

Социально-профессиональный статус в современной России¹

А.Р. БЕССУДНОВ

В социологической литературе давно замечено, что профессии в современном обществе обладают различным социальным статусом. Начиная с 1950-х годов социологи сконструировали десятки шкал социально-профессионального престижа и статуса, используя разнообразные техники. В данной статье представлена шкала социально-профессионального статуса, разработанная на основе данных опросов, проведенных в постсоветской России. В первой части статьи обсуждаются ранее применявшиеся теоретические и методологические подходы к конструированию шкал статуса и престижа. Затем рассказывается о шкалах, разработанных в советской социологии, и ставятся вопросы, связанные с построением шкалы статуса в постсоветской России. Далее автор описывает данные и выбранную методологию, шкалу, которая стала результатом исследования, и анализирует ее свойства.

Подходы к конструированию шкал социально-профессионального престижа и статуса

Зачем нужны шкалы престижа и статуса? Во-первых, выстраивание иерархии профессиональных групп в соответствии с распределением материальных и символических ресурсов между ними само по себе представляет социологический интерес. Во-вторых, шкалы выполняют важную инструментальную функцию: в эмпирических исследованиях часто возникает потребность выстроить иерархию профессий в соответствии с определенными критериями. В дальнейшем такого рода шкала может использоваться в качестве интервальной независимой переменной в регрессионных и других статистических моделях – напри-

¹ Автор выражает благодарность своему научному руководителю профессору Так Вин Чану (факультет социологии, Оксфордский университет), без консультаций и поддержки которого эта работа не могла бы быть закончена. Также благодарю Эдуарда Понарина (Европейский университет в Санкт-Петербурге) и Антона Ширикова (McKinsey Moscow) за высказанные комментарии к статье. Ранние версии этой статьи были представлены на аспирантском семинаре факультета социологии Оксфордского университета, аспирантской конференции им. Ааге Соренсена в Гарвардском университете (10–11 апреля 2008 г.) и встрече исследовательского комитета 28 («Социальная стратификация») Международной социологической ассоциации во Флоренции (15–18 мая 2008 г.). Финансовая поддержка в ходе реализации проекта оказывалась Фондом Хилла.

мер, демонстрирующих влияние профессионального статуса на культурное потребление или политические предпочтения.

Начиная с 1960–1970-х годов в социологической литературе существуют три основных подхода к конструированию шкал. Это шкалы профессионального престижа, социально-экономические индексы и реляционные (сетевые) шкалы. Здесь я сделаю краткий обзор всех трех подходов, более подробный обзор можно найти в работах Д. Граски и С. Ромпея [Grusky, Rompaey 1992], а также Р. Хаузера и Дж. Уоррена [Hauser, Warren 1997].

Теоретически шкалы профессионального престижа основаны на структурном анализе последствий разделения труда в обществе. Разделение труда приводит к существованию профессий, которые требуют разной квалификации и предполагают различный контроль над ресурсами. Профессии по-разному вознаграждаются, как материально, так и символически, и поэтому одни занятия более престижны, нежели другие [Treiman 1977, p. 5]. Нетрудно заметить, что по своей сути это структурно-функционалистский аргумент.

Практически шкалы престижа составляются на основе данных опросов, в которых респондентов просят оценить престиж предложенных им профессий по заданной шкале или ранжировать профессии с точки зрения престижа. Отличительной чертой таких опросов является их трудоемкость.

Впервые большой опрос, посвященный профессиональному престижу, был проведен в США в 1947 г. Национальным центром изучения общественного мнения (NORC; его результаты были опубликованы только в 1961 г. [Occupations 1961]. Этот опрос был повторен в 1963 г. [Hodge et al. 1964], и на его основе П. Зигель составил подробную шкалу престижа [Siegel 1971]. В 1989 г. опросник NORC вновь включал модуль, посвященный профессиональному престижу, и шкала была обновлена [Nakao, Treas 1994]. Все три шкалы исключительно хорошо коррелировали между собой: коэффициент корреляции между шкалами Накао – Триза и Зигеля составил 0,97, а между шкалой Зигеля и первоначальной версией 1947 г. – 0,99. В Великобритании шкала престижа была сконструирована Дж. Голдторпом и К. Хоупом [Goldthorpe, Hope 1974].

Уже в 1956 г. появилась первая работа, в которой сравнивались шкалы престижа в разных странах [Inkeles, Rossi 1956], а в 1977 г. Д. Трейман опубликовал свое исследование, в котором провел сравнительный анализ профессионального престижа в более чем 60 странах [Treiman 1977]. Выяснилось, что шкалы престижа в разных странах в большой степени похожи между собой (корреляция между двумя случайными шкалами из разных стран в исследовании Треймана составила в среднем 0,8; и это учитывая разное качество данных и различные формулировки вопросов). Кроме того, обнаружилось, что на оценки профессионального престижа слабо влияют пол, возраст, этническая и профессиональная принадлежность респондентов, а также что шкалы престижа мало меняются с течением времени. Кросснациональная и временная устойчивость шкал престижа позволила Трейману сконструировать международную шкалу престижа на основе агрегированных данных (SIOPS, Standard International Occupational Prestige Scale) [Treiman 1977; см. обновленную шкалу в Ganzeboom, Treiman 1996, 2003].

Шкалы престижа можно подвергнуть критике по ряду причин. Во-первых, сомнения исследователей вызвала валидность измерения престижа в опросах. Действительно, по какому именно параметру респонденты оценивают профессии, когда их спрашивают о престиже? Голдторп и Хоуп утверждали, что таким критерием является обобщенное измерение «лучше – хуже», а не собственно престиж как таковой [Goldthorpe, Hope 1974, p. 11]. Во-вторых, проблемы вызвала уже упомянутая трудоемкость измерения престижа для всех профессий.

Именно эта проблема для О.Д. Данкана стала стимулом разработать в 1961 г. его впоследствии ставший широко известным социально-экономический индекс SEI. Данкан поставил перед собой задачу определить уровень престижа для профессий, не вошедших в опрос NORC 1947 г. Он провел линейную регрессию, в которой в качестве зависимой переменной использовал профессиональный престиж, а в качестве независимых – профессиональное образование и доход². Таким образом, он получил уравнение линейной регрессии, связывавшее, с одной стороны, образование и доход, а с другой – профессиональный престиж. При помощи этого уравнения стало возможным определить уровень престижа для тех профессий, про которые известны лишь доход и образование их носителей [Duncan 1961].

Индекс Данкана пересчитывался несколько раз для разных профессиональных классификаций и на основе разных шкал престижа [Hauser, Warren 1997, p. 191–193]. Однако индекс Данкана по сути является функцией дохода и образования и связан с измерениями престижа лишь технически. Социально-экономический индекс и шкалы престижа – это теоретически разные, хотя и хорошо коррелирующие между собой измерители. В 1992 г. Г. Ганзебум, П. де Грааф и Д. Трейман предложили альтернативный метод вычисления социально-экономического индекса, из которого они исключили измерения престижа как необходимый элемент для конструирования индекса [Ganzeboom, de Graaf, Treiman 1992]. Их идея заключалась в рассмотрении профессии как промежуточного механизма между образованием и доходом. Люди инвестируют свои средства и усилия в получение образования, чтобы впоследствии занять лучшие позиции на рынке труда. Работа, требующая более высокой квалификации, в среднем лучше оплачивается. Ганзебум и его коллеги определили статистическую модель для вычисления нового индекса таким образом, чтобы максимизировать непрямодействие образования на доход (через род занятий) и в то же самое время минимизировать прямое воздействие. Технически это было выполнено с помощью серии линейных регрессий. На основе этой методологии и базы данных, включавшей в себя опросы, проведенные в 16 странах в период с 1968-го по 1982 г., был сконструирован международный социально-экономический индекс ISEI [Ganzeboom, Treiman 2003].

В результате сравнения шкал престижа и социально-экономического индекса Д. Фезерман и Р. Хаузер пришли к выводу, что социально-экономический

² Профессиональное образование Данкан операционализировал как процент респондентов в профессиональных группах, закончивших среднюю школу, а профессиональный доход – как процент респондентов, указавших доход свыше 3500 долл. в год.

индекс статистически лучше работает в моделях достижения статуса (status attainment models). На основе этих результатов исследователи сделали вывод о том, что профессиональная иерархия является по своей сути социоэкономической, а измерения престижа – лишь прокси для этой иерархии [Featherman, Hauser 1976]. Однако двумя десятилетиями позже социально-экономический индекс был подвергнут критике из-за его теоретической валидности. Доход и образование являются разными характеристиками социального положения индивидов, и не вполне ясны теоретические основания для объединения этих двух характеристик в один показатель. Даже если социально-экономический индекс обладает предсказательной силой в некоторых статистических моделях стратификации, это не означает, что он будет столь же хорошо работать и в других. В своей статье, посвященной детальному разбору свойств социально-экономических индексов, Р. Хаузер и Дж. Уоррен приходят к следующему выводу: «Если и есть общее заключение из представленного анализа, то оно сводится к тому, что мы должны двигаться дальше, к более специальной и детализированной оценке эффектов профессиональных характеристик в социальной, психологической, экономической и политической сферах, а также в сфере здоровья. В то время как составные измерители профессионального статуса могут иметь эвристические применения, глобальная концепция профессионального статуса является с научной точки зрения устаревшей» [Hauser, Warren 1997, p. 251].

