

Л.И.Бородкин

**МНОГОМЕРНЫЙ  
СТАТИСТИЧЕСКИЙ  
АНАЛИЗ  
В ИСТОРИЧЕСКИХ  
ИССЛЕДОВАНИЯХ**



## ПРЕДИСЛОВИЕ

Для современного этапа развития исторической науки характерна потребность в более глубоком и точном раскрытии сущности исторических явлений и процессов. Историков все чаще не удовлетворяют примерные оценки тех или иных черт этих явлений, гипотетические суждения об их сущности, носящие описательный характер. В.И. Ленин в этой связи подчеркивал необходимость перехода "от описания (и оценки с точки зрения идеала) общественных явлений к строго научному анализу их"<sup>1</sup>; отмечал ограниченность исследователей, не имеющих "твердой теории о методе в общественной науке"<sup>2</sup>.

Один из путей преодоления "описательного" уровня в исторических исследованиях связан с использованием математических методов, позволяющих раскрыть количественную меру изучаемых процессов и явлений, дать более точное и строгое выражение соответствующих качеств.

Со времени выхода в свет первых работ, связанных с применением количественных методов в исторических исследованиях, прошло более 20 лет. За это время только в нашей стране опубликована не одна сотня работ, в которых математические методы и ЭВМ использованы для решения различных проблем историко-экономических, историко-социальных, историко-культурных, историко-демографических исследований, археологии и этнографии. В этих работах нашли применение практически все методы математической статистики, а также методы других областей математики (теории информации, теории дифференциальных уравнений, теории игр, теории графов, методов оптимизации и др.).

В последние годы выявилась тенденция резкого роста числа работ историков, в которых обработку данных производили на основе методов многомерного статистического анализа (МСА). Эта тенденция проявляется и в других общественных науках, связанных с анализом эмпирических данных<sup>3</sup>.

В американской историографии МСА уделяется большое внимание; эти методы рассматривают в качестве альтернативы "описательному" подходу к изучению истории: "Должна ли быть история драматическим рассказом, юридическим трактатом, детективом, который неспешно, шаг за шагом излагает суть дела и, иногда правдиво, иногда привирая, приводит к решению задачи? Или же история — многомерный анализ количественных переменных, устанавливающий взаимосвязи и объясняющий массовое поведение, события, процессы?"<sup>4</sup>. Разумеется, указанной альтернативы в действительности не существует, но

высказывание А.Дж.Боуга подчеркивает, пусть и в утрированной форме, ту роль, которая отводится МСА в процессе квантификации истории на Западе.

Здесь необходимо отметить, что в соответствии с советской историографией применения количественных методов в истории МСА, так же как и другие методы количественного анализа, "никоим образом не являются абсолютными, не заменяют других методов, а полученные на их основе количественные характеристики явлений и процессов могут углубить наши знания о прошлом лишь при органическом сочетании формально-количественного и сущностно-содержательного, качественного их анализа, т.е. на базе определенной теории и методологии исторического познания"<sup>5</sup>.

Итак, что представляют собой методы многомерного статистического анализа?

Это набор различных математико-статистических методов, ориентированных на исследование статистических совокупностей, в которых объекты характеризуются набором признаков (такие объекты принято называть многомерными). Существуют различные мнения о том, какие именно методы составляют МСА. Чаще всего имеют в виду методы многомерной классификации и распознавания образов, факторного и компонентного анализов, множественной регрессии, многомерного шкалирования (иногда сюда включают и дисперсионный анализ).

В основном перечисленные методы возникли в последние годы как реакция на потребности социальных наук, где многомерность описания изучаемых объектов является характерной чертой большинства исследований, связанных с анализом эмпирических данных. Методы МСА позволяют определить структуру как совокупности объектов, так и набора признаков, выявить группы "однородных" объектов и обобщенные факторы их развития, а также оценить значение и влияние различных факторов, воздействующих на какой-либо существенный, результирующий признак.

Практическое использование методов МСА стало возможным в связи с широким распространением информатики и ЭВМ.

Основной класс содержательных задач, решаемых с помощью МСА, ориентирован на выявление типологии изучаемых многомерных объектов и характеристики типов.

В исторических исследованиях внедрение методов МСА связано в значительной степени с введением в научный оборот массовых исторических источников и задачами их обработки и анализа<sup>6</sup>. В настоящее время накоплен определенный опыт применения методов МСА в исторических исследованиях как в нашей стране, так и за рубежом. Частично этот опыт отражен в монографиях и сборниках статей, опубликованных в 80-е гг.<sup>7</sup>. Однако систематического изложения методологических и методических аспектов применения МСА в исторических исследова-

ниях, обобщения полученных результатов конкретно-исторических разработок до сих пор проведено не было. В настоящей монографии мы стараемся восполнить этот пробел. Основное внимание в ней уделяется расширению на базе МСА методического арсенала историко-типологических исследований.

Монография написана по принципу "от метода", а не "от проблемы". Этим объясняется ее сложная структура, которая включает 3 части. В первой из них рассмотрены некоторые методологические проблемы применения МСА в исторических исследованиях, изложены методы МСА, ориентированные на читателя без специальной математической подготовки. При этом акцент делается на выяснении логики методов. В этой же части приведен краткий аналитический обзор основных направлений применения МСА в исторических исследованиях.

Вторая часть монографии содержит результаты конкретно-исторического исследования, связанного с аграрной типологией губерний Европейской России на рубеже XIX-XX вв. Эта часть является центральной в монографии, она показывает эффективность целого набора методов МСА в историко-типологическом исследовании.

В третьей части монографии приводятся примеры применения методов агрегирования информации, содержащейся в нарративных источниках. Рассмотрены возможности МСА при использовании контент-анализа в исторических исследованиях, а также вопросы создания архива машиночитаемых данных, ориентированного на использование МСА при обработке массовых исторических источников (на примере массового источника - анкеты делегатов первых съездов Советов).

Третья часть завершается главой, в которой рассмотрены задачи классификации древних текстов (списков древнеславянского памятника юридической мысли "Закон Судный людем").

Своим появлением настоящая монография обязана многолетнему сотрудничеству автора с преподавателями и сотрудниками кафедры источниковедения исторического факультета Московского университета - И.Д.Ковальченко, Л.В.Миловым, Н.Б.Селунской, А.К.Соколовым и др. В процессе работы над монографией существенную помощь оказали сотрудники математической группы кафедры источниковедения И.М.Гарскова и Т.Ф.Изместьева.

#### ПРИМЕЧАНИЯ

1 Ленин В.И. Полн.собр.соч., т. 1, с. 137.

2 Там же, с. 285.

3 Так, авторы одной из книг, посвященной применению

статистики в социологических исследованиях, отмечают: "Наиболее интенсивное применение в социологии нашли методы мно-

гомерного статистического анализа (Статистические методы анализа информации в социологических исследованиях. М., 1979, с. 5).

4 Боуг А. Дж. Квантификация в 80-х годах. (Количественный и формальный анализ в изучении истории Соединенных Штатов). - В кн.: Количественные методы в советской и американской историографии. М., 1983, с. 64.

5 Ковальченко И. Д., Тишков В. А. Итоги и перспективы применения количественных методов в советской и американской историографии. - Там же, с. 9.

6 Массовые источники по социально-экономической истории России периода капитализма. Под ред. И. Д. Ковальченко. М., 1979; Массовые источники по социально-экономической истории советского общества. Под ред. И. Д. Ковальченко. М., 1979; Массовые источники по истории советского рабочего класса периода развитого социализма. Под ред. И. Д. Ковальченко. М., 1982.

7 Математические методы в социально-экономических и археологических исследованиях. М., 1981; Количественные методы в советской и американской историографии. М., 1983; Математические методы и ЭВМ в исторических исследованиях. М., 1984; Ковальченко И. Д., Селунская Н. Б., Литваков Б. М. Социально-экономический строй помещичьего хозяйства Европейской России в эпоху капитализма. М., 1982; Славко Т. И. Математико-статистические методы в исторических исследованиях. М., 1981; Хвостова К. В. Количественный подход в средневековой социально-экономической истории. М., 1980.

## ЧАСТЬ I

### ВОПРОСЫ МЕТОДОЛОГИИ И МЕТОДИКИ ПРИМЕНЕНИЯ МНОГОМЕРНОГО СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА В ИСТОРИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ

Цель данного раздела монографии – дать представление о тех методологических и методических вопросах, которые возникают при использовании многомерного статистического анализа в исторических исследованиях, рассмотреть на конкретных примерах те типы задач, для решения которых историк целесообразно использовать эти новые методы, определить “диапазон” применения методов многомерного статистического анализа в исторических исследованиях.

#### Глава I

#### МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ПРОБЛЕМЫ ПРИМЕНЕНИЯ МНОГОМЕРНОГО СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА В ИСТОРИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ

Большинство исследований в области социальных наук, методическую базу которых составляют методы многомерного статистического анализа (МСА), связаны с решением типологических задач – выявлением типов изучаемых объектов и характеристикой выявленных (или известных ранее) типов. Поэтому в данной главе основное внимание уделяется методологическим проблемам типологизации социальных явлений, определяющим возможности и ограничения методов МСА в исторических исследованиях.

#### § 1. Некоторые методологические проблемы типологизации объектов социально-экономических систем

Одна из важнейших задач общественных наук – выделять типы социально-экономических явлений и давать им развернутые характеристики. Большое значение задаче изучения типов явлений придавал В.И. Ленин. В противоположность метафизическим концепциям типы социально-экономических явлений рассматриваются в ленинских трудах исторически, как выражение конкретного общественного процесса, существенных черт, общих множеству единичных явлений.

В трудах В.И.Ленина наряду с понятием "тип" часто используется понятие "группа"; в ряде случаев фактически между ними ставится знак равенства. В этих трудах "типы явлений" выражали собой реальные объективные отношения, представляли то общее, что свойственно множеству объектов данного рода<sup>1</sup>. Основным средством количественного анализа типов явлений В.И.Ленин считал метод группировок. В статье "К вопросу о задачах земской статистики" он писал: "...обработка подворных данных должна дать как можно больше, как можно рациональнее и детальнее составленных *групповых* и *комбинационных таблиц* для отдельного изучения *всех* наметившихся — или *намечающихся* (это не менее важно) — в жизни *типов хозяйств*"<sup>2</sup>. Подчеркивая далее необходимость метода группировок при установлении и характеристике типологических групп, В.И.Ленин отмечал, что экономические типы явлений "могут выступить *только* при разносторонне и рационально составленных *групповых* и *комбинационных таблицах*"<sup>3</sup>.

В ленинском понимании типичности и в его конкретных типологических исследованиях наглядно проявилась диалектическая трактовка понятий количества и качества. При этом ведущим является качественный подход. В.И.Ленин выделял типы только на основе таких признаков, которые определяли качественные различия между ними. В своих работах он неоднократно указывал на необходимость не ограничиваться только одним, пусть и весьма существенным, группировочным признаком, так как это может привести к ошибкам в понимании сущности как самих типов, так и соотношений между ними. В.И.Ленин убедительно показал, что полную характеристику каждому типу явлений можно дать только путем применения системы признаков. Так, для характеристики типов крестьянских хозяйств он использовал такие статистические показатели, как размеры посевной площади, количество скота, применение сельскохозяйственных орудий, сдача и наем земли в аренду и т.д. Каждый признак отдельно мог привести к односторонней характеристике производственных отношений в совокупности объектов, и только набор признаков давал более или менее полную оценку этих отношений в их качественной определенности<sup>4</sup>. Таким образом, необходимым условием выделения типов явлений является (пользуясь современной терминологией) многомерность их описания.

В борьбе с субъективистскими методами исследования общества В.И.Ленин выдвинул принцип анализа совокупности фактов, учета всех тенденций развития и разнообразия форм явлений, наметившихся и намечающихся в жизни. Этот принцип имеет большое значение в типологических исследованиях. В работе "Статистика и социология" В.И.Ленин писал: "В области явлений общественных нет приема более распространенного и более несостоятельного, как выхватывание *отдельных фактиков*, игра

в примеры. Подобрать примеры вообще — не стоит никакого труда, но и значения это не имеет никакого, или чисто отрицательное, ибо все дело в исторической конкретной обстановке отдельных случаев<sup>5</sup>.

Для решения методологических задач региональной типологии существенное значение имеет положение, высказанное В.И. Лениным: "Целый ряд вопросов и притом самых коренных вопросов, касающихся экономического строя современных государств и его развития, которые решались прежде на основании общих соображений и примерных данных, не может быть разрабатываем сколько-нибудь серьезно в настоящее время без учета массовых данных, собранных относительно всей территории известной страны по одной определенной программе и сведенных вместе специалистами-статистиками"<sup>6</sup>.

Разработанные в трудах В.И. Ленина методологические принципы типологического исследования (анализ количественных отношений в неразрывной связи с качественной стороной явлений, учет системы существенных для выделения типов явлений признаков, использование всей совокупности относящихся к рассматриваемому вопросу фактов и др.) являются фундаментом современных историко-типологических исследований.

## § 2. О значении многомерного статистического анализа в историко-типологических исследованиях

Рассмотрение современного состояния проблемы социально-исторического типологизирования является предметом специального исследования; наиболее полно эта проблема освещается в монографии М.А. Барга. Отмечая, что объективная диалектика общего, особенного и единичного в любом из звеньев исторического процесса сталкивает историка с проблемой типологии, автор приходит к выводу об "огромной важности разносторонней разработки методов исторической типологии". Рассматривая онтологический аспект категории "исторический тип", М.А. Бург подчеркивает, что исторический процесс "являет себя в характерных, типизированных чертах..."<sup>7</sup>.

В этой связи встает задача разработки конкретных процедур выявления этих типизированных черт. Решение данной задачи должно основываться на разработанных В.И. Лениным методологических принципах типологического исследования. Исходя из этих принципов нетрудно заключить, что позитивистская интерпретация понятия "исторический тип" имела следствием утверждение чисто формальной, описательной типологии явлений как единственного метода систематизации накопленного эмпирического материала. Такая классификация "сплошь и рядом смешивает важное и второстепенное, первичное и производное, существенное и приводящее"<sup>8</sup>. Здесь уместно вспомнить слова К. Маркса: "...если бы форма проявления и сущность вещей

непосредственно совпадали, то всякая наука была бы излишней...»<sup>9</sup>.

Использование эмпирических данных на основе материалистического историзма с применением современных типологических процедур нацелено на сущностное познание явлений и в качестве важнейшего этапа включает разработку теоретически тщательно обоснованной и внутренне взаимосвязанной системы критериев (признаков), с помощью которых производится выявление типов изучаемых объектов.

Отмечая растущий интерес советских историков к проблемам исторической типологии, М.А.Барг пишет: "Пережитки интуитивистской методологии, основывавшейся на "впечатлениях", должны уступить место историческому исследованию, базирующемуся на системе рационально разработанных приемов рассмотрения развивающегося объекта как сложного целого. Марксизм, поставивший в центр внимания исторической науки вопрос о структуре объекта и законах его развития, тем самым создал все необходимые теоретические предпосылки для успешного решения указанной задачи"<sup>10</sup>.

\* \* \*

Для построения типологических процедур в современном научном исследовании широко применяются классификационные методы<sup>11</sup>. Достаточно строго и четко проведенная классификация, как показывает история науки, "одновременно подытоживает результаты предшествующего развития данной отрасли познания и вместе с тем отмечает начало нового этапа в ее развитии"<sup>12</sup>. В соответствии с общим философским определением "назначение всякой классификации в науках заключается прежде всего в том, чтобы быть средством лучшего познания изучаемых объектов, о которых еще не имелось сформировавшихся понятий"<sup>13</sup>. Близким к данному является определение классификации, предложенное археологом, как "упорядочение множества объектов, которое позволяет делать заключения относительно фактов, не содержащихся в первичном представлении этих объектов"<sup>14</sup>.

В этой связи представляет интерес и оценка классификационных построений в исторических исследованиях: "В различных отраслях истории классификация производится не ради классификации, а для решения задачи познания достоверности и установления фактов, их объяснения"<sup>15</sup>.

Характеризуя нынешнее состояние теоретических и прикладных аспектов классификации, можно отметить, что "в настоящее время происходит обмен классификационными приемами между разными областями знаний, все более широко внедряются в практику классификации различные методы логики и математики"<sup>16</sup>. Формируется общая теория классификации,

разрабатываются ее методологические аспекты<sup>17</sup>.

Один из таких методологических вопросов — соотношение понятий "типология", "классификация", "группировка". Эти вопросы подробно обсуждаются в литературе<sup>18</sup>; для нашего изложения существенно, что классом или группой объектов обычно называют множество объектов, сходных между собой в некотором смысле. При этом степень сходства объектов, принадлежащих к одному классу, должна быть больше, чем степень сходства объектов, принадлежащих к разным классам<sup>19</sup>. В этой связи М.А.Барг отмечает, что "каждый "тип" в рамках качественно однородного — при всей общности "основания" должен характеризоваться какими-то особенными, только ему свойственными чертами"<sup>20</sup>.

Отметим, что полученные с помощью какого-либо классификационного метода классы (группы) схожих в определенном смысле объектов нельзя автоматически трактовать как "типы". Такая трактовка возможна лишь после содержательной интерпретации результатов классификации.

\* \* \*

Широкое использование методов многомерного статистического анализа при решении задач типологии в исторических исследованиях вызвано активным введением в научный оборот массовых исторических источников, позволяющих использовать всю совокупность имеющихся объектов и учесть систему характеризующих их признаков. Тем самым создается возможность реализации методологических принципов типологического исследования.

Использование методов многомерной классификации позволяет выявить группы "однородных" объектов, заданных в многомерном пространстве признаков, а также получить статистические характеристики этих групп (классов) как в терминах исходных признаков, так и в терминах обобщенных факторов. Как отмечено в одной из работ по применению МСА в исторических исследованиях, "высокая оценка В.И.Лениным научного потенциала комбинационных таблиц по существу является предвосхищением мощных многомерных количественных методов"<sup>21</sup>.

Задача классификации на основе МСА сводится к поиску "компактных" групп объектов, представленных точками в многомерном пространстве признаков. Такая задача "по силам" только вычислительной машине, реализующей один из математических методов многомерной классификации.

Другой аспект историко-типологического исследования связан с оценкой тех или иных факторов, воздействующих на какой-либо существенный (результатирующий) признак. Значение рассматриваемых факторов может существенно различаться для объектов, принадлежащих разным типам. Такая задача решается

с помощью одного из методов МСА – многомерного регрессионного анализа.

Большое методологическое значение имеет выдвинутое К.Марксом положение об изучении влияния отдельных факторов на общее изменение той или иной величины. Рассматривая случай одновременного изменения продолжительности, производительной силы и интенсивности труда, т.е. трех факторов, влияющих на соотношение необходимого и прибавочного времени, К.Маркс пишет: "Очевидно, здесь возможно большое число комбинаций. Могут одновременно изменяться все три фактора или любые два при третьем неизменном. Они могут изменяться в одинаковой или в различной степени, в одном и том же или в противоположных направлениях... Результат любой возможной комбинации отыскивается, если последовательно рассматривать каждый из факторов как переменный, предполагая остальные постоянными"<sup>22</sup>. Именно такой принцип и реализуется в моделях множественной регрессии.

Методология исследования, проводимого с помощью методов МСА, включает этап отбора признаков. В этой связи А.Я.Боярский отмечает: "Уже в определении самого перечня признаков качественный анализ неизбежно присутствует... Стоит себе отдать в этом ясный отчет, и все становится на свое место, настолько, что в этой части кластерный анализ оказывается сродни идеям таких классических исследований, как ленинские группировки крестьянских хозяйств"<sup>23</sup>.

Использование современных ЭВМ с их практически неограниченными вычислительными возможностями вовсе не снимает с исследователя необходимости в обоснованном отборе признаков, хотя такая иллюзия у буржуазных исследователей встречается нередко.

Еще раз отметим, что успех применения методов МСА в историко-типологических исследованиях зависит "от тех теоретических и методологических целей и принципов, на основе которых ставится исследовательская задача, проводятся отбор, обработка и анализ конкретно-исторических данных и дается интерпретация полученных результатов"<sup>24</sup>. Эти принципы легли в основу конкретных исторических исследований, о которых идет речь в данной работе.

## Глава II

### МЕТОДЫ МНОГОМЕРНОГО СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА

Данная глава содержит краткое изложение основных методов многомерного статистического анализа. Главное внимание здесь обращено на логическую суть каждого метода, а многие математические вопросы оставлены "в тени". Это объясняется

как требованиями к объему книги, так и желанием помочь разобраться в методах многомерного статистического анализа широкому кругу читателей, не имеющих специальной математической подготовки. Кроме того, наша задача облегчена имеющимися монографиями и учебными пособиями, в которых методы МСА рассмотрены подробно, с использованием соответствующего математического аппарата<sup>25</sup>. Наиболее доступным из них является учебное пособие по количественным методам в исторических исследованиях<sup>26</sup>.

Основные методы МСА (множественная регрессия, факторный анализ, автоматическая классификация и распознавание образов, многомерное шкалирование) рассматривают в рамках новой отрасли прикладной математики, называемой "анализ данных". Дело в том, что под методами математической статистики принято понимать лишь те методы статистической обработки исходных данных, которые апеллируют к вероятностной природе этих данных, основаны на вероятностной модели их порождения. Исходя из этих моделей, можно получать оценки значимости, доверительные интервалы и т.д.

В то же время с 60-х гг. XX в. активно развивается весьма широкий и актуальный класс методов статистической обработки исходной информации, которые априори не опираются на вероятностную природу анализируемых данных (представителями методов такого типа являются, например, разнообразные методы кластер-анализа, многомерного шкалирования и др.). Эти методы остаются за общепринятыми рамками математической статистики<sup>27</sup>, их относят к "анализу данных". Как отмечает Ю. Адлер, путь от статистики (математической) к анализу данных — это "расшатывание устоев" статистики<sup>28</sup>.

Обычно считается, что проблематика анализа данных практически необозрима, так как данные можно использовать в самых различных исследованиях, причем для каждого исследования может потребоваться специальный метод анализа. В последнее время, впрочем, выделено несколько достаточно универсальных проблем анализа данных, таких, как оценка связей между признаками, оценка связей между объектами, классификация объектов, сокращение размерности пространства признаков и т.п.<sup>29</sup>. Для большинства методов анализа данных, решающих указанные проблемы, не разработаны вероятностно-статистические оценки значимости, доверительные интервалы, оценки параметров генеральной совокупности, критерии согласия и т.д. Однако нельзя не согласиться с тем, что нет никаких причин "предпочесть метод, который не отвечает определенной цели, методу, отвечающему цели, только на том основании, что в одном случае вычислена, а в другом еще не вычислена вероятная ошибка"<sup>30</sup>. Предостерегая от чрезмерного (а порой бездумного) использования вероятностно-статистических методов в качестве главного инструмента статистической обработки данных,

в ряде случаев отмечают сложность выбора тех или иных статистических критериев: "...для любой гипотезы и в любой обстановке можно подыскать критерий, который ее отбросит. Вопрос в том, чтобы не переусердствовать в этом направлении, допуская только такие критерии, которые имеют содержательный смысл применительно к конкретной задаче. С другой стороны, если не желать отбросить некоторую проверяемую гипотезу, то обычно можно подобрать такие критерии, которые ее и не отбросят. Здесь речь идет уже о добросовестности статистика"<sup>31</sup>. Об этой добросовестности, о связи статистических методов с содержательными задачами исторических исследований всегда следует помнить. Конечно, неплохо, если удастся найти вероятностную модель генеральной совокупности, для которой используемый вероятностно-статистический метод является адекватным, но и нет большой беды, если таковой модели изучаемой совокупности пока не создано. В этом случае полезными будут методы анализа данных, в том числе МСА.

### § 1. Множественная регрессия

Регрессионный анализ, по-видимому, наиболее широко используемый метод многомерного статистического анализа. Различные аспекты регрессионного анализа подробно рассмотрены в специальной литературе<sup>32</sup>. Термин "множественная регрессия" объясняется тем, что анализу подвергается зависимость одного признака (результатирующего) от набора независимых (факторных) признаков. Разделение признаков на результирующий и факторные осуществляется исследователем на основе содержательных представлений об изучаемом явлении (процессе). Все признаки должны быть количественными (хотя допускается и использование дихотомических признаков, принимающих лишь два значения, например 0 и 1).

Для корректного использования регрессионного анализа требуется выполнение определенных условий. Факторные признаки должны быть некоррелированы (отсутствие мультиколлинеарности), они предполагаются замеренными точно и в их измерениях нет автокорреляции, т.е. значения признаков у одного объекта не должны зависеть от значений признаков у других объектов. Результирующий признак должен иметь постоянную дисперсию\*, не зависящую от факторных признаков

\* Напомним определения основных показателей рассеяния (разброса) количественных признаков: дисперсии ( $D$ ), среднеквадратического отклонения ( $\sigma$ ) и коэффициента вариации ( $V$ ).

$$D = \frac{\sum_{j=1}^n (x_j^d - \bar{X})^2}{n}; \quad \sigma = \sqrt{D}; \quad V = \frac{\sigma}{\bar{X}} \cdot 100\%;$$

здесь  $n$  - число объектов;  $x_j^d$  - значение признака  $X_n$  для  $j$ -го объекта;  $\bar{X}$  - среднее значение признака  $X$ ;  $\bar{X} = \frac{\sum_{j=1}^n x_j^d}{n}$ .

(наличие гомоскедастичности). Число объектов должно превосходить число признаков в несколько раз, чтобы параметры уравнения множественной регрессии были статистически надежными. Исследуемая совокупность должна быть в достаточной мере качественно однородной. Существенные нарушения этих условий приводят к некорректному использованию моделей множественной регрессии.

При построении регрессионных моделей прежде всего возникает вопрос о виде функциональной зависимости, характеризующей взаимосвязи между результирующим признаком и несколькими признаками-факторами. Выбор формы связи должен основываться на качественном, теоретическом и логическом анализе сущности изучаемых явлений.

Чаще всего ограничиваются линейной регрессией, т.е. зависимостью вида:

$$Y = a + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_m X_m + \varepsilon, \quad (1)$$

где  $Y$  - результирующий признак;  $X_1, \dots, X_m$  - факторные признаки;  $\beta_1, \dots, \beta_m$  - коэффициенты регрессии;  $a$  - свободный член уравнения;  $\varepsilon$  - "ошибка" модели.

Уравнение (1) является линейным по коэффициентам  $\beta_i$  и в общем случае нелинейным по признакам  $X_i$ , где  $i = 1, 2, \dots, m$  (в уравнении (1) вместо  $X_i$  могут стоять  $X_i^2$ ,  $\log X_i$  и т.д.). Вопрос о том, нужны ли преобразования исходных факторов  $X_i$ , а если нужны, то какие, подробно рассматривается в литературе<sup>33</sup>. Наиболее распространенным на практике является логарифмическое преобразование ( $\log X$ ). Его используют, если наибольшее значение  $X$  вдвое (или больше) превышает наименьшее при высокой корреляции между  $X$  и  $Y$  ( $r_{XY} > 0,9$ ). Если максимальное значение  $X$  в 20 или более раз превосходит минимальное, то это преобразование необходимо почти всегда.

В большинстве приложений регрессионной модели (1) признаки берут в исходном виде, т.е. уравнение (1) получается линейным и по признакам  $X_1, \dots, X_m$ . При использовании нелинейных преобразований исходных признаков регрессионную модель (1) нередко называют нелинейной регрессией.

Коэффициенты регрессии  $\beta_i$  определяются таким образом, чтобы рассогласования  $\varepsilon$ , характеризующие степень приближения реальных значений результирующего признака  $Y$  с помощью линейной модели ( $a + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_m X_m$ ), были минимальными. Это достигается на основе метода наименьших квадратов.

Если уравнение множественной регрессии (1) уже построено, то в вариации результирующего признака  $Y$  можно выделить

Чем сильнее степень разброса значений признака  $X$ , тем больше значения  $D$ ,  $\sigma$  и  $V$ . Коэффициент вариации  $V$  - сопоставимая величина для признаков разной природы, его значения выражаются в процентах. Мы не рассматриваем здесь известный вопрос о форме распределения. Отметим лишь, что для признаков, распределение которых близко к нормальному, некоррелированность влечет независимость. Кроме того, при изучении связей таких признаков можно корректно вычислить выборочные оценки, построить доверительные интервалы.

часть, обусловленную изменениями факторных признаков, т.е. объясненную с помощью регрессионной модели, и остаточную, необъясненную часть. Очевидно, чем большую часть вариации признака  $Y$  объясняет уравнение регрессии, тем точнее по значениям факторных признаков можно восстановить значение результирующего, и, следовательно, тем теснее связь между ними. Естественной мерой тесноты этой связи служит отношение дисперсии признака  $Y$ , объясненной регрессионной моделью, к общей дисперсии признака  $Y$ :

$$R^2_{Y/X_1, \dots, X_m} = \frac{\text{объясненная дисперсия}}{\text{полная дисперсия } Y} = 1 - \frac{\text{остаточная дисперсия}}{\text{полная дисперсия } Y}$$

Величина  $R$  называется коэффициентом множественной корреляции и определяет степень тесноты связи результирующего признака  $Y$  со всем набором факторных признаков  $X_1, \dots, X_m$ . В случае парной регрессии (т.е. при наличии всего одного фактора  $X_1$ )  $R_{Y/X_1}$  совпадает с обычным коэффициентом парной корреляции  $r_{x,y}$ . (Коэффициент корреляции  $r_{xy}$  — статистическая мера тесноты линейной связи пары признаков  $X$  и  $Y$ . Значения  $r_{xy}$  находятся в пределах  $[-1, +1]$ ; чем ближе  $r_{xy}$  к  $\pm 1$ , тем теснее связь данной пары признаков, тем ближе она к функциональной. Значения  $r_{xy}$ , близкие к нулю, указывают на отсутствие линейной связи признаков.) Чем ближе  $R^2$  к единице, тем точнее описывает уравнение регрессии (1) эмпирические данные.

Укажем содержательный смысл коэффициентов  $\beta_i$  в уравнении множественной линейной регрессии (1): величина  $\beta_i$  показывает, насколько в среднем изменяется результирующий признак  $Y$  при увеличении соответствующего фактора  $X_i$  на единицу шкалы его измерения при фиксированных (постоянных) значениях других факторов, входящих в уравнение регрессии (т.е. оценивается "чистое" воздействие каждого фактора на результат).

Из этого определения следует, что коэффициенты регрессии  $\beta_i$  непосредственно не сопоставимы между собой, так как зависят от единиц измерения факторов  $X_i$ . Чтобы сделать эти коэффициенты сопоставимыми, все признаки выражают в стандартизованном масштабе:

$$Y' = (Y - \bar{Y}) / \sigma_Y; X'_i = (X_i - \bar{X}_i) / \sigma_{X_i}, \quad (2)$$

где  $\bar{Y}$  и  $\bar{X}_i$  — средние значения признаков  $Y$  и  $X_i$ ;  $\sigma_Y$  и  $\sigma_{X_i}$  — средние квадратичные отклонения признаков  $Y$  и  $X_i$ .

Уравнение множественной регрессии, построенное с использованием стандартизованных признаков, называется стандартизованным уравнением регрессии, а соответствующие коэффициенты регрессии — стандартизованными, или  $\beta$  (бета)-коэффициентами. Между коэффициентами  $\beta_i$  и  $\beta_i$  существует постоянная связь:

$$\beta_i = \beta_i \sigma_y / \sigma \chi_i.$$

Стандартизованный коэффициент регрессии  $\beta_i$  показывает, на сколько средних квадратичных отклонений  $\sigma_y$  изменяется  $Y$  при увеличении  $\chi_i$  на одно среднеквадратическое отклонение  $\sigma \chi_i$ , если остальные факторы, входящие в уравнение регрессии, считать неизменными.

Сопоставление факторов можно проводить и не на основе  $\beta$ -коэффициентов, а по их "вкладу" в объясненную дисперсию.

В том случае, когда модель множественной регрессии строится для выборочной совокупности, необходимо проверять значимость коэффициентов регрессии  $\beta_i$  (с этой целью используется  $t$ -критерий Стьюдента), а также коэффициента множественной корреляции  $R$  (этой цели служит  $F$ -критерий Фишера). С помощью  $F$ -критерия осуществляется проверка достоверности и соблюдения условий, которым должна удовлетворять исходная информация в уравнении множественной регрессии.

Указанные критерии математической статистики используются и при изучении взаимосвязей признаков в генеральной совокупности. В этом случае проверяют, не вызвана ли выявленная статистическая закономерность стечением случайных обстоятельств, насколько она характерна для того комплекса условий, в которых находится обследуемая совокупность. Эта совокупность — не выборка из реальной генеральной совокупности, существование которой лишь предполагается. Имеющиеся данные рассматривают как выборку из некоторой гипотетической совокупности единиц, находящихся в тех же условиях. Гипотетическая совокупность является научной абстракцией. При интерпретации вероятностной оценки результатов сплошного наблюдения (оценки значимости и т.д.) надо учитывать, что в действительности никакой генеральной совокупности нет. Устанавливается не истинность полученного результата для какой-то более обширной генеральной совокупности, а степень его закономерности, свободы от случайных воздействий.

Данный подход к оценке результатов сплошного наблюдения последовательно излагается в литературе по математической статистике<sup>34</sup>. Его широко используют на практике, в частности для отсева незначимых по  $t$ -статистике факторов. Здесь необходимо отметить, что этот метод проверки существенности факторов заслуживает доверия лишь в тех случаях, когда признаки-факторы не коррелированы (или весьма слабо коррелированы), что зачастую невыполнимо на практике. В моделях множественной регрессии с взаимокоррелированными признаками возможны ситуации, когда  $t$ -критерий будет давать ложные результаты, указывая на статистическую незначимость признаков, в действительности существенно влияющих на результирующий признак<sup>35</sup>.

459762

Рассмотренный подход, на наш взгляд, более применим для оценки устойчивости параметров регрессионной модели, степени ее адекватности реальным данным. Но судить о том, насколько закономерна установленная по сплошным данным зависимость, не вызвана ли она стечением случайных обстоятельств, только на основе  $t$ - или  $F$ -критериев едва ли целесообразно. Здесь необходим качественный анализ, знание конкретных исторических условий, относящихся к изучаемому явлению.

При построении уравнений множественной регрессии основным этапом является отбор наиболее существенных факторов, воздействующих на результирующий признак. Этот этап построения модели множественной регрессии производится на основе качественного, теоретического анализа в сочетании с использованием статистических приемов. Обычно отбор факторов проходит две стадии. На первой стадии на основе содержательного анализа намечают круг факторов, теоретически существенно влияющих на результирующий признак. На второй стадии качественный анализ дополняется количественными оценками, которые позволяют отобрать статистически существенные факторы для рассматриваемых конкретных условий реализации связи. Таких оценок существует довольно много. Они основаны на использовании парных или частных коэффициентов корреляции факторных признаков с результирующим признаком  $Y$ ,  $t$ -критерия вкладов факторов в объясненную дисперсию и т.д.

Отбор факторов на второй стадии исследования начинают обычно с анализа матрицы парных коэффициентов корреляции признаков, полученных на первой стадии. Выявляются факторы, тесно связанные между собой ( $|r_{ij}| > 0,7; 0,8$ ). При наличии таких связей между факторными признаками один или несколько из них нужно исключить таким образом, чтобы между оставшимися факторами не было тесных связей (при этом коэффициенты корреляции между результирующим признаком  $Y$  и факторами могут быть, конечно, высокими). Эта процедура позволяет избежать отрицательных эффектов мультиколлинеарности.

Затем можно использовать стратегию шагового отбора, реализованную в ряде алгоритмов пошаговой регрессии. Здесь получили распространение две схемы отбора. В соответствии с первой схемой признак включается в уравнение в том случае, если его включение существенно увеличивает значение множественного коэффициента корреляции, что позволяет последовательно отбирать факторы, оказывающие существенное влияние на результирующий признак даже в условиях мультиколлинеарности системы признаков, отобранных в качестве аргументов из содержательных соображений<sup>36</sup>. При этом, очевидно, первым в уравнение включается фактор, наиболее тесно коррелирующий с  $Y$ , вторым в уравнение включается тот фактор, который в паре с первым из отобранных дает максимальное значение

множественного коэффициента корреляции, и т.д. Существенно, что на каждом шаге получают новое значение множественного коэффициента (больше, чем на предыдущем шаге); тем самым определяется вклад каждого отобранного фактора в объясненную дисперсию  $Y$ .

Вторая схема пошаговой регрессии основана на последовательном исключении факторов с помощью  $t$ -критерия. Она заключается в том, что после построения уравнения регрессии и оценки значимости всех коэффициентов регрессии из модели исключают тот фактор, коэффициент при котором незначим и имеет наименьший коэффициент доверия  $t$ . После этого получают новое уравнение множественной регрессии и снова производят оценку значимости всех оставшихся коэффициентов регрессии. Если среди них опять окажутся незначимые, то опять исключают фактор с наименьшим значением  $t$ -критерия. Процесс исключения факторов останавливается на том шаге, при котором все регрессионные коэффициенты значимы. При использовании этой схемы пошаговой регрессии следует иметь в виду те особенности применения  $t$ -критерия, о которых шла речь выше (в частности, негативные последствия мультиколлинеарности).

Характеризуя в целом последствия мультиколлинеарности, отметим, что при ее наличии снижается точность оценок регрессионных коэффициентов (стандартные ошибки коэффициентов получаются слишком большими); становится невозможной оценка статистической значимости коэффициентов регрессии с помощью  $t$ -критерия, отсюда вероятно некорректное введение в анализ тех или иных переменных; резко возрастает чувствительность коэффициентов регрессии к особенностям исходных данных, так что добавление, например, небольшого числа наблюдений может привести к сильным сдвигам в значениях  $\beta_i$  37.

Отметим, что мультиколлинеарность может быть выявлена не только при анализе парных коэффициентов корреляции. Существуют более тонкие методы оценки существенности мультиколлинеарности и определения факторов, "ответственных" за нее 38.

При отсутствии мультиколлинеарности и выполнении остальных требований (они перечислены выше) модель множественной регрессии позволяет оценить значимость каждого из рассматриваемых факторов, определить степень существенности воздействия каждого фактора на результат (разные аспекты этой существенности проявляются в значениях  $\beta$ -коэффициентов и вкладов факторов, получаемых из пошаговой схемы), получить количественную оценку величины средних изменений результирующего признака при изменениях каждого из факторов (значения регрессионных коэффициентов  $\beta_i$ ). Наконец, величина коэффициента множественной корреляции  $R$  дает оценку

веса учтенных факторов в объяснении вариаций результирующего признака  $Y$  (и соответственно оценку веса неучтенных факторов). Оценка неучтенных факторов представляется большим достоинством модели множественной регрессии, ибо, как отмечают И.Д.Ковальченко и В.А.Тишков, "определение того, что мы узнали, а что осталось неизвестным, является неперменным условием завершающей фазы количественного анализа"<sup>39</sup>.

## § 2. Факторный анализ

При использовании регрессионного анализа акцент делается на выявлении веса каждого факторного признака, воздействующего на результат, на количественную оценку "чистого" воздействия данного фактора при элиминировании остальных.

Существует и другой подход к исследованию структуры взаимодействия признаков, развивающийся в рамках факторного анализа. Этот подход основан на представлении о комплексном характере изучаемого явления, выражающемся, в частности, во взаимосвязях и взаимообусловленности отдельных признаков. Акцент в факторном анализе делается на исследовании "внутренних" причин, формирующих специфику изучаемого явления, на выявлении обобщенных факторов, которые "стоят" за соответствующими конкретными показателями.

Факторный анализ не требует априорного разделения признаков на зависимые и независимые, так как все признаки в нем рассматриваются как равноправные. Здесь нет допущения о "неизменности всех прочих условий", свойственного регрессионно-корреляционному анализу. Цель факторного анализа — сконцентрировать исходную информацию, выражая большое число рассматриваемых признаков через меньшее число более емких внутренних характеристик явления, которые, однако, не поддаются непосредственному измерению (например, "уровень аграрного развития"). При этом предполагается, что наиболее емкие характеристики окажутся одновременно и наиболее существенными, определяющими<sup>40</sup>. В дальнейшем будем их называть обобщенными факторами (или просто факторами).

Так как описание методов факторного анализа приводится во многих работах<sup>41</sup>, рассмотрим только основные методические аспекты этого направления многомерного статистического анализа.

Пусть имеется  $n$  объектов, каждый из которых характеризуется набором из  $m$  признаков. Обозначим через  $X_{ij}$  значение  $j$ -го признака для  $i$ -го объекта, тогда исходная информация может быть представлена в виде таблицы, которую называют матрицей данных. Эта таблица имеет  $n$  строк (по числу объектов) и  $m$  столбцов (по числу признаков). Таким образом, каждая строка таблицы соответствует одному из объектов, а каждый столбец — одному из признаков (таблица 1).

Если все  $m$  признаков  $X_1, \dots, X_m$  — количественные, то

Таблица 1

Матрица данных, определяющая значение признаков для объектов

Номер объекта	Номер признака			
	1	2	...	$m$
1	$x_{11}$	$x_{12}$	...	$x_{1,m}$
2	$x_{21}$	$x_{22}$	...	$x_{2,m}$
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
$n$	$x_{n,1}$	$x_{n,2}$		$x_{n,m}$

матрицу данных можно обрабатывать с помощью методов факторного анализа, когда выполнен ряд условий. Первый этап обработки связан с вычислением матрицы парных коэффициентов корреляции, которая служит "отправной точкой" всех методов факторного анализа.

Основные результаты факторного анализа выражаются в наборах факторных нагрузок и факторных весов.

Факторные нагрузки — это значения коэффициентов корреляции каждого из исходных признаков

с каждым из выявленных факторов. Чем теснее связь данного признака с рассматриваемым фактором, тем выше значение факторной нагрузки. Положительный знак факторной нагрузки указывает на прямую (а отрицательный знак — на обратную) связь данного признака с фактором. Таблица факторных нагрузок содержит  $m$  строк (по числу признаков) и  $k$  столбцов (по числу факторов).

Факторными весами называют количественные значения выделенных факторов для каждого из  $n$  имеющихся объектов. Объекту с большим значением факторного веса присуща большая степень проявления свойств, определяемых данным фактором. Для большинства методов факторного анализа факторы определяют как стандартизованные показатели с нулевым средним и единичной дисперсией (см. формулу 2). Поэтому положительные факторные веса соответствуют тем объектам, которые обладают степенью проявления свойств больше средней, а отрицательные факторные веса соответствуют тем объектам, для которых степень проявления свойств меньше средней. Таблица факторных весов содержит  $n$  строк (по числу объектов) и  $k$  столбцов (по числу факторов).

Таким образом, данные о факторных нагрузках позволяют сформулировать выводы о наборе исходных признаков, отражающих тот или иной фактор, и об относительном весе отдельного признака в структуре каждого фактора. В свою очередь, данные о факторных весах определяют ранжировку объектов по каждому фактору. Значения факторных весов можно рассматривать как значения индекса, характеризующего уровень развития объектов в рассматриваемом аспекте.

В основе каждого метода факторного анализа лежит математическая модель, описывающая соотношения между исходными признаками и обобщенными факторами. Перейдем к краткой характеристике этих моделей для основных методов факторного анализа, получивших наибольшее распространение в исторических исследованиях.

**Центроидный метод.** Этот метод основан на предположении о том, что каждый из исходных признаков  $X_i$  ( $i = \overline{1, m}$ ) может быть представлен как функция небольшого числа общих факторов  $F_1, F_2, \dots, F_k$  и характерного фактора  $U_i$ . При этом считается, что каждый общий фактор имеет существенное значение для анализа всех исходных признаков, т.е. фактор  $F_j$  — общий для всех  $X_1, X_2, \dots, X_m$ . В то же время изменения в характерном факторе  $U_i$  воздействуют на значения только соответствующего признака  $X_i$ . Таким образом, характерный фактор  $U_i$  отражает ту специфику признака  $X_i$ , которая не может быть выражена через общие факторы.

Основные предположения факторного анализа связаны с допущением о линейности связи исходных признаков с факторами

$$X_1 = a_{11}F_1 + a_{12}F_2 + \dots + a_{1k}F_k + d_1U_1, \quad (3)$$

$$\vdots$$

$$X_m = a_{m1}F_1 + a_{m2}F_2 + \dots + a_{mk}F_k + d_mU_m.$$

Общие факторы  $F_1, \dots, F_k$  в модели (3) предполагаются независимыми стандартизованными показателями, распределенными по нормальному закону; характерные факторы  $U_1, \dots, U_m$  рассматривают как некоррелированные стандартизованные показатели, независящие от общих факторов; числа  $a_{ij}$  ( $i = \overline{1, m}$ ;  $j = \overline{1, k}$ ) — факторные нагрузки, а числа  $d_i$  ( $i = \overline{1, m}$ ) оценивают степень влияния характерного фактора  $U_i$  на  $X_i$ . Исходные признаки также считаются стандартизованными переменными с нормальным распределением. В литературе описаны методы определения факторных нагрузок  $a_{ij}$  <sup>42</sup>.

Задачу факторного анализа можно сформулировать следующим образом: определить минимальное число  $k$  таких факторов  $F_1, \dots, F_k$ , после учета которых исходная корреляционная матрица "исчерпается", внедиагональные элементы ее станут близкими к нулю. Другими словами, это значит, что после учета  $k$  факторов все остаточные корреляции между исходными признаками должны стать незначимыми.

**Метод главных компонент.** В основе модели для выражения исходных признаков через факторы здесь лежит предположение о том, что число факторов равно числу исходных признаков ( $k=m$ ), а характерные факторы вообще отсутствуют:

$$X_1 = a_{11}F_1 + \dots + a_{1m}F_m \quad (4)$$

$$\vdots$$

$$X_m = a_{m1}F_1 + \dots + a_{mm}F_m,$$

где величины  $X_i$  ( $i = \overline{1, m}$ ) и  $F_i$  ( $i = \overline{1, m}$ ) предполагаются обладающими теми же свойствами, что и в модели (3).

Очевидно, уравнения (4) определяют здесь систему преобразования одних параметров в другие. Поскольку число факторов равно числу исходных параметров, задача искомого преобразования решается однозначно, т.е. факторные нагрузки определяются в этом методе однозначно.

Каждая из переменных  $F_i$  называется здесь  $i$ -й главной компонентой. Метод главных компонент состоит в построении факторов — главных компонент, каждый из которых представляет линейную комбинацию исходных признаков. Первая главная компонента  $F_1$  определяет такое направление в пространстве исходных признаков, по которому совокупность объектов (точек) имеет наибольший разброс (дисперсию). Вторая главная компонента  $F_2$  строится с таким расчетом, чтобы ее направление было ортогонально направлению  $F_1$  и она объясняла как можно большую часть остаточной дисперсии, и т.д. вплоть до  $m$ -й главной компоненты  $F_m$ . Так как выделение главных компонент происходит в убывающем порядке с точки зрения доли объясняемой ими дисперсии, то признаки, входящие в первую главную компоненту с большими коэффициентами  $a_{1i}$  ( $i = 1, m$ ), оказывают максимальное влияние на дифференциацию изучаемых объектов; Как и в центроидном методе, достаточное число компонент (факторов) определяется здесь обычно на основе некоторого заданного уровня объясненной дисперсии исходных признаков с помощью факторов (например, 70-80%).

*Метод экстремальной группировки параметров.* Данный метод также основан на обработке матрицы коэффициентов корреляции между исходными признаками. В основе этого метода лежит гипотеза о том, что совокупность исходных признаков может быть разбита на группы, каждая из которых отражает действие определенного фактора — причины. Поскольку признаки внутри каждой из таких групп должны быть связаны между собой более тесно, чем признаки разных групп, то задача сводится к выявлению "сильно закоррелированных" групп признаков, что позволяет выделить соответствующие факторы.

Формально задача об одновременной группировке параметров и выделении существенных факторов заключается в максимизации как по разбиению параметров на множества  $\{A_1, \dots, A_k\}$ , так и по выбору факторов  $\{F_1, \dots, F_k\}$ , одного из двух критериев

$$I_1 = \sum_{X_i \in A_1} r_{X_i F_1}^2 + \dots + \sum_{X_i \in A_k} r_{X_i F_k}^2, \quad (5)$$

$$I_2 = \sum_{X_i \in A_1} |r_{X_i F_1}| + \dots + \sum_{X_i \in A_k} |r_{X_i F_k}|,$$

где  $r_{X_i F_p}$  — коэффициент корреляции между признаком  $X_i$   $p$ -й группы и соответствующей ей фактором  $F_p$ , где  $p = 1, \dots, k$ . Таким образом, в первом случае максимируется сумма квадратов коэффициентов корреляции признаков каждой группы со "своим" фактором, а во втором случае — сумма модулей этих коэффициентов.

Следует отметить связь метода экстремальной группировки параметров с рассмотренными выше методами факторного анализа: метод, связанный с максимизацией функционала  $I_1$ , представляет естественное развитие метода главных компонент, а метод, связанный с максимизацией  $I_2$ , представляет развитие центроидного метода<sup>43</sup>. Так, если группы признаков зафиксированы, то в соответствии с выражением (5) в пределах каждой группы отыскивается первая главная компонента.

Характеризуя особенности этого метода, укажем, что факторы  $F_1, \dots, F_k$  здесь не общие для всех признаков; каждый из них соответствует "своей" группе признаков. В отличие от методов, рассмотренных выше, факторы здесь не являются, вообще говоря, независимыми, ортогональными. Специфика экстремальной группировки параметров состоит, в частности, и в том, что в рамках этого метода каждый признак включается в один из формируемых факторов, в то время как при использовании других методов факторного анализа признаки могут относиться к нескольким факторам сразу или не принадлежать ни к одному из них.

Результаты факторного анализа будут успешными, если удастся дать содержательную интерпретацию выявленных факторов, исходя из смысла показателей, характеризующих эти факторы. Данная стадия работы весьма ответственная; она требует от исследователя четкого представления о содержательном смысле показателей, которые привлечены для анализа и на основе которых выделены факторы. Поэтому при предварительном тщательном отборе показателей для факторного анализа следует руководствоваться их содержательным смыслом, а не стремлением к включению в анализ как можно большего их числа.

Рассмотрим несколько методических вопросов, связанных с особенностями методов факторного анализа.

