

---

## ОБЩЕСТВО И ГОСУДАРСТВО

---

### **Социальная мобильность в советской и постсоветской России: новые количественные оценки по материалам представительных опросов 1994, 2002, 2006 и 2013 гг. Часть II<sup>1</sup>**

Г.А. ЯСТРЕБОВ\*

**\*Ястребов Гордей Александрович** – кандидат социологических наук, старший научный сотрудник, Лаборатория сравнительного анализа развития постсоциалистических обществ, НИУ ВШЭ; докторант Европейского университетского института. Адрес: 115054, Москва, Малая Пионерская ул., д. 12, офис 553. E-mail: gordey.yastrebov@gmail.com

**Цитирование:** Yastrebov G. (2016) Social Mobility in Soviet and Post-Soviet Russia: a Revision of Existing Estimates Using Representative Surveys of 1994, 2002, 2006 and 2013. Part 2. *Mir Rossii*, vol. 25, no 2, pp. 6–36 (in Russian)

*Работа посвящена сравнительному анализу процессов социальной мобильности в советской и постсоветской России. Новизна данной работы по отношению к существующей литературе раскрывается по крайней мере в трех направлениях. Во-первых, наш анализ охватывает динамику от советской России преимущественно послевоенных лет к позднесоветскому периоду и от России переходного периода к периоду относительной стабилизации в конце 1990-х – начале 2000-х гг. Во-вторых, мы рассматриваем социальную мобильность одновременно в трех ее ключевых аспектах: территориальном, образовательном и социально-профессиональном. В-третьих, в соответствии со сложившейся в*

---

<sup>1</sup> Первая часть статьи опубликована в журнале «Мир России», 2016, № 1 [Ястребов 2016, с. 7–34].

Статья подготовлена по материалам исследований, осуществлявшихся при поддержке Программы «Научный фонд НИУ ВШЭ» в 2014–2015 гг. (проект №14-01-0157) и Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2015 г. (проект «20 лет спустя. Перемены в социальной структуре общества и социальном воспроизводстве россиян (по материалам повторных представительных опросов. Январь 1994 г. – декабрь 2013 г.)). Автор также выражает глубокую благодарность сотрудникам Лаборатории сравнительного анализа развития постсоциалистических обществ – ее заведующему и вдохновителю О.И. Шкартану, стажерам-исследователям Е.И. Гасюковой, И.О. Курочкиной и С.А. Кортаеву за обсуждение идей и результатов данного исследования, а также колоссальную работу, связанную с объединением базы представительных опросов 1994, 2002, 2006 и 2013 гг., в процессе которой была произведена гармонизация ключевых переменных, осуществлен дополнительный ремонт выборки и выработаны алгоритмы для подготовки данных к дальнейшему анализу.

специализированной литературе традицией мы приводим оценки не только абсолютной, но и относительной социальной мобильности, используя для этих целей логлинейный анализ. Последний крайне редко используется отечественными исследователями и, следовательно, статья представляет отдельный интерес с точки зрения знакомства с используемым методом.

Ядро работы составляют результаты эмпирического анализа, выполненного на материалах повторных представительных опросов 1994, 2002, 2006 и 2013 гг., проводившихся по схожей программе с целью получения репрезентативных данных о характере социальной стратификации и социального воспроизводства в российском обществе. Полученные в исследовании результаты свидетельствуют о неоднозначности рассматриваемых процессов и заставляют пересмотреть некоторые оценки, ранее полученные другими исследователями. К ключевым результатам мы относим: 1) снижение территориальной мобильности и усиление замкнутости территориальных общностей; 2) снижение, а не усиление фактора семьи с точки зрения перспектив образовательной мобильности в постсоветской России; 3) инвариантность относительной социально-профессиональной мобильности как в советском, так и постсоветском периоде.

Вторая часть статьи открывается представлением методологии логлинейного анализа. Значительная часть содержания посвящена обсуждению результатов анализа, раскрывающих характер и динамику относительной социальной мобильности в трех перечисленных выше разрезах. Статья завершается общим для обеих частей анализа заключением.

**Ключевые слова:** социальная мобильность, равенство шансов, абсолютная мобильность, относительная мобильность, межпоколенная мобильность, постсоветская Россия, логлинейный анализ

## Логлинейный анализ

При наличии подходящих данных и адекватной операционализации ключевых понятий анализ абсолютной социальной мобильности является тривиальной задачей, поскольку может быть сведен к описанию частотных или процентных распределений в таблицах сопряженности, где по строкам традиционно откладывается исходный пункт социального маршрута («происхождение»), а по столбцам – конечный («назначение»). Однако эта процедура анализа малоинформативна в тех случаях, когда перед исследователем стоит задача оценить уровень относительной социальной мобильности, т.е. мобильности, обусловленной не столько количественными различиями в структуре возможностей между двумя поколениями, сколько качественными различиями в работе социальных лифтов (или, другими словами, относительной закрытостью или открытостью границ между группами). Очевидно, что для ответа на второй вопрос необходимо провести декомпозицию абсолютной мобильности и, в частности, отделить ту составляющую, которая обусловлена эффектом структуры. Как этого добиться?

Для решения этой задачи существует метод, который широко используется в зарубежной социологии начиная с 1970-х гг., но, как уже было сказано, оказался практически невостребованным отечественными социологами, занимающимися анализом социальной мобильности. По большому счету нам известны только две отечественные социологические работы, в которых этот метод использовался, хотя

и в несколько ином приложении [Трофимов 2008; Бессуднов 2009]. Речь идет о так называемом логлинейном анализе. Коротко поясним основные принципы, лежащие в основе этого метода, поскольку на его использовании строится обсуждение ключевых результатов, представленных в данной статье<sup>2</sup>.