Третьим подходом к составлению профессиональных шкал является сетевой, или реляционный, подход. В этом случае шкала составляется на основе данных о профессиональной принадлежности близких друзей или мужа/жены респондентов – ведь дружеские и семейные связи людей социально обусловлены. Частота браков и дружеских контактов между представителями разных профессий различается в зависимости от социального статуса последних. Профессии, которые располагаются близко друг к другу на статусной шкале, будут обладать схожей структурой дружеских и брачных связей.

Технически такого рода шкалы составляются с помощью статистического анализа таблиц сопряженности двух факторов: профессии респондента и профессии его или ее жены/мужа или близкого друга/подруги. Для анализа таблиц сопряженности используются разные методы: многомерное шкалирование, анализ соответствия или лог-мультипликативная модель строк и столбцов Гудмана RC2 (Goodman's RC2 model).

Впервые этот подход применил в 1960-х годах Э. Лауманн [Laumann, Guttman 1966; Laumann 1966, 1973]. В первом проведенном им опросе жителей Кембриджа и Белмонта в штате Массачусетс спрашивали о профессиях их отца, отца жены (в выборку попали только мужчины), трех ближайших друзей и двух соседей. В результате анализа собранных данных с помощью метода многомерного шкалирования³ была получена профессиональная шкала, которая коррелировала с социально-экономическим индексом Данкана с коэффициентом

³ У Лауманна и Гуттмана этот метод назван анализом наименьшего пространства (smallest space analysis).

0,824. Впоследствии Лауманн обновил шкалу на основе данных другого опроса о профессиях трех ближайших друзей респондентов [Laumann 1973].

В Великобритании схожий подход был использован Э. Стюартом, К. Пренди и Р. Блекберном при конструировании Кембриджской шкалы [Stewart et al. 1973, 1980]. Первоначальная версия этой шкалы была составлена на основе данных о дружеских связях из нескольких опросов на локальных выборках. Впоследствии шкала несколько раз пересматривалась: сначала на основе улучшенных данных о дружеских связях из опросов, которые включали женщин, а не только мужчин [Prandy 1990]; а затем – на основе данных о профессии мужа/жены из переписи населения Великобритании 1971 г. [Prandy and Lambert 2003]⁴. Последняя версия шкалы получила название шкалы CAMSIS. Похожие шкалы были составлены также для ряда европейских стран, Австралии и США [Prandy, Jones 2001; Bakker 1993].

Составители шкалы CAMSIS полагают, что она отражает распределение в обществе «обобщенного социального преимущества», задает координаты социального пространства, определяет места профессий в этом пространстве и расстояние между ними. Тот факт, что профессиональные группы характеризуются разной частотой брачных и дружеских связей между собой, не только является отражением неравенства в социальном пространстве, но и воспроизводит его [Bottero, Prandy 2003].

Т.В. Чан и Дж. Голдторп выдвигают другой теоретический аргумент. Технически шкала социального статуса, которую они конструируют [Chan, Goldthorpe 2004], похожа на шкалу CAMSIS. Правда, вместо данных о профессиональной принадлежности мужа или жены в этом случае используются данные о профессии ближайшего друга, а вместо модели Гудмана RC2 в качестве основного метода используется многомерное шкалирование⁵. Тем не менее интерпретация этой шкалы другая. Используя идею М. Вебера о многомерности стратификационного порядка и разнице между классами и статусными группами [Weber 1978], Чан и Голдторп выдвигают аргумент о том, что получившаяся шкала отражает социальный статус – в противоположность социальному классу, для которого измерителем является классовая схема Эриксона – Голдторпа⁶. Чан и Голдторп использовали одновременно класс и статус в качестве независимых переменных в ряде регрессионных моделей и пришли к выводу, что статус является лучшим по сравнению с классом предиктором культурного потребления [Chan, Goldthorpe 2005, 2007a, 2007b, 2007c, 2007d]. В ходе международного проекта по изучению культурного потребления шкалы социального статуса были сконструированы также на данных США [Alderson et al. 2007], Венгрии [Bukodi 2007], Франции [Coulangeon, Lemel 2007], Израиля [Katz-Gerro et al. 2007], Чили [Torche 2007] и Голландии [Kraaykamp et al. 2007].

⁴ В этой работе Пренди и Ламберт показывают, что анализ данных о дружеских и брачных связях дает мало отличающиеся друг от друга результаты.

⁵ Чан и Голдторп показывают, что в случае их данных применение модели Гудмана дает практически те же результаты, что и многомерное шкалирование.

⁶ Иначе эта схема известна как схема EGP, или CASMIN.

Социально-профессиональный статус в СССР и постсоветской России

Задачей этого исследования является конструирование реляционной шкалы социально-профессионального статуса для постсоветской России и изучение ее свойств. В настоящее время такой шкалы не существует, как не существует и социально-экономических индексов, построенных на основе российских данных. Единственный тип шкал, который получил некоторое распространение еще в советское время, – это шкалы престижа.

Первая шкала профессионального престижа в СССР была построена в 1956 г. А. Инкелесом и П. Росси в ходе Гарвардского проекта по изучению советской социальной системы [Inkeles, Rossi 1956]. В 1950–1951 гг. был проведен опрос бывших советских граждан, оставшихся после окончания Второй мировой войны в Западной Германии или уехавших в США. Опрос носил добровольный характер (то есть его авторы не смогли обеспечить случайный характер выборки) и среди прочего включал блок вопросов о профессиональном престиже. Всего было собрано 2100 анкет. В результате анализа результатов 13 профессий были выстроены в следующем порядке (от наиболее к наименее престижным): врач, научный работник, инженер, директор завода, бригадир, бухгалтер, офицер, учитель, рядовой рабочий, бригадир в колхозе, секретарь партии, председатель колхоза, колхозник [Inkeles, Bauer 1959, p. 77]. Низкое положение секретарей партии и председателей колхоза на этой шкале, скорее всего, объясняется характером выборки, в которую преимущественно попали люди, критически настроенные по отношению к советской власти. Если исключить эти две профессиональные группы, то нетрудно будет заметить две особенности этой шкалы: профессии умственного труда находятся на ней выше, чем профессии физического труда; а замыкают шкалу два рода занятий, связанных с сельским хозяйством.

В 1960-х годах появились первые советские исследования профессионального престижа. Их подробный обзор содержится в статье М. Яновича и Н. Доджа [Yanowitch, Dodge 1969]. Среди советских работ, посвященных профессиональному престижу, Янович и Додж выделяют три подхода: 1) опросы школьников старших классов о привлекательности профессий; 2) опросы родителей школьников о том, какую профессию они хотели бы для своих детей; 3) опросы, посвященные профессиональным планам школьников.

Одно из наиболее подробных исследований профессионального престижа в СССР было проведено в 1963 г. группой новосибирских социологов во главе с В.Н. Шубкиным. Школьники Новосибирской области (3 тыс. чел.) оценили привлекательность 74 профессий по 10-балльной шкале. В результате было составлено несколько версий шкалы профессионального престижа: общая, отдельно для молодых людей и девушек, а также для сельских и городских школьников. В итоговых версиях шкал научные работники и инженеры были оценены наиболее высоко; профессии физического труда в промышленности, строительстве и транспорте занимали промежуточные позиции; а профессии в сельском хозяйстве, а также сфере продаж и услуг были оценены как наименее привлекательные. Ряд профессий был исключительно низко оценен всеми категориями школьников: это профессии продавца, бухгалтера, рядового клерка, ко-

торые оказались в числе 10 наименее привлекательных профессий [Yanowitch, Dodge 1969, p. 623].

Еще одно исследование профессионального престижа провела В.В. Водзинская, опросившая в 1964 г. ленинградских школьников с целью выяснить привлекательность различных профессий (шкала Водзинской была репродуцирована в книге Треймана, который использовал ее в своем исследовании [Treiman 1977]). На самом вершине составленной шкалы также оказались научные работники и врачи. Например, физики и исследователи в области медицины на этой шкале получили 79,5 балла (наивысшая оценка). Биологи были оценены на уровне 70,5 балла, специалисты в области литературы и искусства получили 70,7 балла, историки – 66, преподаватели высших учебных заведений – 66,8, школьные учителя – 56,4, разные типы инженеров – от 51,7 (инженер по пищевым технологиям) до 67,6 балла (инженер в химической промышленности). Квалифицированные рабочие получили заметно меньший балл: от 31,8 (каменщики и отделочники) до 47,7 (наладчики автоматического оборудования). Сельскохозяйственные работники оказались в конце шкалы: от 29,4 (лесорубы) до 36,6 балла (трактористы).

