ ) будут обозначать соответствующие частоты для первого латентного класса, с индексом 2 наверху ( $p_i^2, p_{ij}^2, p_{ijk}^2$ ) – то же для второго латентного класса.

$p_{i\bar{j}k}$  - вероятность положительного ответа на  $i$ -й и  $k$ -й вопросы и одновременно – отрицательного ответа на  $j$ -й вопрос.

$V^1, V^2$  – доли латентных классов в общей совокупности респондентов.

Рассмотрим произвольный набор ответов на вопросы анкеты, например, ++-+-+. Через  $P(1/++-+-+)$  обозначим вероятность того, что респондент, давший набор ответов ++-+-+, попал в первый латентный класс, а через  $P(2/++-+-+)$  – то же для второго латентного класса.

Для описания исходных данных и результатов применения ЛСА прибегнем к «кибернетической» терминологии.

Вход ЛСА.

Частоты любой размерности:  $p_i$ ,  $p_{ij}$ ,  $p_{ijk}$ . Другими словами, ЛСА работает с частотными таблицами. Это не может не привлекать социолога: метод может работать со шкалами любых типов.

Выход ЛСА.

а) Аналогичные частоты для каждого латентного класса. В нашем случае с двумя латентными классами это будут частоты вида  $p_i^1, p_{ij}^1, p_{ijk}^1$  и  $p_i^2, p_{ij}^2, p_{ijk}^2$ .

Эти совокупности частот могут рассматриваться как описания латентных классов. Анализ таких описаний может послужить для уточнения представлений о той латентной переменной, существование которой априори постулировалось, в частности, может привести исследователя к выводу о том, что ей следует дать другое название (ср. наши рассуждения о понятии «латентная переменная» в п. 1.1.). Подчеркнем, что такая возможность, с одной стороны, выгодно отличает подход Лазарсфельда от остальных рассмотренных нами методов одномерного шкалирования (скажем, при использовании шкал Лайкерта или Терстоуна даже не ставится вопрос о том, что переменная может быть другой), а с другой, приближает к таким методам поиска латентных переменных, как факторный анализ и многомерное шкалирование (там проблема интерпретации осей одна из центральных). Представляется, что это характеризует ЛСА как более адекватный подход, чем другие методы одномерного шкалирования. В процессе использования последних мы фактически не считаем ту переменную, значения которой ищем, латентной – мы знаем, что это за переменная, не умеем только ее измерять «в лоб». А в случае ЛСА мы допускаем неадекватность наших априорных представлений о сути (названии) латентной переменной. И это, на наш взгляд, ближе к тем реальным ситуациям, с которыми обычно имеет дело социолог.

Приведем пример. Положительные ответы на первые три приведенные выше вопроса могут отражать не любовь к будущей специальности, а послушание «пай-девочек» интеллигентных родителей, имеющих схожую специальность. Положительные же ответы на последние три вопроса – напротив, - самостоятельность сознательно выбравших будущую специальность молодых интеллектуалов, отрицающих необходимость для них прослушивания каких-то устаревших курсов, умеющих быстро наверстывать пропущенные занятия, позволяющих себе иногда «рассла-

биться». Ясно, что в такой ситуации полное распределение ответов на все вопросы в найденных латентных классах может помочь исследователю скорректировать наименование латентной переменной.

Упомянем еще об одной возможной трактовке получаемых в результате применения ЛСА частотных распределений для каждого латентного класса. Каждое такое распределение можно интерпретировать как отражение той "плюрал истинности" мнений одного респондента, о которой мы говорили при обсуждении шкал Терстоуна. Можно считать, что это то самое распределение, которое отвечает одному респонденту, попавшему в соответствующий латентный класс (правда, как мы увидим ниже, ЛСА дает возможность судить лишь о вероятности такого попадания).

б) Относительные объемы классов. В нашем случае —  $V^1$  и  $V^2$ . Эта информация, помимо прочего, тоже может способствовать корректировке представлений исследователя о латентной переменной. Заметим (и это пригодится при решении приведенных ниже уравнений), что  $V^1 + V^2 = 1$ .

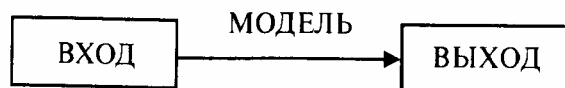
в) Вероятность  $P(1/+ + - + - +)$  попадания объекта, давшего набор ответов  $++ - + - +$ , в первый латентный класс и аналогичная вероятность  $P(2/++-+-+)$  — для второго латентного класса.

Это самое серьезное отличие ЛСА от других методов одномерного шкалирования. Представляется, что именно это отличие в наибольшей степени делает ЛСА более адекватным методом, чем другие рассмотренные подходы к построению шкал. Способ измерения с помощью анкетных опросов по своей сути довольно "груб", в силу чего даже самые "благоприятные" ответы респондента не обязательно означают его включенность в соответствующий этим ответам латентный класс. Лазарсфельд действует более тонко: говорит только о вероятности такой включенности. Именно здесь проявляется в наибольшей степени желание Лазарсфельда следовать критериям, принятым в естественных науках. Использование подобных вероятностных соотношений в этих науках общепринято. Такой подход является естественным и для самой математической статистики (социологу не мешает приглядываться к тому, что делают математики; иногда они вследствие профессиональной склонности к обобщениям предлагают более жизненные, хотя, может быть, и более сложные постановки задач, чем социолог).