Анализ начинается с построения традиционных таблиц мобильности, в которых по строке, как правило, откладываются значения статусных характеристик, соответствующих «происхождению», а по столбцу – значения характеристик, соответствующих «назначению». Ячейки таблицы заполняются количеством наблюдений, соответствующих каждому сочетанию признаков по строкам и столбцам. Дополним это тем, что имеется не одна, а несколько таблиц мобильности, например, как в нашем случае, за несколько периодов, которые подлежат сравнению. В этом случае имеющиеся 2-мерные таблицы можно сложить в одну 3-мерную таблицу, в которой третья ось (помимо строк и столбцов) образует значение периода. Значение частоты в каждой из ячеек такой таблицы можно представить в виде следующего выражения:

$$F_{ijk} = \tau \tau_i^O \tau_j^D \tau_k^P \tau_{ik}^{OP} \tau_{jk}^{DP} \tau_{ij}^{OD} \tau_{ijk}^{ODP} \quad (1),$$

где  $F_{ijk}$  – моделируемая частота в ячейке на пересечении  $i$ -й строки происхождения ( $O$ , от англ. *origin*),  $j$ -го столбца назначения ( $D$ , от англ. *destination*) и  $k$ -го слоя, соответствующего периоду ( $P$  от англ. *period*);  $\tau$  – условное среднее значение частоты, т.е. своеобразный масштабирующий множитель, меняющийся пропорционально суммарному числу наблюдений в таблице или, проще говоря, объему выборки;  $\tau_i^O$ ,  $\tau_j^D$ ,  $\tau_k^P$  – коэффициенты, которые одинаковым образом изменяют значение частот в ячейках соответствующих строк, столбцов или слоев и являются пропорциональными соответствующим маргинальным частотам;  $\tau_{ik}^{OP}$ ,  $\tau_{jk}^{DP}$  – коэффициенты, которые «уточняют» значение частот в ячейках по  $O$  и  $D$  в зависимости от  $P$ ; наконец,  $\tau_{ij}^{OD}$ ,  $\tau_{ijk}^{ODP}$  – также уточняющие коэффициенты, отражающие непосредственную связь между  $O$  и  $D$  (первый член) и ее вариацию (динамику) в зависимости от  $P$  (второй член). Для оценки данного уравнения, как правило, производится нормализация параметров, в соответствии с которой произведение коэффициентов по каждому из измерений (или их сочетаний) равно единице, а сами коэффициенты могут принимать только положительные значения. При такой нормализации значение параметра выше 1 приводит к увеличению значения в ячейке по соответствующей строке, столбцу или слою (или их сочетаниям), значение ниже 1 – к его уменьшению. При значении коэффициента, равном 1, эффект считается отсутствующим.

Для того чтобы облегчить дальнейшие манипуляции с формулой (1), ее обычно представляют в следующей форме, получаемой путем логарифмирования обеих частей уравнения:

<sup>2</sup> Подробно с описанием метода, в том числе в приложении к изучению социальной мобильности, можно ознакомиться в следующих источниках: [Hout 1983; Erikson, Goldthorpe 1992, pp. 54–140; Breen 2004, pp. 17–35; Powers, Xie 2008, pp. 87–146].

$$\log F_{ijk} = \mu + \mu_i^O + \mu_j^D + \mu_k^P + \mu_{ik}^{OP} + \mu_{jk}^{DP} + \mu_{ij}^{OD} + \mu_{ijk}^{ODP} \quad (2).$$

Собственно, именно благодаря такому преобразованию логлинейный анализ и получил свое название.

Подбор параметров модели (2) производится итеративно методом максимизации функции правдоподобия, что при работе на современных компьютерах при использовании подходящего программного обеспечения не составляет большого труда<sup>3</sup>. При желании (а также при минимально необходимой нормализации параметров, обеспечивающей их идентификацию) все параметры уравнения (2) можно подобрать таким образом, что они будут идеально воспроизводить частоты в ячейках – в этих случаях модель, как правило, называют «насыщенной».

Однако «насыщенные» модели редко представляют интерес в силу своей сложности, поскольку они состоят из  $i \times j \times k$  параметров и делать обобщения на основе такого множества показателей крайне сложно. В связи с этим полное «насыщение» модели достигается, как правило, только в отношении тех ее компонентов, которые абсорбируют структурные эффекты, т.е. речь идет о коэффициентах, соответствующих эффектам маргинальных частот по каждому из измерений таблицы и их парным сочетаниям (параметры с 1-го по 6-й в правой части уравнений (1) и (2)). Центральные же интерес, очевидно, представляют «очищенные» таким образом компоненты модели  $\mu_{ij}^{OD}$  и  $\mu_{ijk}^{ODP}$ , на которых обычно и сосредотачивается внимание исследователей. Эти компоненты можно моделировать сообразно определенным гипотезам с целью их дальнейшей статистической проверки. Например, простое предположение о независимости строк ( $O$ ) и столбцов ( $D$ ) можно формализовать в виде все той же формулы (2), в которой компоненты  $\mu_{ij}^{OD}$  и  $\mu_{ijk}^{ODP}$  равны нулю (что равнозначно  $\tau_{ij}^{OD}$  и  $\tau_{ijk}^{ODP}$  равно единице). Для двумерной таблицы сопряженности эта же гипотеза проверяется с помощью куда более известного  $\chi^2$ -теста, однако принцип, лежащий в основе проверки, тот же самый (поскольку с помощью логлинейного анализа также моделируется ожидаемое значение ячеек в таблице сопряженности, как если бы между строками и столбцами не было никакой связи). Некоторые возможные способы моделирования относительной социальной мобильности обсуждаются по мере представления результатов, в связи с чем мы намеренно не останавливаемся на них подробно.

В завершение беглого представления указанного метода коротко прокомментируем ряд показателей, позволяющих судить о качестве подгонки моделей для описания реальных данных. Как правило, для этих целей используется три критерия: индекс отличий ( $\Delta$ ), отношение правдоподобия ( $L^2$ ) и байесовский информационный критерий (BIC).