В целом шкала Водзинской подтвердила более высокий престиж интеллектуальных профессий по сравнению с профессиями физического труда, но существует ряд исключений. Как и на шкале Шубкина, самое низкое положение заняли бухгалтеры (22,3 балла). Конторские служащие были оценены на уровне 26,3, а продавцы получили 29,4 балла. В то же время некоторые квалифицированные рабочие получили более высокий балл (шахтеры – 54,1, сталелитейщики – 53,3, рабочие судостроительной промышленности – 51,7 балла).

Трейман отметил ряд расхождений между шкалами профессионального престижа, составленными в социалистических странах, и международной шкалой. В целом эти шкалы похожи друг на друга, но в социалистических странах профессии квалифицированного физического труда находятся несколько выше, а рутинные офисные занятия – несколько ниже по сравнению с международной шкалой [Treiman 1977, p. 146].

Действительно ли эта закономерность отражает разницу в распределении социально-профессионального престижа в социалистическом лагере (включая СССР) и западных индустриальных странах? С одной стороны, известно, что советское государство долгое время провозглашало себя государством рабочего класса, которому отводилось особое место в советском обществе. Возможно, это способствовало повышению престижа профессий квалифицированного физического труда. С другой – неочевидно, что оценка привлекательности профессий школьниками старших классов отражала действительный статус этих профессий и обусловленную им структуру социальных взаимодействий. Позиции ряда профессий на шкалах Шубкина и Водзинской могут также быть отражением специфических для 1960-х годов тенденций (советская молодежь была увлечена наукой, имела романтизированные представления о ряде профессий, а занятость в сфере торговли и услуг была непопулярной; и т. д.).

Насколько мне известно, в постсоветское время исследования профессионального престижа не проводились.

В настоящем исследовании выбран другой подход к составлению социально-профессиональной шкалы – реляционный. Шкала конструируется на основе данных о профессиях мужа или жены респондентов. На мой взгляд, этот подход имеет ряд преимуществ. Во-первых, он экономичен в отношении данных: для составления шкалы необходимы всего две переменные (профессии супругов). Во-вторых, он предпочтительнее с теоретической точки зрения: речь идет не о профессиональном престиже, а о социальном статусе, отражающем «набор иерархических отношений, которые выражают ощущаемое и принятое социальное превосходство, равенство или подчинение довольно общего характера, которое не сводится к качествам индивидов, а скорее к социальным позициям, занимаемым ими, или к некоторым аскриптивным свойствам (таким как “рождение” или этничность)» [Chan, Goldthorpe 2004, p. 383]. В этой статье речь пойдет о социально-профессиональном, а не об этническом статусе.

Насколько постсоветская Россия похожа на западные страны в отношении социально-профессионального статуса? Согласно различным теориям индустриального общества, профессиональная структура в индустриальных странах и распределение престижа между различными родами занятий схожи [Inkeles, Bauer 1959; см. критический обзор в Goldthorpe 1966]. По логике шкал социально-профессионального статуса главным основанием для наделения статусом тех или иных профессий является характер труда и требуемая для него квалификация. В этом случае распределение статуса в различных странах не должно отличаться. Сравнительное исследование Треймана о профессиональном престиже подтверждает эту гипотезу.

С другой стороны, можно предположить, что крушение советского режима и весьма специфическое экономическое, политическое и социальное развитие России в постсоветский период повлияли в том числе и на социальный статус. Косвенные свидетельства из СМИ и обыденного опыта наталкивают на мысль, что статус некоторых профессий (например, менеджеров или финансистов) в разных странах мог вырасти, а некоторых – напротив, упасть (профессии ученых, инженеров, врачей и т. д.). Исследования показывают, что и в позднесоветский, и в постсоветский периоды интеллигенцию отличали относительно низкие доходы [Gerber, Hout 1998]. Повлияло ли это на ее социальный статус?

Интересной исследовательской задачей было бы непосредственное сравнение шкал социального статуса в СССР и постсоветской России, составленных по единой методологии. Однако оно невозможно из-за отсутствия необходимых данных: опросы по общенациональной выборке в СССР не проводились до 1989 г., и репрезентативные данные о подробно закодированной профессиональной принадлежности супругов за более ранний период отсутствуют.

Данные и метод

Данные, которые я использую в этой работе, были собраны в ходе российской части международного сравнительного опроса – ISSP. ISSP проводится в России с 1992 г. ежегодно Левада-Центром (до 2003 г. – ВЦИОМ) по национальной репрезентативной выборке, включающей около 2 тыс. респондентов еже-

годно. Профессиональная принадлежность респондентов и их брачных партнеров кодируется в соответствии с детальной международной классификацией профессий – ISCO88 (International Standard Classification of Occupations – 1988), разработанной Всемирной организацией труда [ILO 1990].

Модель Л. Гудмана RC2, которая используется в этой работе для анализа таблицы сопряженности профессий респондентов и их жен/мужей, чувствительна к размеру выборки и наличию нулей в ячейках таблицы. Поэтому я увеличил размер выборки, слив воедино данные опросов за 14 лет, с 1992 по 2005 г. Поскольку для анализа могут быть использованы только те пары, в которых муж и жена работают и их профессиональная принадлежность зафиксирована, многие случаи были отсеяны (пенсионеры, учащиеся, безработные, домохозяйки)⁷. Окончательный размер выборки составил 6816 пар, или 13 632 индивидов.

Какие альтернативные данные можно было бы привлечь для анализа социального статуса? Профессия членов домохозяйств подробно кодируется по ISCO88 в панельном опросе домохозяйств RLMS⁸, также проводящемся в России с 1992 г. Однако, во-первых, в ранних волнах RLMS профессиональная принадлежность закодирована более грубо; а во-вторых, поскольку опрос является панельным, данные за разные годы не могут быть объединены с целью увеличить размер анализируемой выборки.

В ряде опросов, проведенных под руководством О.И. Шкаратана, профессиональная принадлежность респондентов, их жен/мужей, а также их ближайших друзей, была подробно закодирована в соответствии с профессиональной классификацией РГ-100 [Шкаратан, Ястребов 2007]. Тем не менее, даже если объединить данные всех трех опросов из этой серии, это обеспечит меньшую аналитическую выборку, чем данные ISSP.

Для задачи, поставленной в этой статье, идеальным было бы использование данных переписей. Во-первых, это позволило бы значительно увеличить выборку и провести гораздо более детальный статистический анализ. Во-вторых, использование данных разных переписей (например, 2001 и 1989 гг.) сделало бы возможным сравнительный анализ социального статуса в постсоветской России и СССР. Однако, в отличие от многих стран, в России первичные данные переписей недоступны для исследователей.

Для анализа двумерной таблицы сопряженности, в которой кросстабулированы профессии супругов, я использую статистическую модель Гудмана RC2: она позволяет объяснить частоты в ячейках таблицы сопряженности с помощью нескольких параметров – общего количества элементов в таблице, маргинальных частот по строкам, маргинальных частот по столбцам и эффекта взаимодействия строк и столбцов. Однако, в отличие от простых лог-линейных моделей, в модели Гудмана RC2 предполагается, что переменные по строкам и

⁷ Поскольку нас интересует не структура браков между профессиональными группами сама по себе, а именно статус профессий, решение отсеять пары с неработающими мужем или женой оправданно.

⁸ В российской традиции этот опрос часто называют РМЭЗ – Российский мониторинг экономического положения и здоровья.

столбцам являются ординальными, но порядок, в котором выстроены категории переменных, изначально неизвестен. Более подробное статистическое объяснение модели можно найти в работах Гудмана [Goodman 1979] и Д. Пауэрс, Ю. Кси [Powers, Xie 2000, p. 124–129]. Задача анализа – подобрать такие численные значения для категорий переменных, которые наилучшим образом объясняли бы распределения частот в таблице сопряженности. Таким образом, в результате применения модели конструируются шкалы для двух переменных: по строкам и столбцам.

В общем виде эта модель может быть сформулирована следующим образом.

$$\log(F_{ij}) = m + m_i^R + m_j^C + f_i j_j,$$

где m – эффект общей суммы, m_i^R – эффект маргинальных частот по строкам, m_j^C – эффект маргинальных частот по столбцам, а f_i и j_j – соответственно шкалы по строкам и столбцам [Powers, Xie 2000, p. 126].

Именно этот, последний в формуле, эффект является для нас ключевым. В случае если его опустить, мы получим модель независимости между переменными, исходя из которой профессия респондента никаких не влияет на профессию его или ее жены или мужа (эта модель неадекватно описывает наши данные).

Поскольку в нашем случае категории по строкам и столбцам совпадают (и для респондентов, и для их брачных партнеров использована одна и та же профессиональная классификация), на модель было наложено ограничение гомогенности: шкалы по строкам и столбцам одинаковы.

