**Лекция №8 Тестовая традиция в социологическом шкалировании**

1. Установочные шкалы Лайкерта, Гуттмана.
2. Латентно-структурный анализ Лазарсфельда.
3. Решение проблем построения индексов в процессе построения названных шкал.

 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 приведется к так называемому диагональному виду.

 **Таблица. Результат шкалограммного анализа Гуттмана:**

 **приведение матрицы данных к диагональному виду**

|  |  |
| --- | --- |
| Респонденты | Суждения |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| 123456789 | +-------- | ++------- | +++------ | ++++----- | +++++---- | ++++++--- | +++++++-- | ++++++++- | +++++++++ |

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.

 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 рi и рj- вероятности положительных ответов на *i*-и *j*-й вопросы соответственно, рij - вероятность положительного ответа на *i*-и и *j*-й вопросы одновременно (напомним, что в выборочном исследовании вероятность какого-либо

 события отождествляется с относительной частотой его встречаемости).

**Таблица 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 |
| 123456789101112131415161718 | +++--------------- | ++++-------------- | ++++++------------ | +++++++++--------- | +++++++++++------- | ++++++++++++------ | +++++++++++++----- | ++++++++++++++++-- | ++++++++++++++++++ | 999877666554322211 |

Однако в действительности, если предположить, что признаки упорядочены в нашем смысле (и i < j ), то окажется, что рij = piрj (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 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 превысят 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 - (количество ошибок)/(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.

**Таблица. Фрагмент гипотетической матрицы данных,**

 **полученных с помощью шкалы Гуттмана**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Респонденты | Суждения | Значение латентной переменной |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 12345678 | ++-+-+-+ | -+-+-+-+ | -+-+---+ | ---+--+- | +--+-+++ | +---+++- | 33051434 |

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

 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.

 **Таблица. Первый этап приведения матрицы данных**

 **к диагональному виду**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Респонденты | суждения  | Значение латентной переменной |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 46812753 | +++++--- | +++-+--- | +-+-+--- | +----+-- | ++++-+-- | -+-+-++- | 54433310 |
| Количество респондентов, согласных с суждением | 5 | 4 | 3 | 2 | 5 | 4 |  |

**Таблица. Второй этап приведения матрицы данных**

 **к диагональному виду**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Респонденты | суждения  | Значение латентной переменной |
| 4 | 3 | 2 | 6 | 1 | 5 |
| 46812753 | +----+-- | +-+-+--- | +++-+--- | -+-+-++- | ++++---- | ++++++-- | 54433310 |
| 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

 (б - 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.

 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.

 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 этого связь 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 *pi* - вероятность положительного ответа наших респондентов на *i-*й вопрос (долю респондентов, давших такой ответ); через *pij* - вероятность положительных ответов одновременно и на *i*-й, и на *j*-й вопросы; через *pijk* - вероятность положительных ответов одновременно на *i*-й, *j*-й и *k*-й вопросы и т.д.

 Те же буквы с индексом 1 наверху *(pi1, pij1, pijk1)* будут обозначать соответствующие частоты для первого латентного класса, с индексом 2 наверху *(pi2, pij2, pijk2) -* то же для второго латентного класса.

 *pik* - вероятность положительного ответа на *i*-й и *k*-й вопросы и одновременно - отрицательного ответа на *j*-й вопрос.

 V1, V2 - доли латентных классов в общей совокупности респондентов.

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

 Для описания исходных данных и результатов применения ЛСА прибегнем к <кибернетической> терминологии.

 Вход ЛСА.

 Частоты любой размерности: *pi, pij, pijk.* 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 *pi1, pij1, pijk1 и pi2, pij2, pijk2.*

 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. 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 <расслабиться>. Ясно, что в такой ситуации полное распределение ответов на все вопросы в наиденных 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 - V1 и V2. Эта информация, помимо прочего, тоже может способствовать корректировке представлений исследователя о латентной переменной. Заметим (и это пригодится при решении приведенных ниже уравнений), что V1 + V2 = 1.

 в) Вероятность Р (1/ + + - + - +) попадания объекта, давшего набор ответов ++ - + - +, в первый латентный класс и аналогичная вероятность Р (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).

 В заключение обсудим, как же в случае ЛСА решаются сформулированные нами в 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.

**Вопросы домашнего задания:**

1. Что такое социологический индекс?
2. В чем состоит специфика построения индексов для номинальных переменных?
3. Как требования тестовой традиции проявляются при одномерном социологическом шкалировании?
4. Как проблемы построения индексов решаются при использовании шкалы Лайкерта?
5. Сравните факторный анализ и метод построения шкалы Лайкерта с точки зрения их роли в социологии.
6. Как проблемы построения индексов решаются при использовании шкалограммного анализа Гуттмана?
7. Можно ли результаты измерения с помощью шкал Гуттмана и Лайкерта считать полученными по интервальной шкале?

**Рекомендуемая литература:**

1. Толстова Ю.Н. Измерение в социологии. М., 2007 С.90-127.

Задание для самостоятельного изучения

Латентно-структурный анализ Лазарсфельда.

**Вопросы для самопроверки:**

1. Каковы предпосылки возникновения латентно-структурного анализа Лазарсфельда?
2. Каковы особенности латентно-структурного анализа Лазарсфельда?

**Рекомендуемая литература:**

1. Толстова Ю.Н. Измерение в социологии. М., 2007 С.120-126.