Из перечисленных критериев индекс отличий является, пожалуй, самым простым и представляет собой то, насколько моделируемое в соответствии с той или иной гипотезой заполнение ячеек таблицы отличается от наблюдаемого. Математически речь идет о доле неправильно распределенных наблюдений от общего объема выборки:

<sup>3</sup> Оценка логлинейных моделей для данной статьи осуществлялась средствами программы LEM, бесплатно распространяемой в интернете ее создателем [Vermunt 1997]. Сайт создателя и программы в Интернете: <http://members.home.nl/jeroenvermunt/>

$$\Delta = \frac{1}{2N_{ij}} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K |F_{ijk} - f_{ijk}| \quad (3),$$

где  $F_{ijk}$  – моделируемое (или ожидаемое в соответствии с конкретной гипотезой) значение ячейки, а  $f_{ijk}$  – ее фактическое (т.е. реальное) значение. Однако данный критерий не является, строго говоря, статистическим и не позволяет ответить на вопрос о том, с какой вероятностью наблюдаемое по выборке распределение признаков может быть экстраполировано на генеральную совокупность. В связи с этим он, как правило, не используется при выборе статистически наиболее адекватной модели и является комплементарным по отношению к другим критериям.

Для проверки статистических гипотез на основе логлинейных моделей используется отношение правдоподобия, которое несильно отличается от известного критерия  $\chi^2$ , подчиняется такому же распределению и вычисляется по следующей формуле:

$$L^2 = 2 \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K F_{ijk} \log \frac{F_{ijk}}{f_{ijk}} \quad (4).$$

Напомним, что стандартный  $\chi^2$ -тест используется для проверки гипотезы о независимости признаков, образующих таблицу сопряженности. По аналогии с этим критерий  $L^2$  используется для проверки различных гипотез, формализованных с помощью логлинейных моделей.

Но само по себе отношение правдоподобия не является слишком удобным инструментом для выбора оптимальной модели, являющейся, с одной стороны, достаточно простой (т.е. не потребляющей слишком большое количество степеней свободы, которое тождественно количеству оцениваемых в модели параметров), а с другой – достаточно точной (т.е. не допускающей слишком сильных отклонений моделируемых значений ячеек от реальных). Для этих целей удобен байесовский информационный критерий [Raftery 1986]:

$$\text{BIC} = L^2 - df \times \log N \quad (5),$$

где  $N$  – объем выборки, а  $df$  – количество степеней свободы конкретной модели. Критерий показывает, насколько в статистическом отношении отдельно взятая модель предпочтительнее «насыщенной», и принимает положительные значения в том случае, если последняя (а не более простая) является более предпочтительной. Учитывая это обстоятельство, общим (и рекомендуемым) правилом при сравнении нескольких логлинейных моделей является минимизация значения байесовского критерия. Именно этим критерием мы и будем руководствоваться в первую очередь, следуя предшествующим работам [Gerber; Hout 2004].

Используемые для логлинейного анализа данные и алгоритмы их обработки находятся в открытом доступе<sup>4</sup>.

<sup>4</sup> С ними можно ознакомиться в личном архиве автора – <http://tiny.cc/mobility>.

## **Анализ относительных показателей социальной мобильности**

### *Гендерные различия в характере относительной социальной мобильности*

Первым шагом в данной части анализа является формальная проверка предположения о существенности гендерных различий в характере относительной социальной мобильности. Предыдущие исследования, проводившиеся в России [Gerber; Hout 2004], а также других странах (напр.: [Erikson, Goldthorpe 1992; Breen 2004]), показали, что обусловленность социальной мобильности социальным происхождением одинаково выражена как для мужчин, так и для женщин: наблюдаемые различия (в т.ч. обозначенные выше) в абсолютной интенсивности перемещений, как правило, исчерпывающе объясняются гендерными различиями в структуре возможностей между двумя поколениями.

Впрочем, данная процедура имеет не только эвристическую ценность – в том случае, если искомые различия действительно не являются существенными, мы можем объединить мужскую и женскую выборки и рассматривать их совместно, что существенно облегчает дальнейший анализ.

Гипотезе об отсутствии каких-либо гендерных отличий в характере относительной социальной мобильности соответствует логлинейная модель, в которой допускается, что 1) смещения в структуре возможностей между двумя поколениями (или «происхождением» (O) и «назначением» (D)) могут различаться в зависимости от рассматриваемого периода (P) и гендерной группы (G) и что 2) связь между «происхождением» и «назначением» (OD) является инвариантной по отношению к гендерной группе (G). В *таблице 1* эта модель числится первой в списке предложенных. Первое допущение фиксируется в ней членами GPO и GPD, второе – членом POD или OD (см. примечание к *таблице 1*), т.е. членом, не предполагающим какое-либо опосредующее воздействие через измерение G.

Снимая второе допущение – об инвариантности связи OD в зависимости от G – мы получаем вторую модель, в которой член OD трансформируется в GOD, т.е. формально вводится предположение о том, что связь между статусными характеристиками двух поколений может различаться между мужчинами и женщинами.

Напомним, что члены (P)OD или GOD на самом деле представляет собой матрицу коэффициентов, каждый из которых может быть уникальным для каждого сочетания признаков P, O, D и G. Таким образом, вводя предположение о гендерных различиях, мы допускаем, что матрица коэффициентов (P)OD для мужчин и аналогичная матрица (P)OD для женщин могут отличаться, однако общее направление этих различий неизвестно: для одних сочетаний (P)OD оно может быть меньшим, т.е. свидетельствовать о меньшей связи, для других – большим. Чтобы проверить предположение о равномерности искомых отличий (т.е. пропорциональности изменения каждой компоненты матрицы (P)OD в зависимости от G), мы используем модель, одновременно разработанную в двух работах [Xie 1992; Erikson, Goldthorpe 1992, pp. 90–93] и получившую название *unidiff* (сокращенно от *uniform difference*, т.е. равномерное различие). Идея, лежащая в основе данной модели, состоит в том, что каждый компонент связи между тремя признаками (в нашем случае GOD) можно разложить следующим образом:

$$\mu_{ij}^{OD} + \mu_{kij}^{GOD} = \omega_{ij} \varphi_k \quad (6),$$

где  $\mu_{kij}^{GOD}$  представляет собой член, аналогичный члену  $\mu_{ijk}^{ODP}$  в уравнении (2) (с тем лишь исключением, что сравниваются не периоды, а гендерные группы);  $\omega_{ij}$  – компонент связи OD для  $i$ -го значения O и  $j$ -го значения D, который между всеми сравниваемыми группами принимает одно и то же значение;  $\varphi_k$  (или unidiff-параметр) – мультиплицирующий фактор, который либо уменьшает, либо увеличивает каждое значение  $\omega_{ij}$  на соответствующую величину. Все параметры также подбираются методом максимизации функции правдоподобия, при этом в целях идентификации  $\varphi_k$  к нему применяется определенное условие нормализации (как правило,  $\sum_k \varphi_k^2 = 1$ ).