В нашей модели был введен дополнительный эффект: эффект диагональных ячеек (случаев, в которых профессиональные группы мужа и жены совпадают). Модель с включением диагонального эффекта описывает имеющиеся данные статистически лучше, чем без него. С социологической точки зрения это означает следующее: мы допускаем, что браки внутри профессиональных групп могут отражать не только эффект статуса, но и другие эффекты (например, можно предположить, что представители одних и тех же профессий чаще заключают браки между собой, так как чаще взаимодействуют друг с другом в профессиональной сфере). Поскольку в разных профессиональных группах этот эффект выражен с разной силой (например, едва ли шоферы – преимущественно мужчины – часто женятся внутри своей группы), я моделирую его как многоуровневый.

Статистические расчеты были выполнены в двух программных пакетах: Stata (с использованием модуля *rc2*, разработанного Дж. Хендриком [Hendrickx 2004]) и R (применялся модуль *gnm* Х. Тернер и Д. Фирта [Turner, Firth]). Поскольку алгоритмы расчета модели в двух программах отличаются, итоговые шкалы, рассчитанные в R и Stata с одними и теми же параметрами, также немного разнятся, однако коррелируют на уровне 0,97. В качестве окончательной я использую одномерную модель, рассчитанную в R⁹.

⁹ В отличие от модуля *rc2* для Stata, который позволяет рассчитывать только одномерные модели RC2, модуль *gnm* в R допускает многомерные модели. Статистически это означает введение в модель дополнительных эффектов взаимодействия между строками и столбцами, которые пыта-

Помимо метода Гудмана, для расчета шкалы я использовал также метод многомерного шкалирования [Cox, Cox 2001] и анализа соответствия [Agesti 2002, р. 382–384]. Однако в качестве метода для расчета итоговой шкалы была выбрана именно модель Гудмана RC2¹⁰.

Конструирование профессиональных групп

Классификация профессий ISCO88, по которой закодирована профессиональная принадлежность в опросах ISSP, включает в себя сотни профессий. В случае применения для анализа изначальной классификации таблица сопряженности профессий респондентов и их партнеров будет включать десятки тысяч ячеек, что сделает статистический анализ на ограниченной выборке невозможным. Поэтому все профессии были объединены в 26 профессиональных групп. Это дает 676 ячеек в таблице сопряженности, и в приведенной к симметрии таблице, в которой каждая пара учитывается дважды, – в среднем около 20 случаев на одну ячейку.

ISCO88 представляет собой классификацию профессий, основанную на двух принципах: квалификация и специализация. Квалификация определяется как обширность и сложность задач, выполняемых в ходе профессиональной деятельности; а специализация – как «требуемая область знания, используемые инструменты и оборудование, материалы, а также тип производимых продуктов и услуг» [ILO 1990].

Полная профессиональная схема ISCO88 основана на четырехзначных кодах. Первая цифра кода определяет 10 базовых профессиональных групп: 1) за-

ются объяснить оставшуюся после учета первого измерения вариацию между данными и моделью. Однако в случае наших данных R не смогла построить дву- и трехмерные модели, если удерживать эффекты строк и столбцов гомогенными (модели не сходились). Если снять это ограничение, то в двумерной модели второе измерение интерпретируется как статусная шкала и коррелирует с одномерной гомогенной моделью на уровне 0,97 (для строк) и 0,93 (для столбцов). Первое измерение в двумерной модели интерпретируется как соотношение женщин и мужчин в профессиональных группах. Действительно, очевидно, что структура браков между профессиональными группами будет в значительной степени объясняться пропорцией мужчин и женщин в них. Следует заметить что шкалы, полученные в моделях с разным количеством измерений и параметрами, коррелируют на уровне, близком к 1.

¹⁰ Основанием для выбора модели послужило сравнение между прямой и косвенной (модельной) оценкой пропорций мужчин и женщин в профессиональных группах. Все перечисленные методы (включая многомерную модель Гудмана RC2) в качестве одного из измерений в итоговом решении идентифицируют шкалу, которая интерпретируется как соотношение мужчин и женщин в профессиональных группах. Однако очевидно, что мы можем вычислить процент мужчин и женщин в профессиональных группах непосредственно. Это дает возможность сравнить прямую (непосредственно вычисленную) и косвенную (полученную в моделях) оценку одного и того же параметра. Лучшей будет та модель, в которой косвенная оценка в наибольшей степени будет приближена к прямой. Для модели многомерного шкалирования коэффициент корреляции между ними составляет 0,78; для модели анализа соответствия – 0,97 для строк и 0,91 для столбцов; и для модели Гудмана RC2 – 0,98 (в данном случае использовалась одномерная модель без ограничения гомогенности, которая в результате дает статусную шкалу для строк и гендерную шкалу для столбцов). Исходя из этого критерия, я выбрал модель Гудмана RC2. Замечу, что сам Гудман указывает на принципиальную близость статистических моделей соответствия и ассоциации [Goodman 1996].

конодатели, высшие чиновники и менеджеры; 2) профессионалы; 3) техники и низший слой профессионалов; 4) клерки; 5) работники в сфере обслуживания и продаж; 6) квалифицированные работники в сельском хозяйстве и рыболовстве; 7) рабочие ремесленного производства и легкой промышленности; 8) операторы станков и машин и сборщики; 9) элементарные профессии; 0) занятые в вооруженных силах. На следующем уровне (вторая цифра) 10 основных групп подразделяются на 28 групп, основанных на принципе специализации. На уровне третьей цифры классификация включает в себя 116 подгрупп, и на последнем уровне четвертой цифры выделяются 390 базовых групп.

При конструировании профессиональных групп для анализа социального статуса я следовал *трем основным правилам*. Во-первых, я не разбивал на части подгруппы третьего уровня (*правило специализации*). Более того, в большинстве случаев не делились на части и подгруппы второго уровня. Во-вторых, я объединял вместе только подгруппы из соседних базовых групп, например, 2-й и 3-й (*правило квалификации*). При этом получившиеся группы объединяют главным образом профессии, код ISCO которых начинается с одной и той же цифры. В-третьих, профессиональные группы должны были быть примерно одного размера и включать по крайней мере 1,5% выборки, иначе надежность статистического анализа снизилась бы (*правило размера*).

В некоторых случаях были сделаны отступления от этих правил. В профессиональной группе «Сельскохозяйственные работники» объединены квалифицированные сельскохозяйственные работники (базовая группа 6) и неквалифицированные (базовая группа 9). В группе «Милиционеры и другие работники силовых ведомств» объединены военнослужащие (базовая группа 0), следователи (базовая группа 3), милиционеры низших чинов, пожарные и охранники (базовая группа 5). К сожалению, ISCO88 не позволяет разделить военнослужащих и милиционеров согласно званию. В двух случаях были разделены на части группы ISCO88 на трехзначном уровне. Экономисты (код 2441), бухгалтеры (2411) и счетоводы (3433) объединены в одну группу. В ISCO88 экономисты помещены в одну группу с учеными, занимающимися социальными науками, что отражает англо-американскую традицию понимания термина «economist». Однако в России большинство экономистов – это скорее менеджеры низшего и среднего звена. На это указывает их количество в нашей выборке: на 162 экономистов приходится всего 5 психологов и 1 представитель группы «Философы, историки и политологи». Во всех трех профессиях, выделенных в эту группу, заняты в основном женщины: среди экономистов их 82%, среди бухгалтеров – 92%, среди счетоводов – 94%.

Кроме того, почтальоны (4142) были классифицированы в группу клерков, занимающихся физическим трудом, в то время как работники библиотек и архивов (4141), а также кодировщики и корректоры (4143) отнесены к группе офисных работников и работников по обслуживанию клиентов.

Состав получившихся 26 профессиональных групп показан в таблице 1. Как следует из нее, группы характеризуются разным соотношением мужчин и женщин. В некоторых группах доминируют женщины: это медсестры, учителя (низший слой), бухгалтеры и экономисты, продавцы, офисные работники и работники по обслуживанию клиентов, другие работники сферы обслуживания,

работники легкой промышленности. В других группах больше мужчин: милиционеры и другие работники силовых ведомств, механики, водители, рабочие-металлисты, строительные рабочие, операторы передвижных машин). Оставшиеся группы лучше сбалансированы по гендерному признаку.

У объединения профессий в 26 профессиональных групп есть свои недостатки. Во-первых, эта процедура во многом основана на субъективном решении. Если бы группы были сконструированы иным образом, это могло бы дать отличающуюся от представленной шкалу социального статуса¹¹. Во-вторых, при объединении профессий в профессиональные группы мы неизбежно теряем часть информации, особенно в отношении малых по численности профессий. Так, я был вынужден объединить вместе многочисленную группу врачей и гораздо более малочисленных юристов (адвокатов и судей). Очевидно, что позиция объединенной группы на шкале в гораздо большей степени отражает статус врачей и лишь в небольшой степени – юристов. Однако отдельный анализ статусной позиции юристов технически невозможен в силу их малого числа в выборке. Размер выборки не позволяет провести более детальный анализ статусного положения отдельных профессий.