а) Большинство методов факторного анализа не статистические в строгом смысле этого слова, так как для них не разработаны способы распространения выборочных результатов на генеральную совокупность. Исходную корреляционную матрицу рассматривают как заданную, а факторы выделяют без учета ошибки выборки, присущей корреляционной матрице. Исключениями являются метод максимального правдоподобия (Лоули) и канонический факторный анализ (Рао), для которых разработаны критерии проверки значимости выделенных факторов<sup>44</sup>. При использовании других (основных) методов факторного анализа вопрос о значимости факторных нагрузок обычно решается с помощью эмпирических порогов значимости (например,  $a_{ij} \geq 0,3 \div 0,4$ ). Содержательный смысл фактора выявляется на основе признаков, имеющих высокие (значимые) факторные нагрузки.

б) Одной из проблем факторного анализа является проблема вращения. Любое ортогональное вращение факторов приводит к такой же факторизации с перераспределением нагрузок  $A_{ij}$ , что связано с их неоднозначностью. Необходимость вращения факторов возникает чаще всего, когда выявленным факторам не удается дать достаточно четкую содержательную интерпретацию. Например, факторные нагрузки для рассматриваемого фактора могут быть близкими по величине и одинаковыми по знаку у многих признаков, так что трудно однозначно определить, какой фактор "стоит" за выделенной комбинацией признаков. Вращение позволяет сделать матрицу факторных нагрузок более "контрастной" за счет увеличения нагрузок по одним признакам и уменьшения по другим, что способствует более отчетливому выявлению групп признаков, определяющих тот или иной фактор. Отметим в этой связи, что необходимость использования процедур вращения отсутствует в том случае, когда применяют метод экстремальной группировки параметров. Этот метод не связан ограничением ортогональности факторов, поэтому при его использовании получают факторы, максимально приближенные к "пучкам" взаимосвязанных показателей. В методе экстремальной группировки параметров факторные нагрузки имеют, как правило, весьма высокие значения, так как в этом методе факторные нагрузки признаков, относящихся к одному фактору, зависят от коэффициентов корреляции только между признаками данной группы<sup>45</sup>.

в) Не останавливаясь здесь на понятиях общности и характерности признаков<sup>46</sup>, обратим внимание на оценку полного вклада фактора  $F_p$  в суммарную дисперсию признаков:

$$V_p = a_{1p}^2 + a_{2p}^2 + \dots + a_{mp}^2; \quad p=1, \dots, k.$$

Полный вклад всех общих факторов будет равен:

$$V = V_1 + V_2 + \dots + V_k.$$

Тогда доля суммарной дисперсии, объясняемой  $k$  факторами, будет равна отношению  $f = \frac{V}{m} \cdot 100\%$ ;  $f$  обычно рассматривают как показатель полноты факторизации, т.е. того, насколько хорошо выявленные факторы объясняют вариации исходных признаков. Если, например,  $k$  полученных факторов объясняют 78% суммарной дисперсии  $m$  признаков, то доля необъясненной ими дисперсии равна 22%. Именно исходя из величины  $f$  выбирают чаще всего число факторов  $k$  (с учетом, конечно, возможности интерпретации факторов).

г) Мы здесь не останавливаемся на проблемах факторного анализа качественных признаков. В последние годы внимание к разработке методов факторизации качественных признаков возрастает, появились первые работы в этом направлении (в частности, факторный анализ соответствий, аналог метода главных компонент<sup>47</sup> и др.).

Подытоживая краткое рассмотрение факторного анализа, укажем два основных подхода к его использованию: с одной стороны, поисковый, изыскательский подход, ориентированный на первую стадию исследования сложного явления, на поиск гипотез о его структуре; с другой стороны, направленный факторный анализ, имеющий целью проведение эксперимента для подтверждения уже выдвинутой теоретической гипотезы<sup>48</sup>.

В соответствии с распространенным мнением "наиболее плодотворно использование факторного анализа на ранних стадиях исследования... однако при этом следует помнить, что факторный анализ, как и многие другие инструменты научного познания, есть прежде всего средство проверки, селекции гипотез, а отнюдь не волшебная палочка, извлекающая из груды сырых фактов "скрытые закономерности"<sup>49</sup>.

Характеризуя направленный факторный эксперимент, отметим, что он применяется на более продвинутых стадиях исследования. Одна из задач этой стадии — определение размерности изучаемого сложного явления, т.е. нахождение минимального числа существенных факторов, с достаточной полнотой описывающих изучаемое явление. Другая задача, решаемая с помощью факторного анализа на этой стадии, — построение обобщенного индекса, значения которого определяются факторными весами объектов. Признаки в этом случае подбираются таким образом, чтобы отразить уже сложившееся представление об обобщенном индексе (например, задается набор признаков, характеризующих уровень технической оснащенности предприятий). Для данного набора признаков строится однофакторная модель, а затем можно ранжировать объекты по шкале измерения факторных весов.

Факторный анализ активно используется в типологических задачах.

### § 3. Автоматическая классификация и распознавание образов

Методы факторного анализа, как было показано, ориентированы на изучение структуры множества признаков и выявление обобщенных факторов; анализ структуры множества объектов по матрице данных (см. таблицу 1) проводят с помощью методов многомерной классификации.

Современный уровень развития методов многомерного статистического анализа и наличие ЭВМ позволяют осуществлять классификацию объектов на широкой и объективной основе, с учетом всех существенных структурно-типологических признаков и характера распределения объектов в заданной системе признаков.

В настоящее время существует много методов построения классификации многомерных объектов с помощью ЭВМ. При

этом традиционно выделяют две группы методов. Методы первой группы связаны с задачей "узнавания", идентификации объектов; они получили название методов распознавания образов. Смысл распознавания заключается в том, чтобы любой предъявляемый машине объект с наименьшей вероятностью ошибки был отнесен к одному из заранее сформированных классов. Здесь машине сначала предъявляют "обучающую последовательность" объектов (о каждом из которых известно, к какому классу или "образу" он принадлежит), а затем, "обучившись", машина должна распознать, к каким классам относятся новые объекты из изучаемой совокупности.

Более общий подход к классификации включает не только отнесение объектов к одному из классов, но и одновременное формирование самих "образов", число которых может быть заранее неизвестно. При отсутствии обучающей последовательности такая классификация производится на основе стремления собрать в одну группу в некотором смысле схожие объекты, да еще так, чтобы объекты из разных групп (классов) были по возможности несхожими. Именно такие методы получили название методов автоматической классификации (кластерного анализа, таксономии, распознавания образов "без учителя").

В настоящее время разработаны десятки и сотни различных алгоритмов, реализующих многомерную классификацию автоматически. Они основаны на различных гипотезах о характере распределения объектов в многомерном пространстве признаков, на различных математических процедурах. Обзоры этих методов широко представлены в литературе<sup>50</sup>.

Отсутствие априорной информации о характере распределения объектов внутри каждой группы предполагает построение многомерной классификации на основе методов кластерного анализа (cluster (англ.) – скопление, "гроздь", группа объектов, характеризующихся общими свойствами)<sup>51</sup>. На примере кластерного анализа рассмотрим основные этапы построения многомерной классификации.

*Кластер-анализ.* Будем считать, что все  $m$  признаков измерены в количественной шкале. Тогда каждый из  $n$  объектов может быть представлен точкой в  $m$ -мерном пространстве признаков. Характер распределения этих точек в рассматриваемом пространстве определяет структуру сходства и различия объектов в заданной системе показателей.

О сходстве объектов можно судить по расстоянию между соответствующими точками. Содержательный смысл такого понимания сходства означает, что объекты тем более близки, похожи в рассматриваемом аспекте, чем меньше различий между значениями одноименных показателей.

Для определения близости пары точек в многомерном пространстве обычно используют евклидово расстояние, равное корню квадратному из суммы квадратов разностей значений

одноименных показателей, взятых для данной пары объектов:

$$d_{ij} = \sqrt{\sum_{l=1}^m (x_{il} - x_{jl})^2}, \quad i, j = 1, \dots, n. \quad (6)$$

где  $d_{ij}$  - евклидово расстояние между  $i$ -м и  $j$ -м объектами;  $x_{il}$  - значение  $l$ -го показателя для  $i$ -го объекта.

Вычислив расстояния между каждой парой объектов, получим квадратную матрицу  $D$ , имеющую размеры  $n \times n$  (по числу объектов); эта матрица, очевидно, симметрична, т.е.  $d_{ij} = d_{ji}$  ( $i, j = 1, \dots, n$ ).

Матрица расстояний  $D$  служит основой при реализации методов кластерного анализа, в том числе и агломеративно-иерархического метода, который часто используется для многомерной классификации объектов в социально-экономических исследованиях. Основная идея этого метода заключается в последовательном объединении группируемых объектов - сначала самых близких, затем более удаленных друг от друга. Процедура построения классификации состоит из последовательности шагов, на каждом из которых производится объединение двух ближайших групп объектов (кластеров).

Существуют различные способы определения расстояния между группами объектов (различающие методы кластерного анализа). Обычно близость двух кластеров определяется как средний квадрат расстояния между всеми такими парами объектов, где один объект пары принадлежит к одному кластеру, а другой - к другому:

$$D_{pq} = \sum_{i \in R_p} \sum_{j \in R_q} d_{ij} / n_p n_q, \quad (7)$$

где  $D_{pq}$  - мера близости между  $p$ -м и  $q$ -м кластерами;  $R_p$  -  $p$ -й кластер;  $R_q$  -  $q$ -й кластер;  $n_p$  - число объектов в  $p$ -м кластере;  $n_q$  - число объектов в  $q$ -м кластере.

На первом шаге процедуры агломеративно-иерархического метода кластерного анализа рассматривается начальная матрица расстояний между объектами и по ней определяется минимальное число  $d_{i_1 j_1}$ ; далее, наиболее близкие объекты с номерами  $i_1$  и  $j_1$  объединяются в один кластер, в матрице вычеркиваются строки и столбец с номером  $j_1$ , а расстояния от нового кластера (он получает номер  $i_1$ ) до всех остальных кластеров (на первом шаге - объектов) вычисляются по формуле (7); в данном случае квадраты таких расстояний равны полусуммам квадратов расстояний от  $i_1$ -го и  $j_1$ -го объектов до каждого из остальных. Эти вновь вычисленные значения расстояний заносятся в  $i_1$ -ю строку и  $i_1$ -й столбец матрицы  $D$ .

На втором шаге процедуры по матрице  $D$ , содержащей уже  $n-1$  строк и столбцов, определяют минимальное число  $d_{i_2 j_2}$  и формируют новый кластер с номером  $i_2$ . Этот клас-

тер может быть построен в результате объединения либо двух объектов, либо одного объекта с  $i_1$ -м кластером, построенным на первом шаге. Далее, в матрице  $D$  вычеркиваются строка и столбец с номером  $j_2$ , а строка и столбец с номером  $i_2$  пересчитываются, и т.д.

Таким образом, метод кластерного анализа включает  $n-1$  аналогичных шагов. При этом после выполнения  $k$ -го шага ( $k \leq n-1$ ) число кластеров равно  $n-k$  (некоторые из них могут быть отдельными объектами), а матрица  $D$  имеет размеры  $(n-k) \times (n-k)$ . В конце этой процедуры, на  $(n-1)$ -м шаге, получится кластер, объединяющий все  $n$  объектов.

Результаты классификации, построенной изложенным методом, можно изобразить в виде дерева иерархической структуры (дендрограммы), содержащего  $n$  уровней, каждый из которых соответствует одному из шагов описанного процесса последовательного укрупнения кластеров.

В кластерном анализе существенным является выбор необходимого числа кластеров. В некоторых случаях число кластеров может быть выбрано из априорных соображений, однако чаще это число определяется в процессе формирования кластеров на основе значений некоторых показателей их однородности и степени удаленности друг от друга (например, показателей внутригрупповой дисперсии или вариации).

Результаты классификации зависят от масштабов используемых значений показателей. Из формулы (7) следует, что изменение масштаба значений показателей приводит к изменению расстояний между объектами. Так, например, если некоторый показатель, выраженный в рублях, переведен в копейки, то относительный "вклад" этого показателя при вычислении меры близости  $D_{pq}$  увеличивается в 100 раз. Для устранения такой неоднородности исходных данных показатели стандартизируют путем вычитания среднего значения и деления на среднее квадратическое отклонение, так что дисперсия каждого показателя оказывается равной 1, а среднее — 0 (см. формулу 2). С помощью стандартизации все показатели оказываются равноценными по отношению к сходству рассматриваемых объектов.

Минимизация среднего расстояния между кластерами, которая производится на каждом шаге, эквивалентна минимизации некоторого критерия качества классификации, оценивающего степень однородности формируемых кластеров.

*Меры близости объектов.* Отметим, что степень сходства многомерных объектов может быть охарактеризована не только с помощью евклидова расстояния (6), но и с помощью других мер, выбор которых определяется структурой пространства признаков и целью классификации. Например, если признаки имеют качественную природу (пусть для определенности все  $m$  признаков — альтернативные, т.е. принимают значения 0 или 1),

то степень сходства пары объектов  $(i, j)$  может быть выражена различными коэффициентами, из которых приведем здесь

$$a - \text{расстояние, по Хеммингу,} \quad (8)$$

$$\hat{d}_{ij} = \sum_{k=1}^m |x_{ik} - x_{jk}|,$$

$b -$  коэффициент композиционного сходства

$$S_{ij} = P_{ij} / (m + q_{ij}), \quad (9)$$

где  $P_{ij}$  и  $q_{ij}$  - числа признаков, имеющих соответственно одинаковые и различающиеся значения для  $i$ -го и  $j$ -го объектов;  $m$  - число признаков.

Как следует из формулы (8), расстояние  $d_{ij}$ , по Хеммингу, равно числу признаков, значения которых для обоих объектов не совпадают. Значения  $d_{ij}$  изменяются от 0 до  $m$ ; они тем меньше, чем ближе эти объекты в заданной системе признаков.

Что касается коэффициента композиционного сходства  $S_{ij}$ , то его значение тем больше, чем ближе данные два объекта;  $S_{ij}$  изменяется в пределах от 0 до 1. Как следует из формулы (9),  $S_{ij} = 0$ , если значения всех одноименных признаков для обоих объектов различаются, и  $S_{ij} = 1$ , если значения всех признаков для них совпадают.

Подсчитав значения коэффициентов  $d_{ij}$  или  $S_{ij}$  для всех пар объектов, получим квадратную матрицу размером  $n \times n$ , аналогичную матрице расстояний  $D$  (и также симметричную), которую далее можно анализировать с помощью какого-либо метода автоматической классификации.

Построенную с помощью этих методов многомерную группировку объектов можно рассматривать в типологическом аспекте, если содержательный анализ полученных результатов позволяет указать качественные и количественные особенности выделенных групп - кластеров.

Характеризуя методы автоматической классификации с точки зрения возможности распространения выборочных результатов на генеральную совокупность, отметим, что статистические критерии значимости для проверки гипотезы о принадлежности объектов к тем или иным группам разработаны слабо. Полученная многомерная классификация рассматривается как характерная именно для изучаемой совокупности (как это и принято в анализе данных).

Рассматривая многомерные задачи типологии, следует подчеркнуть плодотворность совместного использования методов автоматической классификации и факторного анализа. Существует несколько подходов к последовательному использованию этих методов для обработки одних и тех же данных. Наиболее органично методы автоматической классификации и факторного анализа сочетаются в новом синтетическом подходе, имеющем название лингвистического подхода к обработке данных<sup>52</sup>.

Вернемся теперь к задаче *распознавания образов* в многомерном пространстве признаков. Различные варианты этой задачи рассмотрены в литературе (метод потенциальных функций, метод минимизации эмпирического риска и др.)<sup>53</sup>. Наиболее доступный из них, пожалуй, дискриминантный анализ<sup>54</sup>. Как и в других методах распознавания, здесь имеется обучающая выборка, об объектах которой известно заранее, к какому из двух классов ("образов") принадлежит каждый из них. Проанализировав объекты обучающей выборки, необходимо выработать правило, согласно которому каждый новый объект будет отнесен к одному из двух классов. В рамках линейного дискриминантного анализа это правило можно построить так. Пусть

$$F(x) = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_m X_m \quad (10)$$

– линейная функция от  $m$  исходных признаков, для которой  $F(X_1, \dots, X_m) > 0$ , если объект относится к первому классу, и  $F(X_1, \dots, X_m) < 0$  – в противном случае. Задача дискриминантного анализа сводится к поиску такой разделяющей (или дискриминантной) функции, которая наилучшим образом осуществляет разделение объектов обучающей выборки. Формально решается задача вычисления оптимальных коэффициентов  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_m$ , определяющих классификационную ценность признаков.

Геометрически задача сводится к определению положения новой оси в многомерном пространстве признаков, такой, чтобы проекции объектов обоих классов на эту ось оказались возможно более разделенными.

Тогда правило распознавания состоит в следующем: произвольный объект, заданный в рассматриваемом  $m$ -мерном пространстве признаков, относится к первому классу, если для него функция (10) принимает положительное значение, и ко второму классу – если  $F(X_1, \dots, X_m) < 0$ . Для распознавания очередного объекта требуется, таким образом, только подставить значения его признаков  $X_1, \dots, X_m$  в формулу (10) и получить знак дискриминантной функции. Число групп может быть и более двух (2 группы мы рассматривали для простоты изложения). Известные проблемы нормальности распределения признаков в дискриминантном анализе, статистических оценок параметров разделяющей функции мы здесь не рассматриваем.

#### § 4. Многомерное шкалирование

Многомерное шкалирование (МШ) – одно из направлений анализа данных; оно отличается от других методов МСА прежде всего видом исходных данных, которые в данном случае представляют собой матрицу близости между парами объектов ("близость", или "сходство", объектов можно определять различными способами)<sup>55</sup>. Цель МШ – это описание матрицы близости в терминах расстояний между точками, представление данных о сходстве объектов в виде системы точек в простран-

стве малой размерности (например, на двумерной плоскости). Упрощая, можно сказать, что "на вход" методов МШ подается матрица близости, а "на выходе" получается координатное размещение точек.

Рассмотрим основные методические аспекты МШ, придерживаясь оценки методов шкалирования, разделяемой в работах социологов<sup>56</sup>.

Основное предположение МШ заключается в том, что существует некоторое метрическое пространство существенных базовых характеристик, которые неявно и послужили основой для полученных эмпирических данных о близости между парами объектов. Следовательно, объекты можно представить как точки в этом пространстве. Предполагают также, что более близким (по исходной матрице) объектам соответствуют меньшие расстояния в пространстве базовых характеристик. Таким образом, многомерное шкалирование — это совокупность методов анализа эмпирических данных о близости объектов, с помощью которых определяется размерность пространства существенных для данной содержательной задачи характеристик измеряемых объектов и конструируется конфигурация точек (объектов) в этом пространстве. Это пространство ("многомерная шкала") аналогично обычно используемым шкалам в том смысле, что значениям существенных характеристик измеряемых объектов соответствуют определенные позиции на осях пространства.

Данные в исходной матрице близости объектов могут быть получены различными способами. Вообще говоря, методы МШ ориентируются на экспертные оценки близости объектов, когда респонденту предъявляются пары объектов, и он должен упорядочить их по степени внутреннего сходства, которое иногда оценивается в баллах. Если данные о близости пар объектов не получены непосредственно, а рассчитаны на основании других данных (различные коэффициенты связи), то следует иметь в виду, что МШ может оказаться далеко не лучшим способом анализа структуры исходных данных. Действительно, первичные данные, на основе которых рассчитывались близости, содержат больше информации, чем "вторичные" данные о близости. Матрица близости должна удовлетворять определенным естественным условиям<sup>57</sup>.

Методы МШ делятся обычно на две категории: неметрическое МШ (НМШ) и метрическое МШ (ММШ). Методы ММШ используют, когда оценки близости получены на количественной шкале (не ниже интервальной). В таком виде в исследованиях социальных проблем оценки близости возникают крайне редко. Более естественной является оценка близости, измеренная на порядковой шкале (когда пары объектов можно только упорядочить по степени схожести объектов). В этом случае используют методы НМШ, которые дают "покоординатную развертку"

матрицы близости в пространстве двух-трех существенных характеристик, так что упорядочения объектов по матрице близости и расстояниям в этом пространстве совпадают.

Итак, каковы же основные возможности методов многомерного шкалирования?

1. Построение метрического пространства невысокой размерности, в котором наилучшим образом сохраняется структура исходных данных о близости пар объектов. Проектирование объектов на оси полученного пространства определяет их положение на этих осях, т.е. производится процесс шкалирования.

2. Визуализация структуры исходных данных в виде конфигурации точек (объектов) в двух-трехмерном базовом пространстве.

3. Интерпретация полученных осей (базовых характеристик) и конфигурации объектов – конечный результат применения МШ, дающий новое знание об изучаемой структуре (в случае корректного использования метода на всех этапах). Характер конфигурации объектов, а также "внешние" по отношению к исходным данным сведения позволяют дать содержательную интерпретацию осям и тем самым выявить "глубинные" мотивы, которыми руководствовались эксперты, упорядочивая пары объектов по степени их близости (в одном случае), или обнаружить "скрытые" факторы, определяющие структуру сходства и различия объектов (в другом случае).

Для методов МШ, как и для других методов анализа данных, слабо разработаны вероятностные модели и аппарат статистического оценивания.

Для повышения достоверности получаемых с помощью методов МШ результатов в одном исследовании нередко используют разные методы МШ; кроме того, эти методы применяют совместно с другими методами МСА: кластер-анализом, факторным анализом, множественной регрессией.

## § 5. Теория нечетких множеств и многомерная классификация

Наряду с многомерным рассмотрением различных совокупностей объектов современный подход к выявлению их типологии должен учитывать еще и ту их специфику, что изучаемые объекты (административно-территориальные единицы, предприятия, хозяйства и т.д.), принадлежащие к одному из типов, могут иметь и такие черты, которые характерны и для других типов. Так, обычным является наличие "промежуточных" объектов, характеризующих переход от одного типа объектов к другому.

Сложность, неоднородность структуры общественных систем проявляется и в том, что объекты, принадлежащие к одному типу, в разной мере обладают присущими ему свойствами. Следовательно, при выделении типов (классов) объектов следует учитывать наличие ядра и окружающих его объектов. Ядро

типа представляет такую группу объектов, для которых характерно "концентрированное выражение всех специфических свойств типа, определяющих качественное отличие данного типа от всех иных"<sup>58</sup>. Поэтому надо выяснить не только принадлежность объектов к тому или иному типу, но и тот "вес", с которым они относятся к данному типу, а также определить степень их сходства с объектами других типов, т.е. выявить "полосу размыва" между типами.

Отметим, что в трудах В.И.Ленина многократно встречается указание на сложность структуры социальных объектов, на наличие переходных типов этих объектов. Необходимо учитывать это при определении характерных черт капиталистических и некапиталистических хозяйств, при анализе социальной структуры пролетариата и многих других явлений и процессов. "Капитализм не был бы капитализмом, — указывал В.И.Ленин, — если бы "чистый" пролетариат не был окружен массой чрезвычайно пестрых переходных типов от пролетария к полупролетарию... от полупролетария к мелкому крестьянину (и мелкому ремесленнику, кустарю, хозяйчику вообще), от мелкого крестьянина к среднему и т.д.; если бы внутри самого пролетариата не было деления на более и менее развитые слои..."<sup>59</sup>.

Большинство существующих методов выявления многомерной типологии объектов основано, как уже отмечалось, на однозначном отнесении каждого объекта к тому или иному классу (типу). Правомерность такого подхода "в первом приближении" доказана результатами многочисленных прикладных работ, выполненных с помощью методов многомерной классификации в различных областях науки. Выделяемые с помощью этих методов типы объектов, как правило, допускают естественную содержательную интерпретацию, позволяют выявить специфику каждого типа. Однако при этом "в тени" остается характер внутренней структуры классов, состав ядра и его окружения. Сложным может быть и вопрос об однозначной принадлежности к какому-либо классу объектов "переходного" типа.

Адекватный инструмент для решения типологических задач с учетом указанной их специфики дает новое направление математики — теория нечетких множеств. Это направление возникло в 1965 г. со статьи американского профессора Л.А.Заде. Термин "fuzzy" в различных публикациях переводится на русский язык как "нечеткий", "размытый", "расплывчатый". Мы придерживаемся первого варианта — "нечеткий"<sup>60</sup>.

Как указывает основатель теории нечетких множеств, "ее развитие в 60-х гг. обязано большей частью своим идеям задачам, относящимся к распознаванию образов (классификации). Однако по существу глубинная связь между теорией нечетких множеств и распознаванием образов основана на том, что большинство реальных классов размыты по своей природе в том смысле, что переход от принадлежности к непринадлежности

для этих классов скорее постепенен, чем скачкообразен<sup>61</sup>.

Основные концепции и аппарат теории нечетких множеств достаточно подробно описаны в советской научной литературе<sup>62</sup>. Введем здесь лишь некоторые сведения о нечетких множествах.

Нечеткое множество – это класс объектов, в котором нет резкой границы между теми объектами, которые входят в этот класс, и теми, которые в него не входят. Принадлежность каждого объекта к нечеткому множеству описывается с помощью величины, принимающей значения от 0 до 1. Эта величина называется степенью принадлежности; чем ближе она к 1, тем больше степень принадлежности объекта к данному нечеткому множеству. Если же эта величина равна 0, то объект не принадлежит данному множеству. Ядро нечеткого множества определяется как такой набор объектов, для каждого из которых степень принадлежности к данному нечеткому множеству превышает некоторое пороговое значение (например, 0,9).

Исходя из концепции нечеткости, в 60–80-е гг. нашего столетия была построена целая математическая теория, по сути дела, произошло “удвоение математики”. На основе понятий нечетких множеств получены новые алгоритмы многомерной автоматической классификации<sup>63</sup>. Понятие нечеткого класса, используемое в этих методах, имеет, как правило, вероятностную трактовку (т.е. более узкую, чем в начальных работах по теории нечетких множеств). А именно предполагается, что для каждого объекта сумма степеней его принадлежности ко всем нечетким классам равна 1.

Отметим здесь и более общую трактовку – “нечеткую” математику можно рассматривать как часть теории случайных множеств. Однако при этом следует различать понятия нечеткости и случайности. В сущности, случайность связана с неопределенностью, касающейся принадлежности или непринадлежности некоторого объекта к “четкому” классу. Понятие нечеткости относится к классам, в которых могут иметься различные градации степени принадлежности, промежуточные между полной принадлежностью и непринадлежностью объектов к данному классу.

Концепция нечетких множеств уже нашла применение в различных научных дисциплинах (например, в лингвистике, социологии, науковедении)<sup>64</sup>. В данной работе эта концепция применяется для расширения возможностей интерпретации аграрной типологии губерний Европейской России на рубеже XIX–XX вв.

### Глава III

## ОСНОВНЫЕ НАПРАВЛЕНИЯ ПРИМЕНЕНИЯ МНОГОМЕРНОГО СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА В ИСТОРИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ

К настоящему времени историки опубликовали сотни работ, в которых использованы те или иные методы многомерного статистического анализа (МСА). В данной работе делается попытка обобщения опыта, накопленного в этой области. Цель нашего краткого обзора соответствующих работ (исследования советских авторов представлены у нас значительно полнее, нежели работы зарубежных историков) – обозначить те типы задач, те сферы исторических исследований, где используют методы МСА, и на примерах конкретных исследований такого рода выявить эффективность и условия корректного их применения в работе историка.

Среди тех, кто первыми ощутили необходимость использования многомерных методов в исторической науке, были археологи (в связи с обработкой массового материала и решением типологических задач). Именно с этой области применения методов МСА и начинается данный обзор.

#### § 1. Опыт применения многомерного статистического анализа в археологических исследованиях

Первые попытки использования математических методов в археологии относятся к 20-м г. нашего столетия. П.П.Ефименко и А.В.Арциховский в то время применили методы математической статистики при решении типологических и хронологических вопросов<sup>65</sup>. Как отмечает академик Б.А.Рыбаков, "...А.В.Арциховский в работе над курганными комплексами Средней России сочетал строгий типологический метод с корреляционным. Это позволило ему разбить все вещи на 3 стадии, приблизительно соответствующие XII, XIII и XIV вв."<sup>66</sup>.

В книге "Курганы вятчей" (1930 г.) А.В.Арциховский последовательно реализует четкий типологический принцип, основанный на фиксировании признаков, характеризующих тот или иной тип. "Основной единицей, которой оперируют археологи, – указывает А.В.Арциховский, – является тип. Субъективность и неточность, скрещивание терминов и пропуски неизбежны при выделении типов, если не построена схема типологической классификации. Классификация приводит материал в порядок и позволяет приступить к основной работе – к сопоставлению отдельных типов"<sup>67</sup>.

Типологическая классификация в археологии должна быть многомерной, так как в основе ее лежит набор признаков, характеризующих изучаемый материал. И здесь на помощь архео-

логу приходят методы МСА. Использование методов МСА в археологии связано сегодня преимущественно с решением проблем типологии. Это и естественно, поскольку методы группировки используются почти в каждой археологической работе, причем с самыми разными целями: от элементарных соображений удобства рассмотрения материала до попыток построения рядов, отражающих культурно-исторические изменения объектов во времени и пространстве<sup>68</sup>.

Методическим вопросам типологии в археологических исследованиях посвящено много работ<sup>69</sup>. Этими вопросами занимались И.С.Каменецкий, Л.С.Клейн, Б.И.Маршак, Г.А.Федоров-Давыдов, Я.А.Шер и другие исследователи. Междисциплинарные аспекты проблемы классификации применительно к археологической типологии рассматривает Ю.Л.Шапова. Наиболее распространено мнение, что археологический тип "есть статистически устойчивое сочетание признаков", хотя это далеко не единственное определение. Наша задача в данном случае — охарактеризовать возможности и ограничения многомерного статистического анализа в типологических построениях в археологии.

Авторы большинства работ по методическим разработкам проблем типологии в археологических исследованиях считают целесообразным применение приемов формализации и математических методов. Так, Ж.-К.Гарден пишет: "Археология не может всерьез претендовать на научность, пока для всякого археолога не станет правилом опираться на точные и легко воспроизводимые (математические или иные) рассуждения при составлении пространственно-временных серий, лежащих в основе большинства типологических построений". И далее: "Несомненно, некоторые математические методы классификации могут помочь в уточнении характера типологических операций, а сами операции должны быть приспособлены к эмпирическим данным"<sup>70</sup>.

В 60-е и 70-е гг. нашего столетия появились работы, в которых различные приемы математической статистики использованы для количественной оценки степени близости археологических памятников и культур<sup>71</sup>. Итоги разработки и практического использования типологических процедур в археологии были обобщены в сборнике "Статистико-комбинаторные методы в археологии", изданном в 1970 г. Позднее были опубликованы работы, в которых для решения типологических задач в археологии применялись методы многомерного статистического анализа, в основном различные варианты многомерной классификации (численной таксономии) и факторного анализа. Эти методы были использованы для распознавания статистических типов в петроглифах, построения типологии средневековых бус, древнерусской керамики, римских амфор, археологических объектов эпохи палеолита и т.д.<sup>72</sup>. Указанные нами работы с использованием МСА в археологии далеко не исчерпывают всех иссле-

дований в этой области; в настоящее время имеются обзорные работы, где подробно рассмотрены методические вопросы и результаты использования МСА в археологических исследованиях<sup>73</sup>.

Наряду с конкретными, новыми выводами, полученными с помощью математических методов, появилось немало публикаций, авторы которых считают, что использование формул и схем, а также обработка на ЭВМ представляют гарантию строгости и точности исследования, хотя "на самом деле все перечисленные атрибуты формализации иногда являются не более чем "виньетками", украшающими публикацию и придающими ей вид современной науки"<sup>74</sup>. Речь идет о том, что, как и в других областях науки, в археологии исследовательский эффект от использования новых методов зависит прежде всего от методологической ориентации, профессиональной квалификации археолога. Особое внимание следует уделять отбору признаков, характеризующих изучаемые памятники, не возлагая надежд на возможности ЭВМ. Говоря в этой связи о некоторых работах зарубежных археологов, использующих методы автоматической классификации, Ж.-К.Гарден отмечает: "При этом выбор признаков вообще ничем не обоснован, и все происходит так, как будто формальные достоинства снимают любые вопросы о достаточно произвольном характере описательных данных, к которым этот метод пытаются применить. Так получилось в некоторых наивных применениях общих "кодов", создававшихся только для целей информационного поиска, когда их стали использовать для составления математических классификаций археологических материалов"<sup>75</sup>. Так, в задачах автоматической классификации римских амфор, этрусских буккеро и средневековых сосудов неадекватно использовался код, разработанный для систематизации форм керамических сосудов в информационно-поисковой системе<sup>76</sup>.

Проблемы отбора признаков при построении типологической классификации в археологии рассмотрены в работах Г.А.Федорова-Давыдова. Он пишет: "Необходимо выделить более существенные и менее существенные признаки, т.е. выявить их иерархию"<sup>77</sup>. Г.А.Федоров-Давыдов предлагает оценивать информативность признаков с учетом энтропии и других понятий теории информации. Весьма интересным представляется его соображение о том, что малоинформативные признаки могут быть разделены на два вида: к первому виду принадлежат признаки, по которым подавляющая часть изучаемых объектов относится к одному значению признака; ко второму виду принадлежат признаки, по которым все объекты примерно одинаково распределены по значениям этих признаков. В первом случае энтропия признаков близка к нулю, во втором — к максимуму.

Достоинства предложенного Г.А.Федоровым-Давыдовым иерархического метода классификации наглядно демонстрируют-

ся на примере задачи типологии средневековых бус<sup>78</sup>.

Другой подход к получению с помощью МСА дихотомической классификации археологического материала основан на построении уравнения множественной регрессии, коэффициенты которого "настраиваются" по обучающей выборке объектов, принадлежность которых к одному из двух типов априори известна. В этом случае результирующий признак  $Y$  принимает для каждого объекта из выборки значения  $+1$  или  $-1$  (в соответствии с типом).

Это уравнение можно использовать в качестве решающего правила при распознавании типа новых объектов. В уравнение регрессии подставляют значения признаков изучаемого объекта и вычисляют соответствующее значение  $Y$ ; тип определяется по величине  $Y$  (если  $Y$  ближе к  $+1$ , то это один тип, а если  $Y$  ближе к  $-1$ , то это другой тип). В работе Д.В.Дюпкина и О.Ю.Круг приведены результаты эффективного использования такой методики для датировки археологических комплексов на основе петрографических данных<sup>79</sup>.

\* \* \*

\*

Методы многомерной статистики прочно вошли в арсенал типологических процедур, используемых в археологии. Однако применение их в исследовательской практике может давать положительный эффект лишь при условии реализации ведущей роли качественного анализа, тщательного отбора типобразующих признаков, соблюдения условий корректного применения используемых методов МСА и их адекватности решаемой содержательной задаче.

## § 2. Опыт применения многомерного статистического анализа в историко-экономических исследованиях

Историко-экономические исследования являются той областью исторической науки, в которой методы многомерного статистического анализа нашли наиболее широкое применение. Это объясняется прежде всего наличием источников, содержащих обширные статистические данные, а также известными традициями экономической науки, активно использующей математические методы, в том числе МСА.

Среди специалистов по экономической истории, применяющих новые методы, лидирующее положение занимают историки-аграрники.

\* \* \*

\*

1. *Типология хозяйств.* Как уже отмечалось выше, группировка хозяйств является одной из наиболее важных задач в

области аграрной истории. Наличие набора признаков, существенных для характеристики структуры хозяйств, делает эту задачу многомерной. Поэтому естественно, что методы МСА нашли применение при решении историками-аграрниками задач группировки и типологии хозяйств. Рассмотрим несколько исследований такого рода, относящихся к аграрной истории различных эпох и регионов.

Одна из первых работ с применением многомерного статистического анализа в историко-экономических исследованиях принадлежит К.В.Хвостовой, которая осуществила многомерную группировку 1255 крестьянских хозяйств, зафиксированных в византийских описях первой половины XIV в.<sup>80</sup> Классификация хозяйств проводилась в 6-мерном пространстве признаков, характеризующих число членов семьи, величины налоговой ставки, а также размеры принадлежавшего крестьянам движимого и недвижимого имущества. Использование одного из алгоритмов таксономии Форэль-1<sup>81</sup> позволило выявить 8 групп (таксонов) крестьянских хозяйств, существенно различающихся социально-экономическим статусом.

Указывая на большое значение в исследовательской практике медиевистов задачи классификации социально-экономических явлений, К.В.Хвостова в более поздней работе предлагает перечень 35 признаков, которые могут быть положены в основу типологии аграрно-правовых структур эпохи средневековья на Западе<sup>82</sup>.

Серьезные исследовательские результаты по аграрной истории России первой половины XVII в. получены с помощью методов МСА в коллективной работе Л.В.Милова, М.В.Булгакова и И.М.Гарсковой<sup>83</sup>. В этой работе проблемы типологии феодального хозяйства разрабатывали на основе сведений из писцовых книг по ряду уездов Европейской России (возможности методов МСА демонстрировались на материалах писцовых книг 1626-1628 гг. по Воротыньскому уезду). Каждое из 67 владений уезда представлено 16 показателями, которые характеризуют структуры владения (социально-демографическую) и хозяйственных угодий, а также величину налогов ("сошное письмо" и "сошный оклад").

Для выявления обобщенных факторов развития поместий и вотчин авторы применили метод главных компонент. С его помощью получено несколько систем факторов, соответствующих различным способам построения относительных показателей (расчет на десятину крестьянской пашни, на десятину господской пашни, на бобыльский и крестьянский дворы). В результате этих исследований удалось выяснить, что вотчинный тип феодальной собственности по всем 15 факторам, рассчитанным на разных классах показателей, отличается существенно более оптимальными (по эффективности ведения хозяйства) характеристиками, чем тип поместного феодального землевладения.

Применение метода главных компонент к данным по вотчинам и поместьям отдельно со всей очевидностью показало, что различающиеся по своему юридическому статусу вотчины и поместья являются разными типами феодального землевладения и по своим социально-экономическим характеристикам.

Данный вывод подтвержден и с помощью многомерной классификации рассматриваемых феодальных владений. Кластер-анализ выделил стабильные группы объектов, состоящие преимущественно из объектов одного типа (либо вотчин, либо поместий). Полученные в данной работе с помощью методов МСА результаты имеют принципиальное значение для решения проблем типологии феодального хозяйства России первой половины XVIII в.

Типология крестьянских хозяйств в Эстонии в начале XIX в. разработана в работе Ю.Ю.Кахка<sup>84</sup>. В эстонской деревне, где господствовала барщинная система, тип или разряд хозяйства определялся прежде всего объемом наложенных на него барщинных повинностей. Хозяйства, входившие в одни и те же разряды, все же отличались друг от друга по некоторым показателям: обеспеченности рабочей и тягловой силой, размерами пашни и др.

Многомерная группировка крестьянских хозяйств с учетом всех имеющихся в источниках данных проводилась с помощью одного из методов таксономии, основанного на аппарате теории графов<sup>85</sup>. В результате обработки этих данных выяснилось, что в одну группу попадали довольно схожие хозяйства, отличавшиеся, однако, друг от друга названием разряда (в Северной Эстонии в начале XIX в. крестьянские хозяйства номинально разделялись на 7 разрядов — от 1/8-гаковых до 1-гаковых). Многомерная группировка показала, что все хозяйства можно подразделить на 2 большие группы — мелкие (около 1/4 гака) и крупные (1/2-гаковые). Внутри каждой большой группы существовало разделение на слабые, средние и сильные. "Социальная лестница", полученная в результате построенной типологии, отчасти не совпадала с системой разрядов крестьянских хозяйств.

Дальнейшее использование моделей множественной регрессии показало, что разряд крестьянского хозяйства определялся общим его уровнем, социально-экономическим статусом, а не каким-либо определенным показателем этого хозяйства. Связь между показателем разрядности и совокупностью имеющихся показателей была не слишком тесной (коэффициент множественной корреляции принимал значения от 0,51 до 0,64).

Типологии крестьянских хозяйств украинской доколхозной деревни в 20-е гг. XX в. посвящена работа В.П.Пушкова и И.М.Промахиной<sup>86</sup>. Социально-экономическая группировка и анализ внутреннего строя основных типов доколхозного крестьянства осуществляются в этой работе с помощью факторного анализа (используется центроидный метод). Исходя из возмож-

ностей источников (бюджетных обследований крестьянских хозяйств) было выявлено до 45 признаков, характеризующих демографическую структуру, землепользование, посевы, скот, инвентарь, отношения найма-сдачи рабочей силы и средств производства, рыночный оборот и налоги имеющихся в распоряжении исследователей бюджетов 1.000 хозяйств. Оказалось, что 4-6 факторов хорошо отражают информацию, содержащуюся в 40 показателях. Формально-графический метод классификации, применявшийся В.Г.Пушковым и И.М.Премахиной, сводился к выявлению компактных групп хозяйств на плоскости двух факторов. С помощью этого метода выделялись 4-5 групп крестьянских хозяйств. Сравнительный анализ групповых средних показал качественную разнородность крайних групп, что позволило идентифицировать их как бедняцкие и кулацкие типы хозяйств. Сравнение факторов, выявленных при обработке бедняцких и кулацких хозяйств, со всей четкостью обнаружило производственно-экономическую и социальную противоположность этих типов.

Факторный анализ применен также для изучения социально-экономических групп крестьянских хозяйств уральской доколхозной деревни, для характеристики "полярных" групп крестьянских хозяйств Пензенской губернии (1913 г.), для анализа районных сводок отчетов колхозов Литовской ССР<sup>87</sup> и т.д.

2. *Типология административно-территориальных единиц.* При изучении истории крупного региона (или страны) одной из основных задач является выявление пространственной социально-экономической типологии административно-территориальных единиц, входящих в состав данного региона. Вопросы методологии и методики историко-типологического исследования такого рода рассматривались в цикле работ И.Д.Ковальченко и Л.И.Бородкина, посвященных промышленной и аграрной типологии губерний Европейской России на рубеже XIX-XX вв.<sup>88</sup>

Работы историков, использующих методы МСА для выявления социально-экономического районирования крупного региона, появились и за рубежом. В исследовании испанского историка Д.Г.дель Арройо с помощью метода главных компонент и кластер-анализа проводится классификация 47 административно-территориальных единиц Галисии по 19 показателям, характеризующим аграрное развитие этой исторической области Испании в конце XIX в.<sup>89</sup>

3. *Оценка значения факторов, воздействующих на результирующий показатель эффективности.* Эта задача-одна из наиболее распространенных в работах историков, применяющих количественные методы. Собственно, эта задача является часто основной и в "традиционном" историческом исследовании. Если результирующий показатель и факторные признаки можно выразить количественно, то влияние отдельных факторов и их совокупное воздействие на результат могут быть оценены с помощью множественной регрессии. Именно с помощью этого метода в мо-

нографии И.Д.Ковальченко, Н.Б.Селунский и Б.М.Литвакова являются факторы, которые определяли интенсивность буржуазной эволюции помещичьего хозяйства в эпоху капитализма и общий социально-экономический уровень его развития накануне Октябрьской социалистической революции<sup>90</sup>. Исходными для такого анализа были сведения Всероссийской сельскохозяйственной переписи 1917 г.

Из совокупности признаков, содержащихся в использованных материалах переписи 1917 г., характер социально-экономического развития помещичьего хозяйства в наибольшей мере отражает обеспеченность этого хозяйства наемными рабочими и усовершенствованными орудиями и машинами. Из 7 основных факторных признаков решающими в распространении найма были лишь 3 - обеспеченность рабочим скотом, плугами и усовершенствованным инвентарем. Те же факторы (с заменой усовершенствованных орудий на обеспеченность наемной рабочей силой) оказывались наиболее значимыми при оценке воздействия на уровень применения в помещичьем хозяйстве усовершенствованных орудий.

Регрессионный анализ позволил раскрыть и региональные особенности в применении наемного труда, а следовательно, и в уровне развития капитализма в помещичьем хозяйстве. Результаты, полученные с помощью множественной регрессии, подтвердили сбалансированность основных производственно-экономических компонентов помещичьего хозяйства, что свидетельствует о буржуазном характере развития помещичьего хозяйства и его относительно высоком общем уровне накануне Октябрьской социалистической революции.

Множественную регрессию использовал в монографии "Крестьяне и город в капиталистической России второй половины XIX века" П.Г.Рындзюнский. Рассматривая вопрос о факторах продуктивности наделного земледелия крестьян, автор вводит в качестве результирующего показателя количество земледельческих продуктов, приходившееся в среднем на одного сельского жителя, а в качестве факторных признаков - долю людей из сельского населения, для которых занятие сельским хозяйством оставалось основным делом; количество земледельческих продуктов, снимаемых с 1 десятины наделной земли; размер наделной земли. Все указанные показатели взяты в поуездном масштабе. В работе приводятся соотношения факторов отдельно по крупным регионам страны. Обобщая эти соотношения для Европейской России в целом, П.Г.Рындзюнский получает из уравнения множественной регрессии вывод о явном доминировании показателя "доля крестьян-земледельцев и животноводов" при определении степени воздействия на результирующий показатель<sup>91</sup>. Этот вывод показывает, что степень отхода крестьян от деревенских занятий существенно влияла на эффективность крестьянского наделного земледелия.

Уравнения множественной регрессии использованы также в работах по средневековой аграрной истории Византии. Так, в работе К.В.Хвостовой целью моделирования с помощью уравнения регрессии является определение норм обложения податных объектов, соотношение различных факторов налогообложения<sup>92</sup>.

Ряд исследований по истории экономического развития России посвящен анализу факторов, влияющих на результирующий признак в динамике. Так, в работе Б.Н.Миронова решается задача выяснения связи между динамикой русских хлебных цен в 1801-1914 гг. и ее факторами<sup>93</sup>.

Аналізу факторов, определявших динамику российских цен на уголь в 1890-1914 гг., посвящена статья Т.Ф.Измествевой<sup>94</sup>.

Модели множественной регрессии нашли также широкое применение в зарубежных работах по экономической истории различных стран<sup>95</sup>.

4. *Периодизация процессов динамики.* Методы МСА применяются и в других задачах анализа динамики процессов экономического развития в различных странах от средневековья до нашего времени. К таким задачам относится периодизация этих процессов, характеризующихся набором показателей.

Большой интерес представляет работа историка из ГДР Т.Кучинского, который выделяет периоды развития мировой капиталистической системы с 1850 по 1975 г.<sup>96</sup>. Основой для выделения периодов в данном случае служат данные о 7 показателях: стоимостях сельскохозяйственной продукции, промышленной продукции и всей продукции, объеме экспорта, долях сельскохозяйственной и промышленной продукции в общем объеме производства, доли экспорта по отношению к общей стоимости продукции.

Изучение периодов экономического развития капиталистических стран Т.Кучинский производит с помощью кластер-анализа. Каждый год из обозначенного временного интервала представлен объектом в 7-мерном пространстве индексов, определяющих темпы экономического роста по указанным показателям. Цель кластер-анализа в данном случае - выявление однородных интервалов времени. Автор получил несколько вариантов деления выбранного интервала времени на периоды как по совокупности всех 7 признаков, так и отдельно по каждому индексу. Так, например, для индексов экспорта наибольшей статистической достоверностью отличается деление на 3 периода: 1850-1866, 1867-1949, 1950-1975 гг. Средний период может быть разбит на 3 более коротких интервала: 1867-1893, 1894-1913, 1914-1949 гг. В работе даются статистические характеристики каждого из выделенных периодов.

Другой подход к выявлению тенденций и фаз развития предложен в работе Ю.Ю.Кахка и М.Реммеля, которые использовали данные о динамике сельскохозяйственного производства с

помощью методов распознавания образов. Авторы анализируют динамический ряд с целью обнаружения таких его сегментов (интервалов), которые циклически повторяясь и сочетаясь в определенных последовательностях, характеризуют циклы долго-временного развития. Анализируемый динамический ряд может содержать достаточно много сегментов, которые принадлежат к нескольким типам динамики. Так, сегменты одного типа могут соответствовать "растущей" динамике, другого — "падающей", третьего — могут иметь один или несколько "пиков" в середине сегмента и т.д.

Предложенная авторами процедура сегментации основана на вычислении коэффициента сходства сегментов и ее можно рассматривать как одну из реализаций лингвистического подхода к распознаванию образов<sup>97</sup>. В этой работе приведены результаты периодизации рядов динамики, отражающих производство зерновых в XVI-XIX вв. в различных местностях Испании, Франции, Италии, а также Эстонии XIX в. Сопоставляя результаты, авторы отмечают общие черты в периодизации рядов динамики (в частности, почти всегда выявленные сегменты содержат 8-14 лет). Со второй половины XVIII в. в динамике анализируемых процессов все чаще наблюдаются аномалии.

Однако само по себе использование методики периодизации, основанной на МСА, конечно, не дает гарантии выявления периодов, действительно характеризующих фазы развития изучаемых процессов. Так, американские авторы Дж.Хейг, Е.Гарган и Р.Ханнеман пытаются с помощью множественной регрессии провести периодизацию процессов социально-экономического развития в 1875-1965 гг. в таких странах, как Великобритания, Франция и др.<sup>98</sup>. Результирующим признаком в их регрессионных моделях выступает доля общественных расходов на образование, здравоохранение и социальное страхование, а в качестве факторных признаков использованы: национальный доход на душу населения и индексы  $R$  (активность "правых" сил) и  $L$  (активность "левых" сил). Индекс  $R$  строится на основе данных о доле избирателей, голосующих за консервативные и центристские партии, доле занятых в сельском хозяйстве и о среднем размере фирм. Индекс  $L$  определяется, исходя из данных о доле членов профсоюзов и доле голосующих за "левые" партии. Регрессионные модели, полученные по данным о 4 странах Европы, объясняют от 75 до 96% дисперсии результирующего признака. Идея периодизации, предложенная в данной работе, сводится к тому, что выделяются интервалы времени, когда линия регрессии, вычисленная в соответствии с построенным уравнением, оказывается либо выше, либо ниже графика динамики результирующего признака. Выделенные интервалы рассматриваются как периоды ускорения или, наоборот, замедления темпов изменения рассматриваемого процесса.

Этот формальный подход вызывает возражения. Набор используемых в работе факторов недостаточно представителен; в нем отсутствуют такие важные показатели, как доля военных расходов, уровень безработицы и т.д. С методической точки зрения следует отметить необоснованность выбора теоретической линии регрессии. Далее, вряд ли можно считать естественным выделение такого периода, в течение которого график процесса круто "взлетает" вверх, а затем столь же круто, оставаясь, впрочем, выше линии регрессии, падает. Между тем авторы выделяют целый ряд таких периодов. Таким образом, предложенную авторами методику периодизации следует считать несостоятельной.

Вместе с тем использование моделей множественной регрессии в рассматриваемой работе показало, что доля общественных расходов на образование, здравоохранение и социальное страхование возрастало с ростом активности "левых" сил и снижалась с ростом активности "правых" сил для всех 4 анализировавшихся стран Европы.