Таблица 1. Статистические тесты на предмет существенности гендерных различий в характере относительной социальной мобильности

Спецификация моделей	P = когорта*				P = год опроса**			
	$L^2$	$df$	BIC	$\Delta$	$L^2$	$df$	BIC	$\Delta$
<b>А. Территориальная мобильность</b>	N = 6,862				N = 8,129			
1. GPO + GPD + POD	<u>25.9</u>	<u>16</u>	<u>-115.4</u>	<u>1.7%</u>	<u>24.9</u>	<u>16</u>	<u>-119.2</u>	<u>1.3%</u>
2. [1] + GOD	19.8	12	-86.2	1.3%	21.2	12	-86.8	1.3%
3. [1] + GOD unidiff	19.8	11	-77.4	1.3%	21.2	11	-77.8	1.3%
<b>Б. Образовательная мобильность</b>	N = 6,722				N = 7,944			
1. GPO + GPD + POD	15.2 <sup>†</sup>	16	-125.8	1.4%	20.5 <sup>†</sup>	16	-123.1	2.0%
2. [1] + GOD	12.7 <sup>†</sup>	12	-93.1	1.4%	12.5 <sup>†</sup>	12	-95.3	1.6%
3. [1] + GOD unidiff	12.7 <sup>†</sup>	11	-84.2	1.4%	12.5 <sup>†</sup>	27	-86.3	1.6%
<b>В. Социально-профессиональная мобильность<sup>1</sup></b>	N = 6,730				N = 6,874			
1. GPO + GPD + OD	302.6	252	-1,937.9	7.0%	344.1	252	-1877.1	7.0%
2. [1] + GOD unidiff	356.3	251	-1861.4	7.0%	341.9	251	-1870.5	7.0%

Примечания:

\* Выборки респондентов в возрасте от 30 лет. Расшифровка O/D: для моделей А – место проживания в 14 лет/место проживания в 30 лет; для моделей Б – уровень образования родителей/уровень образования респондента; для моделей В – социально-профессиональный статус (СПС) отца или матери/СПС респондента в 30 лет.

\*\* Выборки респондентов в возрасте от 18 до 60 лет для мужчин и в возрасте от 18 до 55 лет для женщин. Расшифровка O/D: для моделей А – место проживания в 14 лет/место проживания на момент опроса; для моделей Б – уровень образования родителей/уровень образования респондента; для моделей В – социально-профессиональный статус (СПС) отца или матери/СПС респондента на момент опроса.

<sup>1</sup> – Поскольку расчет статистик был существенно осложнен высокой размерностью таблиц (8x8x2x4=392 ячейки), количество возможных значений СПС было снижено на 1 за счет объединения групп 2 и 3 (таблица 1). По этой же причине не приводятся тесты для «полунасыщенных» моделей GPO+GPD+POD(+GOD).

<sup>†</sup> – р-значение больше 10%, т.е. отличия между моделью и данными статистически незначимы.

Подчеркиванием в таблице 1 выделены статистики предпочитаемых моделей. G = пол респондента.

Результаты оценки различных моделей для территориальной (А), образовательной (Б) и социально-профессиональной мобильности (В) представлены в *таблице 1*. Во всех случаях исходной моделью является та, что предполагает отсутствие каких-либо расхождений между мужчинами и женщинами (модель 1). И, судя по представленным статистикам, именно эта модель является оптимальной, поскольку модели, предполагающие существование значительных различий (2 и 3), не приводят к сколько-нибудь существенному улучшению их качества. Во-первых, ВИС-статистики для моделей 1 во всех случаях (А, Б и В) являются минимальными, что свидетельствует о достижении оптимального баланса между качеством воспроизведения исходных таблиц мобильности (т.е. качеством  $L^2$ -статистики с заданным количеством степеней свободы) и простотой моделей. Во-вторых, существенного улучшения объяснительной силы альтернативных моделей также не наблюдается, даже судя по такому простому показателю, как индекс отличий (напомним, что его следует интерпретировать как долю наблюдений, неверно распределенных моделью). Отличия до 0,5 процентных пункта очевидно являются статистически незначимыми.

Таким образом, на основе представленного выше анализа можно заключить, что инерция социального происхождения является приблизительно одинаковой в отношении женщин и мужчин. Учитывая это обстоятельство, в дальнейшем мы рассматриваем объединенную выборку и не проводим различий между гендерными группами.

### *Территориальная мобильность*

Для тестирования различных гипотез в отношении территориальной мобильности мы рассматриваем несколько типов моделей (каждому типу соответствует свой буквенный индекс, см. *таблицу 2*).

Первой является модель так называемой условной независимости (А), согласно которой никакой связи между «происхождением» и «назначением» не существует, т.е.  $\mu_{ij}^{OD} = 0$  и  $\mu_{ijk}^{ODP} = 0$  в уравнении (2). Однако данная гипотеза, очевидно, не имеет никакой связи с реальностью, о чем свидетельствует крайне высокий процент ошибочных предсказаний (35–37% в зависимости от типа дизайна).