Шкала социально-профессионального статуса и ее свойства

Получившаяся в результате анализа шкала социального статуса представлена в таблице 1. Анализируя подобную шкалу, сконструированную на данных Великобритании, Чан и Голдторп отметили две ее основные характеристики. Во-первых, профессии умственного труда располагались выше профессий физического труда, а профессии, которые предполагают элементы как умственного, так и физического труда, оказались в середине шкалы. Во-вторых, профессионалы¹² находятся выше на шкале, чем менеджеры [Chan, Goldthorpe 2004].

Эти свойства характеризуют и российскую шкалу. Первые 7 позиций на ней занимают группы профессий умственного труда: врачи и юристы, преподаватели вузов и учителя средних школ, менеджеры и чиновники высшего звена, инженеры и научные работники, работники сферы искусства и информационных услуг, низший слой менеджеров и чиновников, бухгалтеры и экономисты. На 8-й позиции находятся милиционеры, военнослужащие и прочие работники силовых ведомств. Эта группа объединяет сотрудников разного ранга, как офицеров, так и рядовых, и является смешанной по своему составу и функциям, которые выполняют ее представители. На 9-й позиции находятся учителя начальной школы и воспитатели детских садов – также профессии скорее умственного труда, однако включающие и элементы рутинного труда.

¹¹ В ходе анализа были составлены статусные шкалы для разных вариантов объединенных профессиональных групп. Позиции отдельных групп в разных версиях шкал действительно отличались, однако при этом все версии шкал разделяли основные свойства, описанные ниже.

¹² В русском переводе, возможно, был бы более уместен термин «интеллигенция», однако и он не вполне точен. В дальнейшем я употребляю термин «профессионалы», имея в виду врачей, учителей, юристов, инженеров, программистов и представителей других профессий, где чаще всего требуется высшее образование и углубленные специальные знания в определенной области.

Таблица 1

Т-1

T-1

Группы, занимающие 10-ю, 12-ю и 14-ю позиции (технологи, офисные работники низшего ранга, медсестры), характеризует смешанный характер труда, включающий элементы как умственной, так и физической деятельности.

Позиции 11 и 13 занимают квалифицированные рабочие: составная группа, включающая бригадиров и квалифицированных рабочих, более подробные данные о сфере деятельности которых отсутствуют, а также механики. Позиции начиная с 15-й и ниже занимают преимущественно профессии физического труда и профессии в сфере обслуживания: водители, операторы станков, промышленные и строительные рабочие, неквалифицированные рабочие, сельскохозяйственные работники, а также продавцы, повара, официанты, парикмахеры.

Для российской шкалы характерно и другое свойство, указанное Чаном и Голдторпом: статусное преимущество профессионалов над управленцами в верхней части шкалы. Действительно, мы видим, что две верхние позиции занимают традиционные профессии российской интеллигенции: врачи и преподаватели вузов и школ. Инженеры и научные работники¹³ находятся на 4-м месте, а профессионалы в области искусств и информационных услуг – на 5-м. Что касается менеджеров, то менеджеры высшего звена находятся на 3-м месте, а низшего – на 6-м и 7-м¹⁴.

В полученной статусной шкале интерес представляет главным образом общий принцип расположения профессиональных групп и лишь в меньшей степени – относительное положение соседних на шкале групп. Например, разница в статусном индексе между преподавателями вузов и средних школ (позиция 2) и менеджерами высшего звена (позиция 3) составляет чуть больше 0,01 балла, и она едва ли статистически значима.

Стоит также оговориться, что речь идет о групповом, а не личном статусе. На статус конкретного индивида могут влиять и другие факторы, помимо принадлежности к профессиональной группе (например, личные качества, этническая принадлежность, статус родителей и т. д.). Таким образом, нельзя интерпретировать шкалу таким образом, что все представители одной профессиональной группы выше по статусу, чем представители другой профессиональной группы: речь идет об усредненном позиционном показателе.

В какой степени российская статусная шкала отличается от шкал, составленных для других стран в ходе проекта по изучению культурного потребления под руководством Чана и Голдторпа? Формальное статистическое сравнение

¹³ Эта группа включает лишь относительно небольшое число научных работников, не преподающих в вузе (в противном случае они классифицируются как преподаватели). В основном в эту группу входят инженеры в разных отраслях.

¹⁴ Более высокое положение профессионалов по сравнению с менеджерами подтверждают и результаты исследования социальной мобильности в постсоветской России, проведенного Т. Гербером и М. Хаутом [Gerber, Hout 2004]. Гербер и Хаут использовали метод Гудмана RC2 для анализа межпоколенческой классовой мобильности. В качестве классовой схемы они применили модифицированную схему Эриксона – Голдторпа, в которой профессионалы и менеджеры были разделены на три разных класса (высшие профессионалы, низшие профессионалы, менеджеры). На получившейся в результате исследования шкале как высшие, так и низшие профессионалы занимали более высокую позицию по сравнению с менеджерами.

этих шкал невозможно, поскольку различаются число и состав профессиональных групп. Тем не менее мы можем проанализировать внешнюю схожесть шкал.

Исходя из представлений о распределении престижа в советском обществе, можно было бы предположить, что и в постсоветской России представители некоторых рутинных офисных профессий (секретари, бухгалтеры) будут занимать более низкое положение, чем в других странах, а квалифицированные рабочие в разных отраслях – более высокое. Однако позиция офисных секретарей и представителей других рутинных офисных профессий в России (12-е место из 26 групп) соответствует их позиции в других странах (13-е и 14-е из 31 в Великобритании, 18-е из 36 в Венгрии, 15-е из 33 в Израиле, 12-е из 26 в Голландии). Бухгалтеры и экономисты в России находятся на 7-й позиции из 26, в Израиле – на 10-й из 33. В других странах бухгалтеры не выделены в отдельную группу, однако группы разного рода финансовых специалистов занимают схожие места несколько выше середины статусной шкалы.

Некоторые группы квалифицированных рабочих действительно находятся на российской шкале относительно выше, чем в других странах. Например, квалифицированные рабочие (без указания отрасли) и бригадиры занимают в России позицию выше, чем офисные работники и медсестры, что нетипично для других стран. Относительно высокую позицию занимают водители (в России – 15-ю из 26, в Великобритании – 27-ю из 31, в Венгрии – 29-ю из 36, во Франции – 25-ю из 28, в Израиле – 26-ю из 33, в Голландии – 20-ю из 26; и лишь Чили¹⁵ наряду с Россией является исключением – 12-я позиция из 28). Однако большинство занятых физическим трудом в России, как и в других странах, находятся в нижней части шкалы.

Особенностью России является высокое положение на статусной шкале милиционеров, военнослужащих и других работников силовых ведомств (8-я позиция из 26). В Великобритании эта группа занимает 22-ю позицию из 31, в Венгрии – 23-ю из 36, во Франции – 20-ю из 28, в Голландии – 19-ю из 26.

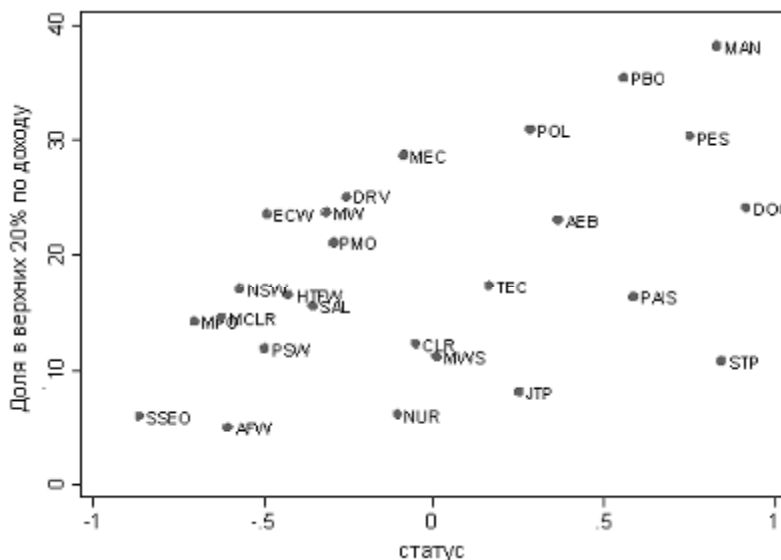
Для более детального и основательного сравнения статусных шкал в разных странах необходим анализ, основанный на применении во всех странах одной и той же классификации профессиональных групп и выборок сопоставимого размера.

В целом можно заключить, что статусный порядок в России схож со статусным порядком в европейских странах, а расхождения незначительны.

Социальный статус, доход и образование

Доход и образование являются важными характеристиками социального положения индивидов. Каким образом они соотносятся с полученной статусной шкалой?

¹⁵ Чили, однако, отличается другой социально-профессиональной структурой (например, в группу домашних слуг попали 8,5% выборки), и нижнюю часть шкалы занимают более детально квалифицированные группы неквалифицированных рабочих.