\* \* \*

\*

Применение методов МСА в экономической истории не ограничивается рассмотренными типами задач. Эти методы используются, например, для восполнения отсутствующих в источниках данных, их экстраполяции и т.д.

Мы не останавливаемся на характеристике работ, лежащих в русле "новой экономической истории" США (яркий представитель этого направления — Р.Фогель). О работах американских историков данного направления подробно говорится в обзорно-аналитической статье А.К.Соколова<sup>100</sup>. Отметим лишь, что противоречивый характер исследований представителей "новой экономической истории" США еще раз подтверждает, что "характер общей теории и методологии исторического познания, лежащий в основе применения математических методов в исторических исследованиях, является важнейшим... фактором успешного применения этих методов"<sup>101</sup>.

### § 3. Опыт применения многомерного статистического анализа в историко-социальных и историко-политических исследованиях

Методы МСА для решения различных задач в историко-социальных и историко-политических исследованиях в основном используют американские историки. Наша задача облегчается, так как опубликовано несколько обзоров советских историков, анализирующих состояние дел в "количественной истории" в США<sup>102</sup>.

типа представляет такую группу объектов, для которых характерно "концентрированное выражение всех специфических свойств типа, определяющих качественное отличие данного типа от всех иных"<sup>58</sup>. Поэтому надо выяснить не только принадлежность объектов к тому или иному типу, но и тот "вес", с которым они относятся к данному типу, а также определить степень их сходства с объектами других типов, т.е. выявить "полосу размыва" между типами.

Отметим, что в трудах В.И.Ленина многократно встречается указание на сложность структуры социальных объектов, на наличие переходных типов этих объектов. Необходимо учитывать это при определении характерных черт капиталистических и некапиталистических хозяйств, при анализе социальной структуры пролетариата и многих других явлений и процессов. "Капитализм не был бы капитализмом, — указывал В.И.Ленин, — если бы "чистый" пролетариат не был окружен массой чрезвычайно пестрых переходных типов от пролетария к полупролетарию... от полупролетария к мелкому крестьянину (и мелкому ремесленнику, кустарю, хозяйчику вообще), от мелкого крестьянина к среднему и т.д.; если бы внутри самого пролетариата не было делений на более и менее развитые слои..."<sup>59</sup>.

Большинство существующих методов выявления многомерной типологии объектов основано, как уже отмечалось, на однозначном отнесении каждого объекта к тому или иному классу (типу). Правомерность такого подхода "в первом приближении" доказана результатами многочисленных прикладных работ, выполненных с помощью методов многомерной классификации в различных областях науки. Выделяемые с помощью этих методов типы объектов, как правило, допускают естественную содержательную интерпретацию, позволяют выявить специфику каждого типа. Однако при этом "в тени" остается характер внутренней структуры классов, состав ядра и его окружения. Сложным может быть и вопрос об однозначной принадлежности к какому-либо классу объектов "переходного" типа.

Адекватный инструмент для решения типологических задач с учетом указанной их специфики дает новое направление математики — теория нечетких множеств. Это направление возникло в 1965 г. со статьи американского профессора Л.А.Заде. Термин "fuzzy" в различных публикациях переводится на русский язык как "нечеткий", "размытый", "расплывчатый". Мы придерживаемся первого варианта — "нечеткий"<sup>60</sup>.

Как указывает основатель теории нечетких множеств, "ее развитие в 60-х гг. обязано большей частью своим идеям задачам, относящимся к распознаванию образов (классификации). Однако по существу глубинная связь между теорией нечетких множеств и распознаванием образов основана на том, что большинство реальных классов размыты по своей природе в том смысле, что переход от принадлежности к непринадлежности

1. *Историко-политические исследования.* Наибольшее число работ в этом направлении с применением методов МСА относится к "новой политической истории" США. Историки США особое внимание уделяют изучению поведения масс на выборах<sup>103</sup>, анализу законодательной практики конгресса, законодательных собраний, деятельности политических партий<sup>104</sup>. В таких работах методический аппарат основан часто на методах МСА: множественной регрессии, многомерном шкалировании, кластер-анализе, факторном анализе.

Регрессионный анализ широко использовался при определении факторов, воздействующих на поведение избирателей на выборах<sup>105</sup>, при изучении деятельности конгресса в течение длительного времени<sup>106</sup>. В последнем случае регрессионный анализ выявлял тенденцию в изменении позиций конгрессменов в зависимости от политической конъюнктуры.

С помощью кластер-анализа исследование процесса голосования в конгрессе выявило относительно устойчивые группировки законодателей, голосующих сходным образом; объединение в блоки самих законодательных предложений показало, что в одном блоке группировались законопроекты, по которым структура голосований была достаточно близкой<sup>107</sup>.

Другой аспект изучения голосований в конгрессе связан с использованием шкалирования по Гутмену. Этот метод МСА позволяет упорядочить как позиции членов конгресса, так и законодательные предложения, по которым происходят голосования<sup>108</sup>.

Что касается возможностей использования факторного анализа при изучении политической истории США, то они весьма ограничены, так как источники здесь практически не содержат количественных данных, для обработки которых предназначены методы факторного анализа.

Содержательные результаты исследований американских историков — представителей "новой политической истории" — рассмотрены в обзоре Е.И. Поповой и С.Б. Станкевича. Советские историки отмечают, что американские количественные исследования политической борьбы в конгрессе США не дают ответов на многие кардинальные вопросы жизни США (например, о характере распределения экономической, социальной и политической власти в американском обществе), но вместе с тем математические методы и использование ЭВМ позволили ввести в оборот громадный фактический материал<sup>109</sup>. Новые методы способствовали возникновению новых подходов к теме, постановке новых проблем (характер электората, роль идеологического фактора и т.д.).

Изучением политической борьбы в конгрессе США с применением методов МСА занимаются и советские историки. Так, в работе Г.А. Сатарова и С.Б. Станкевича с помощью неметрического многомерного шкалирования и кластер-анализа изучены данные о поименных голосованиях всех сенаторов по вопро-

сам внешней политики в 1971-1974 гг. (588 законопроектов и 100 сенаторов)<sup>110</sup>. Кроме этих данных, советские исследователи привлекали также дополнительные характеристики сенаторов (принадлежность к той или иной партии, срок пребывания в сенате, оценки общественных организаций и др.). Законопроекты были разбиты на 14 тематических групп ("Наращивание и ограничение вооруженных сил и вооружений", "Помощь иностранным государствам" и т.д.). Все исходные данные были организованы в 9 матриц, содержащих дихотомические переменные (да - нет). Первые 4 соответствовали данным за каждый год в отдельности (для выявления устойчивости и динамики в расстановке сил), а остальные матрицы соответствовали 5 тематическим группам голосований 1972 г.

На первом этапе эти матрицы обрабатывали с помощью кластер-анализа, что позволило получить общую картину расстановки сил в виде системы группировок и блоков. На втором этапе обработки данные анализировали одним из методов неметрического многомерного шкалирования (НМШ). С этой целью сначала определяли "расстояние" для каждой пары сенаторов; оно было равно нулю, если результаты голосований обоих сенаторов полностью совпадали, и единице - в случае противоположных результатов голосований.

В итоге использования НМШ было найдено такое пространство двух факторов, в котором "расстояния" между сенаторами были упорядочены так же, как и расстояния в исходном многомерном пространстве голосований. Эти факторы можно интерпретировать как: 1 - "консерватизм-либерализм" и 2 - "глобализм-изоляциялизм".

В работе исследована динамика политического курса сената в 1971-1974 гг. Анализ индивидуальных и групповых идейно-политических ориентаций сенаторов, проведенный с помощью НМШ, помогает выяснить зависимости между расстановкой сил и политическим сознанием законодателей, определить его устойчивые идейно-политические компоненты, сделать последние графически "видимыми" и до известной степени измеримыми.

\* \* \*

Методы МСА получили широкое распространение в работах буржуазных историков и при изучении истории международных отношений и международной политики. Тесно связанное с современной политологией, это направление активно использует и политологический "инструментарий".

Критическому анализу работ этого направления, выполненных в основном с помощью факторного анализа, посвящена книга С.В.Мелихова<sup>111</sup>.

2. Историко-социальные исследования. Применение методов МСА в историко-социальных исследованиях связано с изучени-

ем индустриализации и ее социальных последствий, процессов социальной мобильности, этнических и расовых отношений, социальных движений и конфликтов и др. Особенно актуальными для истории экономически развитых стран являются исследования процессов урбанизации. В США это направление развивают историки "новой истории города", которые наиболее активно применяют новые методы, в том числе и МСА. Они осуществляют исследовательские проекты по изучению проблем урбанизации, крупнейший из которых "Проект социальной истории Филадельфии"<sup>112</sup>, основанный на огромном архиве машиночитаемых данных по истории города второй половины XIX в. Слабые стороны проекта связаны с эмпиризмом, эклектическим характером его теоретико-методологической базы. Отказываясь от классового подхода к анализу социальных процессов, представители "новой истории города" подменяют анализ социальных структур изучением профессиональных перемещений. Такой "микроанализ" сказывается на качестве конкретных исследований.

Так, в работе Т.Хершберга для анализа внутригородской мобильности в Филадельфии была предложена модель множественной регрессии, в которой в качестве факторных признаков использовались возраст, профессия, данные об имуществе, место рождения<sup>113</sup>. Модель объясняла лишь 10% наблюдаемых вариаций результирующего признака, т.е. неучтенными оказались существенные для объяснения данного процесса признаки, характеризующие социально-экономическую и классовую структуру населения.

Буржуазные методологические принципы, составляющие "аналитический аспект" Филадельфийского проекта, обусловили и методику обработки данных его архива, т.е. своеобразной группировки сведений о населении отдельных территориальных ячеек Филадельфии американскими авторами<sup>114</sup>. Это деление историки США провели не в соответствии с административным делением Филадельфии той эпохи, а согласно представлению о структуре города как расчлененной на замкнутые, сепаратные общности, стиль жизни и традиции которых якобы определяли "социальную структуру" и мобильность каждого члена этой общности.

В рамках "новой социальной истории" в США вышли работы, связанные с анализом классовой борьбы, трудовых отношений, социальных конфликтов, в которых активно применяют методы МСА<sup>115</sup>. Чаще других методов в таких работах использована множественная регрессия. Так, этот метод позволил К.Голдин получить интересные результаты о зависимости уровня занятости женщин различных поколений в США за 90 лет - с 1890 по 1980 г. - от таких социальных и этнодемографических факторов, как уровень доходов семьи, этническая принадлежность, оплата женского труда, образование женщины и их фертильность<sup>116</sup>. Регрессионные модели К.Голдин объясняют свыше 98% вариаций уровня занятости женщины в США (автор, правда, не поясняет

необходимости логарифмического преобразования как результирующего, так и факторных признаков). Эти модели выявляют образование как важнейший фактор, определяющий тенденцию занятости белых замужних женщин. Но открытым остается вопрос, стал бы этот фактор определяющим, если бы в анализ женской рабочей силы были введены факторы социального положения и профессии.

Модели множественной регрессии нашли также применение в работах зарубежных историков, изучающих рабочее движение, социальные конфликты.117. Это направление (да и не только это) придает некоторым формальным параметрам регрессионной модели решающее значение, определяющее характер последующих содерзательных выводов.

Американские исследователи Л.Хаймсон и Р.Петруша с помощью множественной регрессии изучали материалы фабрично-заводской статистики о стачках рабочих в России в 1912-1914 гг.118. В этой работе исследована зависимость интенсивности стачечного движения в России от показателей, характеризующих концентрацию, а также условия жизни и труда рабочих, занятых в основных отраслях российской промышленности. В качестве факторных признаков регрессионные модели включают городскую концентрацию, т.е. долю рабочих, сконцентрированных в городах, средний уровень зарплаты и концентрацию рабочей силы на крупных предприятиях, где занято свыше 500 рабочих. Авторы приводят перечень факторов, которые оказываются статистически незначимыми (в соответствии с  $t$ -критерием) в уравнении множественной регрессии, построенном для изучения интенсивности стачечной борьбы. "За бортом" исследования оказались годовые изменения численности рабочих в каждой отрасли, промышленная концентрация (т.е. доля рабочих, занятых в определенной отрасли промышленности, по отношению к общему числу рабочих в стране), доля несобершеннолетних рабочих и др.

На наш взгляд, полученные статистические оценки значимости представляют определенный интерес как характеристики устойчивости регрессионных моделей, однако разделять факторы, влияющие на интенсивность стачечной борьбы, на "значимые" и "незначимые" (с отбрасыванием "незначимых"), основываясь лишь на таких статистических оценках, едва ли правомерно. Вопрос о соотношении случайного и закономерного в оценке воздействия факторов на интенсивность стачечной борьбы не может решаться без конкретно-исторического исследования комплекса реальных условий, в которых протекала стачечная борьба.

3. Регрессионные модели находят широкое применение и в историко-демографических исследованиях. Буржуазные историки далеко не всегда выполняют условия корректности таких моделей как на методологическом, так и на методическом уровнях. Так, в работе американского историка Д.Смита проводится многомер-

ный анализ факторов, воздействующих на уровень детской смертности в США до 1900 г.<sup>119</sup>. В качестве факторов использованы 22 признака, характеризующие этническую и расовую принадлежность женщины-матерей, их принадлежность к тем или иным географическим районам, к той или иной социальной группе населения. Модели множественной регрессии, полученные Д.Смитом, объясняют не более 16% вариации уровня детской смертности. На наш взгляд, это связано с методологией его исследования.

Регрессионные модели Д.Смита не включают таких существенных факторов, как уровень доходов семьи, образование, профессия и другие характеристики социального положения женщин. Лишь один из факторных признаков (число детей) – количественный, а остальные признаки (21) – дихотомические; такой подбор признаков не может не сказаться на величине коэффициентов корреляции факторных признаков с результирующим (максимальное значение  $r = 0,23$ ).

Д.Смит, однако, придерживается другой точки зрения. "Смысл моей аргументации, – пишет он, – состоит не в том, чтобы показать отсутствие сильных связей в социальных процессах. Это очевидно и потому малоинтересно"<sup>120</sup>. Это полемическое высказывание Д.Смита можно легко опровергнуть, привлекая результаты исследований, опубликованные в том же сборнике, что и рассматриваемая статья Д.Смита.

Кроме множественной регрессии в исторической демографии применяются и другие методы МСА. Так, в работе П.Бурдела и М.Демоне факторный анализ соответствий использован для анализа данных о процессе старения населения в 81 департаменте Франции в 1851–1911 гг.<sup>121</sup>.

Методы МСА применяют не только в перечисленных выше областях социальной истории. Так, множественная регрессия и кластер-анализ использованы для изучения проблем истории образования в США<sup>122</sup>, факторный анализ – при изучении социальных аспектов Финляндской революции 1918 г.<sup>123</sup> и т.д.

\* \* \*

Методы МСА дают историку эффективное средство решения типологических и других сложных проблем познания исторического процесса. Однако само применение этих методов не должно создавать иллюзии, что строгость математического анализа будто бы придает ему всеобъемлющий характер и абсолютную доказательность. Здесь определяющим фактором является методология исследования, адекватность используемого математического аппарата сути решаемой содержательной задачи.

## ПРИМЕЧАНИЯ К ЧАСТИ I

- 1 В.И. Ленин и современная статистика. М., 1970, с.109.
- 2 Ленин В.И. Полн.собр.соч., т. 24, с. 277.
- 3 Там же.
- 4 В.И. Ленин и современная статистика, с. 110.
- 5 Ленин В.И. Полн.собр.соч., т. 30, с. 350.
- 6 Ленин В.И. Полн.собр.соч., т. 19, с. 323.
- 7 Барг М.А. Категории и методы исторической науки. М., 1984, с. 205, 216.
- 8 Барг М.А. Указ. соч., с. 215.
- 9 Маркс К. и Энгельс Ф. Соч., т. 25, ч. II, с. 384.
- 10 Барг М.А. Указ. соч., с. 237.
- 11 Типология и классификация в социологических исследованиях. М., 1982.
- 12 Мейен С.В., Шрейдер Ю.А. Методологические аспекты теории классификации. - ВФ, 1976, № 12, с. 67.
- 13 Формальная логика. Учебник для философских факультетов университетов. Л., 1977, с. 140.
- 14 Гарден Ж.-К. Теоретическая археология, М., 1983, с.116.
- 15 Фарссбин В.В. Источниковедение и его метод. М., 1983.
- 16 Мейен С.В., Шрейдер Ю.А. Указ. соч. с. 68.
- 17 Розова С.С. Философское осмысление классификационной проблемы. - ВФ, 1980, №8; Ядов В.А. Социологическое исследование: методология, программа, методы. М., 1972; Тютин В.С. Теория автоматического опознавания и гносеология. М., 1976; Мейен С.В., Шрейдер Ю.А. Указ.соч.; Коган М.С. Системное рассмотрение основных способов группировки. - В кн.: Философские и социологические исследования. Л., 1977; Кильдишев Г.С., Аболенцев Ю.И. Многомерные группировки. М., 1978; Воронин Ю.А. Теория классифицирования и ее приложения. Новосибирск, 1985; Розова С.С. Классификационная проблема в современной науке. Новосибирск, 1986.
- 18 Типология и классификация в социологических исследованиях. М., 1982.
- 19 Елисеева И.И., Рукавишников В.О. Группировка, корреляция, распознавание образов. М., 1977, с. 9.
- 20 Барг М.А. Указ. соч., с. 222.
- 21 Пушков В.П. Факторный анализ как метод классификации и изучения внутреннего строя крестьянских хозяйств. Автореф. канд. дис. М., 1981, с. 7.

- 22 Маркс К. и Энгельс Ф. Соч., т. 23, с. 536-537.
- 23 Боярский А.Я. О методологических принципах и многомерном анализе. - Предисловие к кн.: Дюран Б., Оделл П. Кластерный анализ. М., 1977, с. 9.
- 24 Ковальченко И.Д., Тишков В.А. Итоги и перспективы применения количественных методов в советской и американской историографии. - В кн.: Количественные методы в советской и американской историографии. М., 1983, с. 8.
- 25 Статистические методы анализа информации в социологических исследованиях. М., 1979; Айвазян С.А., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. Прикладная статистика. М., 1983; Браверман Э.М., Мучник И.Б. Структурные методы обработки эмпирических данных. М., 1983; Болч Б., Хуань К.Дж. Многомерные статистические методы для экономики. М., 1979.
- 26 Количественные методы в исторических исследованиях. Учебное пособие. Под ред. И.Д.Ковальченко. М., 1984.
- 27 Айвазян С.А., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. Указ. соч., с. 17-18.
- 28 Адлер Ю. Наука и искусство анализа данных. - Предисловие к кн.: Мостеллер Ф., Тьюки Дж. Анализ данных и регрессия. М., 1982, с. 9.
- 29 Миркин Б.Г. Анализ качественных признаков и структур. М., 1980, с. 10.
- 30 Джини К. Логика в статистике. М., 1973, с. 23.
- 31 Тутубалин В.Н. Границы применимости (вероятностно-статистические методы и их возможности). М., 1977, с.36.
- 32 Общая теория статистики. Учебник. М., 1975; Кендалл М.Дж., Стьюарт А. Статистические выводы и связи. М., 1973; Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. М., 1973; Елисеева И.И. Статистические методы измерения связи. Л., 1982; Езекиел М., Фокс К. Методы анализа корреляций и регрессий. М., 1966; Бородкин Ф.М. Статистическая оценка связей экономических показателей. М., 1968; Трофимов В.П. Измерение взаимосвязей социально-экономических явлений. М., 1975.
- 33 См., напр.: Мостеллер Ф., Тьюки Дж. Указ.соч.
- 34 Головач А.В., Ерина А.М., Трофимов В.В. Критерии математической статистики в экономических исследованиях. М., 1973, с. 33-36.
- 35 Елисеева И.И., Рукавишников В.О. Логика прикладного статистического анализа. М., 1982, с. 27.
- 36 Елисеева И.И., Рукавишников В.О. Указ.соч., с.28.

- 37 Елисеева И.И. Указ. соч., с. 71.
- 38 Джонстон Дж. Эконометрические методы. М., 1980, с. 164.
- 39 Ковальченко И.Д., Тишков В.А. Указ. соч., с.14.
- 40 Жуковская В.М., Мучник И.Б. Факторный анализ в социально-экономических исследованиях. М., 1976, с. 3.
- 41 Харман Г. Современный факторный анализ. М., 1972; Лоули Д., Максвелл А. Факторный анализ как статистический метод. М., 1967; Многомерный статистический анализ в социально-экономических исследованиях. М., 1974; Окунь Я. Факторный анализ. М., 1974; Иберла К. Факторный анализ. М., 1980; Жуковская В.М., Мучник И.Б. Указ. соч.
- 42 Харман Г. Указ. соч.
- 43 Браверман Э.М. Методы экстремальной группировки параметров и задача выделения существенных факторов. - Автоматика и телемеханика, 1970, № 1.
- 44 Иберла К. Указ. соч., с. 155-158.
- 45 Жуковская В.М., Мучник И.Б. Указ. соч., с.83-84.
- 46 Иберла К. Указ. соч., с. 69.
- 47 Benzecri I.-P. L'analyse des donnees. T.2: L'analyse des correspondances. Paris, 1973. См. также: Балладур Ж.-П. Факторный анализ соответствий. Приложение к кн.: Окунь Я. Факторный анализ. М., 1974; Миркин Б.Г. Указ. соч., с. 196-202.
- 48 Жуковская В.М., Мучник И.Б. Указ. соч., с.71.
- 49 Елисеева И.И., Рукавишников В.О. Указ. соч., с. 38, 39.
- 50 Айвазян С.А., Бежаева З.И., Староверов О.В. Классификация многомерных наблюдений. М., 1974; Дюран Б., Оделл П. Указ. соч.; Многомерный статистический анализ в социально-экономических исследованиях. М., 1974; Браверман Э.М., Мучник И.Б. Указ. соч.; Дорофеев А.А. Алгоритмы автоматической классификации (обзор.) - Автоматика и телемеханика, 1971, № 12.
- 51 О методах кластерного анализа см., напр.: Дюран Б., Оделл П. Указ. соч.
- 52 Браверман Э.М., Мучник И.Б. Указ. соч., гл. У.
- 53 Айзерман М.А., Браверман Э.М., Розоноэр Л.И. Метод потенциальных функций в теории обучения машин. М., 1970; Вапник В.Н. Задача обучения распознаванию образов. М., 1971; Вапник В.Н., Червоненкис А.Я. Теория распознавания образов. М., 1974; Загоруйко Н.Г. Методы распознавания и их применение. М., 1972.

54 Андерсон Т. Введение в многомерный статистический анализ. М., 1963.

55 Каменский В.С. Методы и модели неметрического многомерного шкалирования. (Обзор.) – Автоматика и телемеханика, 1977, № 8; Сатаров Г.А., Каменский В.С. Общий подход к анализу экспертных оценок методами неметрического многомерного шкалирования. – В кн.: Статистические методы анализа экспертных оценок. М., 1977; Терехина А.Ю. Неметрическое многомерное шкалирование. М., 1977; она же. Метрическое многомерное шкалирование. М., 1977.

56 Типология и классификация в социологических исследованиях. М., 1982, гл. 5.

57 Каменский В.С. Указ. соч.

58 Елисеева И.И. Указ. соч., с. 10.

59 Ленин В.И. Полн.собр.соч., т. 41, с. 58–59.

60 Zadeh L.A. Fuzzy sets. – Information and Control, 1965, № 8. См. также: Заде Л.А. Основы нового подхода к анализу сложных систем и процессов принятия решений. – В кн.: Математика сегодня. М., 1974.

61 Заде Л.А. Размытые множества и их применение в распознавании образов и кластер-анализе. – В кн.: Классификация и кластер. М., 1980, с. 208.

62 Кроме работ Л.А.Заде см. также: Гусев Л.А., Смирнова И.М. Размытые множества. Теория и приложения. (Обзор) – Автоматика и телемеханика, 1973, № 5, с. 66–85.

63 См., напр.: Заде Л.А. Размытые множества...; Елисеева И.И., Рукавишников В.О. Группировка, корреляция, распознавание образов. М., 1977.

64 Пиотровский Р.Г. Текст, машина, человек. Л., 1975; Типология и классификация в социологических исследованиях. М., 1982; Бородкин Л.И. Информационная структура исследований: вероятностный анализ коммуникационных сетей. – В кн.: Моделирование и оптимизация сложных систем управления. М., 1981; Соловьев А.С. Методы теории нечетких множеств и их применение в социологических исследованиях. – В сб.: Математические модели и методы в социологии. М., 1978.

65 Колчин Б.А., Маршак Б.И., Шер Я.А. Археология и математика. – В кн.: Статистико-комбинаторные методы в археологии. М., 1970.

66 Рыбаков Б.А. Ремесло древней Руси. М., 1948, с. 28.

67 Арциховский А.В. Курганы вятичей. М., 1930, с. 7–8.

68 Шер Я.А. Вступительная статья к книге Гардена Ж.-К. "Теоретическая археология". М., 1983, с. 16.

69 Федоров-Давыдов Г.А. Археологическая типология и процесс типобразования. - В кн.: Математические методы в социально-экономических и археологических исследованиях. М., 1981; Шер Я.А. Типологический метод и статистика. - В кн.: Доклады и сообщения археологов СССР. М., 1966; Клейн Л.С. Понятие типа в современной археологии. Типы в культуре. Л., 1979; Гарден Ж.-К. Теоретическая археология. М., 1983.

70 Гарден Ж.-К. Указ. соч., с. 148, с. 146.

71 Маршак Б.И. К разработке критериев сходства и различия керамических комплексов. - В кн.: Археология и естественные науки. М., 1965; Ковалевская В.Б., Погожев И.Б., Погожева А.И. Количественные методы оценки степени близости памятников по процентному содержанию массового материала. - СА, 1970, № 3; Каменецкий И.С., Маршак Б.И., Шер Я.А. Анализ археологических источников (возможности формализованного подхода). М., 1975.

72 Шер Я.А. Алгоритм распознавания стилистических типов в петроглифах. - В кн.: Математические методы в историко-экономических и историко-культурных исследованиях. М., 1977; Федоров-Давыдов Г.А. Указ. соч.; Белецкий С.В., Лесман Ю.М. О стилистических особенностях орнаментики древнерусской круговой керамики (по материалам Пскова). - В кн.: Естественные науки и археология в изучении древних производств. М., 1982; Vallet G. (ed.). Methodes classique et methodes formelles dans l'etude typologique des amphores. - Collection de l'Ecole française de Rome, vol.32, Rome, 1972; Polinac R., Ammerman A.J. Multivariate Analysis of Late Palaeolithic Assemblages in Italy. - In: The Explanation of Culture, Rome, 1973; Gardin J.-C. On a Possible Interpretation of Componential Analysis in Archaeology. - In: Formal Semantic Analysis, American Anthropologist, vol.67, No.5, Part 5; Nange J.D. Cluster Analysis and Cultural Stratigraphy. - Archaeological Sites, 1977.

73 Hodson F.R. Cluster Analysis and Archaeology. Some New Developments and Applications. - World Archaeology, 1970, No.1; Doran J.E., Hodson F.R. Mathematics and Computers in Archaeology. Edinburg, 1975; Christenson A.L., Read D.W. Numerical Taxonomy, Factor Analysis and Archaeological Classification. - American Antiquity, 1977, vol.42; Квирквелия О.Р. Краткий обзор советской литературы по вопросам применения статистико-математических методов исследования в археологии. - В кн.: Математические методы в социально-экономических и археологических исследованиях.

74 Шер Я.А. Вступительная статья к книге

- Ж.-К. Гардена "Теоретическая археология", с. 21.
- 75 Гарден Ж.-К. Указ. соч., с. 142.
- 76 Gardin J.-C. Code pour l'analyse des formes de poteries, etabli en 1956, revise en 1974. Paris, 1976.
- 77 Федоров-Давыдов Г.А. Указ. соч., с. 267.
- 78 Там же, с. 269-307.
- 79 Деопик Д.В., Круг О.Ю. Эволюция узкогорлых светлоглиняных амфор с профилированными ручками. - СА, 1972, № 3.
- 80 Хвостова К.В. Некоторые вопросы применения количественных методов при изучении социально-экономических явлений средневековья (по данным византийских источников XIII-XIV вв.). - В кн.: Математические методы в исторических исследованиях. М., 1972.
- 81 Загоруйко Н.Г., Заславская Т.И. Разпознавание образов в социальных исследованиях. Новосибирск, 1968.
- 82 Хвостова К.В. Количественный подход в средневековой социально-экономической истории. М., 1980.
- 83 Милов Л.В., Булгаков М.Б., Гарскова И.М. Системно-структурный подход к изучению аграрного развития России 1 половины XVII в. и проблемы типологии феодального хозяйства (многомерный анализ писцовых книг). - В кн.: Математические методы и ЭВМ в исторических исследованиях. М., 1984.
- 84 Какх Ю. К вопросу о типологии крестьянских хозяйств в Эстонии в начале XIX века. Таллин, 1975.
- 85 Опыт применения математических методов в исторических исследованиях учеными-историками Эстонской ССР. Таллин, 1976.
- 86 Промакина И.М., Пушков В.П. Опыт применения факторного анализа для классификации, изучения структуры и моделирования социальных типов крестьянских хозяйств. - В кн.: Математические методы в социально-экономических и археологических исследованиях; Пушков В.П. Факторный анализ как метод классификации и изучения внутреннего строя крестьянских хозяйств (по материалам бюджетных обследований Украины за 20-е годы XX в.). Автореф. канд. дис. М., 1981.
- 87 Обожда В.А., Пушков В.П. Опыт применения факторного анализа в исторических исследованиях. - В кн.: Количественные методы в гуманитарных науках. М., 1981; Промакина И.М. О применении факторного анализа к некоторым исследованиям по аграрной истории России начала XX в. - Там же; Таршилова Т.Н., Промакина И.М. Опыт применения

факторного анализа в изучении интенсификации колхозного производства Литовской ССР в годы девятой пятилетки. - Из истории социалистического и коммунистического строительства в СССР. М., 1978.

88 Бородкин Л.И., Ковальченко И.Д. Промышленная типология губерний Европейской России на рубеже XIX-XХ вв. (опыт многомерного анализа по данным промышленной переписи 1900 г.) - В кн.: Математические методы в социально-экономических и археологических исследованиях; они же. Аграрная типология губерний Европейской России на рубеже XIX-XХ вв. (опыт многомерного количественного анализа). - История СССР, 1979, № 1; они же. Структура и уровень аграрного развития районов Европейской России на рубеже XIX-XХ вв. (опыт многомерного анализа). - История СССР, 1981, № 1; они же. Вероятностная многомерная классификация в исторических исследованиях (по данным об аграрной структуре губерний Европейской России на рубеже XIX-XХ вв.). - В кн.: Математические методы и ЭВМ в исторических исследованиях. М., 1985; Kovalchenko I.D., Borodkin L.I. Problems of Multivariate Analysis: Agrarian Typology of European Russia at the End of the 19-th Century and the Beginning of the 20-th. - In: Proceedings of VIII International Economic History Congress. Budapest, 1982.

89 D. Gutierrez del Arroyo. Application of Multivariate Analysis Techniques to an Agrarian Regionalization of Galicia (Spain) in 19-th Century. - In: Proceedings..., p.57-63.

90 Ковальченко И.Д., Селунская Н.Б., Литваков Б.М. Социально-экономический строй помещичьего хозяйства Европейской России в эпоху капитализма. М., 1982.

91 Рындзюнский П.Г. Крестьяне и город в капиталистической России второй половины XIX века. М., 1983.

92 Хвостова К.В. Особенности аграрно-правовых отношений в поздней Византии. М., 1968.

93 Миронов Б.Н. Факторы динамики хлебных цен в Европейской России в 1801-1914 гг. и количественная оценка их влияния. - В кн.: Математические методы в исследованиях по социально-экономической истории. М., 1975.

94 Измestьева Т.Ф. Участие России в международной торговле каменным углем. - В кн.: Математические методы в социально-экономических и археологических исследованиях.

95 См., напр.: Количественные методы в советской и американской историографии.

96 Kuczinski Th. Have There Been Differences Between the Growth Rates in Different Periods of the Capitalist World Economy

Since 1850? An Application of Cluster Analysis in Time Series Analysis. — In: Historical Social Research. The Use of Historical and Process-Produced Data, Clubb J.M. and Scheuch E.K. (eds.). Stuttgart, 1980, p.300-318.

97 Какх Ю., Реммель М. Опыт изучения циклов аграрного развития методами распознавания образов. — В кн.: Количественные методы в советской и американской историографии.

98 Hage J., Gargan E.T., Hanneman R. Procedures for Periodizing History: Determining Eras in the Histories of Britain, France, Germany and Italy. — In: Historical Social Research..., p.267-283.

99 Хвостова К.В. Особенности аграрно-правовых отношений в поздней Византии. М., 1968; Gadisseur J. L'estimation des rendements de l'agriculture Belge du XIX<sup>e</sup> siecle. — In: Proceedings...

100 Соколов А.К. О применении новых методов в исследованиях историков США. — В кн.: Математические методы в социально-экономических и археологических исследованиях.

101 Ковальченко И.Д., Тишков В.А. Указ. соч.

102 Попова Е.И., Станкевич С.Б. Математические методы в американской историографии политической борьбы в конгрессе США. — Американский ежегодник 1981. М., 1981; Селунская Н.Б. "Количественная история" в США: итоги, проблемы, дискуссии. — В кн.: Математические методы в историко-экономических и историко-культурных исследованиях. М., 1977; Соколов А.К. Указ. соч.

103 См., напр.: Хаммарберг М. Анализ исторических данных о выборах в США. В кн.: Количественные методы в советской и американской историографии; Vogue A.G., Clubb J.M., Flanigan W.H. The New Political History. — American Behavioral Science, 1977, No.21.

104 См., напр.: Силби Дж.Г. "Делегаты из народа": Количественные исследования истории поведения американских законодателей. — В кн.: Количественные методы в советской и американской историографии; Vogue A.G., Clubb J.M., Flanigan W.H. Op. cit.; Alexander T.B. Sectional Stress and Party Strength. Nashville, 1967.

105 Hammarberg M. The Indiana Voter: The Historical Dynamics of Party Allegiance During the 1870's. Chicago, 1977.

106 Clausen A. Measurement of Identity in the Longitudinal Analysis of Legislative Voting. — American Political Science Review, 1966, No. 4.

107 Willets P. Cluster-Block Analysis and Statistical Inference. — American Political Science Review, 1972, No.2; Clausen A. How Congressmen Decide: a Policy Focus. New York, 1973; Schneider J.E. Ideological Coalitions in Congress. Westport (Conn.), 1979.

108 Weinberg H.F. Scaling Models for Legislative Roll-Call Analysis. — American Political Science Review, 1972, No.4.

109 Попова Е.И., Станкевич С.Б. Указ. соч.

110 Сатаров Г.А., Станкевич С.Б. Голосования в конгрессе США: опыт многомерного анализа. — Социологические исследования, 1983, № 1.

111. Мелихов С.В. Количественные методы в американской политологии. М., 1979.

112 Бородкин Л.И., Селунская Н.Б. Методы изучения социальной истории в американской историографии (по поводу "Проекта социальной истории Филадельфии"). — История СССР, 1978, № 2; Hershberg T. Interdisciplinary Research at the Philadelphia Social History Project. — In: Historical Social Research...

113 Ibid., p.98.

114 Historical Methods Newsletter, 1972, vol.9, No.2,3.

115 Соколов А.К. Указ. соч., с. 400-401.

116 Голдин К. Количественный подход к пониманию долговременных изменений роли замужних женщин в экономике США. — В кн.: Количественные методы в советской и американской историографии.

117 Shorter E., Tilly C. Strikes in France 1830-1968. Cambridge, 1974; Montgomery D. Workers' Control in America: studies in History of Work, Technology and Labor Struggle. Cambridge (Mass.) 1979.

118 Хаймсон Л., Петруша Р. Опыт математико-статистического исследования данных "Сводов отчетов фабричных инспекторов" о стачках рабочих в России в 1912-1914 гг. — В кн.: Математические методы и ЭВМ в исторических исследованиях.

119 Смит Д.С. Смертность в Соединенных Штатах Америки до 1900 г. — В кн.: Количественные методы в советской и американской историографии.

120 Смит Д.С. Указ. соч., с. 419.

121 Bourdelais P., Demonet M. La presentation de courbes d' evolution, l' exemple du vieillissement de la population en France (1851- 1911). — In: Proceedings...

122 Виновскис М.А. Квантификация и история образования; изучение роста образовательного уровня, посещаемости школ и школьная реформа накануне гражданской войны в США. - В кн.: Количественные методы в советской и американской историографии.

123 Rasila V. The Use of multivariate Analysis in historical Studies. - Economy and History, vol.XIII, 1970.

## ЧАСТЬ II

### ОПЫТ ПРИМЕНЕНИЯ МЕТОДОВ МНОГОМЕРНОГО СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА В ЗАДАЧАХ ТИПОЛОГИИ АГРАРНОГО РАЗВИТИЯ ГУБЕРНИЙ ЕВРОПЕЙСКОЙ РОССИИ НА РУБЕЖЕ XIX–XX ВВ.

В данном разделе монографии излагаются результаты совместного исследования И.Д.Ковальченко и Л.И.Бородкина. Цель этой работы заключалась в выявлении аграрной типологии губерний Европейской России, определении структуры и уровня аграрного развития районов Европейской России на рубеже XIX–XX вв. с помощью методов многомерного статистического анализа. Основные итоги этого совместного исследования опубликованы в статьях авторов<sup>1</sup>.

#### Глава I АГРАРНАЯ ТИПОЛОГИЯ ГУБЕРНИЙ ЕВРОПЕЙСКОЙ РОССИИ НА РУБЕЖЕ XIX–XX ВВ.

Широко применяемым методом типологизации служит районирование: выделение групп территориально–смежных административных единиц, характеризующихся определенным сходством в природных условиях, историческом и экономическом развитии и т.д.

Со второй половины XIX в., когда районированию России стали уделять специальное внимание при сводках статистических данных и изучении социально–экономического развития страны, за его исходную единицу была принята губерния, и на территории России, прежде всего в ее европейской части, выделены регионы, в состав которых входит по несколько губерний. Районирование на уровне губерний и областей стало основой принятой статистической практики и научных, в том числе и исторических, исследований.

В результате длительных усилий статистиков, экономистов и историков конца XIX – начала XX в. сложилось определенное представление об основных экономико–географических районах Европейской России и других частей страны. Расхождения касаются лишь нескольких губерний, которые отдельные исследователи относят к разным регионам<sup>2</sup>.

Однако для целей историко–типологического исследования районирование в том виде, как его понимают и приводят, является в общем–то ограниченным методом пространственной типологизации. Основные недостатки районирования состояли в том,

что в регион объединяли непременно территориально-смежные административные единицы. Поэтому районирование решало проблему типологизации только в том случае, если регионы объединяли действительно однотипные единицы (уезды, губернии и т.п.). Между тем очевидно, что территориальная смежность не всегда совпадает с внутренней однотипностью.

Другая трудность связана с конкретно-научными приемами районирования. Эти приемы основаны, как правило, на эмпирических, интуитивных представлениях; конкретные факты о сходстве в тех или иных отношениях административных единиц накапливаются постепенно в ходе исследовательской практики, а синтез и, следовательно, объединение в регионы этих единиц не имеют строгой основы.

Трудности построения типологии являются следствием объективной сложности выявления степени сходства любых объектов, отличающихся многообразными чертами и свойствами. Для вполне обоснованного заключения о сходстве или различии здесь необходимо провести многомерный анализ, который будет учитывать все основные признаки объектов. Так как методы многомерного статистического анализа получили достаточно широкую разработку лишь в современной науке, поэтому исследователи (и не только историки), сталкиваясь с задачами типологизации социально-экономических процессов и не располагая адекватными для их решения средствами, вынуждены были накапливать эмпирические наблюдения для несовершенных обобщений (как при решении проблемы районирования) либо ограничиваться упрощенными методами с подменой многомерного анализа одномерным (как это чаще всего делают при всякого рода группировках сложных объектов).

Углубленное исследование проблем территориальной социально-экономической типологии, в том числе и в эпоху капитализма, позволяет представить развитие нашей страны в различные периоды ее истории\*.

---

\* Актуальные проблемы региональной типологии в исторических исследованиях рассмотрены в работе М.А.Барга и Е.Б.Черняка, которые отмечают: "Проблема региона как пространственной локализации, "носителя" определенного варианта - разновидности формации является одной из узловых проблем марксистской исторической типологии"<sup>3</sup>. При вычленении региона как типологической единицы авторы предлагают учитывать, в частности, следующие факторы: а) относительная однородность структуры и удельного веса господствующего способа в экономическом строе - решающее условие для вычленения региона. Известные количественные различия в этом отношении могут быть основанием, вернее, одним из оснований, для расчленения региона на субрегионы; б) территориальная общность, характеризующая не столько этнической общностью, сколько характером экономических связей. Регион может быть "конструирован" как из сплошной территории, так и из "частей", более или менее удаленных друг от друга.

Типологическое районирование аграрного строя Европейской России в эпоху капитализма впервые было рассмотрено В.И. Лениным в работе "Развитие капитализма в России". В.И. Ленин обосновал теоретические и методологические принципы типологического районирования и на основе имевшихся в то время данных о развитии сельского хозяйства выявил основные районы<sup>5</sup>.

Современная источниковая основа и методика исследования, прежде всего многомерный статистический анализ, дают возможность продолжить изыскания, основанные на марксистско-ленинских принципах.

## § 1. Исходные данные и методы анализа

При многомерном количественном анализе в информационно-источниковедческом плане определяющее значение имеет решение двух задач. Во-первых, выделение того круга признаков, которые предствительно характеризуют основные, с точки зрения поставленной задачи, свойства и черты исследуемых объектов. Во-вторых, выявление источников, содержащих необходимые конкретные данные.

Источники по аграрной истории России позволяют решать различные типологические задачи. Первая из них связана с раскрытием внутреннего уклада крестьянского хозяйства в эпоху капитализма на основе первичных (подворных) данных. Общие принципы и конкретные критерии группировки крестьянских хозяйств разработаны В.И. Лениным в его работе "Развитие капитализма в России". Они служат основой исследований советских авторов, изучающих процессы дифференциации, расслоения и разложения крестьянства в России.

Другие задачи возникают при изучении сводных, агрегированных данных по аграрной истории России. Основной массив источников о крестьянском хозяйстве эпохи капитализма представляют именно такие сводки, агрегированные на уровне общин, волостей, уездов и губерний; эти источники не содержат данных по отдельным группам (типам) хозяйств. Вместе с тем агрегированные данные позволяют выявить группы (типы) селений, волостей, уездов или губерний, в которых крестьянское хозяйство и аграрная структура в целом имели те или иные отличительные черты. Для типологического анализа аграрной структуры указанных административно-территориальных единиц существенное значение имеют сведения о доле в них крестьянских хозяйств с определенным числом лошадей, коров, размеров посевов, а также сведения, характеризующие состояние

---

Характеризуя диалектику региональной типологии, М.А. Барг и Е.Б. Черняк указывают на недопустимость рассмотрения изолированного региона вне системы регионов. От стадии к стадии не только меняется число регионов — самое важное состоит в том, что подвижными сказываются их территориальные границы<sup>4</sup>.

крестьянского хозяйства (например, средняя обеспеченность рабочим скотом, доля арендованных земель и т.д.). Так, рассматривая специфику развития торгового скотоводства и молочного хозяйства в различных регионах России, В.И. Ленин вводит 5 групп губерний, которые характеризуются набором показателей, таких, как количество дойных коров, ведер молока, пудов масла в среднем на 100 жителей. Анализируя эти данные, В.И. Ленин отмечает, в частности: "Если взять количество всего скота на 100 жителей, то окажется, что в России оно всего больше в степных окраинах, всего меньше - в нечерноземной полосе"<sup>6</sup>.

\* \* \*

X

При отборе признаков для многомерной аграрной типологии губерний мы исходили из того, чтобы набор показателей отражал основные производственно-экономические и социально-экономические условия сельскохозяйственного производства, общий уровень развития его ведущих отраслей и степень их интенсификации, а также социальные аспекты аграрных отношений и их специфику<sup>7</sup>. Естественно, набор показателей приходилось согласовывать с возможностями источников. В целом для рубежа XIX-XX вв. в России сохранились богатые комплексы данных.

Главным при определении конкретных показателей должна быть их качественная, сущностная представительность. Ориентиром при этом является содержательная ясность, определенность смысла того или иного учитываемого признака в плане решаемой задачи. Исходя из такого условия, для выявления общей аграрной типологии мы отобрали 19 показателей.

1. Доля наемных сельскохозяйственных рабочих по отношению к местным работникам, %.
2. Земельный надел на душу, дес.
3. Доля дворянской земли в удобной земле, %.
4. Отношение проданных частновладельческих земель к общей их площади, %.
5. Отношение арендованной крестьянами земли к наделной земле, %.

*На душу населения:*

6. лошадей,
7. продуктивного скота,
8. посевов, дес.,
9. сборов хлебов и картофеля, пуд.
10. Урожайность зерновых, пуды с дес.
11. На десятину посева число наемных рабочих.
12. На десятину посева число лошадей.
13. На десятину посева численность продуктивного скота.
14. В общем числе дворов доля дворов безлошадных и од-  
нолошадных, %.

15. В общем числе дворов доля дворов с 4 и более лошаадьми, %.
16. Поденная плата сельскохозяйственным рабочим в уборку урожая, коп.
17. Цена десятины земли, руб.
18. Арендная плата за дес. пашни, руб.
19. Осенние цены ржи, коп. за пуд.

Размеры крестьянских наделов и удельный вес дворянского землевладения характеризуют основные черты земельных отношений, а доля проданных частновладельческих земель и степень распространения крестьянской внеадельной аренды показывают подвижность земельного фонда. Цены на землю, арендная плата и цены на рожь отражают рыночную конъюнктуру на основное средство сельскохозяйственного производства и на один из основных видов продукции этого производства.

Другая группа показателей (численность рабочего и продуктивного скота на душу населения и десятину посева, размеры посевов и сборов хлебов, высота урожайности) отражает общий уровень и интенсивность развития сельскохозяйственного производства. Все эти данные имеют существенное значение для выявления общей типологии аграрного развития.

Наконец, очень значимую группу составляют показатели общего размаха и интенсивности применения в сельском хозяйстве наемного труда (доля наемных рабочих по отношению к местным работникам и их количество в расчете на десятину посева), а также степени пролетаризации и обуржуазивания деревни (доля безлошадных и однолошадных дворов и дворов с 4 и более лошаадьми в общем их числе). Эти показатели характеризуют глубину и особенности буржуазно-аграрной эволюции. Показателем условий и глубины развития аграрного капитализма является и высота заработной платы сельскохозяйственных рабочих<sup>8</sup>.

Таким образом, отобранные показатели отражают основные аспекты аграрного строя и их число по каждому аспекту резко не различается.

Существенным при отборе показателей для многомерного анализа является вопрос об их общей численности. На первый взгляд может показаться, что большее число их ведет к большей глубине анализа. В действительности привлечение большого числа второстепенных или дублирующих показателей может понизить значение наиболее значимых показателей, поэтому необходимо, чтобы отобранные показатели были существенными и имели ясный смысл. Такой принцип неизбежно ведет к ограничению набора показателей.

Существенным преимуществом многомерного анализа перед другими методами исследований является то, что отсутствие каких-либо даже значимых показателей (например, данные о товарности сельского хозяйства) не может сколько-нибудь

значительно сказаться на его результатах, поскольку при наличии совокупности других показателей характер внутренней структуры исследуемых объектов будет отражен в целом верно.

На основе указанного комплекса данных и производился по-губернский расчет всех показателей, отобранных для изучения аграрной типологии и положенных в основу ее многомерного анализа<sup>2926</sup>.

Многомерная классификация 50 губерний Европейской Рос-сии, представленных 19 показателями аграрного развития, осу-ществлялась с помощью одного из методов кластер-анализа (агломеративно-иерархического метода).

Исходная информация в нашем исследовании задается в ви-де таблицы данных, содержащей 50 строк (по числу губерний) и 19 показателей (по числу признаков). Каждая губерния мо-жет быть представлена точкой в 19-мерном пространстве структурно-типологических характеристик аграрного развития. Характер распределения точек в пространстве определяет струк-туру сходства и различия губерний в заданной системе показате-лей. Расстояние между каждой парой точек в 19-мерном пространстве признаков отражает степень близости аграрной структуры соответствующей пары губерний. Содержательный смысл такого понимания сходства означает, что губернии тем более близки, похожи по аграрным условиям, чем меньше раз-личий между значениями одноименных показателей их аграрно-го развития.

Проиллюстрируем метод кластер-анализа на простом содер-жательном примере, выбрав из исходной таблицы данных (раз-мером 50x19) небольшое число губерний и признаков. Возь-мем, например, 6 северо-западных губерний и 2 показателя их аграрного развития; сформируем новую матрицу данных, имеющую размеры 6x2. Вычислив средние значения и стандарт-ные отклонения для каждого из двух отобранных показателей, нормализуем их (таблица 2).

Используя формулу (6), вычислим расстояния  $d_{ij}$  для каждой пары губерний в пространстве данных двух признаков. В таблице 3 приведены нормированные расстояния, полученные путем деления каждого числа  $d_{ij}$  на максимальное из этих чисел (в данном случае максимальным является число  $d_{3,5}$ ).

В соответствии с первым шагом агломеративно-иерархичес-кого метода кластерного анализа находим минимальное число в нижней части таблицы 2 ( $d_{3,1} = 0,062$ ) и объединяем в од-

---

<sup>2926</sup> Значения этих показателей приведены в приложении к статье И.Д.Ковальченко и Л.И.Бородкина<sup>9</sup>. Там же даны ссылки на соответствующие источники.