Вторая модель (Б) предполагает обусловленность территориальной мобильности местом проживания в детстве (т.е. связь между столбцами и строками соответствующей таблицы мобильности). Данная модель была названа нами «полунасыщенной» неслучайно, так как по аналогии с «насыщенной» (уравнение (2) целиком) она также предполагает наличие уникального компонента (или эффекта) для каждого сочетания  $i$ -й строки и  $j$ -го столбца. Отличает ее от последней только спецификация зависимости от периода (Р), которая может предполагать инвариантность структуры связей OD, т.е. только  $\mu_{ijk}^{ODP} = 0$  (модель Б1), или ее равномерное изменение между периодами (Р), т.е.  $\mu_{ij}^{OD} + \mu_{ijk}^{ODP} = \omega_{ij}\phi_k$  (модель Б2). Как видно, обе модели представляют собой существенное улучшение по сравнению с предыдущей. Однако проблема заключается в том, что модели типа Б не являются простыми и представляются сложными для интерпретации: матрица OD состоит из девяти компонент, каждый из которых имеет собственное значение, т.е. характер связи между местом проживания в детстве и направлением территориальной мобильности описывается девятью показателями (каждое пересечение O и D).



Таблица 2. Характеристики логлинейных моделей для территориальной мобильности

Спецификации моделей	P = когорта*				P = год опроса**			
	$L^2$	$df$	BIC	DI	$L^2$	$df$	BIC	DI
<b>А. Условная независимость: PO + PD</b>	4,624.4	16	4,483.1	37.3%	4,859.9	16	4,715.9	35.3%
<b>Б. [A] + OD, полунасыщенная</b>								
1. Без изменений	46.0	12	-60.0	2.4%	86.7	12	-21.4	3.8%
2. Равномерность (unidiff)	27.4	9	-52.2	1.7%	5.9 <sup>†</sup>	9	-75.2	0.7%
<b>В. [A] + OD, квазисовершенная мобильность</b>								
1. Без изменений	77.2	13	-37.7	2.7%	135.7	13	18.7	4.1%
2. Гетерогенность	39.9	4	4.6	1.4%	51.0	4	15.0	1.7%
3. Равномерность (unidiff)	60.4	10	-27.9	2.2%	59.5	10	-30.5	2.2%
<b>Г. [A] + OD, иерархическая квази-R+C (R=C)</b>								
1. Без изменений	77.2	11	-20.0	2.7%	135.7	11	36.7	4.1%
2. Равномерность диагонали (unidiff)	42.0	8	-28.6	1.6%	57.0	8	-15.1	2.1%
3. Равномерность RC-эффектов (unidiff)	51.7	8	-19.0	2.0%	76.1	8	4.0	2.5%
<b>Д. [A] + OD, иерархическая квази-R+C</b>								
1. Без изменений	46.0	10	-42.3	2.4%	86.7	10	-3.4	3.8%
2. Равномерность диагонали (unidiff)	<u>10.2<sup>‡</sup></u>	<u>7</u>	<u>-51.6</u>	<u>1.0%</u>	<u>6.8<sup>‡</sup></u>	<u>7</u>	<u>-56.3</u>	<u>0.7%</u>
3. Равномерность RC-эффектов (unidiff)	16.5	7	-45.4	1.3%	29.3	4	-33.7	2.1%

Примечания:

\* Выборки респондентов в возрасте от 30 лет. Расшифровка O/D: место проживания в 14 лет/место проживания в 30 лет. N = 6,865.

\*\* Выборки респондентов в возрасте от 18 до 60 лет для мужчин и в возрасте от 18 до 55 лет для женщин.

<sup>†</sup> – p-значение больше 10%, т.е. отличия между моделью и данными статистически незначимы.

Расшифровка O/D: место проживания в 14 лет/место проживания на момент опроса. N = 8,132.

Подчеркиванием в таблице 2 выделены статистики предпочитаемых моделей.

Третья модель (В) так называемой квазисовершенной мобильности представляет собой существенное упрощение по сравнению с предыдущей. Упрощением является допущение о наличии связи исключительно по диагональным компонентам таблицы мобильности и ее отсутствию вне диагональных компонент (т.е.  $\mu_{ij}^{OD} = 0$ , если  $i \neq j$ ). Социологический смысл этой гипотезы состоит в том, что миграция между различными типами поселений не носит какой-либо систематический характер и подавляющей нормой является отсутствие какой-либо миграции. Судя по результатам анализа, это предположение существенно адекватнее предположения об абсолютной независимости (А), однако оно проигрывает по сравнению с более насыщенной моделью (Б). Причем это касается всех трех подтипов модели В, предполагающих отсутствие изменений в характере связи между периодами (1), их равномерность (3) или любое несистематическое изменение (2, т.е. уникальность

каждого компонента диагонали для каждого значения  $k$ ). К этому можно добавить, что наименьшую склонность к мобильности проявляет население областных центров, а наибольшую – жители простых городов<sup>5</sup>. Объяснить это довольно просто: миграция из областных центров куда-либо еще в любом случае означает нисходящую мобильность и поэтому едва ли может быть привлекательной. С другой стороны, более высокую склонность к мобильности жителей простых городов, по сравнению с сельскими жителями, можно объяснить не только стремлением сменить обстановку (вполне возможно, что это стремление у выходцев из сельской местности выражено не менее сильно), но и наличием для этого больших возможностей, а также относительной равноудаленностью в социально-экономическом и социокультурном смысле, с одной стороны, от сельчан, а с другой, от жителей областных центров.

Пользуясь тем, что определенная тенденция к воспроизводству в отношении территориальной мобильности все же существует, мы вводим новую модель, учитывающую данное обстоятельство, однако дополняющую ее с учетом других допущений. Одним из возможных является наличие иерархии различных значений признака по строке (тип поселения в детстве) и столбцу (тип поселения в 30 лет или на момент опроса). Так, например, выходцы из села могут испытывать большие сложности в связи с релокацией в областные центры, чем жители простых городов в связи с более вероятной недостаточностью экономических, социальных, культурных и прочих ресурсов. В свою очередь села, простые города и областные центры могут различаться по степени своей привлекательности, тем самым способствуя большей или меньшей мобилизации людей для реализации соответствующих миграционных мотивов. Общий характер относительной территориальной мобильности, таким образом, будет определяться соотношением двух указанных аспектов (и его изменением во времени).