График 1. Статус и индивидуальный доход в профессиональных группах ($r = 0,49$)

Примечание: Доход (вертикальная ось) определен как доля индивидов в профессиональной группе, которая относится к верхнему квинтилю (20%) по доходам во всей выборке. Включены только индивиды, занятые полный рабочий день. На горизонтальной оси – положение групп на шкале социального статуса. Профессиональные группы обозначены латинскими аббревиатурами (см. табл. 1).

На графике 1 изображена диаграмма рассеивания профессиональных групп по статусу и индивидуальному доходу. Доход здесь определяется как доля тех индивидов в профессиональной группе, которые входят в верхний квинтиль (20%) по доходам во всей выборке. Поскольку итоговая выборка включала данные за 14 лет, в расчетах учитывалась инфляция и доход был приведен к уровню 2005 г.¹⁶ Анализировались только данные для индивидов, занятых полный рабочий день.

Как видно из графика, связь между статусом и доходом не вполне отчетливая. Коэффициент корреляции между статусом профессиональных групп и доходом в них составляет всего 0,49. Некоторые высокостатусные профессиональные группы обладают относительно низким доходом: преподаватели вузов и учителя (STP), врачи и юристы¹⁷ (DOC), работники сферы искусства и информационной

¹⁶ Учитывался официальный индекс потребительских цен Росстата, рассчитанный для декабря каждого года в процентах к декабрю предыдущего года (2005 – 110,9; 2004 – 111,7; 2003 – 112,0; 2002 – 115,1; 2001 – 118,6; 2000 – 120,2; 1999 – 140; 1998 – 180; 1997 – 110; 1996 – 120; 1995 – 230; 1994 – 320) [Россия, 2007, 2000]. Данные за 1992 г. были опущены в связи с гиперинфляцией. Была учтена деноминация, проведенная в 1998 г. Учет годовых индексов инфляции вносит некоторую ошибку в расчеты. Опросы в разные годы проводились в разное время, и промежуток между ними далеко не всегда составлял ровно 12 месяцев. Если бы мы использовали месячные коэффициенты, итоговый показатель получился бы точнее. Тем не менее едва ли ошибка в связи с использованием годовых индексов существенно искажает результаты анализа.

¹⁷ Напомним, что доля юристов в этой группе весьма незначительна. Весьма вероятно, что если бы юристы составляли отдельную группу, то на шкале дохода они оказались бы выше.

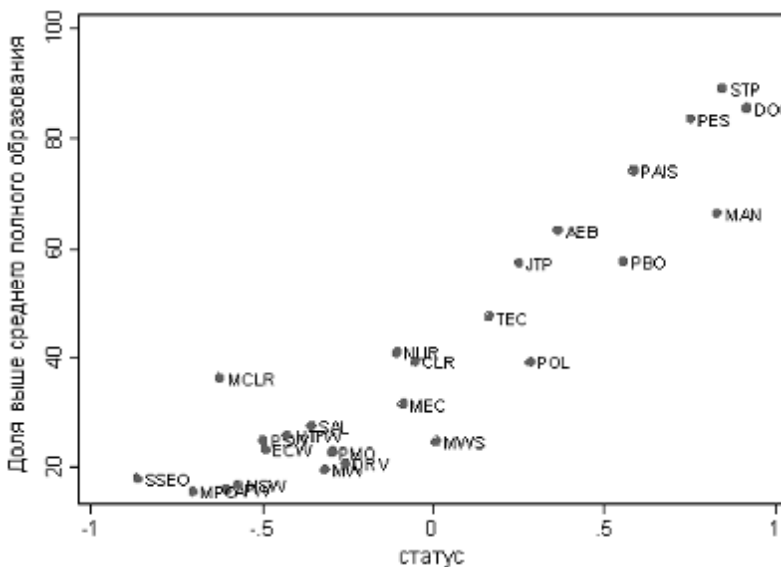
сферы (PAIS). В то же время ряд низкостатусных групп находится относительно высоко на шкале дохода. Прежде всего это профессии физического труда: механики (MEC), водители (DRV), рабочие металлической промышленности (MW), операторы станков (PMO) и строительные рабочие (ECW).

Если взять другой измеритель дохода в группах – медианный доход, – то корреляция будет выше и составит 0,57. Разница в коэффициентах объясняется гетерогенностью дохода в профессиональных группах, которую по-разному отражают разные измерители. Тем не менее даже в этом случае корреляция на групповом уровне остается довольно скромной. Она практически не усиливается, если рассчитать коэффициент отдельно для мужчин и женщин: он составляет соответственно 0,49 и 0,6 (доход рассчитан как доля в верхнем квинтиле), или 0,58 и 0,59 (медианный доход).

Если же оценивать связь между статусом и доходом на индивидуальном, а не на групповом уровне, то она будет выражена еще слабее ($r = 0,16$; $r = 0,19$ для мужчин и $r = 0,18$ для женщин)¹⁸. Из проведенного анализа можно заключить, что социальный статус лишь в незначительной степени связан с доходом.

Связь статуса и образования сильнее. На графике 2 отображена диаграмма рассеивания профессиональных групп по статусу и образованию.

График 2. Статус и образование в профессиональных группах ($r = 0,93$)



Примечание: Образование определено как доля индивидов с образованием выше полного среднего (высшее, высшее незаконченное, профессионально-техническое).

Коэффициент корреляции между статусом и образованием составляет 0,93 на групповом уровне (образование измерено как доля респондентов с образованием

¹⁸ Низкие коэффициенты корреляции в этом случае неудивительны. Профессиональная принадлежность объясняет лишь малую часть вариации доходов. Большое значение имеют также форма собственности предприятия, степень его успешности на рынке, регион расположения, а также личные качества индивидов.

выше полного среднего) и 0,55 на индивидуальном уровне (образование измерено как количество лет, проведенных в учебных заведениях всех уровней).

Отметим, что и в других странах статус связан с образованием сильнее, чем с доходом [Chan, Goldthorpe 2004; Chan в печати]. По всей видимости, именно уровень образования, присущий профессиональным группам, является определяющим для их социального статуса. Тем не менее на графике 2 заметны некоторые отклонения от этого правила. Положение менеджеров высшего и низшего уровней, чиновников, а также работников силовых ведомств относительно других групп на шкале образования ниже, чем на шкале статуса. На шкале образования три верхние позиции занимают группы, ядро которых составляют традиционные «интеллигентные» профессии: учителя и преподаватели вузов, врачи, инженеры.

В регрессионных моделях, объясняющих статус через образование и доход, образование обладает основной объяснительной силой (см. табл. 2). В модели, связывающей статус и образование, R^2 (доля объясненной вариации зависимой переменной) достигает 0,85, в то время как модель с доходом в качестве независимой переменной дает $R^2 = 0,2$, а с доходом и образованием вместе – 0,9 (улучшение по сравнению с первой моделью не столь значительно)¹⁹.

Таблица 2. Связь статуса, образования и дохода (регрессионные модели)

	Модель 1 (образование)	Модель 2 (доход)	Модель 3 (образование + доход)
Константа	-0,888***	-0,560**	-1,074***
Образование	0,021***		0,019***
Доход		0,029**	0,013***
Adj. R^2	0,85	0,20	0,90
n	26	26	26

** Коэффициент значим на уровне 0,05. *** Коэффициент значим на уровне 0,01.

Примечание: Образование определено как доля индивидов в группе с образованием выше полного среднего; доход определен как доля индивидов в группе в верхнем квинтиле по доходу во всей выборке.

Социальный статус и субъективная оценка социального положения

В качестве индикатора социального положения индивидов иногда используется субъективный социальный класс, или класс по самоидентификации [Evans, Kelley 2004]. В этом случае респондентов в опросе просят из нескольких вариантов выбрать социальный класс, к которому они принадлежат²⁰. В другом варианте респондентов просят указать свою социальную позицию на шкале от 1 до 10, где 1 означает самую низкую, а 10 – самую высокую позицию (или наоборот).

¹⁹ Можно заметить, что с помощью регрессионной формулы, описывающей связь образования, дохода и статуса, возможно сконструировать индекс наподобие SEI для более дробных профессиональных категорий. Однако в задачу данной статьи это не входит.

²⁰ Этот показатель иногда используется наряду с другими в российских исследованиях среднего класса [Средние классы в России 2003, с. 145–190].