Таблица 2

Исходные и нормализованные значения признаков

Губернии	Исходные значения		Нормализованные значения	
	сельскохозяйственные наемные рабочие, % к местным работникам	доля дворянских земель в удобной земле	сельскохозяйственные наемные рабочие, % к местным работникам	доля дворянских земель в удобной земле
Псковская	0,027	0,140	-0,80	-0,93
Новгородская	0,032	0,168	-0,76	-0,71
Тверская	0,029	0,116	-0,78	-1,13
Петербургская	0,068	0,267	-0,47	0,18
Лифляндская	0,305	0,407	1,44	1,39
Курляндская	0,298	0,384	1,38	1,19
	$\bar{x}=0,126$ $\sigma=0,124$	$\bar{x}=0,247$ $\sigma=0,115$	$\bar{x}=0$ $\sigma=1$	$\bar{x}=0$ $\sigma=1$

Таблица 3

"Расстояния" между губерниями  
в двумерном пространстве признаков

Губернии	"Расстояния"					
	1	2	3	4	5	6
1.Псковская	0					
2.Новгородская	0,066	0				
3.Тверская	0,062	0,126	0			
4.Петербургская	0,343	0,276	0,401	0		
5.Лифляндская	0,959	0,903	1,000	0,673	0	
6.Курляндская	0,906	0,855	0,948	0,632	0,063	0

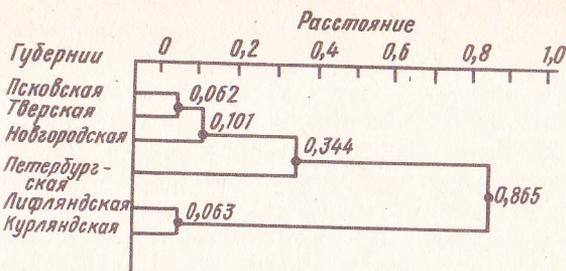


Рис. 1. Дерево иерархической классификации (дендрограмма). Группировка 6 северозападных губерний России по значениям двух признаков

ну группу объекты 3 и 1 (Тверскую и Псковскую губернии). Вычеркнув из матрицы расстояний 3-ю строку и 3-й столбец и определив новые значения 1-й строки и 1-го столбца, переходим ко второму шагу алгоритма. Теперь уже минимальным будет расстояние между 5-м и 6-м объектами ( $d_{5,6} = 0,063$ ), следовательно, в одну группу объединяются Курляндская и Лифляндская губернии и т.д. Действуя таким образом, на третьем шаге ( $D_{pq} = 0,101$ ) объединим в одну группу объекты 1, 3 и 2 (т.е. к Псковской и Тверской губерниям присоединится Новгородская); на четвертом шаге в эту группу будет включена и Петербургская губерния ( $D_{pq} = 0,344$ ), а на последнем, пятом, шаге алгоритма все 6 губерний будут объединены в одну общую группу.

Результаты построения данной классификации могут быть компактно представлены в виде дендрограммы (рис. 1). Число, стоящее у каждого узла дерева, показывает расстояние между объединяющимися на данном шаге кластерами. Анализируя структуру полученной классификации, можно видеть, что при

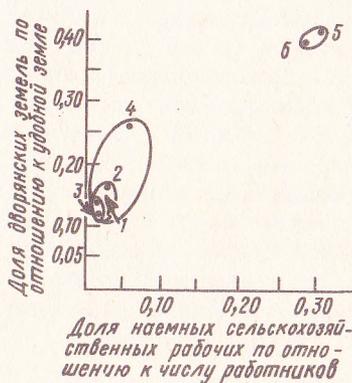


Рис. 2. Диаграмма распределения объектов в поле двух признаков (1 - Псковская, 2 - Тверская, 3 - Новгородская, 4 - Петербургская, 5 - Лифляндская, 6 - Курляндская губернии)

учете двух выбранных показателей рассматриваемые 6 губерний могут быть разделены на группы (1+4) и (5,6); при этом можно детализировать структуру каждой группы. Так, например, группа (1+4) состоит из весьма близких объектов 1, 2 и 3 (максимальное расстояние  $d_{2,3} = 0,126$ ) и относительно удаленного от них объекта 4 (минимальное расстояние от этого объекта до объектов из группы (1-3) равно  $d_{2,4} = 0,276$ ). При более детальной классификации (на 3 кластера), как показывает рис. 1, выделяются группы (1-3), (4), (5,6).

Простота рассмотренного примера позволяет дать геометрическую интерпретацию структуры распределения объектов в пространстве двух признаков. На диаграмме (рис. 2) изображены 6 точек, соответствующие 6 объектам (губерниям), заданным значениями этих двух признаков. В данном случае классификация объектов может быть легко получена "на глаз", путем визуального выделения скоплений, групп близко расположенных точек на плоскости двух параметров. Однако при большом числе признаков и объектов такая геометрическая интерпретация структуры не может быть получена принципиально, поэтому в типологических задачах большой размерности необходимо использование методов автоматической классификации и ЭВМ. Построение с помощью кластерного анализа классификации 50 объектов в 19-мерном пространстве признаков требует выполнения десятков и сотен тысяч вычислительных операций, и решить эту задачу без ЭВМ невозможно.

Построенную с помощью кластерного анализа группировку объектов можно рассматривать в типологическом аспекте, если содержательный анализ полученных результатов позволяет указать качественные и количественные особенности выделенных групп - кластеров.

## § 2. Общая типология аграрного строя Европейской России на рубеже XIX-XX вв.

Структура общей аграрной типологии губерний Европейской России представлена (рис. 3, таблица 4) кластерами (группами, включающими наиболее сходные по общему облику аграрного развития губернии) и схемой связи групп по их близости друг к другу. Совокупное (по 19 признакам) сходство губерний в кластере и самих кластеров характеризуется "расстояниями".

Так, число 0,15, стоящее около кластера I, показывает, что формирование этой группы, содержащей 3 губернии, завершилось при расстоянии, равном 0,15 по отношению к максимальному расстоянию между любыми двумя губерниями (в данном случае наибольшим в 19-мерном пространстве признаков было расстояние между Архангельской и Таврической губерниями).

Пространственная структура системы аграрных отношений Европейской России на рубеже XIX–XX вв. характеризуется совокупностью групп губерний, в каждую из которых входили сходные по аграрному облику губернии. Таких групп 15.

Общая типология аграрного развития позволяет выделить макротипы, которые или включают по нескольку микрокластеров, или представлены отдельными кластерами, не входящими в группы сходных кластеров. Эту картину четко определяет схема связи микрокластеров по близости их аграрного облика.

Аграрное развитие Европейской России на рубеже XIX–XX вв. можно характеризовать наличием 5 типов. Так как группы губерний, составляющие типы, образуют определенные регионы, включающие территориально-смежные губернии, будем пользоваться терминологией, которая отражает природно-географические свойства типов.

Один, территориально наиболее обширный тип представляют губернии, вошедшие в первые 5 кластеров. Эти группы губерний близки по своему облику, и все 5 микрокластеров сходятся в один макрокластер при относительно небольшом межкластерном "расстоянии" (0,30). Этот макротип включает 19 губерний нечерноземной полосы, от западных до приуральских включительно. Правда, сюда входят Волынская, Черниговская и Уфимская губернии, которые обычно включают в Черноземную зону, и не входят прибалтийские и столичные (Петербургская и Московская) губернии. Эту совокупность групп губерний можно назвать *нечерноземным* типом аграрного развития.

Другой тип образовали 16 средне-южно-черноземных губерний, объединенных в VI–XI кластерах. Близость их также выражается очень тесным межкластерным расстоянием (0,26). Этот тип охватывал обширную территорию Черноземной зоны, простирающуюся от Средней Волги до Бессарабии и Подольи.

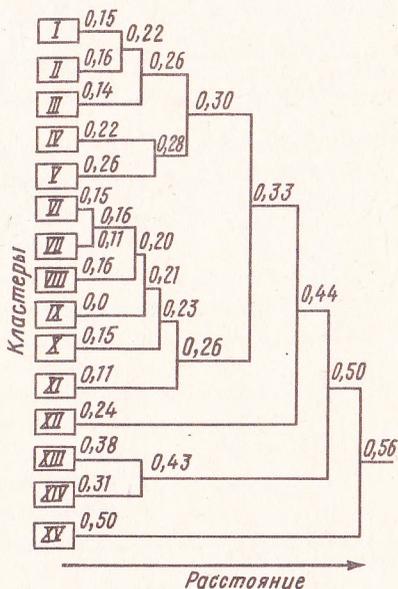


Рис. 3. Иерархическая схема аграрной типологии губерний Европейской России на рубеже XIX–XX вв.

Таблица 4

Состав кластеров\*  
 (общая аграрная типология аграрного строя  
 Европейской России на рубеже XIX–XX вв.)

Кластеры	I	II	III	IV
Губернии	Владимирская Костромская Ярославская	Новгородская Псковская Тверская Вологодская	Виленская Гродненская Минская Витебская	Калужская Черниговская Вольнская Могилевская Смоленская
Кластеры	V	VI	VII	VIII
Губернии	Вятская Уфимская Пермская	Тульская Тамбовская Курская Орловская Пензенская	Воронежская Саратовская	Рязанская Харьковская Полтавская
Кластеры	IX	X	XI	XII
Губернии	Бессарабская	Казанская Симбирская Нижегород- ская	Киевская Подольская	Московская Петербург- ская
Кластеры	XIII	XIV	XV	
Губернии	Херсонская Екатерино- славская Таврическая Донская	Самарская Оренбургская	Лифляндская Курляндская  Ковенская Эстляндская	

\* Губернии Астраханская, Олонеккая, Архангельская в состав кластеров не входят.

Сюда входила и принадлежащая к Нечерноземью Нижегородская губерния, составляющая вместе с Казанской и Симбирской губерниями один микрокластер. Всю эту совокупность губерний можно назвать *среднечерноземным* типом аграрного развития.

Следующий, *южностепной*, тип включал 6 южных и юго-восточных степных губерний, входивших в XIII и XIV кластеры и охвативших территорию от Бессарабии до Казахстана.

Еще один, *прибалтийский*, тип аграрного развития включает 4 губернии, составляющие XV кластер.

Наконец, *столичный* тип аграрного развития представлен Петербургской и Московской губерниями (XII кластер). Сходство их аграрного облика весьма значительное ("расстояние" - 0,24).

Астраханская, Олонейкая и Архангельская губернии не вошли ни в один из кластеров, остались "в стороне" от основных классификационных групп. Каждая из этих губерний связана с общей системой аграрных отношений, но на весьма большом "расстоянии" (0,53 + 0,79). Однако в силу крайнего положения и несущественного влияния на сельскохозяйственное производство эти губернии не оказывали заметного воздействия на общую картину аграрного строя Европейской России.

Характеризуя типологию аграрного развития губерний, полученную с помощью кластер-анализа, необходимо показать, в какой мере губернии, образующие каждый из выявленных типов, действительно внутренне однородны и в какой мере губернии из разных групп обладают качественными и количественными особенностями в плане их производственно-экономических и социально-экономических характеристик.

\* \* \*

Анализ степени однородности аграрной структуры губерний, представлявших каждый из выявленных типов, будем проводить с помощью коэффициента вариации  $V$ . В таблице 5 приводятся значения этих коэффициентов по всем кластерам и типам (группам кластеров) для каждого из 19 показателей.

Напомним, что чем ближе к нулю значение  $V$ , тем выше степень однородности (по рассматриваемому признаку) соответствующей совокупности, т.е. в нашем случае губерний, образующих кластеры. Совокупность принято считать достаточно однородной, если коэффициент вариации не превосходит 30-50%. Некоторое представление о степени однородности выявленных групп в целом, с учетом всех 19 признаков, дает среднее по 19 признакам значение коэффициента вариации (будем обозначать его  $\bar{V}$ ).

По выделенным типам аграрного развития, т.е. нечерноземному (группы губерний I-V), среднечерноземному (VI-XI), южнестепному (XIII-XIV), прибалтийскому (XV) и столичному (XII) (таблица 5) средняя вариация признаков  $\bar{V}$  не выходила за указанные пределы, что свидетельствует об однородности в целом губерний каждого типа. Средняя вариация  $\bar{V}$  в нечерноземном (35,3%) и степном (31,5%) типах заметно выше, чем в среднечерноземном (24,1%). Наибольшей однородностью отличались губернии прибалтийские ( $\bar{V}=20,6\%$ ) и столичные (16,4%). Высокая степень сходства губерний, сос-

Степень однородности общей аграрной структуры групп губерний  
Европейской России на рубеже XIX—XX вв.

Таблица 5

№	Показатели	Вариация показателей по группам губерний, %									
		I	II	III	IV	V	I-V	VI	VII	VIII	
1	Доля наемных сельскохозяйственных рабочих, % к местным работникам	21,1	21,1	14,8	18,0	19,1	39,4	10,8	37,3	42,8	
2	Земельный надел на душу, дес.	3,2	28,4	11,8	7,5	5,7	42,9	8,8	0,4	14,6	
3	Доля дворянских земель в удобной земле, %	9,1	56,6	16,3	31,4	66,2	61,5	15,1	4,2	16,9	
4	Отношение проданных частновладельческих земель к общей их площади, %	10,6	13,9	41,5	22,9	44,1	30,2	7,0	18,0	19,9	
5	Отношение арендованной крестьянами земли к наделной земле, %	17,3	57,7	34,9	60,4	39,7	74,3	7,8	16,7	51,0	
6	<i>На душу населения:</i> лошадей	11,0	8,1	10,4	6,7	33,3	26,4	5,0	2,2	12,0	
7	продуктивного скота	11,6	8,4	12,5	15,0	7,7	16,2	8,4	7,8	11,4	
8	посевов, дес.	8,6	6,6	5,1	11,1	19,2	18,8	4,6	8,9	9,1	
9	сборов хлеба, пудов	10,6	5,7	6,3	6,9	15,8	18,2	8,6	4,5	5,4	
10	Урожайность, пудов с дес.	14,3	5,7	2,5	11,8	8,9	12,6	7,3	0,7	8,2	
	<i>На десятину посева:</i>										
11	наемных рабочих	26,8	22,9	14,6	12,7	35,5	32,9	15,0	28,6	47,3	
12	лошадей	9,5	7,5	17,8	13,2	33,8	26,2	8,4	2,2	11,1	
13	продуктивного скота	15,5	10,3	11,4	19,3	24,6	23,3	5,0	2,4	8,4	

В общей числе дворов доля (%):		2,1	5,7	7,9	15,0	1,2	21,0	7,0	3,2	5,4
14	дворов бесплодных и однолошадных	18,2	35,2	30,5	26,7	28,3	82,9	25,1	7,7	27,4
15	дворов с 4 и более лошадыми	6,9	8,3	11,0	17,1	9,6	18,3	12,6	1,0	5,8
16	Поденная плата наемным рабочим, коп.	39,8	43,6	20,7	21,9	2,8	43,7	16,6	14,8	14,8
17	Цена десятины земли, руб.	12,3	50,6	26,3	48,5	61,6	67,5	16,4	3,7	1,0
18	Арендная плата за дес. пашни, руб.	4,1	8,2	3,9	7,9	2,0	13,8	5,8	10,5	4,2
19	Осенние цены ржи, коп. с пуда	13,3	15,3	15,8	19,7	24,2	35,3	10,3	9,2	16,7
	Средняя вариация $\sqrt{\quad}$									

№	Показатели	Вариация показателей по группам губерний, %										По 50 губерниям
		X	XI	У I-XI	XII	XIII	XIV	XV	XIII-XIV	XV		
1	Доля наемных сельскохозяйственных рабочих, % к местным работникам	35,1	8,6	40,9	48,8	39,6	0,9	36,9	22,5	116,9		
2	Земельный надел на душу, дес.	13,2	4,0	23,9	10,0	60,6	48,0	70,9	20,0	94,5		
3	Доля дворянских земель в удобной земле, %	25,8	4,0	31,0	25,6	34,2	31,0	54,6	36,1	63,2		
4	Отношение проданных частновладельческих земель к общей их площади, %	11,9	10,8	18,4	18,0	6,1	38,5	28,6	5,3	29,3		
5	Отношение арендованной крестьянами земли к наделной земле, %	57,6	36,7	44,6	18,0	60,1	84,4	67,9	110,3	105,4		
6	На душу населения лошадей	10,0	10,7	17,2	12,1	14,7	2,0	14,2	9,8	32,1		

Продолжение таблицы 5

№	Показатели	Вариация показателей по группам губерний, %										По 50 губерниям
		X	XI	У I-XI	XII	XIII	XIV	XIII-XIV	XV			
7	продуктивного скота	8,2	3,4	24,5	16,6	39,4	13,4	35,0	5,8	35,7		
8	посевов, дес.	13,9	5,1	17,1	10,0	15,2	10,0	23,6	11,3	43,1		
9	сборов хлеба, пудов	13,2	7,7	12,9	12,9	9,4	7,0	20,0	15,7	32,8		
10	Урожайность, пудов с дес. <i>На десятину посева:</i>	2,2	0,6	13,4	1,7	7,9	5,5	9,0	13,1	18,4		
11	наемных рабочих	42,7	13,2	43,3	29,2	12,2	7,5	18,0	22,4	126,2		
12	лошадей	5,5	0,3	13,8	4,5	8,8	6,1	25,4	3,5	42,0		
13	продуктивного скота <i>В общем числе дворов доля (%):</i>	8,7	11,5	18,0	1,8	36,4	25,0	33,5	9,5	52,0		
14	дворов безлошадных и однолошадных	6,9	9,6	14,0	2,2	13,8	9,0	12,4	19,4	23,0		
15	дворов с 4 и более лошадьми	22,8	13,9	50,8	15,2	28,0	15,1	28,1	51,2	89,2		
16	Поленная плата наемным рабочим, коп.	9,5	5,3	14,3	8,9	9,0	4,1	19,2	11,0	22,6		
17	Цена десятины земли, руб.	17,4	11,9	27,9	43,6	19,2	34,3	49,8	5,2	57,4		
18	Арендная плата за дес. пашни, руб.	14,1	5,2	20,2	19,1	11,8	50,0	33,3	15,1	60,1		
19	Осенние цены ржи, коп. с пуда	6,2	2,8	12,4	13,5	6,6	14,9	17,7	4,5	17,9		
Средняя вариация $\bar{V}$		17,1	8,7	24,1	16,4	22,8	21,4	31,5	20,6	55,9		

тавлявших типы аграрного развития, станет еще очевиднее, если учесть, что средняя вариация  $V$  по 50 губерниям для каждого из 19 показателей гораздо больше, чем для 5 рассматриваемых групп. Совокупности губерний, которые мы определили как типы аграрного развития Европейской России на рубеже XIX—XX вв., действительно охватывали весьма близкие по аграрному облику губернии. Понятно, что однородность губерний, входивших в микрокластеры (образовавших соответствующие подтипы), еще более высокая. Средние коэффициенты вариации во всех микрокластерах значительно ниже, чем в макрокластерах.

Анализ степени однородности групп губерний Европейской России позволяет выявить те показатели аграрного развития, по которым дифференциация всех 50 губерний была наибольшей или, наоборот, наименьшей. К числу показателей с наименьшим значением  $V$  относились урожайность и сбор хлебов, цены ржи, поденная плата сельскохозяйственным рабочим, а также обеспеченность продуктивным и рабочим скотом и доля безлошадных и однолошадных дворов. Значение  $V$  для перечисленных показателей не превышает 36%. Большинство этих показателей характеризует производственно-экономические аспекты аграрной структуры. В условиях экстенсивного сельскохозяйственного производства, которое господствовало в России, значения этих показателей определялись в значительной мере природной средой. Поэтому они принадлежат к числу признаков, которые близки в смежных губерниях. Значения коэффициента  $V$  для этих показателей по всем кластерам и типам редко превышают 20%.

50 губерний Европейской России больше всего различались по таким показателям, как доли дворянских и арендуемых земель, численность наемных рабочих и многолошадных крестьян, а также размер земельного надела на душу. Значения этих показателей зависели не столько от климато-географических, сколько от исторических, экономических и социальных условий аграрного развития. Значения  $V$  для этих показателей по 50 губерниям превышают 60%. Так, показатели, характеризующие размах и интенсивность применения наемного труда, характеризуются вариацией, равной 126,2% и 116,9% соответственно. Однако для групп губерний, выявленных с помощью кластер-анализа, значения  $V$  для этих двух признаков не превышают 49%, а для большинства кластеров  $V \leq 30\%$ . Таким образом, даже по тем показателям, для которых вариация наиболее высока, полученные группы губерний являются достаточно однородными.

\* \* \*

\*

Раскрыть внутреннюю суть и специфику выявленных общих

Таблица 6

Характер общей аграрной типологии губерний Европейской России на рубеже XIX-XX вв.

№	Показатели	Средние значения показателей по группам губерний								
		I	II	III	IV	V	I-V	VI	VII	VIII
1	Доля сельскохозяйственных наемных рабочих, % к местным работникам	3,0	3,0	6,0	3,0	2,0	4,0	2,0	2,0	3,0
2	Земельный надел на душу, дес.	1,6	2,1	1,1	1,1	2,9	1,7	1,2	1,6	1,1
3	Доля дворянских земель в удобной земле, %	12,0	11,0	41,0	25,0	13,0	21,0	23,0	19,0	21,0
4	Отношение проданных частновладельческих земель к общей их площади, %	31,0	38,0	34,0	38,0	28,0	34,0	28,0	36,0	37,0
5	Отношение арендованной крестьянами земли к наделной земле, %	11,0	13,0	4,0	15,0	5,0	10,0	19,0	24,0	21,0
<i>На душу населения:</i>										
6	лошадей	0,16	0,21	0,17	0,26	0,25	0,21	0,25	0,25	0,18
7	продуктивного скота	0,34	0,47	0,48	0,41	0,47	0,44	0,31	0,49	0,36
8	посевов, дес.	0,58	0,50	0,62	0,60	0,78	0,61	0,88	0,98	0,80
9	сборов хлеба, пудов	26,3	21,7	24,5	26,2	34,3	26,2	39,3	36,0	33,4
10	Урожайность, пудов с дес.	46,1	44,7	37,0	40,7	45,5	42,4	45,0	39,1	44,7
<i>На десятину посева:</i>										
11	наемных рабочих	0,03	0,03	0,04	0,03	0,02	0,03	0,02	0,01	0,02
12	лошадей	0,25	0,36	0,23	0,36	0,23	0,29	0,20	0,17	0,17
13	продуктивного скота	0,67	1,04	0,89	0,75	0,66	0,81	0,38	0,55	0,51

14	В общем числе дворов доля (%):	82,0	66,0	68,0	46,0	55,0	62,0	56,0	72,0
	дворов безлошадных и однолошадных								
15	дворов с 4 и более лошадьми	1,0	3,0	3,0	12,0	12,0	7,0	10,0	4,0
16	Поденная плата наемным рабочим, коп.	54	42	35	42	39	42	47	51
17	Цена десятины земли, руб.	38,0	29,8	47,3	67,4	29,0	44,5	111,2	123,0
18	Арендная плата за дес. пашни, руб.	2,1	2,7	3,5	6,7	3,3	3,9	12,0	9,4
19	Осенние цены ржи, коп. с пуда	61	72	64	59	48	61	50	53

Продолжение таблицы 6

№	Показатели	Средние значения показателей по группам губерний								По 50 губерниям
		X	XI	VI-IX	XI	XIII	XIV	XIII-XIV	XV	
1	Доля сельскохозяйственных наемных рабочих, % к местным работникам	2,0	3,0	3,0	5,0	6,0	4,0	5,0	25,0	5,0
2	Земельный надел на душу, дес.	1,4	0,65	1,2	1,4	2,2	5,0	3,1	1,3	1,8
3	Доля дворянских земель в удобной земле, %	13,0	34,0	22,0	21,0	16,0	5,0	13,0	42,0	21,0
4	Отношение проданных частновладельческих земель к общей их площади, %	31,0	29,0	31,0	34,0	34,0	43,0	37,0	54,0	33,0
5	Отношение арендованной крестьянами земли к надельной земле, %	13,0	7,0	17,0	18,0	29,0	22,0	27,0	40,0	17,0

Продолжение таблицы 6

Показатели	Средние значения показателей по группам губерний										По 50 губер- ниям
	X	XI	УТ-XI	XII	XIII	XIV	XIII-XIV	XV			
<i>На душу населения:</i>											
6 лошадей	0,20	0,18	0,22	0,11	0,33	0,39	0,35	0,21	0,22		
7 продуктивного скота	0,27	0,24	0,33	0,12	0,65	0,56	0,62	0,55	0,43		
8 посевов, дес.	0,81	0,55	0,83	0,39	1,60	1,04	1,41	0,65	0,75		
9 сборов хлебов, пудов	31,3	30,3	37,1	8,9	47,5	31,8	42,3	34,8	30,1		
10 Урожайность, пудов, дес.	40,4	58,3	45,0	45,6	36,4	32,5	35,1	56,6	43,8		
<i>На десятину посева:</i>											
11 наемных рабочих	0,02	0,03	0,02	0,05	0,02	0,02	0,02	0,22	0,04		
12 лошадей	0,19	0,25	0,19	0,57	0,17	0,27	0,20	0,30	0,27		
13 продуктивного скота	0,36	0,50	0,45	0,74	0,50	0,60	0,53	1,09	0,74		
<i>В общем числе дворов доли (%):</i>											
14 дворов безлошадных и однолошадных	70,0	62,0	62,0	77,0	40,0	39,0	40,0	46,0	59,0		
15 дворов с 4 и более лошадьми	4,0	4,0	7,0	2,0	21,0	30,0	24,0	21,0	10,0		
16 Поденная плата наемным рабочим, коп.	39	38	45	56	73	49	65	44	47		
17 Цена десятины земли, руб.	62,3	138,5	106,8	113,5	120,0	33,5	91,2	70,5	73,1		
18 Арендная плата за дес. пашни, руб.	7,6	12,6	10,5	2,1	7,3	4,0	6,2	6,3	6,3		
19 Осенние цены ржи, коп. с пуда	60	55	54	74	66	47	60	70	61		

типов аграрного развития можно, опираясь на средние значения показателей, характеризующих эти типы (таблица 6).

Для нечерноземного типа аграрного развития (кластеры I-U) характерны низкий уровень земледелия (наименьшие по сравнению с другими типами, кроме столичного, посевы и сборы хлебов) и относительно высокий уровень интенсификации скотоводства (наибольшее, кроме Прибалтики, количество продуктивного скота на десятину посевов). В этой зоне были самые низкие цены на землю, наименьший размах аренды и самая невысокая арендная плата. Размах и интенсивность применения наемного труда здесь меньше, чем в среднем по Европейской России, но заметно выше, чем в среднечерноземной полосе.

Среднечерноземный тип (группы VI-XI) губерний отличался самыми низкими размерами наделов и наиболее высокими ценами на землю и арендной платой за нее. В этих губерниях было развито земледелие (самые высокие, исключая степную зону, размеры посевов и сборов хлебов и самые низкие цены на хлеб), а общий уровень и интенсивность продуктивного животноводства отличались самыми низкими показателями в Европейской России. Для этой зоны характерны наименьший размах и интенсивность применения в сельском хозяйстве наемного труда.

Нечерноземная и среднечерноземная зоны имели высокую долю беднейших и низкую долю зажиточных крестьянских хозяйств.

Степной тип (группы XIII-XIV) губерний охватывает зону самых больших земельных наделов и распространения аренды, наименьшей доли дворянского землевладения, интенсивной распродажи частновладельческих земель. В производственно-экономическом плане степные губернии характеризуются широким развитием земледелия, наиболее высоким его общим уровнем при экстенсивных методах ведения хозяйства (самые большие размеры посевов и сборов хлебов, самая низкая урожайность), а также самым высоким общим уровнем продуктивного скотоводства (численность скота на душу населения). Степной тип губерний в социальном аспекте отличался широким (по сравнению с нечерноземной и среднечерноземной зонами) применением наемного труда и самой высокой его оплатой, а также самой низкой долей безлошадных и однолошадных крестьян и наиболее высокой долей зажиточных дворов.

Прибалтийскому типу (XV) в сфере земельных отношений были присущи низкий размер надела, широкое распространение аренды, самая высокая доля дворянского землевладения. Прибалтика — район высокой интенсификации сельскохозяйственного производства: здесь самая высокая урожайность и наибольшая численность продуктивного скота на десятину посевов.

Прибалтийский тип губерний отличался самым широким размахом и интенсивностью применения наемного труда, а также высокой долей зажиточного и относительно низкой долей бед-

нейшего крестьянства.

Столичный тип (XII) аграрного развития выделяется широкой продажей земли, высокими ценами на нее и самой низкой арендной платой за пашню, что связано с особенностями сельскохозяйственного производства в губерниях данного типа. Оно характеризовалось крайне низким размахом и уровнем земледелия и наиболее высокими ценами на хлеб, невысоким общим уровнем скотоводства (численность скота на душу населения) при значительной его интенсификации (численность на десятину посевов). Столичный тип аграрного развития отличается сравнительно широким применением наемного труда и высокой оплатой его, наивысшей степенью пролетаризации деревни и наименьшей долей многолошадных дворов.

Таким образом, выявленные основные типы аграрной структуры Европейской России на рубеже XIX–XX вв. имели ясно выраженные присущие им черты земельных отношений, сельскохозяйственного производства и его социально-экономической структуры.

Общая аграрная типология России на рубеже XIX–XX вв. имеет ярко выраженный региональный характер. Все выявленные макро- и микротипы общей аграрной структуры состоят, за отдельными исключениями, из территориально-смежных губерний. Тем самым общая аграрная типология может служить для районирования аграрного развития в эпоху капитализма.

Выявленная методами многомерного анализа крупномасштабная картина общего аграрного типологического районирования в основном своем содержании совпадает с территориальной типологией развития сельскохозяйственного производства в Европейской России в конце XIX в., раскрытой В.И. Лениным. В работе "Развитие капитализма в России" В.И. Ленин, как известно, выделял район торгового зернового хозяйства, в который включал 8 южных степных, нижеволжских и заволжских губерний, район торгового скотоводства, в который входили прибалтийские, западные, северные и промышленные губернии, и среднечерноземную полосу, в основном специализировавшуюся на зерновом производстве, но уступившую в конце XIX в. первенство в производстве товарного хлеба югу и юго-востоку России<sup>10</sup>.

Многомерный анализ позволяет детализировать эту картину. Основное состоит в том, что выявляется принадлежность к особым типам общей аграрной структуры Прибалтики и столичных губерний. Впрочем, специфику этих районов В.И. Ленин отмечал неоднократно~~\*\*\*~~.

---

~~\*\*\*~~ Так, анализируя процесс отвлечения населения от земледелия к промышленности, В.И. Ленин в работе "Развитие капитализма в России" вводит в рассмотрение 9 групп губерний и среди них – столичную группу (включающую Московскую и Петербургскую губернии) и прибалтийскую<sup>11</sup>.

Указанная высокая степень единства результатов типизации общей аграрной структуры губерний Европейской России в эпоху капитализма еще раз показывает, что в конкретно-методологическом аспекте при типизации решающее значение имеет весомость, содержательная значимость признаков, на основе которых выявляются типы. При наличии интегральных, обобщающих показателей картина типизации может быть глубоко раскрыта и при небольшом наборе признаков. Такие показатели при ограниченных источниковых возможностях и удалось выделить В.И.Ленину. Полученные В.И.Лениным итоги имеют непреходящую методологическую и методическую значимость при изучении общей производственно-экономической типологии аграрного строя России.

Таким образом, при крупномасштабном, в пределах Европейской России, изучении аграрного развития соответствующий анализ целесообразно вести по указанным макротипологическим районам — нечерноземному, среднечерноземному, степному, прибалтийскому, столичному и северному. При этом региональный подход будет фактически совпадать с типологическим.

Однако изучение аграрного развития в масштабе Европейской России и особенно региональный его анализ, который занимает ведущее место в исторических исследованиях, могут потребовать более детального районирования, т.е. выделения более мелких регионов.

Выявленная по 19 показателям аграрная типология стала основой аграрного районирования Европейской России на рубеже XIX—XX вв. В состав выявленных 16 регионов входят не просто смежные, но однотипные по аграрному облику регионы<sup>12</sup>. Районирование, основанное на многомерном анализе, позволяет решить спорные вопросы, связанные с отнесением отдельных губерний в те или иные регионы и внести в принятую картину районирования отдельные коррективы<sup>13</sup>.

### § 3. Социальная типология аграрного строя Европейской России на рубеже XIX—XX вв.

Наряду с общей типологией аграрного строя Европейской России для раскрытия характера буржуазной аграрной эволюции и ее воздействия на другие аспекты общественного развития России большое значение имеет социальная типология.

Для выполнения социальной типологии из 19 показателей, на основе которых анализировалась общая типология, были выделены 8 признаков.

1. Доля наемных сельскохозяйственных рабочих по отношению к местным работникам, %.
2. Число сельскохозяйственных рабочих в расчете на десятину посева.

3. Доля дворянской земли в удобной земле, %.
4. Отношение проданных частновладельческих земель к общей их площади, %.
5. Отношение арендованной крестьянами земли к наделной земле, %.
6. В общем числе дворов доля дворов безлошадных и однолошадных, %.
7. В общем числе дворов доля дворов с 4 и более лошадей, %.
8. Поденная плата сельскохозяйственным рабочим в уборку урожая, коп.

Первые два признака характеризуют размах и интенсивность применения наемного труда. Три следующих показателя также отражают существенные социальные аспекты аграрного строя царской России на рубеже XIX–XX вв. – доля дворянского землевладения, которое было основой экономического могущества помещиков и сохранения феодально–крепостнических пережитков, подвижность земельного фонда (продажа и аренда земли), возрастающая по мере развития аграрного капитализма. Соотношение безлошадных и однолошадных дворов и дворов многолошадных показывает особенности пролетаризации и обуржуазивания крестьянства. Как известно, развитию аграрного капитализма был присущ преимущественный рост численности в одних местностях сельских пролетариев, а в других – буржуазии. Наконец, высота заработной платы сельскохозяйственных рабочих также представляет важный показатель развития аграрного капитализма и тех условий, которые создавало это развитие для непосредственных производителей.

Многомерная классификация 50 губерний в пространстве 8 указанных признаков приводит к выявлению типов социальной структуры аграрного строя губерний Европейской России на рубеже перехода к империализму (рис. 4).

Начнем наш обзор с типа, который объединял губернии, вошедшие в IV–VI кластеры, так как такое рассмотрение позволяет более последовательно выявить географию всех типов.

В состав 3 кластеров входят 11 губерний (таблица 7). Из 11 губерний, представлявших тип, состоящий из IV–VI кластеров, 8 губерний образовывали регион в составе 7 центрально–нечерноземных губерний и Рязанской губернии. Кроме того, этот тип включил Петербургскую и Полтавскую губернии, составлявшие один подтип (VI кластер), и Харьковскую губернию (IV кластер). С учетом того, что в исследуемый тип входили самые развитые в промышленном отношении губернии, назовем его *промышленным* типом социальной аграрной структуры.

Другой тип охватывал 15 губерний I–III кластеров (таблица 8).

В пределах отдельных кластеров губернии не образовывали единых регионов. Но 12 губерний этих кластеров составляли

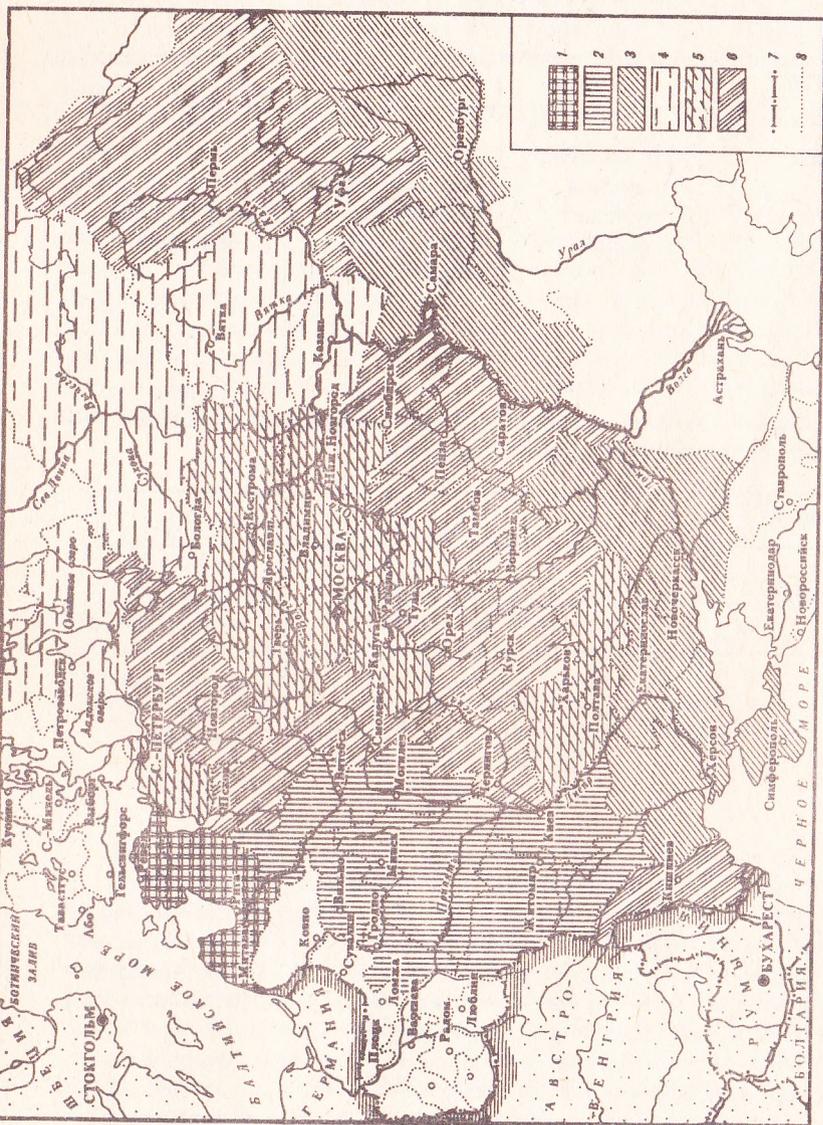


Рис. 4. Социальная аграрная типология губерний Европейской России на рубеже XIX-XX вв.:  
 1 - помещицкий прибалтийский тип, 2 - помещицкий западный тип, 3 - крестьянский степной тип,  
 4 - крестьянский северо-восточный тип, 5 - помещицье-крестьянский промышленный тип,  
 6 - помещицье-крестьянский земледельческий тип, 7 - границы государствен, 8 - границы губерний

Таблица 7

Губернии, входящие в состав промышленного типа  
социальной аграрной структуры

Кластеры	IV	V	VI
Губернии	Харьковская Рязанская Калужская Тверская	Ярославская Владимирская Московская Костромская Нижегородская	Петербургская Полтавская

Таблица 8

Губернии, входящие в состав внутреннеземледельческого  
типа социальной аграрной структуры

Кластеры	I	II	III
Губернии	Псковская Новгородская Симбирская Пензенская Орловская	Бессарабская Пермская Черниговская Уфимская	Тамбовская Воронежская Курская Саратовская Тульская Смоленская

обширный регион. Весьма любопытна его география. Этот регион в виде подковы охватывал 8 центральных губерний первого типа, отсекая от них Петербургскую губернию на севере, Полтавскую и Харьковскую на юге. Кроме того, этот тип включал Уфимскую и Пермскую губернии на востоке и Бессарабскую на юго-западе. Данный тип можно назвать *внутреннеземледельческим* типом социальной аграрной структуры.

Особый тип составляли губернии VII кластера (Олонекская, Вологодская, Вятская, Казанская). Они образовывали единый регион, который замыкал кольцо вокруг центрально-промышленных губерний на северо-востоке. Определим его как *северо-восточный* тип социальной аграрной структуры.

Следующий тип включал 8 губерний VIII-IX кластеров, образовывавших единый регион, простиравшийся от Витебской губернии на севере до Подольской на юге (таблица 9). 8 губерний VIII-IX кластеров можно отнести к *западному* типу социальной аграрной структуры. 6 южных и юго-восточных гу-

берний (Донская, Екатеринославская, Таврическая, Херсонская, Самарская и Оренбургская), составлявших XI кластер, представляли *степной* тип социальной аграрной структуры.

Три губернии XII кластера (Курляндская, Лифляндская и Эстляндская) образовали *прибалтийский* тип социальной аграрной структуры.

Что касается Архангельской, Астраханской и Ковенской губерний, то они не вошли в состав типологических групп в силу своей специфики по ряду показателей.

Как видим, пространственная картина социальной аграрной типологии имеет отличия от общей аграрной типологии. Основное, на что здесь следует обратить внимание, — это отсутствие последовательной зависимости социальных типов аграрной структуры от природной среды. В отдельные типы здесь входили черноземные и нечерноземные, северные и южные губернии. Это вполне понятно, так как социальная типология определялась прежде всего факторами общественными.

Таблица 9

Губернии, входящие в состав западного типа социальной аграрной структуры

Кластеры	УШ	ІХ
Губернии	Киевская, Гродненская, Подольская, Виленская, Витебская, Минская	Могилевская, Волынская

Степень внутренней однородности всех выявленных социальных типов аграрной структуры, кроме северо-восточного, была весьма высокой (см. таблица 10). Средние значения коэффициентов вариации в промышленном (IV—VI группы), внутреннеземледельческом (I—III), западном (УШ—ІХ), степном (XI) и прибалтийском (XII) типах колебались от 25 до 33%, т.е. были достаточно низкими. На северо-востоке различия были большими (средний коэффициент вариации равнялся 54,6%), но и их нельзя считать радикальными.

Наименьшими по всем кластерам были различия между губерниями в размерах зарплаты сельскохозяйственных рабочих, в удельном весе безлошадных и однолошадных дворов, в доле проданной частновладельческой земли, а также, исключая северо-восток, в интенсивности применения наемного труда (численность наемных рабочих на десятину посева) и удельного веса дворянского землевладения. Наименьшей была однородность

Таблица 10

Степень однородности социальной аграрной структуры группы губерний Европейской России на рубеже XIX--XX вв.

Группы губерний	Вариация показателей, %							в общем числе дворов		поленная плата наем- ным рабочим, коп.
	сельскохоззяйствен- ные наемные рабо- чие		Доля дворян- ских земель в удобной земле, %	отношение проданных частновла- дельческих земель к общей их площади, %	отношение арендованной земли к на- дельной, %	доля, %		с 4 и более лошадьми		
	% к рабо- тникам	на дес. посева				безлошад- ных и од- ношад- ных				
I	15,9	27,2	18,6	15,7	22,1	4,7	35,1	2,5		
II	27,9	25,0	20,6	12,3	44,2	3,9	26,9	4,3		
III	27,4	38,7	18,0	24,8	21,4	10,4	17,7	7,6		
I-III	32,5	33,0	20,1	19,2	39,6	10,3	37,0	11,6		
IV	14,7	38,8	17,2	22,2	38,3	7,2	32,3	4,4		
V	21,7	25,9	12,8	8,2	33,6	2,9	56,6	12,2		
VI	18,2	25,0	1,8	5,0	39,0	1,3	11,1	4,1		
IV-VI	44,1	44,6	29,8	20,0	46,2	9,8	59,6	9,4		
VII	36,9	70,6	105,9	62,4	72,7	9,8	65,7	12,9		
VIII	28,4	21,9	16,0	37,1	44,6	9,5	30,7	10,2		
IX	0,6	5,0	1,8	20,5	24,7	5,6	2,9	12,7		

УИІ-ІХ	31,2	23,9	14,8	33,8	45,2	20,8	85,4	10,9
ХІ	36,9	18,0	54,6	28,6	67,9	12,4	28,1	19,2
ХІІ	22,5	15,2	26,3	0,0	89,4	20,1	49,8	6,1
По 50 губерниям	116,9	126,2	63,2	29,3	105,4	23,0	89,2	22,6

выявленных типов в распространении аренды (что частично может быть обусловлено невысокой точностью данных о ней) и удельном весе многолошадных дворов.

Следовательно, в целом выявленные типы включали весьма сходные по социальному аграрному облику губернии.

\* \* \*

Специфику выявленных типов социальной аграрной структуры достаточно отчетливо характеризуют средние значения отобранных 8 показателей (см. таблицу 11). Что касается размаха и интенсивности применения в сельском хозяйстве наемного труда, то наибольшими они были в прибалтийском (ХІІ группа губерний) и западном (УІІІ-ІХ группы) типах социальной структуры, а наименьшими в северо-восточном и внутреннеземледельческом типах. В двух "внутренних" группах губерний при одинаковом размахе применения наемных рабочих (3% к числу работников) интенсивность его применения в промышленном типе (ІУ-УІ группы) значительно выше, чем в земледельческом (І-ІІІ группы).

Удельный вес дворянского землевладения был особенно высоким в прибалтийском и западном типах социальной структуры (49 и 38% в общей площади удобных земель). Наименьшей доля дворянского землевладения была в северо-восточном (3%) и степном (1,3%) типах. Обратим внимание на резкие различия между указанными типами в очень важном аспекте социальной аграрной структуры. Удельный вес дворянского землевладения во внутренних типах примерно одинаковый; по этому показателю внутренние типы ближе к степному региону, чем к западному и прибалтийскому. По доле проданных частновладельческих земель все типы примерно равны. Арен-

Таблица 11

Характер социальной аграрной типологии губерний  
Европейской России на рубеже XIX-XX вв.

Группы губерний	Средние значения показателей						отношение арендованной земли к наделной, %	в общем числе дворов доля, %	в безлошадных и однолошадных	поденная плата наемным рабочим, коп.
	сельскохозяйственные наемные рабочие		доля дворянских земель в удобной земле, %	отношение проданных частновладельческих земель к общей их площади, %	отношение арендованной земли к наделной, %	в общем числе дворов доля, %				
	% к работникам	на дес. посева								
I	3,0	0,02	18,0	35,0	17,0	61,0	6,0	40		
II	4,0	0,02	20,0	34,0	10,0	52,0	12,0	42		
III	2,0	0,02	21,0	34,0	23,0	53,0	12,0	50		
I-III	3,0	0,02	20,0	34,0	18,0	55,0	10,0	45		
IV	2,0	0,02	16,0	32,0	15,0	66,0	5,0	52		
V	3,0	0,03	14,0	31,0	13,0	80,0	2,0	53		
VI	6,0	0,05	26,0	43,0	24,0	77,0	3,0	49		
IV-VI	3,0	0,03	17,0	34,0	16,0	74,0	3,0	52		
VII	2,0	0,02	3,0	22,0	2,0	67,0	4,0	38		
VIII	5,0	0,04	38,0	32,0	5,0	66,0	3,0	36		
IX	3,0	0,03	35,0	39,0	8,0	40,0	15,0	36		

VIII-IX	5,0	0,04	38,0	34,0	6,0	60,0	6,0	36
XI	5,0	0,02	13,0	33,0	27,0	40,0	24,0	65
XI	26,0	0,24	49,0	60,0	52,0	43,0	23,0	47
По 50 губерниям	5,0	0,04	21,0	33,0	17,0	59,0	10,0	47

да земли крестьянами имела наиболее широкий размах в прибалтийском и степном типах и наименьший — в северо-восточном и западном регионах. "Внутренние" типы в этом аспекте занимали промежуточное положение.

Самой высокой доля зажиточных и самой низкой доля беднейших хозяйств были в прибалтийском и степном типах и, наоборот, наименьшей долей зажиточных и наибольшей беднейших хозяйств отличался промышленный тип социальной аграрной структуры. По этим показателям к промышленному типу приближался северо-восток. Самый высокий уровень зарплаты сельскохозяйственных рабочих был в степном регионе, а самый низкий — в западном и северо-восточном регионах.

Общий характер соотношения выявленных типов социальной аграрной структуры показывает, что существует промежуточное по всем аспектам (исключая долю беднейших и зажиточных крестьян в промышленном типе) положение двух типов (промышленного и земледельческого) социальной аграрной структуры. Полюсы представлены, с одной стороны, прибалтийским и степным, а с другой стороны, западным и северо-восточным типами. Однако эти типы представляли полюса далеко не по одним и тем же аспектам.

В статье И.Д.Ковальченко и Л.И.Бородкина показано, что наиболее существенные различия в социальной аграрной структуре губерний Европейской России связаны с двумя типами буржуазной эволюции — помещичьим ("прусским") и крестьянским ("американским"). Эти типы (пути) могли выступать как в чистом виде, так и переплетаясь в тех или иных комбинациях<sup>14</sup>.

Выявленные типы социальной аграрной структуры Европейской России на рубеже XIX-XX вв. представляют

различные вариации помещичьего и крестьянского путей буржуазной аграрной эволюции.

Прибалтийский и западный типы были разновидностями буржуазной аграрной эволюции, в которой доминировало помещичье хозяйство. Степной и северо-восточный типы выражают буржуазную аграрную эволюцию, в которой господствовало крестьянское хозяйство.

Доминирование в указанных регионах помещичьего и крестьянского путей буржуазной аграрной эволюции не следует понимать таким образом, что в прибалтийском и западном типах аграрный капитализм развивался лишь в "прусском", а в степном и северо-восточном типах лишь в "американском" вариантах. В.И. Ленин подчеркивал, что "две струи аграрной эволюции имеются... налицо повсюду", где "существует рядом помещичье и крестьянское хозяйство"<sup>15</sup>.

Наиболее ярко переплетение двух путей буржуазной аграрной эволюции проявлялось во "внутренних", промышленном и земледельческом, типах социальной аграрной структуры, о чем свидетельствует их промежуточное положение между типами, выражающими развитие аграрного капитализма на основе помещичьего и крестьянского хозяйств. Преобладающей здесь была тенденция развития аграрного капитализма под воздействием помещичьего хозяйства, особенно в земледельческом типе. Однако весьма явственно проявлялась и крестьянская разновидность буржуазной аграрной эволюции.

Как видим, многомерный количественный анализ социальной аграрной структуры приводит к подтверждению реального существования в буржуазной аграрной эволюции двух ее кардинальных типов, или путей, и рисует картину их конкретных разновидностей и соотношения в различных местностях Европейской России на рубеже XIX-XX вв. В эту картину следует внести одно частное уточнение. Мы уже отмечали, что Ковенская, Астраханская и Архангельская губернии не вошли ни в одну из выявленных типологических групп. Очевидно, что Ковенская губерния принадлежала к помещичьему типу буржуазной аграрной структуры, к ее западному варианту, хотя по некоторым признакам (прежде всего, применение наемного труда) она тяготела к прибалтийскому варианту этой структуры. Астраханская губерния относилась к крестьянскому типу и имела сходство в одних аспектах с северо-восточным, а в других — со степным вариантом этого типа. К северо-восточному варианту крестьянского типа буржуазной аграрной структуры принадлежала и Архангельская губерния, не вошедшая ни в один кластер.

Таким образом, социальную аграрную структуру Европейской России на рубеже XIX-XX вв. можно рассматривать в масштабе губерний по соотношению помещичьего ("прусского") и крестьянского ("американского") типов буржуазной аграрной эволюции (таблица 12).

Социальное аграрное районирование  
Европейской России на рубеже XIX-XX вв.