Для формализации вышеизложенных соображений мы используем так называемую РС-модель Гудмена, точнее, ее первый тип (второй будет рассмотрен ниже), который предполагает наличие *a priori* заданной иерархии признаков [Goodman 1979]. Идея состоит в том, что каждому следующему уровню или значению признака по строке (R) и столбцу (C) приводится в соответствие определенное значение связанного с ним эффекта. Формально это означает, что

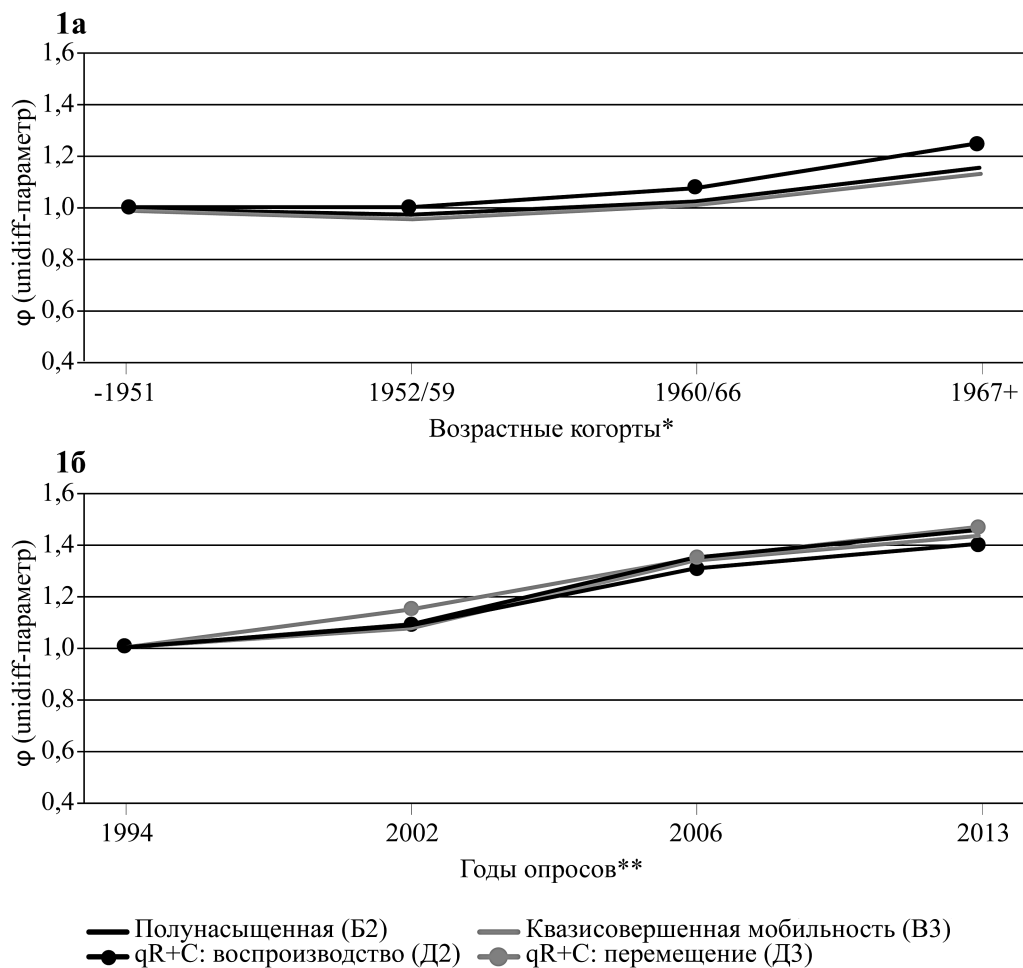
$$\mu_{ii}^{OD} = j\delta_i + i\vartheta_j \quad (7),$$

где  $i$  и  $j$  – порядковые номера соответствующих признаков по строке и столбцу,  $\vartheta_j$  – эффект  $j$ -го столбца,  $\delta_i$  – эффект  $i$ -й строки.

В таблице 2 представлены оценки для различных модификаций данной модели. Присутствие приставки «квази» в названии модели отражает тот факт, что диагональ в ней блокирована по аналогии с моделью квазисовершенной мобильности. Сразу следует отметить, что попытка дополнительного упрощения модели с помощью допущения о симметричности эффектов ( $\Gamma$ ) не является оптимальной. Симметричность в данном случае предполагает равенство между эффектом строки и столбца для всех  $i=j$ .

<sup>5</sup> Соответствующее этому условие  $\mu_{33}^{OP} > \mu_{11}^{OP} > \mu_{22}^{OP}$  выполняется практически для всех моделей, предполагающих наличие диагонали, в таблице 5.

Несимметричная модель (Д), предполагающая различное значение указанных эффектов, существенно лучше объясняет имеющееся распределение наблюдений в таблице мобильности, причем она также имеет преимущество над моделью квазисовершенной мобильности. Таким образом, предположение об иерархии признаков действительно выдерживается, т.е. указывает на существенность дистанции между наименее развитыми (села и деревни) и наиболее развитыми типами поселения (областные центры) для успешности осуществления соответствующих территориальных перемещений.



Рисунки 1а, 1б. Изменения в характере относительной территориальной мобильности (unidiff-параметры выбранных логлинейных моделей)

Примечание: приводятся шкалированные значения unidiff-параметров, за 100% берется первый период. \*, \*\* – параметры выборки и спецификацию моделей см. в таблице 2.

Мы дополнительно модифицируем данную модель для того, чтобы добиться большей адекватности при описании изменений в характере мобильности между периодами. В *таблице 2* приводятся три модификации: в частности, предполагающая отсутствие каких-либо изменений (Д1), а также модификации, содержащие допущение о равномерности либо в отношении диагонали (Д2), либо внедиагональных компонент (Д3).