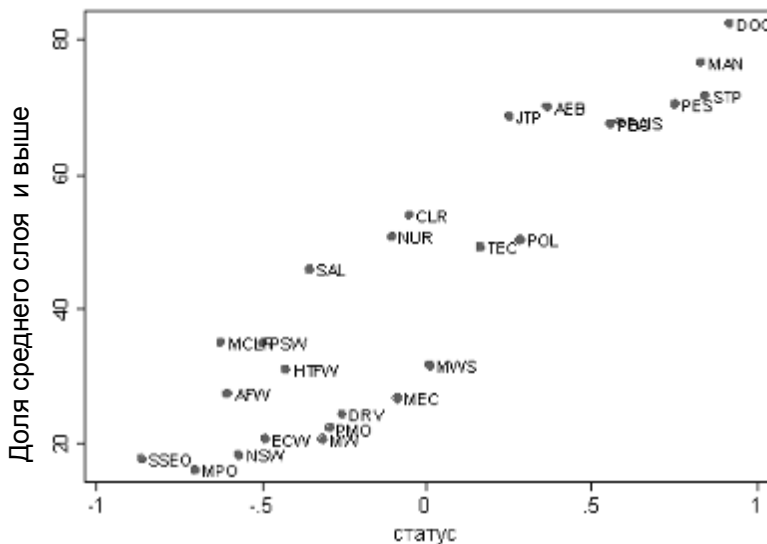
В опросах ISSP задавались эти вопросы. Опросник включал вопрос со следующей формулировкой: «В нашем обществе есть люди, занимающие высокое общественное положение, и есть люди, занимающие низкое общественное положение. Какое место, по вашему мнению, вы занимаете на этой шкале в настоящее время?» Эти данные доступны для 2003 и 2005 гг.

Для 1993–2001 гг. доступны данные о социальной самоидентификации другого типа, полученные в результате следующего вопроса: «К какому слою в обществе вы бы скорее себя отнесли? Варианты: 1) низший слой; 2) рабочие; 3) верхняя часть слоя рабочих/нижняя часть среднего слоя; 4) средний слой; 5) верхняя часть среднего слоя; 6) высший слой» (формулировка 1999 г.). Формулировка вопроса незначительно менялась в опросах разных лет (иногда речь идет о слоях, иногда – о классах и т.д.), однако едва ли это оказало значительное влияние на результаты.

На графиках 3 и 4 представлены диаграммы рассеивания, демонстрирующие связь между статусом и субъективным классом (график 3) и статусом и субъективной самооценкой по 10-балльной шкале (график 4). Как видно из графиков, несмотря на то что эти два измерителя субъективного положения индивидов внешне близки, их связь со статусом различается. Субъективный класс лучше коррелирует со статусом ($r = 0,91$ на групповом уровне), чем самооценка по 10-балльной шкале ($r = 0,82$ на групповом уровне).

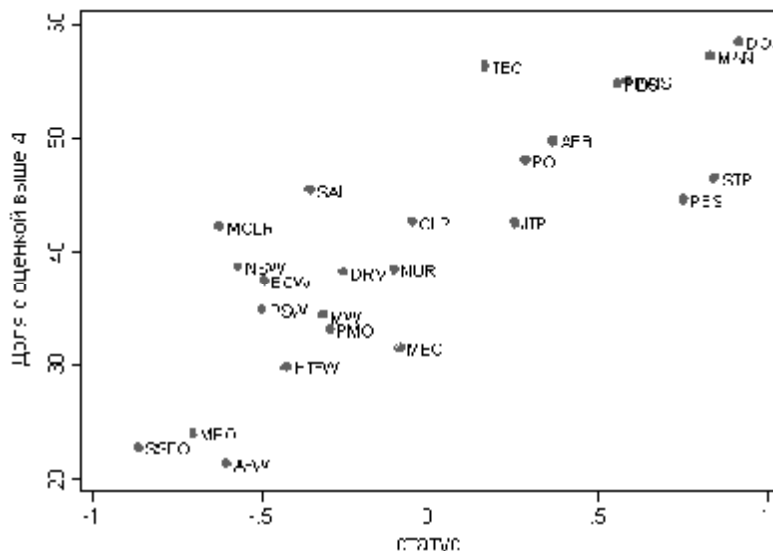
По признаку субъективного социального класса профессиональные группы четко делятся на три категории. В первую попали 7 групп умственного труда, занимающих высшие позиции на статусной шкале, а также учителя начальной школы и воспитатели детских домов. В этих группах более 60% респондентов отнесли себя к среднему слою и выше.

График 3. Социальный статус и субъективный социальный класс ($r = 0,91$)



Примечание: Субъективный класс измерен как доля индивидов в группах, отнесших себя к среднему слою и выше.

График 4. Социальный статус и субъективная самоидентификация по 10-балльной шкале ($r = 0,82$)



Примечание: Самоидентификация измерена как доля лиц, отнесших себя к группе 4 (медиана в выборке) и выше.

Во вторую категорию вошли преимущественно профессиональные группы, которые отличаются смешанным (умственным и физическим) характером труда: представители силовых ведомств, технологи, рутинные офисные работники, медсестры, продавцы. В этой категории от 40 до 60% респондентов отнесли себя к среднему слою и выше.

В третьей категории менее 40% респондентов отнесли себя к среднему слою и выше. В ней находятся профессиональные группы физического труда и элементарных профессий в сфере обслуживания.

Если в качестве показателя субъективного социального положения взять самооценку по 10-балльной шкале, то границы между этими категориями окажутся менее резкими.

Таблица 3. Субъективная оценка социального положения, доход, образование и статус (коэффициенты парной корреляции)

	Групповой уровень			Индивидуальный уровень		
	Статус	Доход	Образование	Статус	Доход	Образование
Самооценка по 10-балльной шкале	0,817	0,489	0,763	0,196	0,235	0,238
Субъективный класс	0,910	0,285*	0,937	0,427	0,178	0,436

* Коэффициент незначим на уровне 0,05.

Примечание: На групповом уровне: доход определен как доля индивидов в верхнем квинтиле по доходу во всей выборке, образование – как доля индивидов с образованием выше полного среднего. На индивидуальном уровне: доход определен как личный доход, заявленный респондентами, образование – как количество лет, проведенных в учебных заведениях.

В таблице 3 представлены парные коэффициенты корреляции между статусом, самооценкой по 10-балльной шкале и субъективным классом на индивидуальном и групповом уровнях. Как видно из таблицы, самооценка по 10-балльной шкале по сравнению с субъективным классом лучше коррелирует с доходом и хуже – с образованием. Вполне вероятно, что, отвечая на вопрос о социальном слое, с которым они себя идентифицируют, респонденты в большей степени учитывают именно те характеристики, которые теоретически связаны с социальным статусом (характер труда, стиль жизни, образование). В то же время в ответе на вопрос о самооценке по 10-балльной шкале для респондентов большую роль играет их текущий доход. Таким образом, несмотря на внешнюю схожесть, эти два вопроса отражают разные социальные характеристики.

Высокая корреляция статуса с образованием и обоими индикаторами субъективного социального положения указывает на валидность получившейся статусной шкалы, ее соответствие теоретическому понятию социального статуса. В заключение отмечу, что в этой статье не рассматривается связь шкалы социального статуса с объективным социальным классом. В современной социальной стратификации для операционализации понятия «класс» чаще всего используется классовая схема Эриксона – Голдторпа [Goldthorpe 2000; Breen 2005]. Чан и Голдторп продемонстрировали, что социальный класс и статус являются разными измерениями социального неравенства и обладают разными эффектами в отношении распределения шансов на рынке труда, культурного потребления и политических предпочтений [Chan, Goldthorpe 2007c]. Сконструированная здесь шкала социального статуса для России предлагается не в качестве альтернативы традиционному классовому подходу, а скорее как дополнение к нему.

Заключение

В этой статье была представлена шкала социально-профессионального статуса, сконструированная на основе данных о профессиональной принадлежности супругов в постсоветской России. Полученная в результате шкала была валидирована путем сравнения ее с другими индикаторами положения индивидов в социальной иерархии (образованием и субъективной оценкой социального положения).

Было установлено, что статусный порядок в России в основных своих чертах не отличается от статусного порядка в других европейских странах, а имеющиеся отличия не носят систематического характера. Как и в других странах, профессии умственного труда оказались выше в статусной иерархии, чем профессии физического труда, а профессионалы – выше, чем менеджеры. Социально-профессиональный статус в России в большей степени связан с образованием, чем с доходом.

Основным недостатком проведенного анализа является невозможность сравнить социальный статус в постсоветском и советском обществах и оценить перемены, произошедшие со статусным порядком в постсоветской России за последние 20 лет. Более того, можно заметить, что часть использованных нами данных в большей степени относится к советскому, чем постсоветскому перио-

ду. Респонденты, попавшие в выборку, заключали браки в разные годы, и часть браков, особенно в выборах 1990-х годов, несомненно, была заключена в советский период.

Тем не менее этот недостаток вызван ограниченным характером доступных исследователям данных, которые не позволяют провести детальный сравнительный анализ. Опросов, в которых детально фиксировалась бы профессиональная принадлежность супругов и которые были бы проведены на больших выборках, в советское время не было. Да и для постсоветского периода наши данные в этом отношении ограничены. Основным практическим результатом этого исследования стала сконструированная шкала социального статуса, которая теперь может использоваться и в других работах в качестве интервальной переменной, отражающей распределение статуса между профессиональными группами. Единственным условием применения этой шкалы является наличие данных о профессии респондентов, закодированной по международной схеме ISCO88. Таблица 1 содержит информацию, необходимую для перекодировки ISCO88 в статусную шкалу.