Типы и подтипы социальной структуры и образующие их губернии		
<i>Помещичий</i>	Северо-восточный	Земледельческий
Прибалтийский	Архангельская	Новгородская
Эстляндская	Олонекская	Псковская
Лифляндская	Вологодская	Смоленская
Курляндская	Вятская	Орловская
Западный	Казанская	Черниговская
Ковенская	<i>Помещичье-крестьянский</i>	Курская
Гродненская	Промышленный	Тульская
Виленская	Петербургская	Тамбовская
Витебская	Московская	Воронежская
Минская	Владимирская	Симбирская
Могилевская	Нижегородская	Пензенская
Вольнская	Костромская	Саратовская
Киевская	Ярославская	Пермская
Подольская	Тверская	Уфимская
<i>Крестьянский</i>	Калужская	Бессарабская
Южный и Юго-Восточный степной	Рязанская	
Самарская	Харьковская	
Оренбургская	Полтавская	
Астраханская		
Херсонская		
Таврическая		
Екатеринославская		
Донская		

Указанная картина типологического районирования социальной аграрной структуры губерний Европейской России подтверждает ленинскую классификацию русских и левобережных украинских губерний по степени развития в них аграрного капитализма, данную в работе "Развитие капитализма в России". В.И. Ленин, как известно, выделял типы губерний: южные, юго-восточные, среднечерноземные, нечерноземные и прибалтийские<sup>16</sup>. Губернии запада и северо-востока не были у В.И. Ленина предметом анализа, но они, как видим, принадлежат к самостоятельным типам.

Таким образом, и в одном, и в другом случаях выявляются одинаковые типы. Многомерный анализ позволяет уточнить границы этих типов и выявить их связь с путями буржуазной аграрной эволюции.

Выявленная методами многомерного количественного анализа социальная аграрная типология губерний Европейской России на рубеже XIX–XX вв. не только углубляет и конкретизирует имеющиеся представления о ведущих чертах аграрного строя и его социальной структуры, но и может служить основой при анализе других сторон аграрных отношений и общественного развития.

#### § 4. Анализ внутренней структуры типов аграрного развития Европейской России

Дальнейшее уточнение полученной социальной типологии аграрного строя Европейской России может быть связано с выявлением внутренней структуры каждого в отдельности типа и 6 подтипов (см. таблицу 12). Очевидно, каждая типологическая группа содержит губернии, отчетливо выражающие специфические свойства соответствующего типа аграрного развития, а также губернии с менее выраженной принадлежностью к данному типу. При той сложности переплетения двух путей буржуазной аграрной эволюции, которой отличался аграрный строй России на рубеже XIX–XX вв., типы социального аграрного развития не могут быть "чистыми", абсолютно однородными по "облику" входивших в них губерний.

Таким образом, мы приходим к выводу, что наряду с многомерным рассмотрением социальной аграрной структуры губерний Европейской России необходимо учитывать и еще одну их специфику. Она состоит в том, что губернии, принадлежащие к каждому из типов аграрной структуры, могут характеризоваться различной степенью типичности по отношению к соответствующей типологической группе.

Методика определения степени принадлежности губерний к тем или иным типам социальной аграрной структуры может быть основана на использовании концепций теории нечетких множеств. При этом могут возникнуть различные исследовательские задачи. Так, можно изучать вопрос об определении не только степени принадлежности губерний к соответствующему типу, но и об определении степени их сходства с другими типами, т.е. о выявлении "полосы размыва" между типами. Именно такая задача решается в работе И.Д.Ковальченко и Л.И.Бородкина при построении многомерной вероятностной классификации губерний Европейской России по 19 признакам аграрного развития<sup>17</sup>.

Мы поставили здесь другую задачу – определить ядро каждого типа и подтипов социальной аграрной структуры, а также

выявить "окружение" ядра (т.е. набор губерний, характеризующихся меньшей степенью принадлежности к данному типу, меньшей типичностью). Эту задачу можно решать с помощью поискового алгоритма размытой классификации (ПАРК)<sup>18</sup>. Выбор именно данного метода определяется тем, что он позволяет для фиксированного множества объектов определить оптимальные в определенном смысле степени их принадлежности (и непринадлежности) к этому множеству. Исходной информацией в такой задаче служат данные о количественных значениях признаков, характеризующих каждый объект.

Из исходного массива данных, содержащего значения 8 показателей по 50 губерниям, извлекали данные о тех губерниях, которые входят в рассматриваемый тип (подтип) социальной аграрной структуры. Для этой совокупности губерний с помощью алгоритма ПАРК решали задачу определения степеней (весов) их принадлежности к данному типу (т.е. заданное число классов равнялось 1). Ядро типа составляли те губернии, для которых вес принадлежности  $\mu$  к данному классу превышает определенный порог (использовалось пороговое значение  $\mu = 0,50$ ). Вес "непринадлежности" к классу характеризует в данном случае степень нетипичности объекта, его удаленность от "центра" класса в 8-мерном пространстве признаков социальной аграрной структуры губерний.

Так как прибалтийский подтип помещичьего типа социальной аграрной структуры включает всего 3 губернии, задачу выявления ядра отдельно для этого подтипа не рассматривали (определяли ядро для всех 12 губерний помещичьего типа). Таким образом, задачу определения ядра и его окружения решали для 5 групп губерний, соответствующих 4 подтипам и 1 типу социальной аграрной структуры (таблица 13).

Анализ результатов, полученных с помощью алгоритма ПАРК (таблица 13), позволяет сделать некоторые наблюдения.

Ядро губерний помещичьего типа составляют Виленская, Витебская, Волынская, Минская, Киевская (веса их принадлежности к данному типу  $\mu = 1$ ), а также Могилевская и Подольская губернии.

Интересно отметить, что ядро этого типа включает также и Ковенскую губернию, которая не вошла в состав данной группы по результатам кластер-анализа (правда, вес принадлежности этой губернии к ядру не очень высок -  $\mu = 0,69$ ). В меньшей мере черты социальной аграрной структуры данного типа присущи Гродненской губернии. Примечательно, что 3 прибалтийские губернии имеют небольшие веса принадлежности к типу (для этих губерний величина  $\mu$  не превышает 0,21). Это можно рассматривать как дополнительный аргумент в пользу выделения прибалтийских губерний в отдельный подтип социальной аграрной структуры, как и было сделано ранее по результатам кластер-анализа.

Таблица 13

Внутренняя структура 5 типологических групп  
губерний социальной аграрной типологии  
Европейской России на рубеже XIX-XX вв.\*

Типы и подтипы социальной аграрной структуры и образующие их губернии	Вес принадлежности губерний к подтипу <i>М</i>	Вес "непринадлежности" губерний к подтипу 1 - <i>М</i>
<i>Помещичий (западный)</i>		
1. Виенская	1,00	0,00
2. Витебская	1,00	0,00
3. Волнинская	1,00	0,00
4. Киевская	1,00	0,00
5. Минская	1,00	0,00
6. Могилевская	0,99	0,01
7. Подольская	0,94	0,06
8. Ковенская	0,69	0,31
9. Гродненская	0,41	0,59
10. Эстлянская	0,21	0,79
11. Лифляндская	0,15	0,85
12. Курляндская	0,13	0,87
<i>Крестьянский</i>		
Южный и Юго-Восточный степной		
1. Таврическая	1,00	0,00
2. Херсонская	1,00	0,00
3. Екатеринославская	1,00	0,00
4. Самарская	0,81	0,19
5. Донская	0,70	0,30
6. Оренбургская	0,23	0,77
7. Астраханская	0,14	0,86
Северо-Восточный		
1. Вологодская	1,00	0,00
2. Олонецкая	1,00	0,00
3. Архангельская	0,31	0,69

4. Вятская	0,31	0,69
5. Казанская	0,30	0,70
<i>Помещичье-крестьянский</i>		
Промышленный		
1. Владимирская	1,00	0,00
2. Костромская	1,00	0,00
3. Ярославская	1,00	0,00
4. Московская	1,00	0,00
5. Тверская	0,70	0,30
6. Нижегородская	0,60	0,40
7. Харьковская	0,40	0,60
8. Рязанская	0,39	0,61
9. Калужская	0,26	0,74
10. Полтавская	0,20	0,80
11. Петербургская	0,16	0,84
Земледельческий		
1. Воронежская	1,00	0,00
2. Орловская	1,00	0,00
3. Пензенская	1,00	0,00
4. Тамбовская	1,00	0,00
5. Пермская	0,67	0,33
6. Симбирская	0,58	0,42
7. Курская	0,57	0,43
8. Псковская	0,47	0,53
9. Саратовская	0,46	0,54
10. Новгородская	0,37	0,63
11. Тульская	0,36	0,64
12. Уфимская	0,31	0,69
13. Черниговская	0,30	0,70
14. Бессарабская	0,29	0,71
15. Смоленская	0,15	0,85

\* Порядок перечисления губерний для каждой группы определяется весами их принадлежности к соответствующему типу (классу).

Именно поэтому группа из 12 губерний (таблица 13) обозначена в соответствии с названием одного из двух подтипов (западного) помещичьего типа социальной аграрной структуры. Как было отмечено выше, обе группы губерний помещичьего типа характеризуются наиболее высокой долей дворянских земель в удобной земле, но в то же время для прибалтийских губерний несколько показателей социальной аграрной структуры значительно (в 4-8 раз) превышают соответствующие показатели для губерний западного подтипа помещичьего типа. Это относится прежде всего к показателям размаха и интенсивности применения в сельском хозяйстве наемного труда, аренды земли крестьянами, доли многолошадных дворов. Указанные различия и привели к тому, что прибалтийские губернии оказались "нетипичными" представителями рассматриваемой группы из 12 губерний. Малые значения  $\mu$  (степеней принадлежности к данному подтипу), полученные для трех прибалтийских губерний, имеют простую геометрическую интерпретацию. В 8-мерном пространстве признаков социальной аграрной структуры этим губерниям соответствуют точки, удаленные от центра группы объектов данного типа. Значение  $\mu$ , равное 1, не означает, что соответствующие губернии (в данном случае Витебская, Виленская, Волынская, Киевская, Минская) относятся исключительно к рассматриваемому типу и не могут иметь черт сходства с другими типами социальной аграрной структуры. Это означает, что перечисленные губернии характерны для данного типа, составляют его ядро, и значения 8 признаков для этих губерний близки к средневзвешенным значениям соответствующих признаков для губерний данного типа.

Губернии крестьянского типа социальной аграрной структуры разбиты на два подтипа. Ядро южного и юго-восточного степного подтипа составляют губернии: Таврическая, Херсонская, Екатеринославская ( $\mu=1$ ), а также Самарская и Донская. Резко отличаются от них по степени принадлежности к данному подтипу Оренбургская ( $\mu=0,23$ ) и в особенности Астраханская ( $\mu=0,14$ ) губернии. Здесь следует отметить, что по результатам кластер-анализа Астраханская губерния и не входила непосредственно в данный класс.

Ядро северо-восточного подтипа составляют Вологодская и Олонекская губернии ( $\mu=1$ ). В окружение ядра входят Вятская, Архангельская и Казанская губернии ( $\mu \geq 0,30$ ).

Теперь перейдем к анализу результатов классификации губерний помещичье-крестьянского типа, включающего наибольшее число губерний (26).

Губернии промышленного подтипа представлены 3 кластерами. В состав ядра вошли все 5 губерний второго кластера и одна губерния первого кластера: Владимирская, Костромская, Ярославская, Московская ( $\mu=1$ ), Тверская, Нижегородская. Наименее типичными губерниями данного класса являются губернии 3-го кластера - Подтавская и Петербургская ( $\mu \leq 0,20$ ).

Таким образом, социальная аграрная структура данного подтипа определяется в основном губерниями Центрально-Промышленного района.

Губернии земледельческого подтипа (их число 15) также представлены 3 кластерами. Наиболее типичные губернии данного подтипа (для которых  $\mu = 1$ ) входят в состав 1-го и 3-го кластеров, а наименее типичными для данного типа являются губернии 2-го кластера, для которых среднее значение  $\mu$  равно 0,39. Ядро данного подтипа составляют губернии: Воронежская, Орловская, Пензенская, Тамбовская ( $\mu = 1$ ), а также Пермская, Симбирская и Курская. Менее типичными для данного класса (и, очевидно, тяготеющими к другим классам, т.е. "переходными") являются губернии: Тульская, Уфимская, Черниговская, Бессарабская и Смоленская ( $\mu \leq 0,36$ ). В целом же "социальный облик" аграрной структуры земледельческого подтипа определяется губерниями Центрально-Черноземного района, формирующими ядро данного подтипа.

\* \* \*

Анализ результатов применения концепций теории нечетких множеств к задаче типологии социальной аграрной структуры Европейской России на рубеже XIX–XX вв. показывает, что эти результаты расширяют возможности интерпретации полученной многомерной классификации, вводя в рассмотрение количественную оценку степени типичности объектов каждого класса. Полученные выводы можно использовать в региональных исследованиях по различным аспектам аграрной истории России на рубеже XIX–XX вв. с учетом полученных оценок степени принадлежности губерний к соответствующим типам социальной аграрной структуры.

#### § 5. Проблемно-ориентированная классификация губерний Европейской России (применение методов распознавания)

При выделении типологических групп губерний с помощью методов, основанных на алгоритмах многомерной автоматической классификации, исследование осуществляется без учета каких-либо априорных сведений о тех классах объектов, которые подлежат выявлению; содержательные представления об изучаемой системе исследователь использует только на этапе интерпретации полученной классификации.

Однако задача многомерной классификации может иметь и другую постановку, в соответствии с которой классы (их содержательный смысл) предполагаются известными, и существует обучающая выборка, т.е. совокупность объектов, про которые известно, к какому классу каждый из них принадлежит. В

Таблица 14

Соотношение двух путей буржуазной аграрной эволюции в России на рубеже XIX–XX вв. по результатам дискриминантного анализа данных по 6 показателям социальной аграрной структуры

Губернии	Вес принадлежности к типу		Значение дискриминантной функции
	крестьян-скому	помещичь-ему	
Архангельская	1,00	0,00	-53,46
Астраханская	1,00	0,00	-37,55
Бессарабская	0,56	0,44	-16,21
Виленская	0,00	1,00	15,48
Витебская	0,00	1,00	2,47
Владимирская	1,00	0,00	-42,04
Вологодская	1,00	0,00	-31,24
Вольнская	0,00	1,00	5,05
Воронежская	0,97	0,03	-27,94
Вятская	0,99	0,01	-29,69
Гродненская	0,00	1,00	11,71
Донская	1,00	0,00	-66,53
Екатеринославская	1,00	0,00	-50,91
Казанская	0,80	0,20	-21,19
Калужская	1,00	0,00	-32,09
Киевская	0,01	0,99	-0,80
Ковенская	0,10	0,90	-6,09
Костромская	0,99	0,01	-29,32
Курлянская	0,07	0,93	-4,99
Курская	0,91	0,09	-24,76
Лифляндская	0,00	1,00	4,38
Минская	0,00	1,00	20,55
Могилевская	0,01	0,99	0,28
Московская	1,00	0,00	-39,61

Продолжение табл. 14

Губернии	Вес принадлежности к типу		Значение дискриминантной функции
	крестьянскому	помещицкому	
Новгородская	0,80	0,20	-21,07
Нижегородская	0,84	0,16	-22,23
Олонецкая	1,00	0,00	-44,14
Оренбургская	1,00	0,00	-37,32
Орловская	0,43	0,57	-13,83
Пензенская	0,35	0,65	-12,28
Пермская	0,41	0,59	-13,47
Петербургская	0,56	0,44	-16,15
Подольская	0,00	1,00	13,17
Полтавская	0,43	0,57	-13,88
Псковская	0,54	0,46	-15,68
Рязанская	0,99	0,01	-30,40
Самарская	1,00	0,00	-35,32
Саратовская	0,92	0,08	-25,17
Симбирская	0,60	0,40	-17,02
Смоленская	0,50	0,50	-15,17
Таврическая	1,00	0,00	-46,41
Тамбовская	0,80	0,20	-21,11
Тверская	1,00	0,00	-31,18
Тульская	0,77	0,23	-20,53
Уфимская	0,75	0,25	-19,98
Харьковская	0,94	0,06	-26,15
Херсонская	1,00	0,00	-37,63
Черниговская	0,39	0,61	-13,13
Эстляндская	0,00	1,00	27,00
Ярославская	1,00	0,00	-36,97

этом случае на основе обучающей выборки формируется правило отнесения объектов к классам (решающее правило), а затем в соответствии с этим правилом все имеющиеся объекты распознаются, т.е. определяется их принадлежность к тому или иному классу. Именно такой подход реализуется в методах распознавания образов.

Результаты выявления социальной аграрной типологии губерний Европейской России на рубеже XIX–XX вв., полученные с помощью кластер-анализа, а также определения "ядра" каждого типа и подтипа позволяют поставить вопрос: с каким типом социальной аграрной структуры – помещичьим или крестьянским – имеют больше сходства губернии третьего, помещичье-крестьянского, типа социальной аграрной структуры, в котором наиболее ярко переплетались два пути буржуазной аграрной эволюции.

Один из возможных подходов к решению данного вопроса дают методы распознавания образов. Действительно, если включить в обучающую выборку несколько губерний, явно относящихся к помещичьему типу буржуазной аграрной эволюции, и несколько губерний с выраженными чертами крестьянского типа, то с помощью методов распознавания образов можно определить, к какому из этих типов ближе каждая из рассматриваемых губерний.

В данной работе мы используем один из новых методов дискриминантного анализа<sup>19</sup>. Как и в других методах дискриминантного анализа, здесь ставится задача поиска такой линейной дискриминантной функции, которая соответствует минимуму ошибок распознавания объектов из обучающей выборки. Одна из особенностей используемого в данной работе алгоритма дискриминантного анализа заключается в том, что для каждого объекта определяют степень его принадлежности к классам. Так, если очередной объект "попадает" на "середину" дискриминантной оси (т.е. между центрами двух классов, определенных по обучающей выборке), то он относится к обоим классам с одинаковыми степенями (весами) принадлежности, равными 0,5. Чем ближе объект к центру класса на дискриминантной оси, тем ближе к 1 значение веса принадлежности его к данному классу.

Для применения этого метода в задаче выявления соотношения двух типов буржуазной аграрной эволюции были отображены те 8 показателей, на основе которых осуществлялось построение социальной аграрной типологии губерний Европейской России. Однако, учитывая, что использованные данные о наемном труде относятся лишь к постоянным наемным рабочим и то, что в степном регионе основную массу сельскохозяйственных наемных рабочих составляли временные рабочие, оба показателя по использованию наемного труда были исключены. Таким образом, набор показателей, характеризующих социаль-

ные аспекты аграрной структуры, включал в данном случае 6 показателей:

1. Доля дворянской земли в удобной земле, %.
2. Отношение проданных частновладельческих земель к общей их площади, %.
3. Отношение арендованной крестьянами земли к надельной земле, %.
4. В общем числе дворов доля дворов безлошадных и однолошадных, %.
5. В общем числе дворов доля дворов с 4 и более лошадьми, %.
6. Поденная плата сельскохозяйственным рабочим в уборку урожая, коп.

В обучающую выборку включили 4 губернии, в которых доминировал помещичий ("прусский") тип буржуазной аграрной эволюции (Эстляндская, Курляндская, Лифляндская и Ковенская губернии), а также 6 губерний (Херсонская, Таврическая, Екатеринославская, Донская, Самарская и Оренбургская) с явным преобладанием крестьянского ("американского") типа. Кроме значений 6 показателей в ЭВМ были введены также сведения о том, к какому из двух классов относится каждая из 10 губерний обучающей выборки. Таким образом, в 6-мерном пространстве указанных показателей была построена дискриминантная ось вида (10) (см. главу II), на которой 10 губерний из обучающей выборки четко разделились на два соответствующих класса. Затем машине предъявлялись поочередно все 50 объектов (губерний), заданных значениями 6 показателей. Подстановкой значений этих показателей в формулу (10) определяли значение дискриминантной функции для данного объекта, а затем, зная положения центров обоих классов на дискриминантной оси, вычисляли веса принадлежности каждого объекта к обоим классам<sup>хххх</sup>.

Увеличение значения дискриминантной функции соответствует возрастанию степени принадлежности к помещичьему типу, а уменьшение ее значений указывает на доминирование крестьянского типа буржуазной аграрной эволюции (таблица 14). Координаты центров классов на дискриминантной оси, полученные по обучающей выборке, равны 5,80 (для помещичьего типа) и - 46,05 (для крестьянского типа).

Для интерпретации результатов распознавания введем, как и ранее, пороговое значение веса принадлежности  $\mu_0 = 0,50$ . Будем считать объект принадлежащим к данному классу, если вес его принадлежности к этому классу больше порогового значения:  $\mu_i > 0,50$  ( $i = 1, 2$ ).

---

<sup>хххх</sup> При интерпретации значений весов принадлежности следует учитывать, что они определены на основе "эталонных" объектов из обучающей выборки, которые в данном случае не

Как следует из таблицы 14, в соответствии с этим правилом в 17 губерниях из 50 доминировал помещичий, а в 32 губерниях преобладал крестьянский тип буржуазной аграрной эволюции (Смоленская губерния характеризуется равными весами принадлежности к обоим типам:  $\mu_1 = \mu_2 = 0,50$ ). В число 17 губерний вошли все 12 губерний прибалтийского и западного подтипов, объединенных по результатам кластер-анализа в один тип, названный помещичьим типом социальной аграрной структуры. Интересно отметить, что остальные 5 губерний из 17 все были отнесены по результатам кластер-анализа к земледельческому подтипу помещичье-крестьянского типа (см. таблицу 12); исключение составляет лишь Полтавская губерния. Это губернии Орловская, Пензенская, Черниговская и Пермская. Характерно, что веса принадлежности этих 5 губерний к "прусскому" типу буржуазной аграрной эволюции оказались намного меньше, чем у 12 губерний двух указанных подтипов помещичье-крестьянского типа социальной аграрной эволюции.

В число 32 губерний с высоким весом принадлежности к крестьянскому типу буржуазной аграрной эволюции вошли все 12 губерний степного и северо-восточного подтипов, объединенных (таблица 12) в один тип, названный крестьянским типом социальной аграрной структуры. Именно эти 12 губерний (таблица 14) характеризуются наиболее высокими весами принадлежности к "американскому" типу буржуазной аграрной эволюции. Кроме того, в этот класс включены 10 губерний промышленного подтипа помещичье-крестьянского типа социальной аграрной структуры (т.е. все губернии, кроме одной) и оставшиеся 10 губерний земледельческого типа.

Полученные результаты дают некоторое (разумеется, приближенное) представление о соотношении потенциальных возможностей двух путей буржуазной аграрной эволюции в Европейской России на рубеже XIX-XX вв. Приближенность полученных выводов определяется тем, что мы использовали лишь 6 конкретных показателей социальной аграрной структуры губерний, которые, конечно, не охватывают всех аспектов рассматриваемой проблемы.

Учитывая методическую направленность данной работы, важным представляется вывод о том, что методы распознавания образов дают адекватный инструмент для построения проблемно-ориентированной классификации в исследованиях по социально-экономической истории. Этот вывод подтверждается также отмеченной согласованностью результатов, полученных с помощью методов автоматической классификации и распознавания образов. представляют собой "чистых" типов. Поэтому, например, значение веса принадлежности некоторой губернии к помещичьему типу, равное 1, не означает, что для данной губернии характерен "чисто прусский" тип буржуазной аграрной эволюции. Здесь следует говорить о доминировании этого типа в аграрном развитии губернии.

## Глава II

### СТРУКТУРА И УРОВЕНЬ АГРАРНОГО РАЗВИТИЯ РАЙОНОВ ЕВРОПЕЙСКОЙ РОССИИ НА РУБЕЖЕ XIX–XX вв.

Задача типологического районирования губерний Европейской России на рубеже XIX–XX вв. не исчерпывается выявлением их общей и социальной аграрной типологии. Вторая проблема, которую приходится решать, состоит в более углубленном раскрытии того общего и особенного, что было присуще выделенным типологическим группам губерний. Здесь требуется, во-первых, выявить те основные черты, обобщенные факторы, которые присущи внутренней структуре этих районов, и, во-вторых, определить сравнительный уровень развития каждого района.

Отметим, что сопоставление типических районов по отдельным показателям (из 19) аграрного развития выявило особенности этих районов. Однако каждый конкретный показатель характеризует, возможно, хотя и важный, но достаточно частный аспект более общего и существенного фактора. Так, например, такие показатели, как доля дворянской земли в удобной земле, размер земельного надела на душу, доля арендованной земли по отношению к наделной (этот список можно продолжить), отражают различные аспекты более общего фактора, который естественно назвать "характером земельных отношений". Аналогично можно привести названия отдельных конкретных показателей, раскрывающих различные стороны такого существенного фактора аграрного развития, как "уровень развития земледелия". Очевидно, указанные обобщенные факторы не поддаются непосредственному измерению, т.е. источники не содержат сведений об "уровне развития земледелия" или данных о "характере земельных отношений" для рассматриваемых губерний и регионов. В то же время использование таких категорий (при условии конкретизации их содержания) для сравнительного анализа структуры и уровня аграрного развития выявленных типических районов является естественным, создает необходимый уровень обобщения.

Адекватный инструмент для решения поставленных задач – построения обобщенных характеристик структуры выделенных типологических групп и определения сравнительного уровня их развития – дает факторный анализ. В данной главе излагаются основные результаты применения факторного анализа для решения указанных задач, полученные в совместном исследовании И.Д.Ковальченко и Л.И.Бородкина<sup>20</sup>.

#### § 1. Исходные данные и методы анализа

При выявлении общей аграрной типологии губерний Европейской России было выделено 17 районов, представлявших 6 ти-

пов общей аграрной структуры (нечерноземный, среднечерноземный, степной, прибалтийский, столичный, северный). Анализ внутренней структуры этих районов и типов, а также оценки уровня их развития проводили на основе тех же 19 показателей, по которым выделены соответствующие типологические районы.

В проводимом исследовании имелось в виду выявить аграрную типологию, структуру и уровень аграрного развития губерний Европейской России в наиболее обобщенном плане и со стороны основных направлений и черт аграрного развития, которые присущи всем губерниям.

Суть используемой здесь методики состоит в том, чтобы от 19 показателей перейти к меньшему числу их, но таких, которые позволили бы углубить анализ аграрной структуры районов и получить интегральные, обобщенные характеристики структуры и уровня аграрного развития отдельных губерний и районов как по определенным аспектам (например, по характеру земельных отношений или степени буржуазного развития и т.д.), так и в целом по всей сфере аграрных отношений, охватываемой 19 показателями.

Такую задачу можно решить с помощью методов факторного анализа, которые позволяют как бы "сжать" первоначальную информацию. Суть этого "сжатия" заключается в выявлении тех основных факторов, которые характеризуют аграрную структуру губерний и "стоят" за соответствующими конкретными признаками. С одной стороны, выявление этих факторов делает более очевидной и обозримой изучаемую структуру, а с другой — дает возможность получить обобщенные количественные показатели, отражающие относительный уровень развития по каждому из факторов. Наличие таких интегральных показателей открывает путь к выведению сводных показателей сравнительного уровня аграрного развития отдельных губерний и образуемых ими типологических групп.

Здесь мы рассмотрим лишь некоторые методические вопросы, возникающие при применении методов факторного анализа.

В данной работе в основном использован метод экстремальной группировки параметров, получивший широкое распространение в социально-экономических исследованиях<sup>21</sup>. Основные результаты применения данного метода (как и других методов факторного анализа) выражаются в наборах факторных нагрузок и факторных весов. Напомним, что положительные факторные веса соответствуют тем губерниям, которые обладают степенью проявления определенных свойств больше средней, а отрицательные факторные веса соответствуют тем губерниям, в которых степень проявления этих свойств меньше средней величины по Европейской России<sup>22</sup>.

В качестве характеристики значимости и "компактности" каждого фактора в данной работе рассматривается сумма абсолютных значений факторных нагрузок признаков  $\sum_j$ , отнесен-

ных к данному фактору. Эта характеристика (называемая суммарной факторной нагрузкой) принимает тем большее значение, чем больше число признаков, представляющих данный фактор, и чем теснее связь этих признаков с фактором.

Для характеристики уровня развития в соответствующем аспекте группы объектов (в данном случае губерний) вводится групповой индекс  $I_j$ , равный среднему значению факторных весов объектов рассматриваемой группы по фактору  $f_j$ . Совокупным групповым индексом  $I$  уровня развития группы объектов (с учетом всех выявленных факторов) может служить взвешенная сумма индексов  $I_j$  по всем факторам.

Использованный в настоящей работе метод факторного анализа допускает выделение различного числа факторов. Количество их может колебаться от одного до числа признаков, включенных в анализ. Поэтому существенным является определение числа факторов, на основе которого проводится анализ структуры исследуемых районов и уровня их развития. Эта задача решается путем учета прежде всего содержательно-исторических, а также методических положений.

Конкретное решение вопроса о числе выделяемых факторов зависит от исследовательской задачи, в частности, от той степени обобщения, которая признается исследователем оптимальной. При этом следует учитывать долю суммарной дисперсии признаков, объясняемой при разном числе факторов. Если увеличение числа факторов приводит к значительному росту этой доли, то число факторов необходимо увеличить. Если же этот рост является несущественным, то увеличивать число факторов нет смысла.

При 19 показателях можно выделить от 1 до 19 факторов. В последнем случае каждый из признаков будет самостоятельным фактором с факторной нагрузкой, равной 1,0, т.е. совокупный максимальный вес факторных нагрузок будет равен 19,0. В процессе анализа первоначально на основе 19 указанных показателей были выделены 1, 3, 5 и 7 факторов. На основе содержательно-исторического анализа сущности факторов и учета удельного веса всей совокупности факторных нагрузок по отношению к их максимальному весу установлено, что оптимальный итог при анализе аграрной структуры и сравнительного уровня аграрного развития губерний и районов Европейской России на рубеже XIX-XX вв. может быть получен при выделении 5 факторов.

## § 2. Анализ обобщенных индикаторов аграрного развития губерний Европейской России на рубеже XIX-XX вв.

В работе И.Д.Ковальченко и Л.И.Бородкина подробно рассмотрены результаты применения метода экстремальной группировки параметров (ЭП) при последовательном выявлении

одного из трех факторов (обобщенных индикаторов) развития губерний Европейской России<sup>23</sup>. Показано, что выделение трех факторов делает анализ аграрной структуры более содержательным и глубоким.

Посмотрим теперь, что получается при вычленении 5 факторов.

#### Факторы и характеризующие их признаки

##### I. Уровень развития земледелия и характер разложения крестьянства

	факторная нагрузка
1. Доля безлошадных и однолошадных дворов, %	-0,88
2. Число лошадей на душу населения	0,88
3. Доля дворов с 4 и более лошадьми, %	0,86
4. Посев на душу населения, дес.	0,85
5. Сбор хлебов и картофеля на душу населения, пуды	0,82
<i>Суммарная абсолютная факторная нагрузка показателей</i>	$S_1 = 4,29$

##### II. Интенсификация животноводства

1. Продуктивного скота на 1 десятину посева	0,86
2. Число лошадей на 1 десятину посева	0,76
3. Осенние цены ржи, коп. за пуд	0,75
4. Цена 1 десятины земли, руб.	-0,65
5. Арендная плата за 1 десятину пашни, руб.	-0,60
	$S_2 = 3,62$

##### III. Капитализация и интенсификация земледелия

1. Число наемных сельскохозяйственных рабочих на 1 десятину посева	0,98
2. Доля наемных рабочих по отношению к местным работникам, %	0,92
3. Урожайность зерновых, пуды с дес.	0,64
	$S_3 = 2,55$

##### IV. Характер земельных отношений

1. Земельный надел на душу, дес.	0,74
----------------------------------	------

2. Доля дворянской земли в удобной земле, %	-0,84
3. Арендованная земля, % к надельной	-0,66
	$S_4 = 2,24$

У. Положение крестьян и сельскохозяйственных рабочих

1. Продуктивность скота на душу населения	0,81
2. Поденная плата сельскохозяйственным рабочим в уборку урожая, коп.	0,65
3. Доля проданных частновладельческих земель по отношению к общей площади, %	0,57
	$S_5 = 2,03$

---

Суммарная абсолютная факторная нагрузка показателей по 5 факторам,  $S$  14,73

Первое, что следует отметить, — все 19 признаков тесно связаны с соответствующими факторами (самый низкий коэффициент корреляции, характеризующий факторные нагрузки показателей, равен 0,57). При 3 факторах 3 показателя имели факторные нагрузки меньше 0,40. Увеличился и совокупный вес факторных нагрузок. По всем 5 факторам он равняется 14,73, составляя 77,5% от возможного предела (при 66,3% для 3 факторов). Следовательно, в методическом плане выделение 5 факторов является вполне оправданным. Но более существенно то, что 5 факторов четко характеризуют аграрную структуру губерний в историко-содержательном плане.

Первый фактор, имеющий наибольший вес ( $S_1 = 4,29$ ), отражает уровень развития земледелия. Об этом говорят высокие факторные нагрузки показателей размеров посевов и сборов хлебов на душу. Наиболее высокий уровень характерен для районов с меньшей долей беднейших и большей долей зажиточных крестьян и лучшей обеспеченностью рабочим скотом.

Следующее место по весу (3,62) занимает фактор, характеризующий животноводство. Наиболее тесно связан с фактором показатель, который отражает степень интенсификации животноводства по отношению к земледелию (количество продуктивного скота на десятину посева). Данный фактор также раскрывает и производственно-технический уровень земледелия, так как в него входит показатель количества лошадей на десятину посева. Другие признаки, входящие в этот фактор, показывают, что там, где выше интенсивность скотоводства по отношению к земледелию,

лию, были выше цены на продукцию земледелия и ниже цены на землю и арендная плата за нее. Это вполне естественно в условиях специализации сельского хозяйства на животноводстве и при наличии тенденции к его интенсификации. Определяющее значение имеют также способы использования земельного фонда, а не его объем. Отсюда — более низкие цены на землю и арендная плата за нее.

На третьем месте по весу (2,55) — фактор, отражающий степень капитализации, т.е. распространения наемного труда в сельском хозяйстве, и интенсификации земледелия. Первый аспект выражается тесной связью с фактором показателей, характеризующих общие масштабы применения наемного труда в сельском хозяйстве (доля наемных рабочих по отношению к местным работникам) и интенсивность его применения по отношению к земледелию (число наемных рабочих на 1 десятину посева). Значение и смысл этих показателей очевидны. Интересно то, что указанный фактор характеризуется также высотой урожайности зерновых культур. Суть здесь состоит в том, что урожайность, связанная с интенсификацией земледелия, выше там, где развитие капитализма в сельском хозяйстве достигает большего размаха и глубины. Это значит, что развитие аграрного капитализма сопровождалось интенсификацией сельскохозяйственного производства.

Четвертое место по весу (2,24) занимает фактор, раскрывающий характер земельных отношений. Прямую связь с фактором имеет размер душевого надела крестьян. Что же касается дворянского землевладения (доля дворянской земли в общей площади удобных земель), то оно выступает как компонент, отрицательно влияющий на характер земельных отношений (показатель имеет очень тесную, но обратную связь с фактором). В меньшей мере, но также отрицательно действовала и аренда крестьянами земли (арендованная земля в % к надельной). Если распространение дворянского землевладения влияло на размеры наделов (размеры наделов больше там, где меньше доля дворянских земель), то аренда (а она также меньше там, где имелись большие наделы) требовала значительной затраты средств. Распространение дворянского землевладения и аренды отрицательно сказывалось на крестьянском хозяйстве, основной форме организации сельскохозяйственного производства.

Наконец, пятый фактор ( $\mathcal{S}_5=2,03$ ) в структуре аграрных отношений отражает положение крестьян и сельскохозяйственных наемных рабочих. Показателем материального положения крестьян в данном случае служит количество продуктивного скота на душу населения; показателем материального положения наемных рабочих является поденная плата. Оба показателя прямо и тесно связаны с фактором, т.е. положение крестьян и рабочих лучше там, где выше обеспеченность продуктивным скотом и поденная плата. Весьма логично и то, что положение наемных

Таблица 15

Структура и уровень аграрного развития Прибалтийского и Южного степного районов на рубеже XIX-XX вв.

Факторы	Факторные веса районов ( $f_j$ )	
	Прибалтийский	Южный степной
I	0,27	1,04
II	0,24	-0,23
III	0,98	-0,14
IV	-0,34	-0,00
V	0,08	0,40
В среднем по I-V	0,264	0,276

рабочих лучше в местностях, где лучше и положение крестьян. Эти местности характеризуются более высокой подвижностью частного землевладения. Об этом говорит прямая и довольно тесная связь (0,57) с фактором доли проданных частновладельческих земель в их общей площади.

Таким образом, и в плане историко-содержательном выделение 5 факторов представляется вполне оправданным. Оно позволяет дать более широкий, чем при трех факторах, и вполне обозримый анализ аграрной структуры губерний и районов, что хорошо прослеживается на примере При-

балтийского и Южного степного районов (таблица 15).

Как видим, уровень развития земледелия в Степном Юге был значительно выше, чем в Прибалтике. Интенсификация животноводства в Прибалтике значительно выше, а в Степном Юге — значительно ниже среднего уровня. Для Прибалтики свойственна и очень высокая степень капитализации и интенсификации земледелия, а для Южного степного района этот фактор ниже среднего. По характеру земельных отношений Юг находился на среднем, а Прибалтика — намного ниже среднего уровня. Наконец, положение крестьян и сельскохозяйственных рабочих в Прибалтике несколько выше, а на Юге — намного выше среднего уровня. Короче говоря, по своей аграрной структуре эти районы существенно различаются. В целом они находились почти на одном уровне аграрного развития (Юг занимал несколько более высокое положение — индекс 0,276 против 0,264).

Выделение 5 факторов является оптимальным вариантом при анализе структуры и общего уровня аграрного развития губерний и районов Европейской России на рубеже XIX-XX вв., основанном на учете 19 показателей. Дальнейшее увеличение числа выделяемых факторов нецелесообразно. Во-первых, начинается дробление факторов. Так, при выделении 7 факторов один из них характеризуется только одним, а 3 фактора характеризуются двумя показателями. В то же время имеется фактор с 6 показателями. Следовательно, получаются весьма раз-

номасштабные факторы с существенно различающейся конкретностью отражения разных аспектов аграрной структуры. С другой стороны, оказывается несущественным и рост удельного веса суммарных факторных нагрузок. Так, при переходе от 3 к 5 факторам этот вес увеличился с 66,3 до 77,5%, а при выделении 7 факторов он возрастает лишь до 83,3%.

На основе обработки исходных данных с помощью метода ЭП на ЭВМ получены по каждому из 5 выделенных факторов факторные веса каждой из 50 губерний. Они, как мы уже указывали, являются индексами, показывающими сравнительный уровень развития губерний по каждому фактору. На основе факторных весов выведены средние взвешенные индексы, или средние факторные веса, по всем 5 факторам.

Индексы губерний по каждому из факторов и в среднем по всем факторам указаны в приложении к статье И.Д.Ковальченко и Л.И.Бородкина<sup>24</sup>.

По индексам губерний выведены и средние индексы соответствующих районов как по каждому фактору, так и совокупный средний взвешенный индекс по 5 факторам. Они указаны в том же приложении вместе с губернскими показателями. Эти данные и являются основой для анализа структуры и сравнительного уровня аграрного развития губерний и районов Европейской России на рубеже XIX–XX вв.

### § 3. Аграрная структура районов и губерний

Первый среди выделенных факторов характеризует уровень развития основной отрасли сельского хозяйства – земледелия. Из 17 районов Европейской России (таблица 16) выше среднего по Европейской России этот уровень в двух нечерноземных, трех среднечерноземных, двух степных и в Прибалтийском районах. Самый высокий уровень развития земледелия отмечен в южном степном (индекс 1,04) районе. Затем шли Юго-Восточный (0,35), Прибалтийский (0,27) и Центрально-Южно-Черноземный (0,26) районы. В остальных 9 районах уровень развития земледелия ниже среднего по Европейской России. Самым низким он был в Петербургском районе (-0,86), а затем Московском (-0,86), Северном (-0,69) и Центрально-Промышленном (-0,54) районах. Если рассмотреть уровень развития земледелия по отдельным губерниям, то самым высоким он был в Таврической (1,51), а самым низким – в Архангельской (-0,88), Петербургской (-0,86) и Московской (-0,86) губерниях.

В наиболее общем плане, т.е. применительно к макротипам аграрной структуры, уровень развития земледелия выше среднего в Степном (0,74) и Прибалтийском (0,27) макрорайонах. Первая зона, как известно, отличается экстенсивным, а вторая зона характеризуется интенсивным характером земледелия.

Второй фактор, отражающий интенсивность развития животноводства, также характеризует производственно-экономический аспект аграрной структуры. Наиболее высоким уровнем интенсивности развития животноводства отличались Северный, Петербургский и Северо-Западный районы. Далее шли Прибалтийский, Московский, Западный, Центрально-Промышленный, Юго-Восточный и Центрально-Западный. В остальных районах этот уровень ниже среднего. Наиболее низкий уровень интенсификации животноводства отмечен в Левобережном, Центрально-Черноземном, Юго-Западном и Центрально-Южно-Черноземном районах.

По отдельным губерниям самым высоким уровнем интенсивности животноводства отличались Архангельская, Олонецкая, Петербургская, Новгородская, Вологодская, Псковская и Астраханская губернии. Наиболее низким этот уровень был в Курской и Полтавской губерниях.

Применительно к макротипам аграрной структуры уровень интенсивности животноводства выше среднего был в Нечерноземном, Прибалтийском, Столичном и Северном типах, т.е. в целом в нечерноземной полосе Европейской России.

Третий фактор отражает степень развития капитализма в сельском хозяйстве в его наиболее развитых формах, ибо исходный показатель учитывает лишь постоянных наемных рабочих.

По уровню развития аграрного капитализма и степени интенсификации земледелия намного впереди всех районов шла Прибалтика. Выше среднего этот уровень был также в Северном, Петербургском и Юго-Западном районах. Если учесть, что данные переписи населения 1897 г. охватывали только постоянных рабочих, а в южных районах наиболее широко использовали временных наемных рабочих, то к числу районов, в которых применение наемного труда в сельском хозяйстве выше среднего уровня, принадлежали также районы степной полосы. Наиболее низким уровнем применения постоянного наемного труда в сельском хозяйстве отличались Центрально-Южно-Черноземный, Центрально-Черноземный, Центрально-Западный и Приуральский — внутренние районы страны. Кроме Эстляндской, Лифляндской, Курляндской и Ковенской губерний, входивших в Прибалтийский район, где уровень использования постоянных наемных сельскохозяйственных рабочих был самым высоким, этот уровень был также значительно выше среднего в Архангельской, Петербургской и Ярославской губерниях, т.е. прежде всего в губерниях нечерноземной полосы с высоким уровнем интенсификации животноводства. Это вполне понятно, ибо животноводство в большей мере, чем земледелие, требовало именно постоянных наемных рабочих.

Самым низким индекс использования постоянных сельскохозяйственных наемных рабочих был в Казанской, Самарской, Воронежской и Харьковской губерниях, отличавшихся низким уровнем интенсификации животноводства.

Таблица 16

Структура и уровень аграрного развития районов  
Европейской России на рубеже XIX-XX вв.

Районы	Факторные веса (индексы)				
	I	II	III	IV	V
I. Нечерноземный тип аграрной структуры					
1. Центральнo-Промышленный	-0,54	0,10	-0,05	0,09	-0,02
2. Северо-Западный	-0,37	0,44	-0,09	0,12	0,03
3. Западный	-0,39	0,14	-0,07	-0,15	-0,05
4. Центральнo-Западный	0,13	0,09	-0,12	-0,07	-0,02
5. Приуральский	0,19	-0,22	-0,11	0,20	-0,08
<u>По нечерноземному типу</u>	-0,18	0,13	-0,09	0,02	-0,03
II. Среднечерноземный тип аграрной структуры					
6. Центральнo-Черноземный	0,19	-0,41	-0,12	-0,06	-0,13
7. Средневолжский	-0,19	-0,19	-0,18	0,07	-0,22
8. Центральнo-Южно-Черноземный	0,26	-0,32	-0,19	-0,03	-0,10
9. Левобережный	-0,27	-0,45	-0,07	-0,08	0,07
10. Юго-Западный	-0,26	-0,37	0,08	-0,14	-0,26
11. Бессарабский	0,24	-0,23	-0,06	-0,03	-0,07
<u>По среднечерноземному типу</u>	0,09	-0,31	-0,10	-0,03	-0,13
III. Степной тип аграрной структуры					
12. Южный степной	1,04	-0,23	-0,14	-0,00	0,40
13. Юго-Восточный	0,35	0,09	-0,11	0,24	0,19
<u>По степному типу</u>	0,74	-0,09	-0,13	0,10	0,31
IV. Прибалтийский тип аграрной структуры					
14. Прибалтийский	0,27	0,24	0,98	-0,34	0,08

## Продолжение табл. 16

Районы	Факторные веса (индексы)				
	I	II	III	IV	V

## У. Столичный тип аграрной структуры

15. Петербургский	-0,86	0,62	0,12	-0,06	-0,11
16. Московский	-0,86	0,16	-0,07	-0,01	-0,11
<u>По столичному типу</u>	-0,86	0,39	0,02	-0,04	-0,11

## У I. Северный тип аграрной структуры

17. Северный	-0,69	1,07	0,16	0,52	-0,04
--------------	-------	------	------	------	-------

Четвертый фактор отражает характер земельных отношений. Более высокие земельные наделы у крестьян были в Северном, Юго-Восточном и Приуральском районах, т.е. на окраинах Европейской России, где засилье дворянского землевладения было наименьшим. Наихудшими для крестьян были земельные отношения в Прибалтийском, Западном и Юго-Западном районах, поскольку в них господствовала тенденция буржуазной аграрной эволюции в ее помещицком, "прусском" варианте.

Из отдельных губерний относительно лучшей для крестьян структура земельных отношений была в Архангельской, Оренбургской, Вологодской, Вятской, Олонечкой, Уфимской губерниях, а наименее благоприятной - в Эстляндской, Минской и Лифляндской губерниях.

Наряду с земельными отношениями степень благоприятности аграрной структуры для непосредственных производителей - крестьян и сельскохозяйственных наемных рабочих - характеризует также пятый фактор, отражающий положение крестьян и сельскохозяйственных рабочих. Лучшим это положение было в Южном степном и Юго-Восточном районах. Несколько выше среднего уровня оно было также в Левобережном, Прибалтийском и Северо-Западном районах. Наиболее низким уровнем отличались Юго-Западный и Средневожский районы. В остальных районах этот уровень был несколько ниже среднего.

В соответствии с пятым фактором лучше положение крестьян и наемных рабочих было в Донской, Оренбургской, Екатеринославской, Таврической губерниях и наихудшим - в Гродненской, Подольской, Казанской, Вятской, Киевской губерниях.

Таким образом, факторный анализ аграрной структуры Европейской России на рубеже XIX-XX вв. позволяет выявить ее основные черты и степень их развития в отдельных районах и губерниях. По одним аспектам районы и губернии могли быть

"лидирующими", а по другим — "отстающими", т.е. можно наблюдать сложное сочетание компонентов общей аграрной структуры. В этой связи представляет интерес выяснение взаимосвязи между факторами аграрной структуры. Здесь следует напомнить, что в отличие от других методов факторного анализа факторы в методе ЭГП не являются ортогональными, т.е. корреляции между ними могут быть отличны от нуля (таблица 17).

Таблица 17

Взаимосвязь компонентов аграрной структуры  
Европейской России на рубеже XIX—XX вв.

№ фактора	Факторы	Коэффициенты корреляции				
		I	II	III	IV	V
I	Уровень развития земледелия и характер разложения крестьянства	1,00	-0,48	0,00	0,07	0,48
II	Интенсификация животноводства	-0,48	1,00	0,34	-0,21	0,13
III	Капитализация и интенсификация земледелия	0,00	0,34	1,00	0,37	0,07
IV	Характер земельных отношений	0,07	-0,21	0,37	1,00	-0,10
V	Положение крестьян и наемных рабочих	0,48	0,13	0,07	-0,10	1,00

Отметим некоторые важные направления интерпретации взаимосвязи основных компонентов аграрной структуры Европейской России на рубеже XIX—XX вв.

Уровень развития земледелия имел довольно высокую обратную взаимосвязь с интенсивностью животноводства (-0,48). Где выше уровень земледелия, там меньше интенсивность животноводства по отношению к земледелию и ниже уровень интенсификации самого земледелия (ибо интенсивность животноводства выше там, где более высокая урожайность зерновых культур). Подобный характер взаимосвязи двух факторов, отражающих производственно-экономический аспект общей аграрной структуры, вытекает из того, что наиболее высокий уровень

земледелия и интенсивности животноводства присущ различным районам. Самым высоким уровень земледелия был в районах черноземной, а интенсификация животноводства особенно проявилась в нечерноземной полосе Европейской России.

Уровень земледелия оказывал прямое воздействие на положение крестьян и наемных сельскохозяйственных рабочих. Взаимосвязь между этими факторами прямая и достаточно тесная (0,48). Там, где уровень земледелия выше, положение крестьян и сельскохозяйственных наемных рабочих было гораздо лучше (в среднем).

Второй фактор — интенсивность животноводства — кроме обратной взаимосвязи с уровнем земледелия имел хотя и невысокую, но прямую взаимосвязь с развитием капиталистических отношений (0,34). Проявлялась тенденция к большему использованию постоянных наемных сельскохозяйственных рабочих там, где выше уровень интенсивности животноводства. Взаимосвязь интенсивности животноводства с характером земельных отношений (-0,21) и положением крестьян и наемных рабочих (0,13) низкая.

Третий фактор, отражающий развитие капиталистических отношений, кроме слабой, но прямой взаимосвязи с интенсивностью животноводства имеет подобную взаимосвязь с характером земельных отношений (0,37). Более выгодному для крестьян характеру земельных отношений соответствовало более широкое применение постоянных наемных рабочих. Следовательно, если даже судить об уровне развития аграрного капитализма по такому ограниченному показателю, как применение постоянных наемных рабочих, то и тогда уровень этого развития выше там, где характер земельных отношений способствовал буржуазному прогрессу, т.е. здесь могли быть ускорены ликвидация помещичьего землевладения и передача всей земли в пользу крестьян. Здесь факторный анализ убедительно и конкретно подтверждает выводы, которые делал В.И. Ленин из анализа земельных отношений в России.

Общая картина взаимосвязи различных компонентов аграрной структуры Европейской России на рубеже XIX—XX вв., как и сама структура, достаточно сложна, но она, как видим, имеет и вполне определенные отличительные черты.