Приводимые в *таблице 2* статистики однозначно свидетельствуют в пользу гипотезы о равномерном изменении компонент, предполагающих воспроизводство. На это указывают как низкое значение байесовского информационного критерия (BIC), так и довольно низкое значение критерия  $L^2$  при оптимальном значении степеней свободы<sup>6</sup>. Соответствующая гипотезе модель допускает относительные изменения в степени торможения (ускорения) территориальной мобильности при условии, что обусловленность перемещений в зависимости от происхождения и пункта назначения существенно не меняется (модель Д3). Причем, как мы видим, данная характеристика процессов мобильности верна как в отношении динамики между когортами, так и в отношении динамики между опросами за разные годы.

Что касается характера самой динамики, то в количественном выражении процессы торможения территориальной мобильности можно представить с помощью unidiff-параметра ( в уравнении (6)). Соответствующая иллюстрация обозначена на *рисунках 1а* и *1б*. Мы также приводим оценки для некоторых других моделей, чтобы показать несущественность расхождений между ними для получения содержательных выводов. Примечательно, что практически во всех случаях имеет место тенденция к торможению относительной мобильности для постсоветских поколений, причем это прослеживается как для когортного, так и для опросного дизайна (что, впрочем, неудивительно, учитывая, что оба дизайна, используемые для развертки данных, отчасти перекрываются). На наш взгляд, это вполне отчетливо свидетельствует о растущих барьерах для миграции между различными типами поселений и, следовательно, вполне возможно, об усилении социально-экономического неравенства между ними и росте замкнутости территориальных общностей.

### *Межпоколенная мобильность по образованию*

Для анализа образовательной мобильности мы использовали аналогичный представленному в *таблице 2* перечень логлинейных моделей. Это связано с идентичностью структур таблиц мобильности (они также представляют собой 3-мерные таблицы  $3 \times 3 \times 4$ ), а также наличием похожей иерархии в номенклатуре значений образовательной мобильности. В связи с этим мы позволим себе не комментировать повторно механизм проверки различных гипотез и остановимся на конкретных результатах, представленных в *таблице 3*.

Как и в случае с территориальной мобильностью, гипотеза об условной независимости (между образованием родителей и образованием детей) не подтверждается данными (модель А). Наоборот, для образовательной мобильности также

<sup>6</sup> Напомним, что желательным является минимизация значения данного критерия при максимизации числа степеней свободы, которое снижается по мере усложнения модели.

характерна ярко выраженная тенденция к воспроизводству образовательного статуса от одного поколения к следующему, о чем свидетельствует более высокое качество моделей, основанных на данном предположении, т.е. моделей с индексами В-Д (подчеркнем, что «полунасыщенная» модель Б используется нами лишь как база для сравнения).

Таблица 3. Характеристики логлинейных моделей для мобильности по образованию

Спецификации моделей	P = когорта*				P = год опроса**			
	$L^2$	df	BIC	DI	$L^2$	df	BIC	DI
<b>А. Условная независимость: PO + PD</b>	919.9	16	778.9	14.2%	1,058.9	16	915.3	13.9%
<b>Б. [A] + OD, полунасыщенная</b>								
1. Без изменений	8.1 <sup>†</sup>	12	-97.7	1.2%	40.7	12	-67.1	2.5%
2. Равномерность (unidiff)	7.2 <sup>†</sup>	9	-72.2	1.2%	18.7	9	-62.1	1.8%
<b>В. [A] + OD, квазисовершенная мобильность</b>								
1. Без изменений	18.5 <sup>†</sup>	13	-96.1	1.7%	51.7	13	-65.0	2.7%
2. Гетерогенность	12.7	4	-22.6	1.1%	19.0	4	-16.9	1.4%
3. Равномерность (unidiff)	17.5	10	-70.6	1.6%	26.7	10	-63.1	2.0%
<b>Г. [A] + OD, иерархическая квази-R+C (R=C)</b>								
1. Без изменений	18.4	11	-78.5	1.7%	51.7	11	-47.0	2.7%
2. Равномерность диагонали (unidiff)	14.2	8	-56.3	1.4%	24.3	8	-47.6	1.9%
3. Равномерность RC-эффектов (unidiff)	14.1	8	-56.4	1.4%	23.6	8	-48.3	1.9%
<b>Д. [A] + OD, иерархическая квази-R+C</b>								
1. Без изменений	8.0 <sup>†</sup>	10	-80.1	1.2%	40.7	10	-49.1	2.5%
2. Равномерность диагонали (unidiff)	<u>3.5<sup>‡</sup></u>	<u>7</u>	<u>-58.2</u>	<u>0.7%</u>	<u>14.8</u>	<u>7</u>	<u>-48.0</u>	<u>1.5%</u>
3. Равномерность RC-эффектов (unidiff)	<u>2.2<sup>‡</sup></u>	<u>7</u>	<u>-59.5</u>	<u>0.6%</u>	<u>15.1</u>	<u>7</u>	<u>-47.8</u>	<u>1.4%</u>

Примечания:

\* Выборки респондентов в возрасте от 30 лет. Расшифровка O/D: уровень образования родителей/уровень образования респондента. N = 6,728.

\*\* Выборки респондентов в возрасте от 18 до 60 лет для мужчин и в возрасте от 18 до 55 лет для женщин. Расшифровка O/D: уровень образования родителей/уровень образования респондента. N = 7,939.

<sup>†</sup> – p-значение больше 10%, т.е. отличия между моделью и данными статистически незначимы. Подчеркиванием в таблице 3 выделены статистики предпочитаемых моделей.