Литература

- Россия в цифрах 2000. Краткий статистический сборник. М.: Госкомстат, 2000.
- Россия в цифрах 2007. Краткий статистический сборник. М.: Росстат, 2007.
- Средние классы в России. Экономические и социальные стратегии / под ред. Т. Малевой. М.: Гендальф, 2003.
- Шкаратан О.И., Ястребов Г.А.* Социально-профессиональная структура населения России. Теоретические предпосылки, методы и некоторые результаты повторных опросов 1994, 2002, 2006 гг. // Мир России. 2007. Т. XVI. № 3.
- Agresti A.* Categorical Data Analysis. Hoboken: John Wiley and Sons, 2002.
- Alderson A. S., Junisbai A. and Heacock I.* Social Status and Cultural Consumption in the United States // Poetics. 2007. № 35.
- Bakker B.F.M.* A New Measure of Social Status for Men and Women: The Social Distance Scale // Netherlands' Journal of Social Sciences. 1993. № 29 (2).
- Bottero W., Prandy K.* Social Interaction Distance and Stratification // British Journal of Sociology. 2003. Vol. 54. № 2.
- Breen R.* Foundations of a Neo-Weberian Class Analysis // Approaches to Class Analysis / Ed. by E.O. Wright. Cambridge: Cambridge University Press. 2005.
- Bukodi E.* Social Stratification and Cultural Consumption in Hungary: Book Readership // Poetics. 2007. Vol. 35. № 2–3.
- Chan T.W., Goldthorpe J.H.* Is There a Status Order in Contemporary British Society? Evidence From Occupational Structure of Friendship // European Sociological Review. 2004. № 20 (5).
- Chan T.W., Goldthorpe J.H.* The Social Stratification of Theatre, Dance and Cinema Attendance // Cultural Trends. 2005. № 14.
- Chan T.W., Goldthorpe J.H.* Social Stratification and Cultural Consumption: Music in England // European Sociological Review. 2007a. № 23.
- Chan T.W., Goldthorpe J.H.* Social Stratification and Cultural Consumption: The Visual Arts in England // Poetics. 2007b. № 35.

- Chan T.W., Goldthorpe J.H. Class and Status. The Conceptual Distinction and its Empirical Relevance // *American Sociological Review*. 2007c. № 72.
- Chan T.W., Goldthorpe J.H. Social Status and Newspaper Readership // *American Journal of Sociology*. 2007d. Vol. 112. № 4.
- Chan T.W. The Social Status Scale: Its Construction and Properties. В печати.
- Coulangeon P., Lemel Y. Is 'Distinction' Really Outdated? Questioning the Meaning of the Omnivorization of Musical Taste in Contemporary France // *Poetics*. 2007. № 35.
- Cox T.F., Cox M. A.A. Multidimensional Scaling. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2001.
- Duncan O. D. A Socioeconomic Index for All Occupations // *Occupations and Social Status* / Ed. by A.J. Reiss. N.Y.: Free Press, 1961.
- Evans M.D.R., Kelly J. Subjective Social Location: Data from 21 Nations // *International Journal of Public Opinion Research*. 2004. № 16 (1).
- Featherman D.L., Hauser R.M. Prestige or Socioeconomic Scales in the Study of Occupational Achievement? // *Sociological Methods and Research*. 1976. № 4.
- Ganzeboom H.B., Treiman D. Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations // *Social Science Research*. 1996. № 25.
- Ganzeboom H.B., Treiman D. Three Internationally Standardised Measures for Comparative Research on Occupational Status // *Advances in Cross-National Comparison: A European Working Book for Demographic and Socio-Economic Variables* / Ed. by J.H. Hoffmeyer-Zlotnik and C. Wolf. N.Y.: Kluwer Academic Press, 2003.
- Ganzeboom H.B.G., De Graaf P.M., and Treiman D.J. A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status // *Social Science Research*. 1992. № 21.
- Gerber T.P., Hout M. More Shock than Therapy: Employment and Income in Russia, 1991-1995 // *American Journal of Sociology*. 1998. № 104 (1).
- Gerber T.P., Hout M. Tightening Up: Declining Class Mobility during Russia's Market Transition // *American Sociological Review*. 2004. № 69.
- Goldthorpe J.H., Hope K. The Social Grading of Occupations: A New Approach and Scale. Oxford: Oxford University Press, 1974.
- Goldthorpe J.H. Social Stratification in Industrial Society. Class, Status, and Power // *Social Stratification in Comparative Perspective* / Ed. by R. Bendix and S.M. Lipset. L.: Routledge & Kegan Paul Ltd, 1966.
- Goldthorpe J.H. Social Class and the Differentiation of Employment Contracts / Goldthorpe J.H. On Sociology: Numbers, Narratives, and the Integration of Research and Theory. Oxford: Oxford University Press, 2000.
- Goodman L.A. Simple Models for the Analysis of Association in Cross-Classifications Having Ordered Categories // *Journal of the American Statistical Association*. 1979. № 74 (367).
- Goodman L.A. A Single General Method for the Analysis of Cross-Classified Data: Reconciliation and Synthesis of Some Methods of Pearson, Yule, and Fisher, and Also Some Methods of Correspondence Analysis and Association Analysis // *Journal of the American Statistical Association*. 1996. № 91 (433).
- Grusky D.B., van Rompaey S.E. The Vertical Scaling of Occupations: Some Cautionary Comments and Reflections // *American Journal of Sociology*. 1992. № 97(6).
- Hauser R.M., Warren J.R. Socioeconomic Indexes for Occupations: A Review, Update and Critique // *Sociological Methodology*. 1997.
- Hendrickx J. RC2: Stata Module to Estimate Goodman's Row and Columns Model 2. 2004. Statistical Software Components, Boston College, Department of Economics. <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s446301.html>

- Hodge R.W., Siegel P.M., Rossi P.H.* Occupational Prestige in the United States, 1925-1963 // *American Journal of Sociology*. 1964. Vol. 70. № 3.
- Inkeles A., Rossi P.H.* National Comparisons of Occupational Prestige // *American Journal of Sociology*. 1956. № 61 (4).
- Inkeles A., Bauer R.A.* *The Soviet Citizen. Daily Life in a Totalitarian Society*. Cambridge, MA; L.: Harvard University Press; Oxford University Press, 1959.
- International Standard Classification of Occupations (ISCO-88)*. International Labour Office. Geneva, 1990. См. также <http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/isco/isco88/index.htm>
- Katz-Gerro T., Raz S., Yaish M.* Class, Status, and the Intergenerational Transmission of Musical Tastes in Israel // *Poetics*. 2007. № 35.
- Kraaykamp G., van Eijck K., Ultee W., van Rees K.* Status and Media Use in the Netherlands. Do Partners Affect Media Tastes? // *Poetics*. 2007. № 35.
- Laumann E.O., Guttman L.* The Relative Associational Contiguity of Occupations in an Urban Setting // *American Sociological Review*. 1966. № 31.
- Laumann E.O.* *Prestige and Association in an Urban Community: An Analysis of An Urban Stratification System*. Indianapolis: Bobbs-Merrill Inc., 1966.
- Laumann E.O.* *Bonds of Pluralism: The Form and Substance of Urban Social Networks*. N.Y.: John Wiley and Sons, 1973.
- Nakao K., Treas J.* Updating Occupational Prestige and Socioeconomic Scores: How the New Measures Measure Up // *Sociological Methodology*. 1994. № 24.
- Occupations and Social Status* / Ed. by A. J. Reiss. N.Y.: Free Press, 1961.
- Powers D.A., Xie Y.* *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego: Academic Press, 2000.
- Prandy K.* The Revised Cambridge Scale of Occupations // *Sociology*. 1990. № 24.
- Prandy K., Jones F.L.* An International Comparative Analysis of Marriage Patterns and Social Stratification // *International Journal of Sociology and Social Policy*. 2001. № 21.
- Prandy K., Lambert P.S.* Marriage, Social Distance and the Social Space: An Alternative Derivation and Validation of the Cambridge scale // *Sociology*. 2003. № 37.
- Siegel P. M.* *Prestige in the American Occupational Structure*. University of Chicago. 1971.
- Stewart A., Prandy K., Blackburn R.M.* Measuring the Class Structure // *Nature*. 1973. № 245 (5426).
- Stewart A., Prandy K., Blackburn R.M.* *Social Structure and Occupations*. L.: Macmillan, 1980.
- Torche F.* Social Status and Cultural Consumption: The Case of Reading in Chile // *Poetics*. 2007. № 35.
- Treiman D. J.* *Occupational Prestige in Comparative Perspective*. N. Y.: Academic Press, 1977.
- Turner H., Firth D.* *gnm: an R Package for Generalized Nonlinear Models*. University of Warwick, Department of Statistics.
<http://www2.warwick.ac.uk/fac/sci/statistics/staff/research/turner/gnm>
- Weber M.* *Economy and Society: An Outline of Interpretive Sociology*. Berkeley, LA; L.: University of California Press, 1978.
- Yanowitch M., Dodge N.T.* The Social Evaluation of Occupations in the Soviet Union // *Slavic Review*. 1969. Vol. 28. № 4.