В целом факторный анализ позволяет выделить основные аспекты аграрной структуры губерний и районов и выявить их соотношение в общей системе аграрных отношений и тем самым конкретизировать и значительно углубить анализ этих отношений.

#### § 4. Сравнение уровней аграрного развития районов Европейской России

Анализ факторных весов губерний и районов Европейской России показывает, что по одним аспектам аграрной структуры

районы могли быть "лидирующими", а по другим — "отстающими". В этой связи возникает необходимость введения интегрального, обобщенного индекса, характеризующего степень аграрного развития районов с учетом влияния всех 5 факторов. Именно такой интегральный индекс  $I$  и вводится в работе И.Д.Ковальченко и Л.И.Бородкина<sup>25</sup>. При решении этой задачи получено ранжирование всех 17 типологических районов Европейской России в соответствии со значениями индекса  $I$ .

Рассмотрим здесь лишь районы с самым высоким общим уровнем аграрного развития: 1. Южный степной ( $I = 0,28$ ); 2. Прибалтийский (0,26); 3. Юго-Восточный (0,17); 4. Северный (0,16). Существенно, что в 3 из этих 4 районов доминировал крестьянский тип буржуазной аграрной эволюции. Тот же эффект можно выявить и при сравнении значений интегрального индекса  $I$ , вычисленного для губерний. Так, наиболее высокие значения  $I$  имели: 1. Лифляндская ( $I = 0,47$ ); 2. Таврическая (0,42); 3. Донская (0,39) губернии. Если расширить этот список до 5 губерний, то в него войдут: 4. Оренбургская (0,37); 5. Курляндская (0,34). Таким образом, и среди губерний с наиболее высокими значениями интегрального индекса преобладают губернии, относящиеся к крестьянскому типу буржуазной аграрной структуры.

Результаты сопоставления уровней аграрного развития районов и губерний Европейской России по каждому фактору и в целом ярко характеризуют ту региональную неравномерность социально-экономического развития, которая присуща капитализму. Выявление этой неравномерности создает возможности для углубления анализа социально-экономических и других аспектов (классовой борьбы в деревне, аграрной политики самодержавия, быта и культуры крестьянства и т.д.) аграрного развития.

Как видим, факторный анализ позволяет не только охарактеризовать основные компоненты аграрной структуры и определить их значимость, но и получить обобщенные показатели общего уровня аграрного развития отдельных районов и губерний, что открывает путь к широкому сравнительному анализу.

Так, при многомерной аграрной классификации губерний Европейской России на рубеже XIX–XX вв. наряду с общей их типологией была выявлена и социальная типология. Она позволила выделить 3 типа социальной аграрной структуры — помещичий, крестьянский и помещичье-крестьянский — с двумя подтипами каждый (таблица 12). Наличие губернских индексов, характеризующих сравнительные уровни развития по факторам, позволяет определить структуру и уровни аграрного развития этих типов и подтипов.

Общий уровень аграрного развития наиболее высокий в Прибалтийском подтипе помещичьего типа аграрной структуры и в Южном и Юго-Восточном подтипах крестьянского типа буржуазной аграрной структуры (таблица 18).

Таблица 18  
 Структура и уровень аграрного развития районов Европейской России с разными типами буржуазной аграрной эволюции на рубеже XIX–XX вв.

Районы	Факторные веса (индексы)				
	I	II	III	IV	V
I. Помещичий тип					
Прибалтийский	0,36	0,26	1,10	-0,45	0,10
Западный	-0,18	0,01	0,03	-0,13	-0,09
II. Крестьянский тип					
Южный степной	1,04	-0,23	-0,14	-0,00	0,40
Юго-Восточный	0,35	0,09	-0,11	0,24	0,19
Северо-Восточный	-0,35	0,45	-0,04	0,36	-0,12
III. Помещичье-крестьянский тип					
Промышленный	-0,45	0,01	-0,07	0,01	-0,05
Земледельческий	0,13	-0,14	-0,12	-0,01	-0,05

Южный степной подтип крестьянского типа резко опережал остальные по I и V факторам (характер разложения крестьян и уровень развития земледелия; положение крестьян и сельскохозяйственных рабочих). Северо-Восточный подтип этого крестьянского типа впереди остальных по II (интенсификация животноводства) и IV (характер земельных отношений) факторам. Прибалтийский подтип помещичьего типа буржуазной аграрной структуры имел наиболее высокий уровень капитализации и интенсификации земледелия (III фактор), но был последним по IV фактору (характер земельных отношений).

Таким образом, анализ факторных весов (таблица 18) подкрепляет те выводы о соотношении двух путей буржуазной аграрной эволюции, которые получены на основе интегрального индекса аграрного развития губерний и районов Европейской России на рубеже XIX–XX вв.

§ 5. Сопоставление методов факторного анализа в задаче построения обобщенных индикаторов аграрного развития губерний Европейской России

В методическом плане существенным представляется вопрос о возможностях и особенностях различных методов фактор-

Структура факторов аграрного развития губерний  
Европейской России на рубеже XIX-XX вв.

№ признака	Факторные нагрузки (нулевые целые части опущены)												
	Центроидный метод						Метод главных компонент						
	Номер фактора			Номер фактора			Номер фактора			Номер фактора			
	I	II	III	IV	V	VI	I	II	III	IV	V	VI	
1	.32	-.06	.64	.56	-.05	.01	-.47	.16	.08	-.06			
2	.29	-.26	-.07	-.09	.64	.02	-.07	-.42	-.04	-.43			
3	-.04	.28	.39	.46	-.56	-.01	-.20	.44	.20	.14			
4	.28	-.40	-.11	.06	-.36	-.02	-.12	-.11	.25	.65			
5	.24	.13	.49	-.06	-.40	-.11	-.20	.23	-.20	.18			
6	.70	.42	-.12	-.31	-.20	-.40	.00	-.06	-.20	.05			
7	.66	.71	.06	-.08	-.11	-.39	-.04	.13	-.10	-.18			
8	-.31	.16	.67	.06	.14	.15	-.02	.28	-.12	-.42			
9	.10	-.13	.78	.58	.02	.10	-.46	.18	.05	-.10			
10	-.33	-.59	.35	-.20	.12	.30	-.13	-.12	-.12	.09			
11	-.11	-.71	.35	.24	.19	.29	-.29	-.21	-.01	.02			
12	.86	.14	-.20	-.25	.06	-.35	-.06	-.23	.08	-.05			

13	-.84	-.17	-.16	.01	.06	.31	.27	.06	-.15	.00
14	.89	.06	.16	.09	.04	-.30	.31	-.11	.11	-.03
15	.75	-.33	.06	.15	.07	-.14	.29	-.33	.06	.03
16	.36	-.02	.17	-.54	-.06	-.16	-.07	-.15	-.63	.16
17	.02	.69	.10	-.32	-.41	-.21	.10	.35	-.30	.08
18	.14	.76	-.02	-.03	-.15	-.19	.09	.14	.25	-.26
19	-.20	-.49	.56	-.16	.11	.21	-.23	-.05	-.39	.01
Вклад фактора в суммарную дисперсию, %	23	18	14	8	7	27	18	14	8	7
Суммарная дисперсия, %			70,4					74,5		

ного анализа применительно к проблемам социально-экономической истории, в частности к проблемам аграрной типологии губерний Европейской России на рубеже XIX-XX вв.

Мы проводим сопоставление методов факторного анализа, получивших наибольшее распространение в исторических исследованиях: метода экстремальной группировки параметров (ЭП), центроидного метода (ЦМ) и метода главных компонент (ГК). В основе каждого из этих методов лежит определенная модель, устанавливающая, в частности, характер соотношений между исходными показателями и факторами.

Исследователь, работающий с методами факторного анализа, должен учитывать, что результаты "факторизации" будут, вообще говоря, зависеть от выбранного метода. Конечно, в том случае, когда задача хорошо "структурируема" (т.е. имеется небольшое число обобщенных факторов, тесно связанных с соответствующими наборами признаков), тогда все рассмотренные методы дадут практически совпадающие результаты. Но поскольку в реальных исследованиях структура взаимосвязей признаков имеет более сложный характер, то с зависимостью результатов факторизации от модельных предположений выбранного метода приходится считаться.

Результаты использования метода ЭП для построения обобщенных 5 факторов из набора 19 показателей аграрного развития 50 губерний Европейской России были сопоставлены с результатами обработки тех же данных с помощью методов ГК и ПМ<sup>26</sup>. В обоих случаях использовали 5 факторов, и это число оказалось вполне достаточным, так как вклад 5 факторов в суммарную дисперсию признаков при использовании обоих методов превышает 70% (таблица 19).

Для интерпретации факторов укажем те признаки, которые наиболее тесно связаны с соответствующими факторами. Будем считать существенными те факторные нагрузки, полученные центроидным методом, которые превышают (по модулю) пороговую величину  $a_0 = 0,5$ . Соответствующую пороговую величину для метода ГК выберем равной  $a_1 = 0,3$ . (Здесь следует отметить, что использование метода ГК в данном случае не сопровождалось применением процедур вращения факторов, поэтому значения факторных нагрузок  $a_{ij}$ , приведенных в таблице 19, для этого метода относительно невысоки.)

Сравнение данных факторных нагрузок с результатами экстремальной группировки показывает, что в последнем случае теснота связи признаков, определяющих интерпретацию факторов, с соответствующими факторами наиболее высока. Это естественно, так как в методе ЭП каждый фактор строится на основе лишь тех параметров, которые относятся к соответствующей группе, а не с учетом всех параметров, как в двух других обсуждаемых методах.

Используя введенные пороговые величины  $a_0$  и  $a_1$ , можно выделить признаки, определяющие интерпретацию каждого фактора. Некоторые признаки влияют на интерпретацию сразу нескольких факторов (таблица 19), в то время как другие признаки могут не иметь заметной связи ни с одним из факторов. Так, при использовании метода главных компонент 5-й и 18-й показатели (определяющие характер аренды земли) не получают заметной связи ни с одним из 5 факторов, а признаки 2-й и 17-й (земельный надел на душу и цена 1 дес. земли) имеют существенную связь с двумя факторами. При использовании центроидного метода слабо связанными с построенными 5 факторами оказались показатели: 4-й (проданные частновладельческие земли в % к надельной земле) и 5-й (арендованная земля в % к надельной). Признаки 1-й, 7-й и 9-й влияют каждый на интерпретацию двух факторов. Что же касается метода ЭП, то в соответствии с алгоритмом разбиения показателей на группы каждый показатель относится к одному (и только к одному) из факторов.

Сопоставление структуры факторов, полученных при использовании рассматриваемых трех методов, приводит к выводу об определенных различиях этих структур. Однако структура пер-

вого, наиболее важного фактора  $F_1$  изменяется несущественно при переходе от одного метода к другому (см. таблицу 20).

Таблица 20  
Структура фактора  $F_1$  (показатели\*, тесно связанные с фактором)

Метод экстремальной группировки параметров	Центроидный метод	Метод главных компонент
Номера показателей		
13	14	6
12	12	7
14	13	12
6	15	13
7	6	14
	7	10

\* Показатели упорядочены в соответствии с величиной факторной нагрузки  $a_{ij}$ .

Все 5 показателей, входящие в состав фактора  $F_1$  по методу ЭП, являются определяющими и для интерпретации этого фактора в методах ЦМ и ГК (таблица 20). Для интерпретации фактора  $F_1$  в методах ЭП и ЦМ несколько более существенными являются показатели обеспеченности крестьян лошадьми и расслоения крестьян по этому признаку (показатели 12 - 14), а в методе ГК - показатели посева и сбора хлебов на душу населения (показатели 6 и 7). Отметим, что "вклад" первого фактора в суммарную объясненную дисперсию примерно одинаков для всех трех методов - от 23 до 27%.

Сопоставление факторных нагрузок, полученных для всех 5 факторов при использовании трех методов факторного анализа, позволяет установить примерное соответствие этих факторов (таблица 21).

Так, третий фактор, полученный с помощью метода ЭП (капитализация и интенсификация земледелия), включил показатели 9, 1 и 8. Очевидно, близкую по смыслу интерпретацию можно дать третьему фактору, полученному с помощью ЦМ (наиболее тесно связаны с ним показатели 9, 8 и 1), и второму фактору, полученному при использовании метода ГК (наиболее высокие факторные нагрузки - у показателей 1, 9 и 14).

Ранжировки губерний по 1 фактору, полученные  
на основе различных методов факторного анализа

Метод экстремальной группировки параметров	Центроидный метод	Метод главных компонент
1. Таврическая	1. Таврическая	1. Таврическая
2. Донская	2. Донская	2. Донская
3. Оренбургская	3. Оренбургская	3. Херсонская
4. Самарская	4. Самарская	4. Екатеринославская
5. Херсонская	5. Екатеринославская	5. Самарская
6. Екатеринославская	6. Херсонская	6. Оренбургская
7. Курляндская	7. Курляндская	7. Курская
⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮
48. Московская	48. Московская	48. Олонская
49. Петербургская	49. Петербургская	49. Петербургская
50. Архангельская	50. Архангельская	50. Архангельская

самым высоким и соответственно с самым низким уровнем развития земледелия (таблица 22). Это наблюдение подтверждается и высокими значениями рангового коэффициента корреляции Спирмена, подсчитанного для 3 пар ранжировок из 50 членов каждая (по числу губерний):  $\rho_{ЭЦ} = 0,91$ ;  $\rho_{ЭГ} = 0,79$ ;  $\rho_{ГЦ} = 0,82$ . Здесь буквами Э, Ц, Г обозначены рассматриваемые методы. Приведенные данные свидетельствуют об определенной устойчивости классификации губерний относительно вариаций структуры фактора. Действительно, интерпретацию фактора мы осуществляли на основе лишь нескольких показателей, имеющих наибольшее значения факторных нагрузок, но ведь остальные показатели (хотя и в значительно меньшей мере) тоже влияют на структуру фактора.

✱

✱

✱

В данной работе не ставилась задача всестороннего сопоставления основных методов факторного анализа. В центре нашего внимания были их прикладные аспекты. "Взаимоотношения" этих методов достаточно сложны, однако каждый из них имеет свои достоинства и недостатки, свою сферу применения.

Таблица 21

Примерное соответствие факторов аграрного развития губерний Европейской России на рубеже XIX–XX вв. при использовании трех методов факторного анализа

Метод	Номер фактора*				
	I	II	III	IV	V
ЭП	I	II	III	IV	V
ЦМ	I	II	III	V	-
ГК	I	IV	II	III	-

\* Номера факторов даны в сопоставлении с полученными по методу ЭП.

предпочтение центроидному методу. Если же имеется гипотеза о том, что совокупность исходных признаков может быть разбита на несколько групп, каждая из которых отражает действие определенного фактора-причины, то следует обратиться к методу экстремальной группировки. Наконец, если в содержательном плане задача связана с определением компонент, определяющих наибольшую дифференциацию изучаемых объектов с учетом набора исходных признаков, то адекватный инструмент решения такой задачи дает метод главных компонент.

В нашем исследовании адекватной представлялась модель соотношений показателей и факторов, лежащих в основе метода ЭП. Однако, как показал анализ, факторная структура не изменялась радикально при использовании и других методов факторного анализа, что свидетельствует об устойчивости этой структуры, ее четкой выраженности.

Представляет интерес и вопрос о степени схожести ранжировок губерний, построенных в соответствии с величиной факторных весов по одноименному фактору для каждого из трех методов. Рассмотрим здесь такие ранжировки 50 губерний по первому, наиболее существенному фактору.

Из названий 7 губерний с наиболее высокими и 3 губерний с наиболее низкими значениями факторных весов по 1 фактору для всех методов (полный список губерний занял бы слишком много места, тем более что близость 3 этих упорядочений легко заметить) видно, насколько похожи 3 списка губерний с

Наиболее значимые факторы аграрного развития губерний Европейской России на рубеже XIX–XX вв., полученные с помощью различных методов факторного анализа, обладают близкой структурой (таблица 21). Некоторые отличия структуры факторов (в частности, отсутствие аналогов у 5-го фактора, полученного с помощью метода ЭП) следует объяснить спецификой модельных гипотез, лежащих в основе этих методов факторного анализа.

Так, если исследователь предполагает наличие некоторых общих (для всех изучаемых признаков) факторов, то он должен отдать

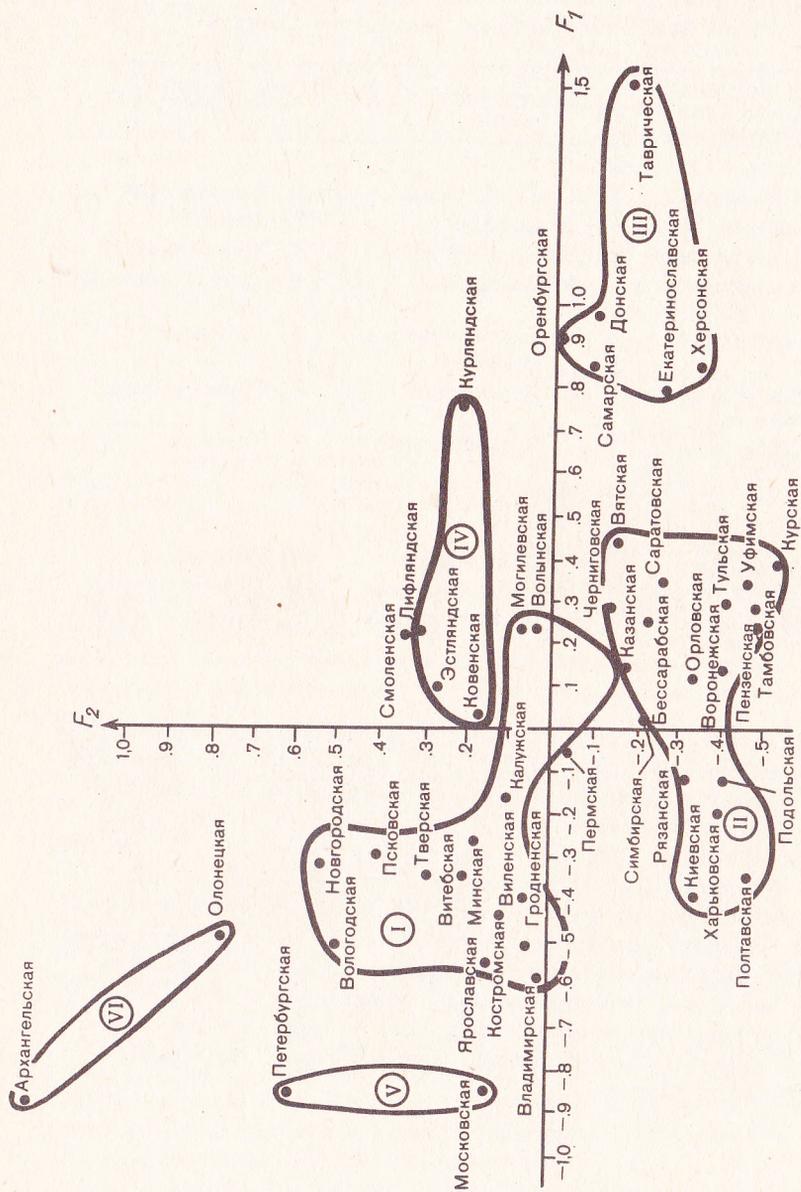


Рис. 5. Диаграмма расположения губерний и их типологических групп в поле двух первых факторов: I - Нечерноземный тип, II - Среднечерноземный тип, III - Степной тип, IV - Прибалтийский тип, V - Столичный тип, VI - Северный тип

Рассматривая вопрос о совместном применении методов автоматической классификации и факторного анализа, следует иметь в виду, что факторные веса сами могут быть основой для классификации исследуемых объектов, которыми в данном случае являются губернии. Прежде всего по всей совокупности выделенных факторов может быть проведена многомерная классификация изучаемых объектов, например методами кластерного анализа, который был применен при многомерной аграрной типологии губерний Европейской России по данным 19 показателей. Иначе говоря, многомерная типология может предшествовать факторному анализу, как это было в нашем исследовании, может и завершать его. Так, вместо 19 исходных показателей многомерная типологическая классификация губерний может быть проведена по факторным весам 5 выделенных факторов. Подобный путь исследования предпочтителен в тех случаях, когда имеется большое число признаков, характеризующих совокупность исследуемых объектов, и их содержательный отбор является затруднительным.

Здесь целесообразнее начать со "сжатия" информации. Далее классификация объектов может быть проведена по любому из выделенных факторов или по всей их совокупности. Практически наиболее часто употребляют классификацию объектов по двум факторам, что позволяет представить результаты такой классификации наглядно, визуально. Во всех случаях классификация будет многомерной, ибо даже при группировке по одному фактору учитывается несколько показателей.

Нередко результаты факторного анализа используют и для визуализации многомерной классификации, построенной на основе набора исходных показателей. С этой целью классифицируемые объекты располагают на плоскости двух первых (или, вообще говоря, двух любых) факторов. Расположение губерний и их типологических групп, полученных при использовании кластер-анализа в пространстве 19 показателей аграрного развития, на плоскости двух первых факторов, выявленных с помощью метода ЭП (эти факторы объясняют более 40% от суммарной дисперсии всех 19 признаков), наглядно иллюстрирует взаимное расположение типологических групп, степень их "компактности", внутреннюю структуру (рис. 5).

Интересно, что типологические группы на плоскости этих факторов практически не "перекрываются". Видно, что столичные губернии стоят "особняком" от остальных групп, составляя отдельный тип аграрной структуры (то же можно отнести и к северным губерниям). Диаграмма показывает, что основные различия среднечерноземного и нечерноземного типов аграрной структуры определялись не первым из двух факторов (характер разложения крестьян и уровень развития земледелия), а вторым (интенсификация животноводства). На диаграмме наглядно отражены соотношения между прибалтийским и степным типами аграрной структуры.

## § 6. Анализ взаимодействия основных показателей аграрной структуры губерний (модели множественной регрессии)

Результаты применения факторного анализа позволили выявить обобщенные факторы аграрного развития губерний и регионов Европейской России. Дополнить и углубить исследование причин, вызвавших неравномерность аграрного развития губерний и районов по основным аспектам этого развития, позволяет регрессионный анализ.

Как уже отмечено (§ 1, глава II), модели множественной регрессии дают возможность оценить значение отдельных факторных (независимых) признаков в изменениях результирующего (зависимого) признака, выразить количественно зависимость результирующего признака от факторных, определить коэффициент множественной корреляции  $R$ , показывающий, какая доля общей вариации результирующего признака объясняется вариацией учтенных в уравнении множественной регрессии факторных признаков.

При построении моделей множественной регрессии мы исходили из набора 19 показателей аграрного развития 50 губерний Европейской России. Этот набор дополнен еще одним, 20-м признаком, приближенно характеризующим качество земель каждой губернии. Этот признак дихотомический, т.е. принимает значения: одно для 26 нечерноземных губерний и другое — для 24 черноземных.

Основой отбора факторных признаков при построении каждого уравнения множественной регрессии послужили два принципа. Во-первых, в уравнение множественной регрессии не включены такие факторные признаки, которые по смыслу не должны воздействовать на результирующий признак или находятся с ним в обратной причинно-следственной связи. Так, при построении регрессионной модели для урожайности зерновых из набора факторных признаков исключен показатель "осенние цены ржи", так как очевидно, что этот показатель не мог воздействовать на данный результирующий признак, связь здесь имеет обратное направление.

Во-вторых, при отборе факторных признаков исключены ситуации, которые приводили к мультиколлинеарности, т.е. к появлению среди факторных признаков тесно связанных (коэффициенты их парной корреляции превышали по абсолютной величине определенный порог, например 0,7). В этом случае из двух тесно связанных признаков в уравнение включали содержательно более значимый для рассматриваемого результирующего признака; если сделать такой выбор было затруднительно, исключали тот из двух факторных признаков, для которого связь с результирующим признаком была слабее. Так, при построении модели множественной регрессии для результи-

рующего показателя "доля дворов безлошадных и однолошадных" из двух показателей найма сельскохозяйственных рабочих необходимо один исключить, так как коэффициент их корреляции очень высок (0,95). Сравнение тесноты связи этих признаков с результирующим показателем, что для первого из них (доля наемных сельскохозяйственных рабочих по отношению к местным работникам) связь с результирующим признаком значительно теснее, чем для второго (число наемных рабочих на десятину посева); соответствующие коэффициенты корреляции равны -0,34 и -0,18. Поэтому в уравнение регрессии в данном случае включен первый из двух показателей найма.

Модели множественной регрессии строили с помощью метода пошаговой линейной регрессии. На очередном шаге процедуры этого метода в уравнение вводили такой факторный признак, который максимально увеличивал долю объясненной дисперсии результирующего признака. Пошаговый процесс прекращался, если введение очередного факторного признака несущественно улучшало качество модели (т.е. доля объясненной дисперсии возрастала мало, например, на 1%).

Отметим, что именно долю объясненной дисперсии результирующего признака мы рассматривали как показатель существенности факторного признака. Статистические оценки значимости полученных коэффициентов регрессии для проверки существенности факторных признаков использованы в данной работе как вспомогательные, так как мы располагаем генеральной совокупностью (50 губерний Европейской России); кроме того, этот метод проверки существенности заслуживает доверия лишь в тех случаях, когда факторные признаки некоррелированы (или весьма слабо коррелированы), что редко выполняется в практике исследований ~~xxxxx~~.

\* \* \*

\*

Мы использовали линейную модель множественной регрессии:

$$Y = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_m X_m,$$

где  $Y$  - результирующий признак;  $X_1, \dots, X_m$  - факторные признаки;  $m$  - число факторных признаков;  $b_1, \dots, b_m$  - коэффициенты регрессии;  $b_0$  - свободный член уравнения.

Уравнения множественной регрессии, полученные на основе 20 показателей аграрного развития губерний Европейской России, показывают, что для достижения достаточно высокой доли объясненной дисперсии результирующих признаков ( $R^2 > 0,50$ ) хватает 3-7 факторных признаков (таблица 23). Так,

~~xxxxx~~ Отметим, что поскольку мы располагаем генеральной совокупностью, то при построении регрессионных моделей в данной работе вопрос о нормальности распределения признаков не является существенным. Что касается гипотезы о линейности, то при построении каждой модели эта гипотеза проверялась.



Объясненная дисперсия, %	48,4	9,2	4,4	8,5	-	-	+2,67	70,5
--------------------------	------	-----	-----	-----	---	---	-------	------

\* Список признаков:  $X_1$  - доля наемных сельскохозяйственных рабочих по отношению к местным работникам, %;  $X_2$  - размер земельного надела на душу, дес.;  $X_3$  - доля дворянской земли в удобной земле, %;  $X_4$  - доля проданных частновладельческих земель к общей их площади, %;  $X_5$  - доля арендованной крестьянами земли к наделной земле, %;  $X_6$  - посев на душу населения, дес.;  $X_7$  - сбор хлебов и картофеля на душу населения, пуд.;  $X_8$  - урожайность зерновых, пуды с дес.;  $X_9$  - число наемных рабочих на десятину посева;  $X_{10}$  - число лошадей на десятину посева;  $X_{11}$  - численность продуктивного скота на десятину посева;  $X_{12}$  - число лошадей на душу населения;  $X_{13}$  - доля дворов безлошадных и однолошадных, %;  $X_{14}$  - доля дворов с 4 и более лошадей, %;  $X_{15}$  - продуктивный скот на душу населения;  $X_{16}$  - поденная плата сельскохозяйственным рабочим в уборку урожая, коп.;  $X_{17}$  - цена десятины земли, руб.;  $X_{18}$  - арендная плата за десятину пашни, руб.;  $X_{19}$  - осенние цены ржи, коп. за пуд.;  $X_{20}$  - качество земель (0 - нетероземные, 1 - чернотоземные). Нумерация признаков в данном параграфе несколько изменена. Показатели  $X_1$  и  $X_9$  учитывают постоянных наемных рабочих.

Таблица 24

Модели множественной регрессии, построенные по данным двух групп губерний помещичьего и крестьянского типов социальной аграрной структуры

Номер регрессионной модели	Тип социальной аграрной структуры	Результивный признак	Факторные признаки										Свободный член уравнения	Доля объясненной дисперсии, %
			1	крестьянский помещичий	$X_{15} =$	-0,012 $X_8$	+0,03 $X_2$	-0,075 $X_3$	-0,060 $X_{18}$	-0,00016 $X_5$	+1,46 $X_{17}$	+0,968		
2	крестьянский помещичий	$X_{15} =$	-0,165 $X_{20}$	+0,678 $X_6$	+0,0040 $X_4$	+0,0026 $X_5$	+0,0015 $X_3$	-	-0,308	97,5				
		$X_7 =$	-23,8 $X_{11}$	+0,49 $X_{16}$	+1,18 $X_{20}$	+0,722 $X_1$	-	-	+19,6	97,1				
3	крестьянский помещичий	$X_7 =$	0,166 $X_{16}$	+0,398 $X_3$	+2,13 $X_{20}$	+0,537 $X_1$	-16,9 $X_{11}$	+3,26 $X_{12}$	+11,1	98,9				
		$X_8 =$	-15,5 $X_{20}$	+33,2 $X_{10}$	+0,113 $X_{17}$	+0,768 $X_2$	-	-	+16,63	92,0				
		$X_8 =$	0,662 $X_5$	+0,181 $X_{17}$	+0,273 $X_3$	+0,383 $X_1$	+5,37 $X_{20}$	-	+17,83	99,0				

74% общей вариации сбора хлебов на душу ( $X_7$ ) объясняются вариацией 7 показателей, а 63,8% вариации посева на душу ( $X_6$ ) дают вариации 3 показателей. Лишь для одного из 19 построенных нами уравнений множественной регрессии доля объясненной дисперсии результирующего признака ("отношение арендованной крестьянами земли к наделной земле") не достигла 50%. Это, с одной стороны, еще раз свидетельствует о представительности рассматриваемого набора признаков аграрного развития губерний. С другой стороны, достаточно высокие значения  $R^2$  дают аргумент в пользу адекватности линейных моделей множественной регрессии в обсуждаемой задаче.

Рассмотрим более подробно уравнения множественной регрессии (таблица 23). Первое из этих уравнений показывает зависимость результирующего признака  $X_7$  (сбор хлебов на душу) от основных факторов -  $X_{12}$  (лошадей на десятину посева), объясняющего 37,9% изменений сбора хлебов по 50 губерниям,  $X_{11}$  (продуктивный скот на десятину посева, 16,1% объясненной дисперсии),  $X_7$  (доля наемных сельскохозяйственных рабочих к отношению к местным работникам, 8,5%),  $X_{16}$  (поденная плата сельскохозяйственным рабочим в уборку урожая, 3,0%),  $X_3$  (доля дворянской земли в удобной земле, 3,1%),  $X_4$  (отношение проданных частновладельческих земель к общей их площади, 2,7%),  $X_{20}$  (качество земель, 2,6%).

Из первого уравнения следует, что сбор хлебов на душу в целом по губерниям Европейской России выше прежде всего там, где больше лошадей на десятину посева, где больше наемных сельскохозяйственных рабочих, где выше поденная плата сельскохозяйственным рабочим и больше доля дворянской земли, где лучше земли. Напротив, сбор хлебов меньше там, где больше продуктивного скота на десятину посева и выше отношение проданных частновладельческих земель к их общей площади.

Напомним, что уравнение регрессии дает и количественную оценку влияния каждого факторного признака на результирующий при фиксировании всех остальных факторных признаков. Так, из первого уравнения следует, что увеличение доли наемных сельскохозяйственных рабочих на 1% в среднем соответствовало росту сбора хлебов на 0,33 пуда с десятины (при постоянных значениях остальных 6 факторов).

Переходя ко второму уравнению, отметим, что и для объяснения вариаций размеров посева на душу ( $X_6$ ) наиболее существенным фактором оказался также  $X_{12}$  (численность лошадей на душу, 46,8%). Уравнение показывает, что посев на душу больше там, где более высокая цена десятины земли.

Из третьего уравнения следует, что существенный фактор для объяснения вариации доли дворов безлошадных и однолошадных ( $X_{13}$ ) - это сбор хлебов на душу (33,6%). Там, где сбор

хлебов на душу ниже на 1 пуд, доля безлошадных и однолошадных дворов выше в среднем на 0,19%. Увеличение доли таких дворов связано также с уменьшением обеспеченности продуктивным скотом, размеров посева на душу; она выше там, где меньше доля наемных сельскохозяйственных рабочих и отношение проданных частновладельческих земель к их общей площади.

Четвертое уравнение показывает, что интенсивность применения наемного труда ( $X_{9}$ ) прежде всего определялась количеством продуктивного скота на десятину посева (24,7% объясненной дисперсии) и долей дворянской земли в удобной земле (22,6%). Наемных рабочих на десятину посева больше также там, где более высока доля дворов с 4 и более лошадьми и выше урожайность зерновых. Интенсивность найма возрастала с уменьшением земельного надела на душу и числа лошадей на десятину посева (обнищание крестьян превращало их в сельских пролетариев). В среднем наемных рабочих на десятинах посева несколько больше в нечерноземных губерниях.

Пятое уравнение отражает зависимость цены десятины земли ( $X_{10}$ ) от 3 основных факторов – качества земель (36,1% объясненной дисперсии), величины земельного надела на душу (13,2%) и урожайности зерновых (6,4%). Цена десятины земли выше там, где лучше земли, выше урожайность и меньше надел на душу.

Наконец, из шестого уравнения следует, что арендная плата за десятину пашни ( $X_{11}$ ) определялась прежде всего ценой десятины земли (48,4%), сбором хлебов на душу (9,2%) и качеством земель (8,5%); она также выше там, где меньше размеры посева на душу.

\* \* \*

\*

Не меньший интерес, чем статистические зависимости, присутствующие всей совокупности 50 губерний Европейской России, представляет сопоставление моделей множественной регрессии, построенных для разных типов социальной аграрной структуры. Такое сопоставление дает возможность выявить различия факторов, существенных для объяснения вариации одного и того же результирующего показателя, для разных типологических групп губерний.

С этой целью обратимся к характеристике социального аграрного районирования Европейской России (см. таблицу 12), которая содержит перечень 12 губерний, формирующих помещичий тип, а также 12 губерний крестьянского типа социальной аграрной структуры. Рассмотрим уравнения множественной регрессии, построенные отдельно для каждой из этих типологических групп губерний (таблица 24).

Первое, что следует отметить при анализе таблицы 24, – это очень высокие значения  $R^2$ . Доля объясненной дисперсии

для всех 6 уравнений близка к 100%, и лишь в одном случае равна 80,3%. Это и естественно, так как обе анализируемые совокупности состоят из однородных объектов (губерний). Второе, структура факторов, существенных для одного и того же результирующего признака, весьма заметно изменяется при переходе от одного типа социальной аграрной структуры к другому.

1. Начнем с регрессионных моделей, построенных для признака  $X_{15}$  — продуктивный скот на душу населения. Для губерний крестьянского типа социальной аграрной структуры обеспеченность продуктивным скотом выше прежде всего там, где ниже арендная плата за десятину пашни, доля дворянской земли в удобной земле, а также урожайность зерновых и где выше размер земельного надела.

В губерниях помещичьего типа продуктивного скота на душу больше там, где хуже качество земель, больше посев на душу и выше доли дворянской земли, проданных частновладельческих земель и арендованной крестьянской земли.

Сопоставление этих моделей показывает, что лишь 2 признака входят в число существенных для объяснения вариации обеспеченности продуктивным скотом в губерниях разного типа. Это признаки  $X_3$  (доля дворянской земли) и  $X_5$  (отношение арендованной крестьянами земли к надельной). Характерно, что если в первое уравнение (для крестьянского типа) оба показателя входят со знаком "+", то во втором уравнении они имеют противоположный знак. Противоположность знаков отражает разный характер землепользования в рассматриваемых группах губерний: в губерниях, принадлежащих к помещичьему типу, увеличение масштабов аренды крестьянами земли и доли дворянской земли способствовало увеличению продуктивного скота на душу, в то время как в губерниях крестьянского типа эти процессы в большей мере были связаны с сельскохозяйственными занятиями.

2. Переходя к моделям, построенным для объяснения вариации признака  $X_7$  (сбор хлебов на душу), отметим здесь большую степень сходства структуры факторных признаков. Так, все 4 факторных признака в модели для крестьянского типа вошли в состав существенных факторов в модели помещичьего типа. Правда, значение их в моделях существенно различается. Так, для губерний крестьянского типа сбор хлебов выше прежде всего там, где меньше продуктивного скота на десятину посева. Для губерний помещичьего типа эта зависимость имеет то же направление, но она гораздо менее существенная (пятый по значению фактор, 4,8% объясненной дисперсии). Наиболее существенный фактор для губерний помещичьего типа — поденная плата сельскохозяйственным рабочим в уборку урожая — становится менее существенным для губерний крестьянского типа (второй по значению фактор). Показатель интенсивности найма постоянных сельскохозяйственных рабочих ( $X_1$ ) имел существенное значение для увеличения сбора хлебов в губерниях помещичьего

типа (второй по значению фактор), но он был лишь четвертым по воздействию на уровень сбора хлебов в губерниях крестьянского типа. Отметим также, что одним из существенных факторов в модели для помещичьего типа является доля дворянской земли, увеличение которой на 1% связано с ростом сбора хлебов на душу в среднем на 0,4 пуда. В число существенных факторов модели для крестьянского типа этот показатель вообще не вошел.

3. Наконец, сопоставление моделей множественной регрессии, построенных для результирующего показателя  $X_3$  (урожайность зерновых), также показывает существенные различия в их структуре. Наибольший "вклад" в объяснение вариации урожайности в губерниях крестьянского типа дает качество земель, причем урожайность выше в нечерноземных губерниях (в среднем 48,2 пуда с десятины), чем в черноземных (в среднем 33,6 пуда с десятины). В губерниях помещичьего типа урожайность зерновых выше там, где земли лучшего качества, но участие этого фактора весьма скромное. Второй по значению фактор в обеих моделях — цена десятины земли; урожайность выше в тех губерниях, где цена десятины земли более высокая (при прочих равных условиях). В губерниях крестьянского типа рост урожайности связан также с увеличением числа лошадей на десятину посева и величиной земельного надела на душу. Для роста урожайности в губерниях помещичьего типа существенное значение имели также такие факторы, как отношение арендованной крестьянами земли к наделной земле, доля дворянской земли в удобной земле и интенсивность наемного труда.

Таким образом, сопоставление регрессионных моделей, построенных по данным двух групп губерний, показало их существенные различия, идущие от специфики социальных аграрных структур. Эти различия проявляются, в частности, в том, что в число существенных факторов для всех 3 моделей, построенных по данным губерний помещичьего типа, вошел показатель "доля дворянской земли в удобной земле", возрастание которого способствовало увеличению значений результирующих признаков. Что касается моделей, построенных по данным губерний крестьянского типа, то этот показатель включен как существенный всего один раз, и при этом с противоположным направлением воздействия на результирующий признак.

В целом множественная регрессия дает гибкий и адекватный инструмент для выявления участия различных факторов, влияющих на результирующие признаки, для историко-сравнительного анализа характеристик аграрного развития губерний Европейской России на рубеже XIX-XX вв.

\* \* \*

\*

Рассмотрение различных аспектов аграрной типологии гу-

берний Европейской России в конце XIX – начале XX в. наглядно показывает эффективность использования различных методов МСА (кластер-анализа, распознавания образов, факторного анализа, теории нечетких множеств, множественной регрессии) при решении типологических проблем аграрной истории. Выявленная с их помощью на основе представительного набора показателей типология аграрных губерний Европейской России углубляет и конкретизирует имеющиеся представления о существенных чертах аграрного строя Европейской России и его социальной структуре. Результаты многомерного анализа со всей очевидностью показывают, что наиболее существенные различия в социальной аграрной структуре губерний Европейской России на рубеже XIX–XX вв. связаны с двумя типами буржуазной аграрной эволюции – помещичьим (“прусским”) и крестьянским (“американским”).

#### ПРИМЕЧАНИЯ К ЧАСТИ II

<sup>1</sup> Ковальченко И.Д., Бородкин Л.И. Аграрная типология губерний Европейской России на рубеже XIX–XX веков. (Опыт многомерного количественного анализа). – История СССР, 1979, № 1; они же. Структура и уровень развития районов Европейской России на рубеже XIX–XX вв. (Опыт многомерного анализа). – История СССР, 1981, № 1.

<sup>2</sup> См. об этом: Нифонтов А.С. Зерновое производство России во второй половине XIX века. М., 1974, предисловие.

<sup>3</sup> Барг М.А., Черняк Е.Б. Регион как категория внутренней типологии классово-антагонистических формаций. – В кн.: Проблемы социально-экономических формаций. (Историко-типологические исследования). М., 1975, с. 40.

<sup>4</sup> Барг М.А., Черняк Е.Б. Указ. соч., с. 62, 64.

<sup>5</sup> Ленин В.И. Развитие капитализма в России, гл. IV. – Полн.собр.соч., т. 3.

<sup>6</sup> Там же, с. 259, 258.

<sup>7</sup> Ковальченко И.Д., Бородкин Л.И. Аграрная типология., с. 61.

<sup>8</sup> Маркс К. и Энгельс Ф. Соч., т. 24, с. 355.

<sup>9</sup> Ковальченко И.Д., Бородкин Л.И. Аграрная типология..., с. 92–93.

<sup>10</sup> Ленин В.И. Полн.собр.соч., т. 3, с. 247–263.

<sup>11</sup> Ленин В.И. Полн.собр.соч., т. 3, с. 433.

<sup>12</sup> Ковальченко И.Д., Бородкин Л.И. Аграрная типология..., с. 80–81.

<sup>13</sup> Там же, с. 81–82.

- 14 Там же, с. 89-90.
- 15 Ленин В.И. Полн.собр.соч., т. 16, с. 217-218.
- 16 Ленин В.И. Полн.собр.соч., т. 3, с. 268-269.
- 17 Бородкин Л.И., Ковальченко И.Д. Вероятностная многомерная классификация в исторических исследованиях. (По данным об аграрной структуре губерний Европейской России на рубеже XIX-XX вв.). - В кн.: Математические методы и ЭВМ в исторических исследованиях. М., 1984.
- 18 Бородкин Л.И. Об одном подходе к построению размытой классификации объектов социально-экономических систем. - В кн.: Системное моделирование социально-экономических процессов. Таллин, 1983, с. 116-117.
- 19 Бородкин Л.И., Стадник О.Е. Алгоритм построения решающего правила в задаче распознавания образов с использованием размытых множеств. - Автоматика и телемеханика, 1985, № 11.
- Этот алгоритм дал лучший результат (по сравнению с опубликованными результатами) в известной тестовой задаче Фишера по многомерной классификации 150 объектов. Соответствующая программа для ЭВМ составлена О.Е.Стадником.
- 20 Ковальченко И.Д., Бородкин Л.И. Структура и уровень развития районов Европейской России...
- 21 Браверман Э.М. Методы экстремальной группировки параметров и задача выделения существенных факторов. - Автоматика и телемеханика, 1970, № 1, с. 97-108; Жуковская В.М., Мучник И.Б. Факторный анализ в социально-экономических исследованиях. М., 1976.
- 22 Алгоритм метода экстремальной группировки параметров позволяет вводить определенные ограничения в процессе формирования групп признаков. Исходя из линейной модели связи признаков каждой группы со "своим" фактором, мы учитывали при формировании групп нелинейный характер связи содержательно ценных признаков 8, 9 и 10.
- 23 Ковальченко И.Д., Бородкин Л.И. Структура и уровень развития районов Европейской России...
- 24 Там же, с. 97-98.
- 25 Там же, с. 87.
- 26 Обработку данных с помощью центроидного метода проводила И.М.Промахина. Автор благодарен И.М.Промахиной, предоставившей ему результаты этой обработки.

ОПЫТ ПРИМЕНЕНИЯ МЕТОДОВ  
МНОГОМЕРНОГО АНАЛИЗА  
ПРИ ИЗУЧЕНИИ НАРРАТИВНЫХ ИСТОЧНИКОВ

В работах историков меньшее распространение получили количественные методы анализа описательных источников (исторические хроники, историко-публицистические произведения, периодическая печать, документы различных организаций, мемуары, дневники, автобиографии, частная переписка и т.д.). Информация, содержащаяся в этих ценных и интересных источниках, слабо формализуема, что несколько ограничивает возможности использования стандартных математических методов.

Однако в последние годы арсенал методов, используемых для анализа документов указанных типов, начал расширяться. Наряду с традиционным, классическим анализом содержания документов историки начали активно применять и количественные, формализованные методы анализа. Существенно различаясь, традиционный и количественный подходы к анализу текстов не исключают, а взаимно дополняют друг друга, позволяя компенсировать имеющиеся в каждом недостатки, так как оба подхода преследуют одну и ту же цель — получение достоверных и надежных результатов исследования.

Глава I

КОНТЕНТ-АНАЛИЗ И ПРОБЛЕМЫ ИЗУЧЕНИЯ  
ИСТОРИЧЕСКИХ ИСТОЧНИКОВ

§ 1. Проблемы методологии  
и методики контент-анализа

Работа, связанная с систематизацией и упорядочением материала при анализе содержания документов, имеет давние традиции. В марксистской социологии они восходят к трудам К. Маркса, содержащим анализ современной ему прессы<sup>1</sup>. Однако лишь 30-40 лет назад в связи с потребностями социологических исследований по анализу содержания массовой коммуникации были сформулированы общие принципы формализации приемов анализа текстов, получивших в совокупности название контент-анализ. В течение 60-х и 70-х годов советскими исследователями в области общественных наук опубликованы десятки работ как по проблемам методологии и методики контент-анализа<sup>2</sup>, так и по результатам применения контент-анализа в конкретных исследо-

ваниях по социологии, психологии, этнографии, фольклористике и т.д.<sup>3</sup>.

В чем же заключается суть методов контент-анализа?

Сущность методов контент-анализа сводится к тому, чтобы найти такие легко подсчитываемые признаки, черты, свойства документа (например, частота употребления определенных терминов), которые с необходимостью отражали бы существенные стороны его содержания<sup>4</sup>. В таком случае качественное содержание делается измеримым, становится доступным точным вычислительным операциям. Результаты анализа становятся более объективными. Ограниченность формализованного анализа заключается в том, что далеко не все богатство содержания документа может быть измерено с помощью формальных показателей.

Процедура контент-анализа заключается в сведении рассматриваемого текста к ограниченному набору определенных элементов, которые затем подвергаются счету и анализу. Контент-анализ обычно применяют при наличии обширного по объему и не-систематизированного материала, когда его непосредственное использование затруднено. Такой подход полезен в тех случаях, когда категории, важные для целей исследования, характеризуются определенной частотой появления в изучаемых текстах.

На первом этапе контент-анализа составляют список интересующих исследователя символов (первичных понятий), а затем вводят категории — более укрупненные смысловые единицы, представляющие классы символов.

Выделение единиц анализа зависит от исходных теоретических посылок исследователя, от его мировоззренческих принципов.

Советские исследователи, разрабатывающие приемы контент-анализа, считают, что смысловой единицей контент-анализа должна быть социальная идея, социально значимая тема<sup>5</sup>. В тексте она может быть выражена по-разному: одним словом, некоторым устойчивым сочетанием слов, может вообще не иметь явного терминологического выражения, а преподноситься описательно. В связи с этим перед исследователем возникает задача выделения первичных понятий (индикаторов или символов), по которым определяется наличие в тексте категорий, значимых с точки зрения целей исследования.

Индикаторы (символы) по своему характеру могут быть весьма неоднородными: относящиеся к теме слова и словосочетания, термины, имена людей, названия организаций, географические названия, упоминание исторических событий и т.п.

Выбор темы в качестве единицы анализа подразумевает внутреннее разделение текста на определенные части (единицы контекста), внутри которых тема может быть определена.

При изучении текстов, связанных, например, с политическими проблемами, смысловые единицы могут включать внутренние и внешние международные события; лиц, являющихся их участниками и инициаторами; отношение к событиям в терминах: «за-

против", "выгодно-невыгодно", "хорошо" - "плохо", в чьих это интересах и т.п.; преследуемые интересы (политические, экономические, партийные, национальные, личные); способ достижения цели (убеждение, насилие, экономическое давление, моральное или политическое воздействие); характеристики социальных слоев, общественных групп и т.д.

Существенными характеристиками в контент-анализе являются наряду с частотами смысловых единиц и частоты их связанности, а также отношение к этим смысловым единицам коммуникаторов (знак высказывания)<sup>6</sup>.

Характеризуя возможности контент-анализа, отметим, что широкое распространение контент-анализ получил в исследованиях двух типов: 1 - сопоставление текстов одного автора (или, например, одной организации, органа печати), относящихся к разным периодам времени, чтобы выявить тенденции изменений его взглядов, позиций; 2 - сопоставление текстов, относящихся к разным авторам (организациям, органам печати и т.д.), чтобы выявить различия, характеризующие содержание этих текстов.

В работах, связанных с применением контент-анализа, можно встретить различные оценки степени объективности таких исследований<sup>7</sup>. Безусловно, достоинством контент-анализа является *воспроизводимость* результатов, полученных на его основе. Действительно, если исследователь зафиксировал набор смысловых единиц текста, то выводы, полученные в его работе, могут быть проверены (повторены) на основе частотных данных, извлекаемых из рассматриваемого текста. В этом плане контент-анализ выгодно отличается от иллюстративного подхода, когда исследователь, изучивший текст, излагает свою точку зрения, иллюстрируя ее отдельными (выборочными) примерами или выдержками из текста. Личность исследователя может влиять на характер полученных им выводов. В этой связи уместно напомнить высказывание из работы В.И.Ленина "Империализм, как высшая стадия капитализма": "...при громадной сложности явлений общественной жизни можно всегда подыскать любое количество примеров или отдельных данных в подтверждение любого положения..."<sup>8</sup>.

Конечно, выводы, полученные с применением контент-анализа, могут быть и неверными - они определяются подходом исследователя к формированию набора смысловых единиц текста. Данный этап контент-анализа является главным, создает методологический уровень реализации контент-анализа и, на наш взгляд, не может быть формальным. Однако именно это условие и вызывает обвинения контент-анализа в субъективности<sup>9</sup>. Главные теоретические посылки исследователя, его методологические принципы проявляются в основном здесь - при выборе индикаторов и распределении их по категориям, при этом выделяемые смысловые единицы текста декларируются явным обра-

зом, что делает все этапы работы воспроизводимыми.

Разумеется, контент-анализ не может охватить все богатство содержания изучаемых текстов, поэтому его применение должно сочетаться с традиционными приемами исследований<sup>10</sup>.