## 7.6.2. Модельные предположения ЛСА

Вернемся к не раз упомянутой выше "кибернетической" схеме, отражающей процесс производного измерения.

Наши вход и выход связаны соотношением:



Итак, для того чтобы на базе данных величин (формирующих вход) получить искомые (выход), надо задать правила, выражающие вторые через первые (например, составить соответствующие уравнения). Каковы же соответствующие модельные представления? Сформулируем соотношения, лежащие в основе ЛСА.

"Невооруженным" глазом видно, что количество неизвестных величин настолько превышает количество известных, что вряд ли в принципе возможно составление решаемых уравнений. Чтобы сократить количество неизвестных, вспомним аксиому локальной независимости: фиксация значения латентной переменной приводит к исчезновению связи между наблюдаемыми (это и означает, что латентная переменная объясняет связи между наблюдаемыми).

Как мы уже говорили, независимость наших  $i$ -й и  $j$ -й переменных означает справедливость соотношения (7.2).

Ясно, что это равенство, вообще говоря, будет неверным, поскольку ответ на один вопрос (скажем, о том, имеет ли респондент библиотеку) зависит от его ответа на другой вопрос (скажем, читает ли он по собственному желанию книги по будущей профессии). А вот для лиц, принадлежащих к одному латентному классу, в соответствии с аксиомой локальной независимости подобное соотношение будет справедливым:

$$p_{ij}^1 = p_i^1 p_j^1, \quad p_{ij}^2 = p_i^2 p_j^2.$$

Нетрудно видеть, что использование этих соотношений позволяет резко сократить количество неизвестных: если мы найдем  $p_i^1$  и  $p_j^1$ , то величину  $p_{ij}^1$  можно будет не искать, поскольку ее легко выразить через первые две вероятности (относительные частоты). То же можно сказать и о других многомерных частотах.

Для того чтобы понять, каким образом можно составить требующиеся уравнения, вспомним формулу полной вероятности:

$$P_i = V^1 p_i^1 + V^2 p_i^2. \quad (7.3)$$

Подчеркнем, что, пользуясь приведенной формулой, мы тем самым предполагаем, что каждый респондент в какой-то класс обязательно попадает и не может попасть в два класса сразу. Это тоже содержательные соображения, принятие которых требует согласия с ними социолога. Первое утверждение означает, что искомая система классов является полной: мы считаем, что для каждого человека найдется в ней место. Второе утверждение заставляет нас избегать "расплывчатых" классификаций, что, однако, может быть не адекватно реальности. Этот недостаток покрывается тем, что мы лишь указываем вероятность принадлежности того или иного респондента к определенному классу, а не вычисляем точное значение латентной переменной для этого респондента.

В системе (7.3) слева — известные величины, справа — неизвестные. Ее можно решить. Мы не будем заниматься этим, отослав читателя к упомянутой в начале предыдущего параграфа литературе.

Осталось описать способ, с помощью которого рассчитываются упомянутые вероятности. Этот способ опирается на так называемую формулу Байеса:  $P(a/b) = (P(a)P(b/a))/P(b)$ . Здесь она превращается в

$$P(1/++-+-) = (P(1)P(++-+-/1))/P(++-+-) = \\ = V^1 p_1^1 p_2^1 (1 - p_3^1) p_4^1 (1 - p_5^1) p_6^1 / p_{123456}.$$

(Полагаем, что сказанное в настоящем параграфе лишний раз убедило читателя в том, что социологу необходимо знать элементы теории вероятностей).

В заключение обсудим, как же в случае ЛСА решаются сформулированные нами в п. 7.3.3 проблемы построения индексов (искомая с помощью ЛСА латентная переменная тоже своеобразный индекс).

Первую проблему ЛСА не решает: существование латентной переменной в ЛСА постулируется. Правда, представление о ней может быть скорректировано за счет анализа полученных в процессе применения метода описаний каждого латентного класса (совокупности людей, имеющих одно и то же значение латентной переменной), т.е. вычисления вероятностных распределений ответов попавших в класс респондентов на все рассматриваемые вопросы.

Наши второй и третий вопросы снимаются следующим образом. Точные значения латентной переменной для отдельных респондентов не вычисляются. Вместо этого: а) дается описание каждого латентного класса и б) для каждого возможного набора ответов на вопросы анкеты вычисляется вероятность попадания давшего эти ответы респондента в любой из латентных классов.

Тип шкалы латентной переменной в ЛСА постулируется. В рассмотренном простейшем варианте метода переменная была номинальной. Как мы уже оговаривали, в более современных (но и гораздо более сложных) вариантах метода латентная переменная может быть получена по шкале любого типа, предусматривается также ее многомерность.