## § 2. О возможностях применения контент-анализа при изучении исторических источников

Использование формализованных приемов анализа нарративных исторических источников как средства для извлечения скрытой информации встречается в работах советских историков<sup>11</sup>. Существенное значение в таких исследованиях отводится применению методик контент-анализа. Так, Ю.Ю.Кахк отмечает, что советские источниковеды считают контент-анализ достаточно перспективным при изучении массовых исторических источников<sup>12</sup>. В то же время очевидна необходимость учета специфики исторических источников при использовании контент-анализа для изучения их содержания<sup>13</sup>. Весьма интересный и конструктивный вариант адаптации методик контент-анализа к потребностям задач изучения исторических источников предлагается в работе Д.В.Деопика<sup>14</sup>.

Как указывает Д.В.Деопик, существуют два аспекта применения количественных методов в исследованиях общества: что считать и как считать. Первую проблему он считает наиболее важной; необходимо привести фактический материал, чрезвычайно сложный и многосторонне взаимосвязанный, к сопоставимому количественному виду.

Процедура анализа текста источника сводится к выявлению простейших составляющих элементов для данного типа документов в его конкретном виде (т.е. в определенной культуре, на определенном временном отрезке), классификации этих элементов, рассматриваемых как признаки изучаемого явления, и определению массовости каждого из них. На следующем этапе исследуют отношения между элементами в пределах всего периода целиком, затем эволюцию этих отношений от начала до конца периода (а также эволюцию набора элементов, т.е. появление новых и исчезновение старых элементов).

Д.В.Деопик указывает на особенности составления перечня признаков (смысловых единиц) для массива однородных документов и нарративных источников типа древних хроник. Текст следует записывать в виде определенного числа высказываний (в логическом понимании этого слова). Высказывание, или "простейшее событие", соответствует одному поступку человека (в эпиграфике, например) или акции государства (в источнике, описывающем "дела царств"). Элементы высказывания: субъект, предикат, объект, предмет действия (например: "X подарил Y поле" или "X захватил у Y город"), а также пространственно-временную характеристику можно легко извлечь из текста или контекста.

Эти принципы анализа текстов Д.В.Деопик реализовал в своих исследованиях по различным аспектам истории Юго-Восточной Азии, в частности при изучении древней восточной летописи "Чуньцю" и при анализе материалов бирманской эпиграфики<sup>15</sup>.

Текст "Чуньцю" – древнейшего памятника древнекитайской исторической традиции (написан в VII–У вв. до н.э.) – содержит огромное число отрывочных конкретных сведений по истории, в основном политической, государств бассейна Хуанхэ и южнее, но они не обобщены. В то же время летопись позволяет сопоставлять отдельные факты; компактность изложения, отсутствие мотивировок, краткость и ясность сообщений облегчают задачи исследования.

В качестве основной смысловой единицы текста "Чуньцю" Д.В.Деопик выделил "простейшее событие" (п.с.), которое определяется через понятие "действие". Из летописи были выписаны все виды "действий"; среди них выявились 64 п.с. Наиболее массовыми оказались 20 п.с. На долю этих 20 п.с. приходится более 90% всех упоминаний п.с. Распределение упоминаний каждого п.с. в тексте дало возможность получить характеристики для каждого п.с.:

1 – распространенность (частота встречаемости в тот или иной период) и временные тенденции, 2 – особенности поведения тех или иных государств как субъектов, 3 – наличие географической специфики, отдельной у субъектов и у типов связей между ними (например, по вопросу о границах), 4 – наличие временных тенденций у субъектов и объектов.

Все 64 п.с. были объединены в категории (1 – "внешняя политика", 2 – "военная история", 3 – "быт монархов", 4 – "внутренняя политика", 5 – "экономика", 6 – "сакральное", 7 – "природные явления"), внутри которых имеются подгруппы.

Результаты анализа встречаемости в тексте п.с. всех 7 категорий Д.В.Деопику удалось компактно и наглядно представить в виде таблиц, позволяющих выявить как стабильные во времени, так и эволюционирующие явления, касающиеся в основном политических событий, войн, дел при дворе. Контент-анализ позволил по многочисленным "мелким" фактам проследить отдельные (общие и частные) тенденции в истории китайского общества. VIII–У вв. до н.э. в рассматриваемом районе и выявить особенности политической и социальной жизни древнекитайских государств и их соседей.

Методы контент-анализа использованы в работах советских историков, изучающих источники самых разных типов. В 70–80-е гг. опубликовано не менее 20 таких работ.

\* \* \*

Л.М.Брагина исследовала позиции авторов философских трак-

татов эпохи Возрождения при определении смысла основных этических категорий<sup>16</sup>. Количественному анализу подвергнуты тексты итальянских гуманистов XV в. – трактат Ландино "Об истинном благородстве" и сочинение Неви "О нравах".

Относительная устойчивость и четкость терминологии этих текстов позволили выбрать в качестве смысловой единицы термин, полностью или частично раскрывающий этическое понятие. В текстах рассматриваемых трактатов выявлено более 160 этических терминов, которые были укрупнены путем объединения синонимов и близких по значению терминов в более общие категории. В основу такой группировки положена концепция лексико-семантического поля. С помощью группировки получены 38 укрупненных смысловых единиц для первого трактата и 50 – для второго. Частота употребления этих терминов колебалась от 6 до 190 для первого трактата и от 6 до 429 – для второго. В трактате "Об истинном благородстве" выделены главные термины – "благородство" (*nobilitas, nobilis*) и "добродетель" (*virtus*), частота встречаемости которых оказалась наибольшей. В трактате "О нравах" с наибольшей частотой встречались термины "добродетель" и "счастье" (*foelicitas, beatitudo*).

Чтобы выяснить, какое содержание вкладывали гуманисты XV в. в эти главные этические категории, Л.М.Брагина ввела в рассмотрение частоту совместного употребления пары терминов в рамках контекста. С этой целью она определяла границу контекста. Исходя из особенностей трактатов, такая граница охватывала 3 фразы – одну фразу до и одну фразу после той фразы, где употреблен главный термин. Таким образом, совместное употребление пары терминов фиксировано строго в контексте из трех фраз.

Уже анализ частот сопряженностей каждого из главных терминов с остальными позволяет выявить семантику главных терминов. Л.М.Брагина, однако, использовала еще и коэффициенты корреляции для определения степени близости "окружения" главного термина с "окружением" каждого из сопряженных терминов. В ходе исследования выявилось, что в рассуждениях автора первого трактата о смысле "благородства" преобладают понятия: добродетель, деятельность, происхождение, знание, обещание, душа, достоинство, разум (порядок перечисления этих качеств соответствует их значению в раскрытии смысла термина "благородство"). Аналогичные выводы получены и для остальных главных терминов обоих трактатов.

Интересные результаты в области социально-экономической истории России XVIII-XIX вв. с помощью контент-анализа получены Б.Н.Мироновым<sup>17</sup>. Б.Н.Миронов обработал ответы на 4 хозяйственные анкеты 60-х г. XVIII в. Эти ценные источники по экономическому развитию России позволили исследовать материалы сенатской анкеты 1767 г. о причинах повышения цен на хлеб. По предложению Екатерины II Сенат должен был

собрать сведения по 14 вопросам и затем, подводя итоги, представить ей отчет. Тексты вопросов были посланы 18 губернаторам и 153 уездным воеводам. Всего анкетой было охвачено 176 уездов, или 56% всех уездов России на 1767 г.

Традиционный подход к этому источнику, состоящий в "индивидуализированном" анализе содержания каждой отдельной анкеты, не позволял в полной мере воспользоваться заключенной в них информацией. В первичном виде ответы на вопросы сенатской анкеты 1767 г. не поддаются статистической обработке из-за их расплывчатого характера и "пестроты" содержания. Причины нечеткого характера ответов на вопросы анкеты заключаются в том, что вопросы не предопределяли полностью все варианты ответов на любой из 14 вопросов, а оставляли известную свободу для анкетируемых (говоря языком социологов, это была "открытая" анкета).

Для статистической обработки анкет Б.Н.Миронов составил (после детального анализа материалов по каждому вопросу анкеты) все возможные варианты ответов, которые стало возможно группировать и определить частоту их встречаемости. Для различных вопросов насчитывалось от 5 до 31 варианта ответов.

Результаты частотного анализа показали (по ответам на вопросы анкеты 1767 г.), что главной причиной роста хлебных цен считают неурожай – 74% ответов. Следующей по важности причиной повышения хлебных цен уездным воеводам представляется увеличение числа людей, покулавших хлеб, и соответствующее сокращение числа людей, производивших хлеб (47% ответов). В качестве третьей причины указан рост плотности населения ("умножение людей в уезде") – 15% ответов. В ответах на вопросы анкеты отмечаются возросшее винокурение (14% ответов) и спекуляция хлебом (10% ответов) и т.д.

Приемы контент-анализа использованы Б.Н.Мироновым и при обработке многочисленных сведений о торговле. На основе обстоятельного знакомства с материалами о торговле по ответам на хозяйственные анкеты, а также с топографическими и статистическими описаниями губерний XVIII–XIX вв. он составил программу систематизации и формализации первичных данных, которая имела вид опросного листа или анкеты. Результаты анализа частот встречаемости выделенных категорий по всем 24 вопросам анкеты, подсчитанные по материалам более 4000 ярмарок, сведены Б.Н.Мироновым в виде таблиц, детально раскрывающих структуру ярмарочной торговли России во второй половине XVIII– первой половине XIX в.<sup>18</sup>

Серьезные исследовательские результаты получил Б.Г.Литвак с помощью формализованных приемов анализа документов при изучении крестьянского движения в России в 1855–1863 гг. Б.Г.Литвак указывает: "...крестьянское движение относится именно к таким общественным явлениям, когда количественные

показатели определяют качество, в данном случае – силу воздействия на господствующий класс. Поэтому даже самое блестящее описание самых драматических событий останется только иллюстрацией и не даст материала для серьезных научных обобщений<sup>19</sup>.

Для работы с архивными документами, содержащими сведения о крестьянских волнениях в середине XIX в., Б.Г.Литвак разработал специальную карточку-анкету, которая должна была обеспечить извлечение объективных данных из документа. Исследователь поставил условие: "Исключить влияние наблюдателя на наблюдаемый объект, эмоциональное восприятие факта. Эту возможность нужно было реализовать в таком вопроснике анкеты, который требовал бы точных и конкретных ответов, без предположений и догадок, без оценок"<sup>20</sup>. В карточку-анкету он заносил каждый зафиксированный случай крестьянского выступления; анкета содержала ответы на 10 вопросов. 3 вопроса касались содержания самого события (суть его, конкретный повод и исход). Ответы на два других вопроса должны были фиксировать требования крестьян и дать представление о степени организованности их действий. Еще 3 вопроса касались действий антикрестьянского лагеря – помещиков и представителей власти.

Анализ содержания полученных по 29 губерниям карточек-анкет (их число близко к 1200) позволил сформулировать перечень категорий-форм крестьянских выступлений, насчитывающий 42 формы, разбитых на 5 групп: формы мести и пассивного сопротивления, формы экономических санкций против помещиков, формы экономического террора против помещиков, "политические" санкции против помещиков, формы антиправительственных выступлений. Группировка крестьянских выступлений по этим категориям дала возможность Б.Г.Литваку выявить структуру крестьянского движения в динамике (с 1855 по 1863 г.), определить наиболее характерные формы этого движения на каждый год указанного периода.

Методика контент-анализа применена и для изучения массовых источников, характеризующих общественное сознание крестьянства – документов "приговорного" движения в 1905-1907 гг. (это – приговоры и петиции в Совет министров и на имя царя, приговоры сельских сходов о присоединении к Всероссийскому крестьянскому съезду, приговоры и наказания в I и II Думы). В работе О.Г.Буховца приводятся результаты использования контент-анализа по изучению 72 приговоров и наказов политического характера, принятых крестьянами Самарской губернии в 1905-1906 гг.<sup>21</sup>. Анализ этих документов позволил провести классификацию содержащихся в приговорах требований и сформировать 30 категорий (типов требований). Подсчет частоты встречаемости каждой категории в тексте

изучаемых документов показал, что среди требований крестьян Самарской губернии широко представлены не только экономические, но и общеполитические вопросы, а наличие политических вопросов уже само по себе было качественно новым явлением в крестьянском движении.

О.Г.Буховец обработал также приговоры крестьян Воронежской губернии, что позволило сравнить (с помощью ранговой корреляции) структуру "приговорного" движения в двух губерниях. Новые возможности извлечения "скрытой" информации открылись при анализе на ЭВМ взаимосвязи различных требований в 200 приговорах; с этой целью были вычислены частоты парной встречаемости (в одном документе) каждой пары требований. На основе построенных таблиц сопряженностей определены коэффициенты связи; из их величины можно выделить группы тесно связанных требований, которые можно интерпретировать как обобщенные факторы общественного сознания крестьянства.

Весьма естественными представляются попытки применения историками контент-анализа к материалам прессы. Ведь именно из задач изучения содержания массовой коммуникации и возник контент-анализ. Как отмечает в этой связи В.М.Мазырин, "этот хорошо разработанный социологами метод является исключительно полезным и перспективным и в историческом исследовании (соответствующим образом адаптированный), особенно в изучении современной политической истории"<sup>22</sup>. В.М.Мазырин использовал контент-анализ для изучения политических проблем новейшей истории Вьетнама по материалам прессы.

Вопросы изучения периодической печати методами контент-анализа рассматриваются также в работе И.Д.Архангельской. Критикуя иллюстративный подход к изучению периодики, автор статьи отмечает актуальность разработки способов повышения информативной отдачи источника, одним из которых может стать формализованно-системный анализ материала<sup>23</sup>.

При разработке методики источниковедческого изучения материалов "Торгово-промышленной газеты" (Т-ПГ) за 1910-1914 гг. И.Д.Архангельская за смысловую единицу анализа приняла определенную проблему, а за единицу счета - частоту ее встречаемости, которая может служить показателем значимости проблемы с точки зрения печатного органа, а следовательно, и характеризовать его интерес к данному вопросу и классовые позиции. Всего выявлено более 30 проблем и среди них статьи и заметки о Германии, ее торгово-промышленных связях с Россией; законопроекты и реформы, их подготовка и обсуждение; синдикаты и тресты; состояние финансов России, финансовые проблемы и т.д.

Для каждого материала "Т-ПГ" составлена первичная карточка учета информации, в которой фиксировали категории анализа: дату, отдел, рубрику, название информации, автора. На специальном поле отмечены индекс проблемы, к которой

относится рассматриваемый материал, и индекс проблемы, тесно связанной с данной проблемой.

Отправным моментом второго этапа формализации газетной информации стало определение "краткого содержания статьи". Оно включало такие операции, как выявление ключевых элементов информации, определение ее типа, оценивание содержания. Здесь на помощь исследователю приходят приемы контент-анализа. В статье И.Д.Архангельской приводятся некоторые результаты применения предложенной методики при исследовании материалов "Т-ПГ" с помощью различных принципов выборки: "сквозного", механического и сплошного.

Вопрос о возможностях и специфике применения контент-анализа к источникам личного происхождения не раз затрагивался в литературе. Одним из первых использовал этот подход в источниковедении документов личного происхождения А.С.Маджаров<sup>24</sup>.

Интересный пример применения приемов контент-анализа к такому распространенному типу источников, как протоколы различных организаций, содержится в работе В.З.Дробижева<sup>25</sup>. В его статье излагается методика комплексной статистической обработки протоколов ВСНХ, характеризующих деятельность Высшего Совета Народного Хозяйства в 1917-1929 гг. Каждый протокол, а их было около 200, расчленяли на отдельные вопросы, которые обсуждались на соответствующем заседании ВСНХ. Всего таких вопросов насчитывалось более 11 000. Анализ содержания протоколов ВСНХ проводился по трем линиям: 1 - проследить работу по функциям ВСНХ, 2 - выяснить степень внимания ВСНХ к работе различных отраслей промышленности, 3 - определить степень внимания ВСНХ к промышленности различных экономических районов страны.

Для решения каждой из указанных задач введена соответствующая система смысловых единиц. Так, при анализе функций ВСНХ отдельные вопросы сгруппированы в такие категории, как зарплата рабочих, техника безопасности, национализация промышленности и т.д. Анализ работы ВСНХ по развитию промышленности включал группировку вопросов по отраслевому признаку (категориями считали отрасли промышленности: металлургическую, горнодобывающую, пищевую и т.д.). Наконец, при решении третьей задачи проведена группировка вопросов по экономическим районам.

В результате обработки протоколов по каждому из трех направлений работы ВСНХ определены частоты категорий для каждого из 13 рассматриваемых лет, а также по кварталам. Такой подход позволил отчетливо проследить работу ВСНХ в движении, определить, когда и какие проблемы развития промышленности страны становились особенно острыми и актуальными. Так, например, при анализе функций ВСНХ выяснилось, что проблемы финансирования промышленности наиболее част-

ассматривали в 1918 г. (около 270 раз из общего числа 326 обсуждений в 1917-1929 гг.). Во втором квартале 1918 г. эти вопросы составляли 22,6% от общего числа рассматриваемых ВСНХ вопросов, в то время как в среднем за период 1917-1929 гг. доля вопросов финансирования промышленности равнялась 7,3%.

Таким образом, имеющийся опыт применения советскими историками контент-анализа показывает эффективность этого подхода при изучении источников различных типов. Использование приемов систематизации и формализации изучаемого материала, а также несложных вычислений создает возможности для реализации системного подхода к анализу содержания исторического источника. В итоге историк может получить более обоснованную аргументацию своих выводов, а в ряде случаев извлечь и новую ("скрытую" в тексте) информацию об изучаемом историческом явлении или процессе.

### § 3. Об опыте "компьютеризации" контент-анализа в исторических исследованиях

За рубежом первые работы по контент-анализу появились в 50-е гг. XX в. (авторами их были социологи - специалисты по анализу содержания массовой коммуникации)<sup>26</sup>. Значительный след в проблематике контент-анализа оставили книги, вышедшие в конце 60-х гг.<sup>27</sup>. Выпуск таких изданий продолжается и в наше время<sup>28</sup>. За рубежом методы контент-анализа в исторических исследованиях нашли достаточно широкое применение, хотя масштабы здесь не столь широки, как в социологии или психологии. Раздел "Контент-анализ" уже включен в состав учебников по количественным методам в исторических исследованиях<sup>29</sup>. Некоторые журналы в США регулярно публикуют работы, в которых контент-анализ применяется для изучения содержания исторических источников<sup>30</sup>.

В нашей литературе имеется некоторая информация о работах зарубежных историков, использующих контент-анализ<sup>31</sup>. Мы укажем лишь некоторые новые тенденции, связанные с применением контент-анализа в исторических исследованиях за рубежом.

Наибольшей активностью здесь характеризуются историки ФРГ, США, Франции, особенно те из них, кто работает в контакте с социологами, заняты в историко-социальных исследовательских проектах. Так, в ФРГ работы историков, применяющих контент-анализ, проводятся под эгидой западногерманской организации историков QUANTUM, координируемой Центром историко-социальных исследований в Кельне.

Если одна из первых работ с применением контент-анализа в США связана с изучением биографических данных американских политических деятелей<sup>32</sup>, то к концу 70-х гг. спектр

применений контент-анализа в исторических исследованиях в Европе и США стал достаточно широким. Упомянем здесь лишь некоторые проекты, осуществляемые на основе контент-анализа в "Квантуме": анализ содержания средневековых хроник; конфликты в торговой политике Германии в 1848-1849 гг.; социальный статус кандидатов в рейхстаг в 1898-1912 гг.; социальный протест в Германии XIX в.; брак и семья по материалам писем епископа Германии своей пастве; формирование новой элиты: социальная структура и политические функции местной администрации во Франции (1787-1820 гг.); анализ содержания завещаний (1648-1791 гг.) и т.д.<sup>33</sup>.

Объем данной работы ограничивает возможности анализа этих исследований. Охарактеризуем лишь исследование Г.Беста, в котором контент-анализ применяется к содержанию и контексту петиций, поданных во Франкфуртский парламент, для изучения конфликтов вокруг торговой политики в период революции 1848-1849 гг. в Германии<sup>34</sup>. С методической точки зрения эта работа интересна тем, что полученные на основе контент-анализа данные о частотах встречаемости категорий обработаны с помощью методов многомерной статистики.

Исходная посылка Г.Беста весьма любопытна. Он решил проверить марксистский тезис о том, что в период революции классовые конфликты обостряются, исключают объединенные политические действия буржуазии, крестьян, рабочих и толкают буржуазию в лагерь реакции. На наш взгляд, исследование оказалось неудачным, оно выявило основные пороки и недостатки, свойственные бихевиористскому подходу в историческом анализе. Рассмотрение политических вопросов Г.Бест переносит в плоскость отражения в петициях борьбы вокруг торговой политики: установления протекционистских торговых тарифов или утверждения принципов свободной торговли, т.е. борьбы протекционизма и фритредерства. Из общего числа 30 000 петиций Г.Бест отбирает около 3000 петиций, имевших отношение к торговой политике. При подписании петиций, как правило, указывалось занятие, что дало возможность распределить подписавшихся по социальным категориям. Определив список категорий (требования в петициях), Г.Бест с помощью модифицированного коэффициента связи альтернативных признаков выясняет заинтересованность отдельных социальных групп в подписании петиций в пользу протекционизма или фритредерства. Здесь выявились группы с определенными интересами.

Например, виноградари и виноделы Рейнской области были кровно заинтересованы в установлении протекционистских тарифов, а купцы Нижней Германии явно склонялись в пользу фритредерства. С помощью коэффициента множественной корреляции Г.Бест пытается установить, в какой степени характер требований, указанных в петиции, определял ее подписание определенной социальной группой. Детерминированность подписа-

ния петиций в пользу протекционистских тарифов была, например, очень высокой у виноградарей и виноделов (91%), у ремесленников (51%), рабочих (50%). Для выяснения того, как часто и с кем кооперируются представители различных социальных групп в подписании тех или иных петиций, Г.Бест применяет методику конфигурационно-частотного анализа, дополненную выяснением степени близости различных социальных групп по методу многомерного шкалирования. Выяснилось, например, что чаще всего в подписании протекционистских петиций кооперировались рабочие, ремесленники, крестьяне, сельскохозяйственные рабочие. Для выявления мотивов, которые определяли эту кооперацию, применен факторный анализ. Главные факторы, которые идентифицированы в этом случае – совместная работа (50,3% объясненной вариации с помощью данного фактора) и совместное проживание в деревне (21,7%). Однако условия и результаты применения факторного анализа описаны столь схематично, что невозможно судить о корректности такой интерпретации факторов.

По мнению Г.Беста, результаты его исследования опровергают марксистское положение о том, что классовые конфликты в революции 1848–1849 гг. постоянно обострялись, по крайней мере, оговаривается он, в петиционном движении. Однако даже если принять во внимание оговорку Г.Беста, станет ясно, что в петиционном движении по поводу торговой политики объединялись только непосредственные производители: виноградары, виноделы, ремесленники, рабочие. Кроме того, на основании подсчетов, охватывающих незначительные события, нельзя делать широкие обобщения.

Таким образом, результаты Беста, отражающие второстепенные аспекты социальных конфликтов, в принципе не могут рассматриваться в качестве аргументов, с помощью которых Бест пытается критиковать марксистское положение об обострении классовых конфликтов в период революции. Если автор хочет говорить о политической борьбе в период революции 1848–1849 гг. в Германии, то, очевидно, нельзя обойтись без оценки характера революции в целом, ее целей, задач и движущих сил. Анализ расстановки классов в революции и их борьбы связан с решением кардинальных вопросов – о власти, о конституции, о подлинно демократических преобразованиях и т.п.

Получив с помощью контент-анализа полезные выводы о характере конфликтов вокруг торговой политики в период 1848–1849 гг. в Германии, Г.Бест сделал на их основе амбициозные, необоснованные обобщения. Данный пример доказывает, что в случае применения контент-анализа необходимо правильно поставить задачу (с точки зрения реального отражения действительности) и наметить адекватные пути ее решения.

К началу 70-х гг. XX в. в связи с разработкой архивов машиночитаемых данных за рубежом появились работы по применению автоматизированных процедур контент-анализа при изучении содержания исторических источников ("компьютеризованный" контент-анализ)<sup>35</sup>. В настоящее время известны более 30 автоматизированных систем анализа текстов, имеющих разные цели и возможности обработки на ЭВМ текстовой информации. В этих системах анализируемый текст вводится в память машины в его естественном, незакодированном виде с перфокарт, магнитных лент или с пульта дисплея, после чего становится возможным переложить "на плечи" ЭВМ рутинные, трудоемкие операции (например, составление списка всех слов текста с указанием их частот, поиск ключевых слов и выдача их на печать вместе с соответствующим их "окружением" в контексте). Такие операции можно выполнить с помощью систем KWIC, KWOC и др.<sup>36</sup>.

Однако дальнейшие этапы автоматизации контент-анализа представляются весьма спорными. Речь идет о системах обработки текстов, основой которых служит блок программ, переводящий конкретные слова текста в более обобщенные категории. Такой перевод можно осуществить с помощью "словаря", разработанного специалистами, и посредством автоматического формирования категорий. В обоих случаях машина "на входе" имеет изучаемый текст, а "на выходе" выдает список категорий и соответствующих частот, которые затем подвергаются статистическому анализу. Наиболее известной системой с заданным словарем категорий является GENERAL INQUIRER, разработанная в Гарвардском университете (США)<sup>37</sup>. Словарь этой системы классифицирует 3600 "входных" слов на 83 категории (преимущественно социологического и психологического характера).

Другие системы с фиксированным словарем имеют более специализированное назначение. Так, система EVA ориентирована на контент-анализ газетных заголовков, системы ANAKONDA и TEXTPACK приспособлены для обработки анкет с "открытыми" вопросами и т.д.<sup>38</sup>. Эти системы обычно допускают сопряжение с пакетами программ статистического анализа (например, EVA - с пакетом OSIRIS), что позволяет оперативно обработать полученные с помощью контент-анализа частотные данные, используя набор методов многомерного анализа.

К системам с "автоматическим" словарем относится программа WORDS, разработанная американским ученым Айкером<sup>39</sup>. Эта программа направлена на то, чтобы полностью избежать всякой априорной категоризации, исключить влияние исследователя, заменить его статистикой и точными методами пред-

ставления содержания. На такой основе устанавливаются параметры для всех единиц содержания текста (главы, параграфа, понятия, слова) и удаляются все слова, имеющие служебное значение. Когда все остающиеся слова сокращаются до корней, тогда рассчитывают частоты употребления выделенных единиц в каждом подразделении текста и создают корреляционную матрицу для выделенных типов сочетания понятий. Из матрицы методом главных компонент (один из вариантов факторного анализа) извлекают факторы, которые подвергают содержательной интерпретации. В соответствии с гипотезой Айкера, факторы должны соответствовать содержательным категориям в анализируемом документе.

Хотя правильность той или иной методики доказывается опытом конкретного исследования, тем не менее чисто формальный подход к анализу содержания текста, на наш взгляд, никак не может удовлетворить историка. Нетрудно видеть, что при формальном подходе возникает много трудноразрешимых проблем и среди них самая сложная — интерпретация факторов. Она настолько трудна, что подчас вообще заставляет отказываться от этого метода. Другой значительной проблемой является число переменных, на котором следует остановиться при анализе, ибо при автоматическом подходе их можно выделять бесконечно. Но самая главная трудность заключается в несостоятельности самой идеи поручить машине такую сложную содержательную задачу, как формирование категорий, смысловых единиц текста. Видимо, по этим причинам система WORDS не получила широкого распространения в задачах анализа исторических источников. Среди зарубежных историков более известна система FORCOD, созданная историками французской школы "Анналы"<sup>40</sup>. Она предусматривает предварительное прочтение текста источника, фиксацию наиболее распространенных терминов, их категоризацию, кодирование и статистическую обработку.

Сложность обработки описательных исторических источников методами автоматического контент-анализа связана еще с тем, что он делает акцент на лингвистическую сторону анализа. При таком анализе могут не получить адекватного отражения временной, пространственной аспекты, которые прямо или косвенно присутствуют в содержании исторических источников. Кроме того, исследователь постоянно должен иметь в виду те исторические события, которые обуславливают возникновение источника и которые нельзя выявить чисто формальными методами. Например, очень существенно учитывать изменение смыслового содержания понятий во времени. Наконец, при использовании "машинных" словарей трудно учесть такой эффект, как изменение смыслового содержания термина в зависимости от его контекста.

Следует отметить, что сомнения в целесообразности разработки систем контент-анализа, основанных на использовании

фиксированных и автоматических словарей, можно встретить и в работах американских историков и социологов<sup>41</sup>. Несмотря на указанные трудности, использование автоматизированного контент-анализа получает все более широкое распространение в работах зарубежных историков. Так, американский исследователь Дж. Лэнднер провел сравнительный анализ взглядов Григория Великого и папы Григория VII, основываясь на данных о частотах употребления в их сочинениях и письмах терминов, связанных с религиозными реформами и нововведениями<sup>42</sup>.

Говоря о применении автоматизированных систем анализа текстов, использующих фиксированные словари, необходимо учитывать, что структура этих словарей создавалась, как правило, для анализа современных текстов. Позитивистский характер историко-сравнительных исследований, проводимых с помощью таких систем, демонстрирует работа Дж. Гендерсона и Ч. Доллара, выполненная с помощью системы GENERAL INQUIRER<sup>43</sup>.

В этой работе проводится анализ текстов "Декларации независимости" Джефферсона и речей Пейна и Диккинсона, характеризующих критический момент в движении за независимость США. Акцент в данном исследовании сделан на социальные и психологические стороны личности этих деятелей. Число соответствующих категорий в словаре HARVARD III системы GENERAL INQUIRER равнялось 30 (из общего числа 83). Среди 30 категорий были: "отклонение", "бедствие", "общность"; аспекты: "экономический", "политический", "военный", "юридический", "религиозный"; темы: "власти", "смерти", "опасности" и т.д. С помощью машинного словаря анализируемые тексты были "переведены" на язык 30 категорий. Подсчет частоты встречаемости каждой категории для каждого текста позволил получить "социально-психологические" портреты их авторов. Оказалось, что в тексте Джефферсона примерно вдвое чаще, чем в текстах Пейна и Диккинсона, встречаются категории: "опасность", "война", "общность", "смерть", "сила", "законность", "сдерживание". Реже, чем Пейн и Диккинсон, пользуется Джефферсон такими категориями, как "если", "нет", "экономика", "религия" и т.д. Сопоставляя эти частоты, авторы исследования приходят, в частности, к неожиданному для них выводу, что текст Джефферсона, написанный в духе "английского конституционализма", по полемической силе значительно превосходит речь яркого публициста-идеолога Пейна. Другой их вывод относится к проблеме адекватности анализируемых текстов реальным процессам, связанным с движением за независимость в 60-70-х гг. XVIII в.

На наш взгляд, какие-либо корректные выводы из наблюдений американских исследователей сделать трудно. Действительно, словарь HARVARD III составлен специалистами-социологами и психологами, которые группировали исходные термины на 83 категории, исходя из семантики современного англ-

лийского языка. Еще более существенно то, что высокая частота употребления, например, терминов, связанных с военными аспектами, не содержит отношения деятелей движения за независимость США к этой смысловой категории, не учитывает соответствующего контекста. Правда, следует отметить, что Дж. Гендерсон и Ч. Доллар не абсолютизируют полученные ими результаты машинного анализа, подчеркивают, что эти результаты не отменяют необходимость тщательного традиционного анализа. Тем не менее их оговорки не снимают вопроса о корректности полученных ими выводов.

\* \* \*

На наш взгляд, назначение ЭВМ при применении контент-анализа к текстам исторических источников может быть весьма существенным при реализации некоторых возможностей контент-анализа:

1 - определение частоты встречаемости терминов в тексте (в тех случаях, когда они являются смысловыми единицами - категориями); 2 - определение частоты встречаемости категорий, включающих в себя группы терминов (в тех случаях, когда контекст не влияет существенно на идентификацию категорий; например, термины - географические названия, а категория соответствует группе таких названий); 3 - формирование исследователем смысловых единиц - категорий. ЭВМ может распечатать алфавитный список всей лексики вместе с контекстом (группой, состоящей из нескольких слов); 4 - обработка полученных частотных данных с помощью набора программ статистического анализа.

Еще раз подчеркнем, что "машине - машинное, а человеку - творческое". Выполнение наиболее ответственных этапов контент-анализа (формирование категорий, интерпретация результатов) должно быть прерогативой исследователя.

\* \* \*

Контент-анализ является одним из возможных подходов к анализу содержания текстов. Он может быть эффективным средством извлечения скрытой информации в том случае, когда частота встречаемости смысловых единиц текста характеризует существенные стороны его содержания. Контент-анализ дополняет традиционные методы анализа документов. Наряду с этим подходом можно применять и другие формализованные методы анализа. Так, если требуется восстановить логическую структуру текста, выявить логику взаимодействия его существенных конструктов, построить модель политической аргументации - в этих случаях могут оказаться полезными методы репрезентации текста<sup>44</sup>.

Перспективы применения ЭВМ в процедурах контент-анализа существенно возрастают в связи с созданием архивов машиночитаемых данных (МЧД). Этот процесс повлиял даже на определение контент-анализа. Так, автор учебного пособия К.Б.Гельман-Виноградов дает определение этого подхода: "Контент-анализ можно характеризовать как анализ содержания массовых совокупностей традиционных текстов (или таких же совокупностей машиночитаемых записей) с использованием формализованного наблюдения и статистических процедур..."<sup>45</sup>.

Особенно бурно процесс создания архивов (или банков) МЧД идет в Западной Европе, где создано несколько десятков таких архивов по средневековой истории Франции, Бельгии, Италии, ФРГ и других стран. Об этом процессе подробно говорится в обзорной работе Т.Л.Моисеенко<sup>46</sup>.

Так, в Бельгии образован единый национальный машинный архив средневековых текстов, куда вошли все нарративные и акты-вые источники бельгийского происхождения до 1200 г. Во Франции в память ЭВМ заносят все сохранившиеся французские акты, датируемые до 1120 г. В Италии в архив МЧД внесены все пизанские документы до 1200 г. и т.д.<sup>47</sup>. Все эти архивы обеспечены, как правило, пакетами программ для ЭВМ, реализующими конструктивные возможности автоматизации контент-анализа (в основном это программы статистического анализа лексики текстов - вычисляются характеристики частоты употребления терминов и их взаимосвязей).

#### § 4. Об опыте создания базы данных для многомерного анализа анкетных сведений о делегатах съездов Советов

Весь опыт работы историков над массовыми источниками и применения для их обработки методов многомерного статистического анализа и ЭВМ органически приводит к необходимости создания баз массовых исторических данных, банков машиночитаемой информации, превращению их в своеобразный рабочий архив многообразного использования. Не случайно, по-видимому, в области изучения аграрной истории нашей страны и истории рабочего класса, т.е. там, где уже сравнительно давно ведутся подобные исследования, почти одновременно поставили вопрос о создании комплексов машиночитаемых данных для решения научно-исследовательских задач<sup>48</sup>.

Создание архивов исторической информации, реализованных на ЭВМ<sup>49</sup>, значительно повышает "информационную отдачу" массовых источников. Действительно, данные из массового источника, хранящиеся в архиве МЧД (например, на магнитной ленте), допускают многократное использование; их могут анализировать разные исследователи и с различными исследова-

тельскими целями. Наличие ЭВМ и разветвленного программного обеспечения позволяет делать такую обработку сведений из архива МЧД оперативной и разносторонней, с использованием набора статистических методов.

Систематическая работа по созданию архива машиночитаемых данных по отечественной истории на историческом факультете МГУ привела к накоплению большой коллекции сведений из массовых источников по социально-экономической истории России XVII-XX вв. Эти массивы источников, переведенных на машиночитаемую форму (на перфокарты), создавали в течение нескольких лет, с ориентацией на различные типы ЭВМ и различные системы обработки материалов. Поэтому в последние годы эти данные последовательно заносят в унифицированном виде на магнитные ленты, что гарантирует долговременное их хранение, делает их компактными (это немаловажно при огромном числе перфокарт - их десятки и даже сотни тысяч), создает возможности комплексного исследования различных источников при изучении крупномасштабных проблем исторического развития.

В настоящее время универсальный архив МЧД на магнитных лентах исторического факультета содержит массивы двух типов массовых источников - сведения об объектах социально-экономического характера (хозяйствах, предприятиях, уездах, губерниях и т.д.) и сведения об отдельных людях (например, массивы анкет или учетной документации).

Каждый вид данных в архиве снабжен соответствующим комплексом программ для обработки их на ЭВМ. Это несколько десятков программ, реализующих основные методы статистического анализа, - различные варианты корреляционно-регрессионного анализа, методы многомерной статистики (факторный, компонентный, кластер-анализ) и т.д. Существуют также программы "сервисного" характера (различные варианты преобразования исходных переменных, вывод графической информации и т.д.). Все эти программы реализованы в основном на алгоритмическом языке ФОРТРАН и ориентированы на формат записи, соответствующей указанным выше типам данных.

Эффективность использования информации из архива МЧД исторического факультета МГУ возросла с 1983 г. в связи с установкой на факультете дисплеев, соединенных с ЭВМ БЭСМ-6 вычислительного центра МГУ. Наличие дисплеев позволяет исследователю неоднократно обращаться к машинному архиву в реальном масштабе времени, корректировать процесс обработки данных в соответствии с промежуточными результатами. Так реализуется удобный способ работы историка с архивом МЧД - взаимодействие на основе диалога "человек-машина" (интерактивный режим).

В течение нескольких лет на историческом факультете МГУ межфакультетская проблемная группа по истории рабочего

класса ведет работу (руководители В.З.Дробижев и А.К.Соколов) по созданию базы данных, содержащих анкетные сведения делегатов съездов Советов РСФСР и СССР, собиравшихся в 1918-1936 гг. Некоторые итоги этой работы изложены в статьях А.К.Соколова и Л.И.Бородкина<sup>50</sup>.

\* \* \*

Обращение к такому массовому источнику, как анкеты делегатов съездов Советов, вызвано прежде всего тем, что глубокое изучение истории советского рабочего класса невозможно без анализа деятельности рабочих в Советах. Этот источник дает историкам рабочего класса возможность исследовать социальную структуру высших органов власти, стратегию и тактику Коммунистической партии по их формированию.

Общее число анкет делегатов съездов Советов составляет более 30 000. Распределение анкет по отдельным съездам не одинаково. Наибольшей представительностью отличались союзные съезды. Весьма представительными были также VIII-X съезды Советов РСФСР. В процессе советского строительства несколько менялись также нормы представительства на съездах. Таким образом, особенностью создаваемой базы данных являются ее динамический характер и компактность.

Анкетные сведения о делегатах съездов Советов дают возможности для изучения не только истории рабочего класса, но и многих проблем национального и государственного строительства СССР и РСФСР, истории крестьянства и трудовой интеллигенции и т.д.

Наибольшее значение подобная ориентация имеет на первоначальном этапе работы, которую проводят в архиве. В ходе ее сведения анкет переносят на специальные бланки для последующего ввода информации в память ЭВМ. Сведения из бланков набиваются на перфокарты (или вводятся с пульта дисплея), а затем записываются на магнитные ленты, хранящиеся в вычислительном центре. Нами разработан специальный способ записи сведений, позволяющий максимально подробно воспроизвести в машиночитаемой форме содержание анкет, хранящихся в архиве.

В необходимости воспроизводить сведения массовых источников в виде, близком к первоначальному, историки убедились на практике. Подход историка в этом случае несколько отличается от опыта специалистов других общественных наук, так как историкам приходится иметь дело только с отложившимися и сохранившимися комплексами информации.

Другим существенным соображением в пользу наиболее подробной и полной записи первичных сведений анкет служит то, что значения признаков в анкетах выявляются только в процессе самой работы. В нашем случае мы прибегли к способу частичной формализации сведений. Та информация анкет,

которая необходима для идентификации каждого делегата (например, фамилия и инициалы, возраст, время вступления в партию и др.), переносилась на машинные носители практически в той же форме, в какой она отражена в анкетах. Другие сведения с целью экономии памяти ЭВМ и облегчения обработки материала были формализованы путем кодирования. Кодирование сведений анкет осуществлено способом "открытой" шкалы, т.е. данным присваивался цифровой или буквенный код по мере выявления их разнообразия. По результатам этой операции составлен своеобразный словарь сведений анкет каждого съезда.

В процессе перенесения сведений в память ЭВМ фактически воспроизводится и система хранения анкет в архивных фондах, так что создаваемая база данных равноценна архивным материалам. Воспроизведение системы хранения и использование реквизитов архивных документов иногда дают возможность получить дополнительную информацию. Например, в архивных фондах раздельно хранятся анкеты делегатов с правом решающего и совещательного голоса. По этим анкетам можно определить, какими полномочиями на съезде был наделен каждый делегат.

Сведения архивных документов, записанные в память ЭВМ в первичном, "сыром" виде, могут быть использованы для решения информационно-справочных задач. Так, можно получить списки делегатов со всеми их характеристиками по любому признаку или набору признаков, например списки делегатов, представляющих различные национальные, административно-территориальные образования, учреждения, списки делегатов по полу, возрасту, национальности и т.д. Первичные данные могут быть использованы для уточнения фактов биографии делегатов (людей, широкоизвестных в стране) в тот или иной период. Наконец, можно давать количественный анализ состава делегатов съездов по значениям всех признаков, которые содержатся в анкетах и записаны в память машины, т.е. можно, например, определить, сколько мужчин или женщин присутствовало на съезде, сколько коммунистов, беспартийных, рабочих, крестьян, служащих и т.д.

При использовании базы данных следует учитывать, что первичные сведения анкет, воспроизведенные в памяти ЭВМ из архивных документов, нуждаются в тщательной проверке. Главное преимущество создания базы данных по сравнению с традиционными способами изучения архивных документов состоит в том, что база данных управляема на основе различных программ по преобразованию и обработке машиночитаемых данных.

Получение простых распределений по значениям признаков, содержащихся в анкетах, можно рассматривать как первую операцию по управлению базой данных. На этом этапе производится оценка качества фактических сведений источников (достоверность, представительность и т.д.). Дело в том, что мандатные комиссии съездов при обработке сведений анкет делегатов, как

правило, не включали большей части вопросов, содержащихся в анкетах. Анализ полученных нами простых распределений данных по нескольким съездам показывает, что иногда отсутствие обработки сведений оправдано вследствие неудачных формулировок вопросов и неточности ответов. Однако зачастую за пределами обработки оказывались весьма существенные достоверные и качественные данные о составе делегатов, например сведения о занятиях делегатов и их положении в органах власти (в анкетах всех съездов, начиная с VII Всероссийского съезда 1919 г.), о партийном стаже, образовании и др.

В материалах всех съездов Советов имеется довольно стабильный круг сопоставимых показателей, которые характеризуют состав делегатов по республикам, губерниям (областям), по национальности, партийности, по учреждениям и организациям, по полу, возрасту, образованию и некоторым другим. Кроме того, существуют своего рода "блоки" вопросов, относящиеся к анкетам определенных периодов и намного повышающие ценность анкетных сведений как исторического источника.

В период Октябрьской революции и гражданской войны большое внимание при анкетировании делегатов уделялось их участию в революционной борьбе в дооктябрьский период. Особенно много вопросов этого типа в анкетах делегатов III Всероссийского съезда Советов (январь 1918 г.). Подобные вопросы позволяют проследить участие делегатов в вооруженной борьбе, в забастовочном движении, пребывание в тюрьмах и ссылке, в эмиграции и др.

В восстановительный период при анкетировании в центре внимания были вопросы социальной и профессиональной принадлежности делегатов, что позволяло судить о классовой основе советских органов власти. Одновременно по анкетам можно проследить политический облик делегатов в предшествующий период, их участие в подпольной работе, в защите революционных завоеваний в годы гражданской войны. Особенно интересны в этом отношении анкеты делегатов IX и X съездов Советов РСФСР, I съезда Советов СССР.

В анкетах многих съездов есть вопросы, связанные со спецификой исторической обстановки того или иного периода. Так, анкетирование делегатов III Всероссийского съезда Советов крестьянских депутатов выявляет, как на практике реализовывались декреты о земле, о мире, отношении крестьян к Учредительному собранию. В анкете VI съезда Советов РСФСР (ноябрь 1918 г.) есть вопрос о взаимоотношении Советов и комитетов деревенской бедноты. На VII (1919 г.) и VIII (1920 г.) съездах Советов РСФСР выяснялось участие делегатов в подпольной работе на оккупированных интервентами территориях. Таким образом, потенциальные информационные возможности базы данных весьма значительны.

Большинство признаков (переменных), содержащихся в анкетах, относится к качественным, т.е. не имеющим количественной меры или числового эквивалента (профессия, национальность, партийность и т.д.). Анализ таких признаков связан с различными способами группировок и классификационных преобразований. Создание базы данных и программного управления ею на ЭВМ позволяет автоматизировать цикл подобных операций. В то же время преимущество оперирования на ЭВМ с оригинальными данными источника очевидно: чем ближе признаки к тому виду, в котором они первоначально зафиксированы, тем легче обеспечить необходимые для исследователя точность, полноту данных, их представимость и сопоставимость. Проблема сопоставимости важна для рассматриваемой системы обработки данных, поскольку со временем менялись содержание, а иногда и способ регистрации сведений в анкетах. Например, изменение национального и административно-территориального деления страны ведет к тому, что сведения анкет отдельных съездов по этому признаку становятся сопоставимыми только при условии укрупнения градаций (по районам или даже целым регионам).

Группировка сведений необходима для последующих операций по анализу взаимосвязей и составлению таблиц сопряженности признаков. Она помогает укрупнить категории и сделать таблицы обозримыми. В управлении нашей базой данных предусмотрены различные способы измерения взаимосвязей качественных (номинальных) признаков — информационные коэффициенты, меры, основанные на  $\chi^2$  (коэффициенты Чупрова, Крамера) и др. Учитывая, что вычисление на ЭВМ этих коэффициентов сопровождается выдачей десятков и сотен таблиц сопряженности признаков, база данных имеет эффективные средства обобщения этой структурной информации, включая ряд программ для ЭВМ, предназначенных для выявления групп взаимосвязанных признаков, определения социальных типов в составе делегатов съездов Советов по совокупности признаков, существенных для их характеристики, и другие программы многомерного анализа. Уже первые результаты использования архива МЧД по анкетным сведениям делегатов съездов Советов показали эффективность разработанной системы хранения и обработки этого массового источника<sup>51</sup>.

## Глава II

### ТИПОЛОГИЯ ДРЕВНИХ ТЕКСТОВ. ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕТОДОВ КЛАССИФИКАЦИИ ВЗАИМОСВЯЗАННЫХ ОБЪЕКТОВ В ТЕКСТОЛОГИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ

Анализ текста древнего литературного произведения, сохранившегося в большом числе рукописей (списков), ставит перед исследователем сложные текстологические задачи: датировка

каждого списка, установление авторского текста (или по возможности близкого к нему), выявление редакций и т.д. Решение этих задач существенно облегчается, если удастся построить формальную классификацию списков изучаемого памятника, т.е. классификацию, исходящую из анализа внешних признаков, сопоставления разночтений (вариантов) в тексте имеющихся списков. В этой связи Д.С.Лихачев указывает: "...задача текстолога — развернуть во времени списки произведения, найти между ними последовательность. Для этого как предварительный этап работы может служить классификация их по внешним признакам"<sup>52</sup>.

В основе любой такой классификации должна лежать некоторая формализованная модель процесса копирования списков (или генерации "ошибок"). Чем более жесткие требования к этому процессу содержатся в данной модели, тем более "детальной" получается соответствующая формальная классификация. И наоборот, чем менее жесткие, более близкие к реальному процессу копирования списков, условия лежат в основе модели, тем более общей получается построенная классификация. Потеря "детальности" является, так сказать, "платой" за реалистичность, надежность формальной классификации.

Рассмотрим основные методы построения математических моделей классификации списков на примере задачи исследования текста древнеславянского памятника "Закон Судный людем" (ЗСЛ)<sup>53</sup>.

## § 1. Математические модели классификации древних текстов

1. Метод "групп". Этот метод построения генеалогического древа списков (стеммы) предложен французским текстологом Дом Ж.Фроже<sup>54</sup>. В основе метода групп лежат следующие содержательные предположения: 1 — у каждого списка имеется только один протограф; 2 — в каждом списке содержатся все ошибки его протографа; 3 — одинаковые ошибки не содержатся в списках, имеющих в качестве своих протографов независимые списки.

Основная идея метода "групп" очень проста: если списки "потомки" приобретают все особенности списков—"предков", то история копирования списков будет вполне определенным образом зашифрована в разночтениях списков. Реализация метода "групп" как раз и сводится к "дешифровке", основанной на анализе структуры разночтений; итогом этой дешифровки является построение генеалогического древа списков. Отметим, что одно из преимуществ метода "групп" заключается в возможности выявления некоторых несохранившихся списков с указанием их вероятного места на стемме.

Основные этапы работы исследователя, применяющего метод "групп", могут быть легко формализуемы с помощью языка

теории множеств и теории графов. Конечно, как и любая модель, модель Фроже упрощает реальный процесс копирования списков, однако вопрос в том, чтобы при изучении конкретного произведения определить, в какой мере модель отражает реальную историю текста.

Опыт применения метода групп для изучения истории древнерусских текстов изложен в работах Л.В.Милова и Л.И.Бродкина<sup>55</sup>.

При выборе конкретного произведения как предмета исследования мы руководствовались прежде всего тем, чтобы можно было априорно предполагать, что процесс переписывания его списков носил в основном "механический" характер и, таким образом, был близок к тем модельным представлениям, на которых зиждется метод "групп". Исходя из этого требования, нами был отобран один из древнейших памятников славянской юридической мысли "Закон Судный людем". Действительно, уже сам характер произведения (свод законов) налагает жесткие ограничения на процесс копирования, приближая этот процесс к модельному. "Закон Судный людем" давно изучают историки, юристы и лингвисты. Для нашего исследования использовано академическое издание краткой редакции "Закона Судного людем", охватывающее 54 списка, которые обычно делятся на изводы (т.е. группы списков, объединенных общими особенностями и вариантами). 54 списка, привлеченных к данному изданию, относятся к XIII—XVII вв.; специалисты подразделяют их на 4 извода (см. Приложение).

Поскольку применение метода "групп" требует сличения всех списков с некоторым "исходным экземпляром", то в качестве исходного избран наиболее древний датированный список — Новгородский список 1280 г.

Все разночтения (варианты) текста списков, полученные при сличении с Новгородским списком, мы закодировали. Весь закодированный материал текста "Закона Судного людем" составил более 15 000 вариантов. Этот материал, занесенный на перфокарты, и послужил исходной информацией при использовании метода "групп".

В процессе обработки на ЭВМ всей информации выявилось некоторое число "аномалий", т.е. противоречий между реальной структурой вариантов и требованиями модели. Часть устранилась автоматически (исходя из "частотного критерия"), для другой части потребовалась экспертная оценка специалиста-историка. В целом число аномалий и их характер дали возможность сделать вывод, что реальный процесс копирования списков "Закона Судного людем" можно описать моделью метода "групп".

Построенное с помощью ЭВМ генеалогическое древо, отражающее историю текста "Закона Судного людем", дает много интересных наблюдений. Каждый из четырех изводов выделяет-

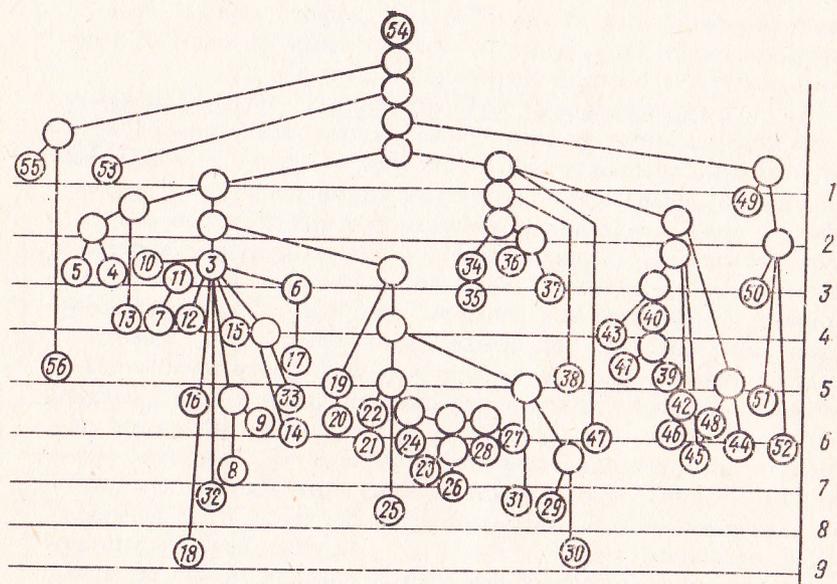


Рис. 6. Генералогическая схема (стемма) списков "Закона Судного людем", полученная с помощью метода "группы" (1 - XIV в., 2 - начало XV в., 3 - конец XV в., 4 - начало XVI в., 5 - середина XVI в., 6 - конец XVI в., 7 - начало XVII в., 8 - середина XVII в., 9 - конец XVII в.)

ся на стемме в отдельное прадерево, т.е. все списки каждого извода имеют одного общего "предка", при этом изводы на стемме "не пересекаются". Построенная стемма не содержит явных хронологических противоречий, т.е. нет ни одной "цепочки" списков, содержащей не менее двух датированных списков, такой, что хотя бы один "предок" был датирован более поздним временем, чем его "потомок". Интересно отметить буквальные совпадения мнений исследователей "Закона Судного людем" с итогами стеммы, которая в ряде случаев не только подтверждает, но и уточняет догадки специалистов о структуре изводов. Соотношения списков на стемме могут дать импульс для новых гипотез, а наличие на стемме "несохранившихся" списков может послужить основой для гипотетического восстановления утраченных звеньев (рис. 6). Пустыми кружочками на стемме обозначены "вычисленные" машиной несохранившиеся списки.

Поскольку стемма оказывается "повешенной" к выбранному исходному списку, то последний этап работы - "ориентирование" стеммы - носит неформальный характер и заключается

в возможности замены исходного списка на более обоснованный (все связи между списками на стемме остаются неизменными). Такую корректировку стеммы "Закона Судного людем" провел эксперт-историк. Он определил, что исходным списком был не-сохранившийся протограф Устюжского списка<sup>56</sup>.

## 2. Модели, основанные на "расстояниях" между списками.

В том случае, когда модель Фроже неадекватна реальной истории текста и, следовательно, построить стемму с помощью метода "групп" невозможно, встает проблема разработки других моделей, содержащих менее жесткие требования к процессу копирования списков. Одна из моделей такого рода разработана в работе Фроже. Эта модель включает лишь одно предположение о характере процесса копирования: чем "ближе" происхождение данной пары списков, тем меньше различий содержат тексты списков. Такая модель, очевидно, является более адекватной реальному процессу копирования списков древних произведений, чем рассмотренные выше модели. Фроже предлагает метод построения классификации списков, названный им "методом расстояний". Тексты каждой пары списков сравнивают, подсчитывая различающиеся варианты. Полученное число  $\tilde{a}_{ij}$  называется "расстоянием" между  $i$ -м и  $j$ -м списками. Результаты такого попарного сличения имеющихся списков можно представить в виде квадратной матрицы  $\tilde{A}$  размером  $n \times n$ , где  $n$  — число списков. Очевидно, диагональ такой матрицы состоит из нулевых элементов ( $a_{ii} = 0$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ ).

Процедура метода "расстояний" практически совпадает с известным алгоритмом метода корреляционных плеяд<sup>57</sup>. Определяя минимальный из элементов этой матрицы, не находящихся на диагонали, элемент  $a_{i_1 j_1} = \min \{a_{ij}\}$ , предлагает выделить списки  $i_1$  и  $j_1$  как наиболее близкие. Далее надо определить минимальный из оставшихся недиагональных членов матрицы элемент и выделить следующую пару близких списков и т.д., пока не исчерпаются все списки. Результаты такой процедуры предлагается изобразить на диаграмме, которая позволит увидеть "кучности" списков. Построенная таким образом классификация списков задана графом, в котором ребрами соединены такие пары вершин (списков), которым соответствуют "малые" расстояния.

В другой модели такого рода содержится более конкретное предположение о близости происхождения списков: чем меньше различий содержат тексты данной пары списков, тем "ближе" генеалогически соотносятся эти списки<sup>58</sup>. Так, в случае минимальных расхождений текста двух списков эти соотношения должны быть соотношениями между протографом и копией с него. Такая модель позволяет на основе той же матрицы "расстояний" построить граф связи списков в виде дерева; выбрав какой-либо достаточно древний список  $X_i$  в качестве "оригинала", можно "подвести" к нему построенное дерево (тем са-

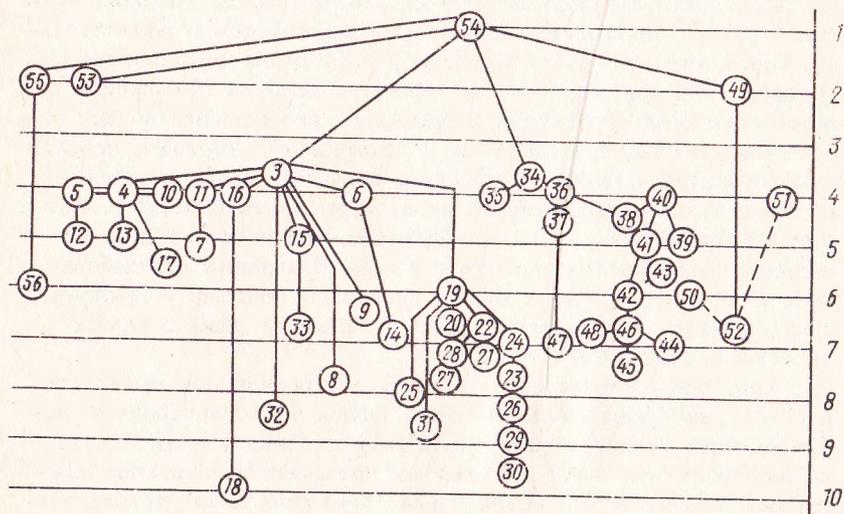


Рис.7. Генеалогическая схема (стемма) списков "Закона Судного людем", полученная с помощью оптимизационного метода (1 - XIII в., 2 - XIV в., 3 - начало XV в., 4 - конец XV в., 5 - начало XVI в., 6 - середина XVI в., 7 - конец XVI в., 8 - начало XVII в., 9 - середина XVII в., 10 - конец XVII в.)

мым получим прадеерево с корнем  $x_j$ ). Полученная в результате такого "ориентирования" стемма отражает генеалогические соотношения списков, вытекающие из введенного определения их "близости". Метод построения этой стеммы дает известный алгоритм нахождения покрывающего дерева графа максимальной общей длины<sup>59</sup>.

Применение данного алгоритма в задаче построения генеалогии списков "Закона Судного людем" было достаточно успешным. Анализируя построенную компьютером стемму (рис. 7), отметим, что из 53 связей лишь 4 противоречат хронологическим данным, т.е. соответствуют нереальной ситуации, когда в качестве копий данного списка выступают более древние списки (такие связи изображены пунктирными линиями). Сравнивая стемму (рис. 7) со стеммой (рис. 6), полученной с помощью метода "групп", видим, что основные различия в них связаны с наличием "пустых кружков" на последней, отражающих возможность существования потерянных списков. Именно наличием "пустых кружков" объясняется обилие разветвлений

на этой стемме по сравнению со второй стеммой. В основных же чертах эти стеммы весьма близки.

В отличие от методов построения формальной классификации списков, использующих матрицу близости текстов списков, метод "групп" максимально использует информацию о различиях. При этом логическая процедура построения генеалогического древа списков реализуется лишь при условии выполнения довольно жестких требований к характеру соотношений между различиями (т.е. при отсутствии "аномалий"). Методы, использующие матрицу близости списков, гарантированно приводят к построению классификации списков. Однако эти методы имеют тот же недостаток, что и метод корреляционных плеяд, в процедурах которого "учитываются только отдельные максимальные, а не средние связи между плеядами, поэтому в приложениях он дает удовлетворительные результаты лишь в самых простых ситуациях" 60.

Так, при применении алгоритма построения покрывающего дерева графа максимальной общей длины часто приходится выбирать одно максимальное число из нескольких очень близких по величине; при этом ничтожному превышению величины выбранного элемента над остальными "претендентами" приписывается решающее значение. В том случае, когда такое превышение носит случайный характер, алгоритм приводит к существенным искажениям в структуре связей списков на стемме.

Таким образом, построенные формальные классификации списков, будучи весьма "детальными", являются недостаточно надежными. Путь к построению более надежных классификаций списков лежит через использование новых методов многомерного анализа, ориентированных на агрегированное, укрупненное представление информации о структуре взаимосвязей.

3. Агрегированные модели классификации списков. Пусть для списков изучаемого произведения построена матрица  $A$  близости текста этих списков размером  $n \times n$  (по числу списков). В соответствии с выдвинутым выше предположением "близким по происхождению" спискам должны соответствовать более высокие значения  $A_{ij}$ , чем спискам - "дальним родственникам". Матрица  $A$  должна иметь в этом случае определенную структуру - коэффициенты близости списков одного извода в целом выше коэффициентов близости списков из различных изводов; внутри одного извода коэффициенты близости древних списков с более поздними должны быть ниже, чем коэффициенты близости древних списков между собой. Наконец, различные изводы или "виды" могут в целом иметь различную степень "близости происхождения", которая также отражается на значениях соответствующих коэффициентов близости.

В отличие от рассмотренных выше "генеалогических" моделей, агрегированные (укрупненные) модели исходят из того, что описанная зависимость между степенью близости происхож-

дения и значением  $\alpha_{ij}$  должна выполняться в среднем для целой группы списков. В отдельных случаях, для связи некоторых пар списков, данная зависимость может и нарушаться, однако результаты построения укрупненной классификации списков не изменятся, если для большинства списков указанная зависимость выполняется. Другими словами, здесь предполагается, что из множества сохранившихся списков можно выделить такие группы списков "близкого происхождения", которые характеризуются небольшими взаимными искажениями текста; значения коэффициентов близости для списков из одной группы достаточно велики, а для списков из разных групп — меньше. При этом среднее значение коэффициента  $\alpha_{ij}$  близости списков из разных групп характеризует "близость происхождения" этих групп списков в целом.

Таким образом, описанная агрегированная модель задает определенную "блочную" структуру матрицы  $A$ . Выявление этой структуры и, как результат, построение укрупненной классификации списков может быть произведено с помощью развиваемого в последние годы аппроксимационного метода классификации взаимосвязанных объектов<sup>61</sup>. Реализация этого метода требует заданного числа классов и указания структуры связей между ними (в частном случае эта структура может определять набор независимых, изолированных групп). При обработке матрицы связей между объектами производится поиск такого разбиения объектов на классы, при котором известный критерий качества агрегирования достигает оптимального значения. Полученные при этом группы объектов обладают свойством "однородности", т.е. объекты из каждого класса имеют близкую структуру связей. Взаимоотношения полученных классов характеризуются средними значениями связей между объектами из каждой пары классов.

Отметим, что в отличие от "обычных" методов классификации, в которых группировка объектов производится на основе близости значений соответствующих признаков, в данном методе объекты группируют на основе близости структуры взаимосвязей.

## § 2. Укрупненная классификация списков "Закона Судного людем"

Апробация статистического подхода к построению укрупненной классификации списков производилась также на материале текста 54 списков "Закона Судного людем". Коэффициент близости  $i$ -го и  $j$ -го списков определяли по формуле

$$\alpha_{ij} = Q_{ij} / N, \quad i, j = 1, \dots, n,$$

где  $N$  — общее число слов в тексте;  $Q_{ij}$  — число слов  $i$ -го списка, имеющих идентичное написание в тексте  $j$ -го списка

Очевидно,  $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$ ;  $0 \leq \alpha_{ij} \leq 1$ . В нашем случае величина коэффициентов  $\alpha_{ij}$  варьировалась от 0,60 до 0,99 ( $i \neq j$ ).

В экспериментах по агрегированию структуры взаимосвязей списков "Закона Судного людем" рассмотрены 3 уровня укрупнения: классификация на 4, 6 и 8 классов. Выбор этих уровней объясняется желанием сопоставить результаты экспериментов с известными классификациями списков памятника на 4 извода (с выделением двух "видов" в каждом из "больших" изводов — Чудовском и Софийском). Структура связей между классами задавалась с помощью полного графа, т.е. учитывались связи каждого класса со всеми другими, а не только "внутригрупповые" связи.

Классификация на 4 класса в точности соответствует известной классификации списков "Закона Судного людем" на 4 извода: Чудовский, Софийский, извод Мерила Праведного и Древнейший извод. При наличии 6 классов два извода (Чудовский и Софийский) разбиваются на два класса каждый, а извод Мерила Праведного и Древнейший извод выделяются в отдельные классы. При классификации на 8 классов списки Чудовского и Софийского изводов распадаются на 3 класса каждый; остальные два извода выделяются по-прежнему в отдельные классы. Следует отметить, что установить соответствие между "видами" Софийского и Чудовского изводов и классами, на которые разбиты списки этих изводов, затруднительно. Видимо, коэффициент близости списков  $\alpha_{ij}$  недостаточно "тонко" оценивает степень близости их происхождения.

Понятие степени близости текста пары списков можно сделать более содержательным, если оно будет включать информацию и о сходстве характера распределения искажений авторского (или просто достаточно древнего) текста в текстах данных двух списков\*. Дело в том, что коэффициент близости  $\alpha_{ij}$  не содержит информации о "древности" вариантов, о степени их искаженности по сравнению с неким исходным, древним вариантом. Однако при этом важно учитывать не только число искажений в текстах данной пары списков, но и характер распределения этих искажений по длине текста списков. Если два списка, имеющих коэффициент близости  $\alpha_{ij}$  некоторой фиксированной величины, характеризуются разными типами распределения искажений древнего текста, то значение коэффициента близости должно быть "откорректировано" в сторону уменьшения. Так, если в первом списке из данной пары основная масса искажений приходится на начало текста, а во втором списке — на его конец, то такое различие распределений искажений должно существенно уменьшить значение коэффициента близости этих списков. Очевидно, такая коррекция приводит к большему соответствию формального коэффициента  $\alpha_{ij}$  реальной "близости происхождения" данной пары списков.

\* Это соображение принадлежит профессору Л.В.Милову.

Один из возможных путей коррекции коэффициента  $a_{ij}$  основан на использовании коэффициента корреляции в качестве меры сходства распределения искажений текста пары списков<sup>62</sup>.

При корректировке коэффициентов близости списков "Закона Судного людем" в качестве исходного списка выбран наиболее древний датированный список - Новгородский список 1280 г., как и в работе по построению стеммы.

Таблица 25

Классификация 54 списков  
"Закона Судного людем" на  
4 класса

Номер класса	Номера списков*, включенных в данный класс
I	3 + 33
II	34 + 48
III	49 + 52
IV	53 + 56

\* Номера списков всюду соответствуют приложению.

Таблица 26

Классификация 54 списков  
"Закона Судного людем" на  
6 классов

Номер класса	Номера списков
I	3 + 6, 8 + 13, 15 + 19, 31, 32, 33
II	20 + 30, 7, 14
III	34 + 38, 47
IV	39 + 46, 48
V	49 + 52
VI	53 + 56

Таблица 27

Классификация 54 списков  
"Закона Судного людем" на 8 классов

Номер класса	Номера списков
I	3, 6, 8, 11, 15, 16, 18, 19, 31, 32, 33
II	4, 5, 9, 10, 12, 13, 14, 17
III	20 + 30, 7
IV	34, 35
V	36, 37, 38, 47
VI	39 + 46, 48
VII	49 + 52
VIII	53 + 56

Откорректированные значения коэффициента близости списков заключались в интервале  $0,40 \leq b_{ij} \leq 0,92$ . Структура матрицы  $\|b_{ij}\|$  укрупнялась с помощью изложенного выше алгоритма. При этом так же анализировали классификации на 4, 6 и 8 классов с тем, чтобы выяснить, как изменяются эти классификации в результате корректировки (таблицы 25–27).

Для всех трех классификаций характерно, что, как и раньше, в отдельные классы выделяются списки изводов Мерила Праведного и Древнейшего. Корректировка коэффициентов близости списков с учетом степени схожести распределений искажений их текста действительно привела к улучшению классификации списков "Закона Судного людем". Так, стало возможным дать интерпретацию тем классам, для которых сделать это раньше было затруднительно.

С этой целью укажем, что, по классификации В.П.Любимова, списки с 3-го по 18-й относятся к Розенкамповскому виду, а списки с 19-го по 33-й – к Ферапонтовскому<sup>63</sup>. Исходя из классификации В.П.Любимова ясно, что класс I (таблица 26) содержит преимущественно списки Розенкамповского, а класс II включает списки Ферапонтовского изводов (таблица 27). Розенкамповский извод "развалился" на два класса (I и II), а III класс можно интерпретировать как Ферапонтовский извод.

Списки Софийского извода (таблица 27) распались на 3 класса: в IV классе содержатся списки Новгородско-Софийской ветви, а У и УI классы включают списки Вязниковской ветви. В классе У содержатся списки более древнего происхождения, имеющие тесные генеалогические связи, как это следует из стеммы списков "Закона Судного людем", построенной методом "групп". Классы IV и У (сравните таблицы 26 и 27) получены в результате "расщепления" класса III (таблица 26).

Полезный материал для интерпретации дают "структурные" матрицы  $\|C_{pq}\|$  средних межклассовых связей, полученные для каждой классификации. Анализируя структурные матрицы (таблицы 28–30), отметим, что самые большие в каждой строке числа стоят на диагонали каждой матрицы. Это говорит о том, что классы сформировались так, что связи между списками из одного класса в среднем больше связей этих списков со списками из других классов. Таким образом, классы сформированы из "близких" списков.

Наиболее высокие "внешние" связи у каждого извода указывают на связи с древнейшим изводом. Этот вывод верен и для классов при более детальных классификациях (таблицы 29, 30), если учитывать в качестве "внешних" связи с классами, составленными из списков других изводов.

Введя некоторый "порог значимости", можно на основе матрицы  $\|C_{pq}\|$  средних межклассовых связей построить граф "сильных связей", отражающий структуру лишь "суущественных"

связей в матрице  $\|C_{pq}\|$ . Вершинам этого графа соответствуют классы списков; две вершины соединяются ребром, если связь между соответствующими классами превышает порог  $C_0$ .

Если задать порог  $C_0 = 0,75$ , то граф сильных связей для матрицы  $C$ , соответствующей таблице 30, можно изобразить графически (рис. 8).

Как видно, при данном пороге значимости выделяются 4 компоненты связности, соответствующие 4 изводам "Закона Судного людем".

Таблица 28

Структура средних межклассовых связей при классификации списков на 4 класса

Номер класса	Номер класса			
	I	II	III	IV
I	0,80	0,56	0,45	0,58
II		0,82	0,48	0,58
III			0,86	0,64
IV				0,78

Таблица 29

Структура средних межклассовых связей при классификации списков на 6 классов

Номер класса	Номер класса					
	I	II	III	IV	V	VI
I	0,85	0,78	0,57	0,55	0,45	0,58
II		0,79	0,57	0,55	0,45	0,58
III			0,85	0,79	0,49	0,59
IV				0,84	0,46	0,57
V					0,86	0,74
VI						0,78

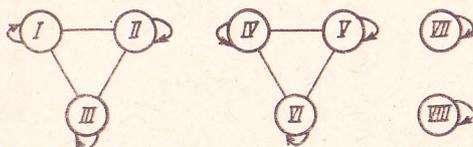
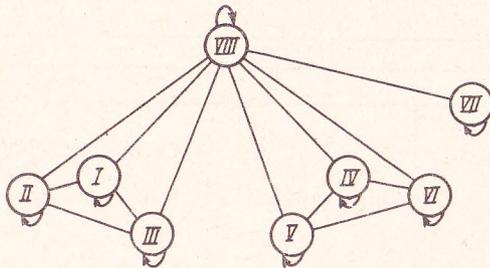


Рис. 8. Граф сильных связей между группами списков "Закона Судного людем" (порог существенности равен  $C_0 = 0,75$ .)

Структура средних межклассовых связей  
при классификации списков на 8 классов

Номер класса	Номер класса							
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
I	0,87	0,80	0,78	0,56	0,57	0,55	0,44	0,58
II		0,86	0,78	0,57	0,57	0,56	0,46	0,59
III			0,81	0,56	0,57	0,55	0,44	0,58
IV				0,94	0,81	0,78	0,51	0,60
V					0,87	0,79	0,49	0,59
VI						0,84	0,46	0,58
VII							0,86	0,64
VIII								0,78

Рис. 9. Граф сильных связей между  
группами списков "Закона Судного лю-  
дем" (порог существенности равен  
 $c_0 = 0,57$ )

При пороге  $c_0 = 0,57$  структура сильных связей отображает взаимоотношения между группами списков (рис. 9).

Граф при пороге  $c_0 = 0,57$  (изображенный на рис. 9) отражает наличие существенных связей между списками, относящимися к одному и тому же изводу, а также доминирование древнейшего извода в структуре межклассовых связей списков "Закона Судного людем".

Таким образом, информация о степени совпадения текстов каждой пары списков и о степени схожести распределений искажений их текста является в принципе достаточно надежной для

построения классификаций списков на уровне нескольких классов. Сбор такой информации значительно менее трудоемок, чем сбор информации для метода "групп". В то же время эта информация допускает использование более адекватных моделей.

Аппроксимационный метод агрегирования структуры связей является удобным инструментом для построения классификации списков; результаты его применения допускают естественную содержательную интерпретацию.

\* \* \*

\*

Методы формализации и многомерного анализа при изучении текстов исторических источников в сочетании с традиционными методами исследования древних документов позволяют извлечь "скрытую" информацию, получить более строгие, обоснованные выводы. Однако большинство существующих математических методов (и МСА, в том числе) ориентированы на обработку статистических количественных данных, поэтому актуальной задачей является разработка новых моделей и методов, специально предназначенных для анализа нечисловой информации. Повышению эффективности использования новых методов при обработке на ЭВМ текстов исторических источников способствует создание архивов машиночитаемых данных.

#### ПРИМЕЧАНИЯ К ЧАСТИ III

<sup>1</sup> Маркс К. и Энгельс Ф. Соч., т. 2, с. 231-517.

<sup>2</sup> Методологические и методические проблемы контент-анализа, вып. 1-2. М.-Л., 1973; Проблемы контент-анализа в социологии. Новосибирск, 1970; Рабочая книга социолога. М., 1976; Ядов В.А. Социологические исследования. Методология, программа, методы. М., 1972; Коробейников В.С. Анализ содержания массовой коммуникации. - ВФ, 1969, № 4; Алексеев А.Н. Контент-анализ, его задачи, объекты и средства. - В кн.: Социология культуры, вып. 1. М.-Л., 1974.

<sup>3</sup> Литюшин Ю.И., Оленина Ж.А., Устинов В.А. Опыт использования контент-анализа в практике партийной работы. - Социологические исследования, 1978, № 1; Каюров В.Н., Саганенко Г.И. Контент-анализ аттестационных характеристик как метод изучения нормативных требований к инженерам в организации. - Социологические исследования, 1977, № 1; Баранов А.В. Опыт текстового анализа газеты. - Информационный бюллетень ССА и ИКСИ АН СССР, 1966, № 9; Малькова В.К. Применение контент-анализа для изучения сотрудничества советских народов (по материалам республиканских газет). - Советская этнография, 1977, № 5; Максимов В.В. Применение контент-анализа для ис-

следования научных отношений. — В кн.: Методологические и методические проблемы контент-анализа. М.-Л., 1973, вып. 3; Хайтун С.Д. Наукометрия: состояние и перспективы. М., 1983; Пропп В.Я. Морфология сказки. М., 1969; Коробейников В.С. Анализ содержания массовой коммуникации. Канд. дис. М., ИКСИ АН СССР, 1969; Семенов В.Е. Применение метода контент-анализа в социально-психологических исследованиях. Канд. дис. ЛГУ, 1975; Алексеев А.И. Некоторые проблемы социологического изучения массовой коммуникации. Канд. дис. Новосибирск, 1970.

4 Рабочая книга социолога, гл. У1, см. также с. 326.

5 Проблемы контент-анализа в социологии. М., 1970.

6 Коробейников В.С. Указ. соч.

7 Соковнин В.М. Об объективности исследования в контент-анализе. — В кн.: Методологические и методические проблемы контент-анализа, вып. 1. М.-Л., 1973.

8 Ленин В.И. Полн.собр.соч., т. 27, с. 304.

9 Хайтун С.Д. Указ. соч., с. 124-125.

10 Значение контент-анализа в системе других подходов для изучения содержания текстов рассматривали советские исследователи; так, применительно к проблемам исследования культуры об этом см.: Бирюков Б., Зарипов Р., Плотников С. Исследование социокибернетических аспектов культуры. — Вступительная статья к книге: Мольт А. Социодинамика культуры. М., 1973. В этой статье, в частности, говорится: "Хотя контент-анализ и является эффективной техникой исследования... однако для глубокого историко-диалектического анализа процессов культуры одного его, конечно, недостаточно" (с. 9).

11 Ковальченко И.Д. Исторический источник в свете учения об информации. — История СССР, 1982, № 3; Бородин Л.И., Милов Л.В., Морозова Л.Е. К вопросу о формальном анализе авторских особенностей стиля в произведениях Древней Руси. — В кн.: Математические методы в историко-экономических и историко-культурных исследованиях. М., 1977; Гельман-Виноградов К.Б. Машиночитаемые документы в СССР. Вып. 2. Проблемы использования в исторических исследованиях. М., 1982; Деоник Д.В. Некоторые принципы построения формализованных языков для исследования исторических источников. — В кн.: Количественные методы в гуманитарных науках. М., 1981; Клосс Б.М. О статистических методах исследования текстов исторических источников. — В кн.: Математические методы в историко-экономических и историко-культурных исследованиях. М., 1977; Литвак Б.Г. Приемы формализации содержания массовой документации и регесты (по материалам XIX в.) — В кн.: Археогра-

фический ежегодник за 1977 г. М., 1978; Славко Т.И. Математико-статистические методы в исторических исследованиях. М., 1981; Миронов Б.Н. Историк и социология. Л., 1984.

12 Какх Ю.Ю. Некоторые аспекты применения математических методов в исторических исследованиях. - В кн.: Источниковедение отечественной истории. М., 1977.

13 Мазырин В.М. Применение методов контент-анализа к материалам прессы. - В кн.: Количественные методы в гуманитарных науках. М., 1981.

14 Деопик Д.В. Указ. соч.

15 Деопик Д.В. Опыт количественного анализа древней восточной летописи "Чуенью". - В кн.: Математические методы в историко-экономических и историко-культурных исследованиях; он же. Проблемы методики исследования эпиграфического комплекса применительно к задачам социально-экономического анализа (на материале бирманской эпиграфики). - ВМУ, серия "Востоковедение" (13), 1977, № 2.

16 Брагина Л.М. Опыт исследования философского трактата XV века методом количественного анализа. - В кн.: Математические методы в исторических исследованиях. М., 1972; она же. Методика количественного анализа философских трактатов эпохи Возрождения. - В кн.: Математические методы в историко-экономических и историко-культурных исследованиях.

17 Миронов Б.Н. Статистическая обработка ответов на сенатскую анкету 1767 г. о причинах роста хлебных цен. - В кн.: Математические методы в исторических исследованиях.

18 Миронов Б.Н. Формализация и генерализация содержания массовых исторических источников (на материалах анкеты о ярмарках 1779 г.). - В кн.: Воспомогательные исторические дисциплины. Вып. XIII. Л., 1981; он же. Внутренний рынок России во второй половине XVIII - первой половине XIX в. Л., 1981.

19 Литвак Б.Г. Опыт статистического изучения крестьянского движения в России XIX в. М., 1967, с. 29.

20 Литвак Б.Г. Указ. соч., с. 30.

21 Буховец О.Г. К методике изучения "приговорного" движения и его роли в борьбе крестьянства в 1905-1907 годах. - История СССР, 1979, № 3.

22 Мазырин В.М. Применение методов контент-анализа к материалам прессы. - В кн.: Количественные методы в гуманитарных науках. М., 1981; он же. Статистический анализ материалов прессы как источника по новейшей истории Вьетнама. - В сб.: История восточных культур. М., 1976.

- 23 Архангельская И.Д. К вопросу изучения периодической печати методами контент-анализа. – В кн.: Методы количественного анализа текстов нарративных источников. М., 1983.
- 24 Маджаров А.С. К вопросу о применении контент-анализа к источникам личного происхождения. – В сб.: Проблемы источниковедения и историографии истории Восточной Сибири. Иркутск, 1982.
- 25 Дробижев В.З. Методы статистической обработки протоколов ВСНХ (1917–1929 гг.). – ВМУ, серия "История", 1965, № 6.
- 26 Berelson B. Content Analysis in Communication Research. New York, 1952; Laswell H.D., Pool, I. de S. The Comparative Study of Symbols. Stanford, Calif., 1952; Pool, I. de S. (ed.). Trends in Content Analysis. Urbana, Illinois, 1959.
- 27 Holsti O.R. Content Analysis for the Social Sciences and the Humanities. Addison-Wesley, Reading (Mass.), 1969; Gerbner G., Holsti O.R. et al. (eds.). The Analysis of Communication Content. New York, Wiley and Sons, 1969; Lipset S.M., Hofstadter R. (eds.) Sociology and History Methods. New York–London, 1968.
- 28 Rosengren K.E. (ed.). Advances in Content Analysis. – Beverly Hills, London, 1981; Smith B.L. et al. Political Research Methods Foundations and Techniques. Boston, 1976.
- 29 Dollar Ch.M., Jensen R.J. Historian's Guide to Statistics. Quantitative Analysis and Historical Research. New York, 1971.
- 30 См., напр.: журналы 'Computers and Humanities'; 'Historical Methods Newsletter'; 'Computer Studies in the Humanities and Verbal Behavior'.
- 31 Бородкин Л.И., Соколов А.К. История и изучение социальных процессов. (Об использовании массовых источников и количественных методов их анализа в новейшей зарубежной историографии). – История СССР, 1983, № 1; Воронцов Г.А. Некоторые новейшие направления в буржуазной историографии ФРГ. – ВИ, 1974, № 9.
- 32 Garrathy J.A. The Application of Content Analysis to Biography and History. – In: Pool, I. de S. (ed.). Trends in Content Analysis. Urbana, Illinois, 1959.
- 33 Bick W. et al. Quantitative historische Forschung 1977. Stuttgart, 1977.
- 34 Best H. Analysis of Content and Context of Historical Documents. – The Case of Petitions to the Frankfurt National Assemb-

ly 1848/49. — In: Historical Social Research. The Use of Historical and Process — Produced Data. Clubb J.M. and Scheuch E.K. (eds.). Stuttgart, 1980.

35 Mochmann E. Computer Aided Content Analysis of Historical and Process-Produced Data. Methodological and Technical Aspects. — In: Historical Social Research. The Use of Historical Process-Produced Data. Clubb J.M. and Scheuch E.K. (eds.). Stuttgart, 1980.

36 Jenet J.C. Medieval History and Computer in France. — In: QUANTUM Information, 1978, No.5.

37 Stone P.J. et al. (eds.). The General Inquirer: A Computer Approach to Content Analysis. Cambridge, 1966.

38 Mochmann E. Automatisierte Inhaltsanalyse. — In: Langenheder W. (ed.). SIZCOZ Expertisen Ausgewahlte Gebiete Sozialwissenschaftliche DV-Anwendung, vol.1. St. Augustin, 1976.

39 Iker H.P., Harway N.J. Computer Systems Approach toward the Recognition and Analysis of Content. — In: Gerbner G. et al. The Analysis of Communication Content. New York, 1969.

40 Couturier M. A Method of Data Collection and Processing: the FORCOD System. — In: Proc. of International Conference on Quantification and Methods in Social Science Research. University of Cologne, 1977.

41 Prathas G. The General Inquirer. Useful or not? — In: Computers and the Humanities, 1969, No.3; Literary Analysis With the Aid of the Computer, Rewien Symposium. — In: Computers and the Humanities, 1968; No.1; Carney T.E. Content Analysis. A Review Essay. — In: Historical Methods Newsletter. Vol. IV, No.2. March 1971.

42 Ladner G., Packard D. Gregory the Great and Gregory VII: A Comparison of their Concepts of Renewal. — Viator, 1973, No.4.

43 Dollar Ch.M., Jensen R.J. Op. cit., p.210-213.

44 См., напр.: Луков В.Б., Сергеев В.М. Опыт моделирования мышления исторических деятелей. Отто фон Бисмарк, 1886-1876 гг. — В кн.: Вопросы кибернетики. (Логика рассуждений и ее моделирование). М., 1983, с. 148-161.

45 Гельман-Виноградов К.Б. Указ.соч., с. 45-50.

46 Моисеенко Т.Л. Применение количественных методов и ЭВМ в зарубежной медиевистике. — В кн.: Математические методы и ЭВМ в исторических исследованиях. М., 1984.

47 L'histoire medievale et les ordinateurs. Rapp. d'une Table rond intern. Paris, 1978, Publ. aves. ann., par Werner K.F. — Munchen etc., 1981.

48 Бородкин Л.И., Ковальченко И.Д., Соколов А.К. Массовые исторические источники и проблемы создания архивов машиночитаемых данных. – В кн.: Актуальные проблемы источниковедения и специальных исторических дисциплин. Тезисы докладов IУ Всесоюзной конференции. М., 1983.

49 Гельман-Виноградов К.Б. Указ.соч.

50 Бородкин Л.И., Соколов А.К. О методах обработки данных анкет делегатов съездов Советов. – В кн.: Актуальные проблемы архивоведения и документоведения в свете решений XXVI съезда КПСС. М., 1984; они же. Опыт создания базы данных на основе анкетных сведений о делегатах съездов Советов. – История СССР, 1984, № 2.

51 Бородкин Л.И., Соколов А.К. Указ.соч.

52 Лихачев Д.С. Текстология. М.-Л., 1962, с. 225.

53 Закон Судный людем (Краткой редакции). Под ред. М.Н.Тихомирова. М., 1961.

54 Dom J. Froger. La critique des textes et son automatisation. Paris, 1968.

55 Бородкин Л.И., Милов Л.В. О некоторых аспектах автоматизации текстологических исследований. – В сб.: Математические методы в историко-экономических и историко-культурных исследованиях.

56 Бородкин Л.И., Милов Л.В. Указ.соч., с.187-190.

57 Терентьев В.П. Метод корреляционных плеяд. – ВЛУ, 1959, № 9.

58 Бородкин Л.И., Морозова Л.Е. Опыт использования математических моделей и ЭВМ в текстологических исследованиях. – В кн.: Количественные методы в гуманитарных науках. М., 1981.

59 Басакер Р., Саати Т. Конечные графы и сети. М., 1974.

60 Браверман Э.М., Дорофеюк А.А., Лумельский В.Я., Мучник И.Б. Диагонализация матриц связи и выявление скрытых факторов. – Труды Института проблем управления, вып. 1, 1971, с. 1.

61 Мучник И.Б. Анализ структуры экспериментальных графов. – Автоматика и телемеханика, 1974, № 9; Бородкин Л.И. Алгоритм построения агрегированной структуры разбиения для взвешенных графов. – В кн.: Модели агрегирования социально-экономической информации. Новосибирск, 1978.

62 Бородкин Л.И. Математические модели классификации древних текстов. – В кн.: Методы количественного анализа текстов нарративных источников. М., 1983.

63 Правда Русская, т. 1. Тексты. Под ред. Б.Д.Грекова. М.-Л., 1940.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Исследование возможностей методов многомерного статистического анализа (МСА) показывает их эффективность при изучении различных видов исторических источников (например, статистические данные об аграрном развитии Европейской России на рубеже XIX–XX вв., древнерусские тексты, анкеты делегатов первых съездов Советов и т.д.).

Вместе с тем следует обращать внимание на необходимость соблюдения условий адекватного применения новых методов. Примеры некорректного их использования в конкретно-исторических исследованиях подчеркивают первостепенное значение качественного, сущностно-содержательного анализа при использовании методов МСА в исторических исследованиях.

Важно отметить, что применение методов МСА в каждой конкретной задаче анализа исторических источников требует глубокого проникновения исследователей как в содержательные аспекты изучаемой проблемы, так и в логическую суть применяемого математического метода. Вряд ли можно ожидать успеха при такой организации совместной работы историка и математика, когда каждый из них "отвечает" только за свою, профессиональную сторону исследования. Учет специфики изучаемого источника дает возможность выбрать из множества методов МСА и их модификаций тот метод, который наиболее соответствует решаемой конкретно-исторической задаче. Для этого историк должен (хотя бы в общих чертах) представлять логическую суть методов, а математик-программист — ориентироваться в существе решаемой задачи.

Решение конкретно-исторических задач типологии на основе марксистской методологии выявило эффективность новых методов и ЭВМ при классификации изучаемых объектов и их всесторонней характеристике. Так, в задаче аграрной типологии губерний Европейской России с помощью методов МСА удалось выявить группы губерний, обладающих однородностью основных характеристик аграрного развития, определить его типобразующие факторы. Полученные результаты углубляют и конкретизируют имеющиеся представления о социальной структуре аграрного строя Европейской России на рубеже XIX–XX вв. Статистический анализ данных, содержащихся в источниках, подтвердил, что наиболее существенные различия в социальной аграрной структуре губерний Европейской России связаны с двумя типами буржуазной аграрной эволюции — помещичьим ("прусским") и крестьянским ("американским").

В другой конкретной задаче — классификации списков древнеславянского памятника "Закон Судный людем" — использование методов группировки взаимосвязанных объектов позволило

выделить группы "похожих" текстов, имеющих относительно небольшие разночтения внутри каждой группы. Полученные результаты представляют интерес для уточнения состава изводов "Закона Судного людем" и реконструкции текста оригинала.

Существенно, что в рассмотренных конкретных историко-типологических задачах результаты получены на основе комплексного изучения всех сведений, содержащихся в анализируемых источниках. Полученные выводы имеют в основном характер уточнений, конкретизации имеющихся представлений об изучаемых типах объектов. В ряде случаев эти выводы дают новые аргументы в пользу известного положения, в других случаях подтверждают высказанную ранее гипотезу или дают импульс для выдвижения новой гипотезы. Такой характер полученных с помощью методов МСА результатов не умаляет, на наш взгляд, их значения. Действительно, если некоторый вывод подтверждается при использовании различных методов, привлечении различных источников, то степень достоверности этого вывода возрастает (конечно, при условии использования соответствующих источников и адекватных методов их анализа).

Дает ли использование в историческом исследовании математических методов, и в частности МСА, гарантию "точности", "строгой доказательности" полученных историческим выводом? Разумеется, нет, и материал данной книги подтверждает это. Определяющим фактором научной значимости результатов является методология исследования. Тут следует подчеркнуть, что применение математических методов не означает привнесения в историческую науку критериев научности результатов, получаемых в областях математического знания.

Математический стандарт научности определяется строго дедуктивным характером получения результата, неприятием ссылок на опыт в качестве научного аргумента, соответствием выводов основным посылкам, выраженным в аксиомах. Стремление рассматривать эти положения в качестве общенаучного эталона игнорирует качественную специфику объекта исследования в социальных науках, несводимость высших форм движения к низшим, не учитывает ориентацию общественных наук на получение социально значимых результатов, согласующихся с целями, основными ценностными установками социально-исторического субъекта<sup>1</sup>. Критерии истинности исторического исследования тесно связаны с характером методологических идей и принципов, на основе которых ставится исследовательская задача, проводятся сбор, обработка и анализ конкретно-исторических данных и дается интерпретация полученных результатов<sup>2</sup>. Так, характер изложенных в данной монографии результатов аграрной типологии губерний Европейской России на рубеже XIX-XX вв. определяется теоретическими и методологическими принципами типологического районирования, обоснованными в работе В.И.Ленина "Развитие капитализма в России". Большое значение в

типологическом исследовании имеет этап отбора признаков; в этой связи мы подробно излагаем принципы формирования 19 показателей аграрного развития губерний, которые и послужили информационной базой при использовании методов МСА для построения типологии аграрного строя Европейской России.

\* \* \*

Как и любая конкретная наука, история, используя математические методы, не лишается ни своего предмета, ни специфических, качественных методов исследования (например, историко-сравнительного метода, синхронного и диахронного методов изучения явлений общественной жизни). Методы МСА, как показано в данной работе, дают возможность количественно выразить найденные в процессе исторического исследования конкретные зависимости, отношения, а в ряде случаев помогают открывать их. Но для этого соответствующая проблематика исторического исследования должна располагать достаточно надежной и полной информацией источников, а также "сложившимся понятийным аппаратом и развитыми на качественном уровне теориями"<sup>3</sup>. Именно поэтому К.Маркс считал, как отмечал П.Лафарг, что "наука только тогда достигает совершенства, когда ей удается пользоваться математикой"<sup>4</sup>.

#### ПРИМЕЧАНИЯ

<sup>1</sup> Кезин А.В. Научность: эталоны, идеалы, критерии. М., 1985, с. 49, с. 84.

<sup>2</sup> Ковальченко И.Д. Применение количественных методов и ЭВМ в исторических исследованиях. - ВИ, 1984, № 9.

<sup>3</sup> Рузавин Г.И. Математизация научного знания. М., 1984, с. 201.

<sup>4</sup> Воспоминания о К.Марксе и Ф.Энгельсе. М., 1956, с.56.

Приложение

ПЕРЕЧЕНЬ СПИСКОВ "Закона Судного людем"

Номер списка	Список	Датировка
	Чудовский извод	
3	Чудовский	1499 г.
4	Розенкамповский	конец XV в.
5	Троицкий У	конец XVI в.
6	Список Гос. публичной библиотеки им. Салтыкова-Щедрина	конец XV в.
7	Соловецкий II	начало XVI в.
8	Троицкий II	начало XVI в.
9	Царского II список	вторая половина XVI в.
10	Крестининский	конец XV в.
11	Овчинниковский I	конец XV в.
12	Академический II	начало XVI в.
13	Антониево-Сийский	начало XVI в.
14	Ионовский	конец XVI в.
15	Троицкий III	начало XVI в.
16	Музейский I	вторая половина XVI в.
17	Возмицкий	1533 г.
18	Забелинский	конец XVII в.
19	Ферапонтовский	середина XVI в.
20	Толстовский II	вторая половина XVI в.
21	Фроловский I	конец XVI в.
22	Соловецкий IV	вторая половина XVI в.
23	Егоровский IV	конец XVI в.
24	Архивский II	конец XVI в.
25	Румянцевский II (Никоновский)	1620 г.
26	Рогожский II	начало XVII в.

Номера списка	Список	Датировка
27	Кирилло-Белозерский I	вторая половина XVI в.
28	Кирилло-Белозерский II	1590 г.
29	Погодинский II	первая полови- на XVII в.
30	Погодинский III	вторая полови- на XVII в.
31	Царского III	первая полови- на XVII в.
32	Хлудовский	первая полови- на XVII в.
33	Никифоровский	вторая полови- на XVI в.
	Софийский извод	
34	Софийский	1470-1490 гг.
35	Румянцевский	конец XV в.
36	Вязниковский	вторая полови- на XV в.
37	Ярославский	конец XV в.
38	Прилуцкий	1534 г.
39	Соловецкий III	1519 г.
40	Архивский I	конец XV в. - начало XVI в.
41	Егоровский I	начало XVI в.
42	Царского I	середина XVI в.
43	Овчинниковский II	1518 г.
44	Хворостининский	конец XVI в.
45	Толстовский III	конец XVI в.
46	Егоровский II	вторая полови- на XVI в.
47	Годуновский II	конец XVI в.
48	Фроловский-Браиловский	вторая полови- на XV в.

Номера списка	Список	Датировка
	Извод "Мерила Праведного"	
49	Троицкий	XIV в.
50	Синодальный II	1467-1481 г.
51	Кирилло-Белозерский	середина XVI в.
52	Синодальный III	1587 г.
	Древнейший извод	
53	Варсонофьевский	XIV в.
54	Новгородский	1280 г.
55	Устюжский	XIV в.
56	Иоасафовский	XVI в.

## СПИСОК СОКРАЩЕНИЙ

- ВИ - Вопросы истории
- ВЛУ - Вестник Ленинградского университета
- ВМУ - Вестник Московского университета
- ВФ - Вопросы философии
- СА - Советская археология

## ОГЛАВЛЕНИЕ

Предисловие . . . . .	3
Примечания к предисловию . . . . .	5
Часть I. Вопросы методологии и методики применения многомерного статистического анализа в исторических исследованиях . . . . .	7
Глава I. Методологические проблемы применения много- мерного статистического анализа в историчес- ких исследованиях . . . . .	7
§ 1. Некоторые методологические проблемы типологизации объектов социально-экономических систем . . . . .	7
§ 2. О значении многомерного статистического анализа в историко-типологических исследованиях . . . . .	9
Глава II. Методы многомерного статистического анализа	12
§ 1. Множественная регрессия . . . . .	14
§ 2. Факторный анализ . . . . .	20
§ 3. Автоматическая классификация и распознавание обра- зов . . . . .	26
§ 4. Многомерное шкалирование . . . . .	31
§ 5. Теория нечетких множеств и многомерная классифи- кация . . . . .	33
Глава III. Основные направления применения многомерно- го статистического анализа в исторических исследованиях . . . . .	36
§ 1. Опыт применения многомерного статистического анализа в археологических исследованиях . . . . .	36
§ 2. Опыт применения многомерного статистического анализа в историко-экономических исследованиях . . . . .	39
§ 3. Опыт применения многомерного статистического анализа в историко-социальных и историко-полити- ческих исследованиях . . . . .	46
Примечания к части I . . . . .	52
Часть II. Опыт применения методов многомерного ста- тистического анализа в задачах типологии аграрного развития губерний Европейской Рос- сии на рубеже XIX-XX вв. . . . .	62

Глава I. Аграрная типология губерний Европейской России на рубеже XIX–XX вв. . . . .	62
§ 1. Исходные данные и методы анализа . . . . .	64
§ 2. Общая типология аграрного строя Европейской России на рубеже XIX–XX вв. . . . .	70
§ 3. Социальная типология аграрного строя Европейской России на рубеже XIX–XX вв. . . . .	83
§ 4. Анализ внутренней структуры типов аграрного развития Европейской России . . . . .	94
§ 5. Проблемно-ориентированная классификация губерний Европейской России (применение методов распознавания) . . . . .	99
Глава II. Структура и уровень аграрного развития районов Европейской России на рубеже XIX–XX вв. . . . .	105
§ 1. Исходные данные и методы анализа . . . . .	105
§ 2. Анализ обобщенных индикаторов аграрного развития губерний Европейской России на рубеже XIX–XX вв. . . . .	107
§ 3. Аграрная структура районов и губерний . . . . .	112
§ 4. Сравнение уровней аграрного развития районов Европейской России . . . . .	117
§ 5. Сопоставление методов факторного анализа в задаче построения обобщенных индикаторов аграрного развития губерний Европейской России . . . . .	119
§ 6. Анализ взаимодействия основных показателей аграрной структуры губерний (модели множественной регрессии) . . . . .	128
Примечания к части II . . . . .	136
Часть III. Опыт применения методов многомерного анализа при изучении нарративных источников . . . . .	138
Глава I. Контент-анализ и проблемы изучения исторических источников . . . . .	138
§ 1. Проблемы методологии и методики контент-анализа . . . . .	138
§ 2. О возможностях применения контент-анализа при изучении исторических источников . . . . .	141
§ 3. Об опыте "компьютеризации" контент-анализа в исторических исследованиях . . . . .	148
§ 4. Об опыте создания базы данных для многомерного анализа анкетных сведений о делегатах съездов Советов . . . . .	155
Глава II. Типология древних текстов. Использование методов классификации взаимосвязанных объектов в текстологических исследованиях . . . . .	160
§ 1. Математические модели классификации древних текстов . . . . .	161
§ 2. Укрупненная классификация списков "Закона Судного людям" . . . . .	167

Примечания к части III . . . . .	173
Заключение . . . . .	179
Приложение . . . . .	182
Список сокращений . . . . .	185

Монография

Леонид Иосифович  
БОРОДКИН

МНОГОМЕРНЫЙ  
СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ  
В ИСТОРИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ

Зав. редакцией Н.М.Сидорова  
Редактор М.Л.Будниченко  
Технический редактор Г.Д.Колоскова

ИБ № 2162

Подписано к печати 04.07.86. Л-67255.  
Формат 60x90 1/16. Бумага офс, №2.  
Офсетная печать. Усл.печ.л. 11,75. Уч.-  
изд.л.11,94. Тираж 1720 экз. Заказ  
№ 1647. Цена 1 р. 80 к. Изд. № 3779

Набор выполнен на наборно-пишущих машин-  
ках в ордена "Знак Почета" издательстве  
Московского университета.  
103009, Москва, ул.Герцена, 5/7.  
Типография ордена "Знак Почета" изд-ва МГУ.  
119899, Москва, Ленинские горы

2

1 р. 80 к.