Тем не менее в данном случае ситуация с выбором конкретной оптимальной модели менее однозначна, чем в случае с территориальной мобильностью, поскольку основные статистики – BIC и  $L^2$  – ведут себя менее согласованно, чем в таблице 2. С одной стороны, согласно критерию BIC, подкупает сочетание простоты и качества модели квазисовершенной мобильности, не предполагающих

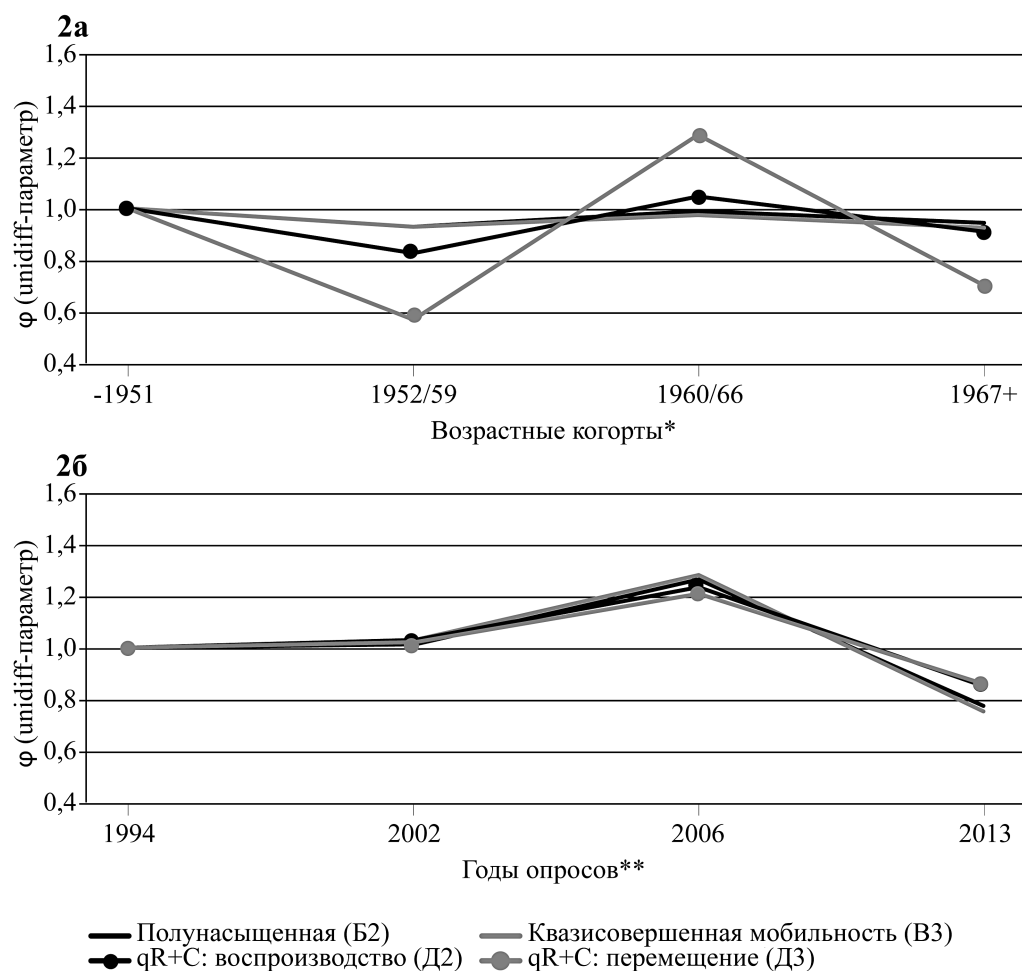
существенных изменений в характере межпоколенного воспроизводства образовательных статусов (В1). С другой стороны, нельзя не обратить внимание на существенно более высокую объясняющую силу некоторых альтернативных моделей, если судить строго по критерию  $L^2$  и индексу отличий (например, некоторые модели типа Д). О возможности возникновения таких двусмысленных ситуаций и неоднозначности используемых критериев пишут и другие ученые (напр.: [Weakliem 1999; Breen 2004, p. 27]), впрочем, однозначного способа их разрешения не существует, и окончательное решение остается за конкретным исследователем.

Как бы то ни было, наше предпочтение лежит на стороне моделей, позволяющих не только описать характер относительной мобильности, но и раскрыть ее динамику во времени (в частности, моделей, позволяющих обобщить эту динамику с помощью одного простого параметра  $\varphi_k$ ). К тому же предположение о независимости образовательной мобильности от образовательного статуса родителей, встроенное в модель квазисовершенной мобильности (В), кажется нам чересчур большим упрощением. В связи с этим предполагающие динамику модификации моделей типа Г и Д представляются нам более адекватными для характеристики имеющихся наблюдений.

Напомним, что модели типа Г и Д исходят из предположения о том, что относительная вероятность достижения определенного образовательного статуса зависит от уровня претензий (ранг по столбцу), с одной стороны, и уровня образования родителей (ранг по строке), с другой. Указанные модели также допускают наличие ярко выраженной тенденции к наследованию образовательного статуса родителей. Различия между моделью, предполагающей симметричность дистанций между различными уровнями образования по строкам и столбцам (Г), и моделью, основанной на менее жестких предпосылках (Д), судя по критерию ВИС, также минимальны, однако, чтобы быть последовательными, мы остановим свой выбор на второй из них.

Динамика unidiff-параметров для различных моделей, включая предпочитаемые, изображена на *рисунках 2а и 2б*. В случае когортного дизайна, если верить предпочитаемым моделям (Д2 и Д3), имеет место следующая динамика. При движении от самых старших когорт, родившихся до 1951 г., к когортам, родившимся между 1952 и 1959 гг., наблюдается некоторое ослабление преемственности и зависимости образовательного статуса по отношению к родительскому (о чем свидетельствует снижение unidiff-параметра). Данное обстоятельство вполне можно рассматривать как определенное достижение советской системы, по крайней мере, в той части ее истории, которая ограничивается приблизительно серединой – концом 1970-х гг. (т.е. когда указанные когорты уже должны были пройти через советскую систему образования или, как минимум, выйти на профессиональную ступень этой системы после получения среднего образования).

Однако ситуация с равенством возможностей в советской системе образования, судя по всему, несколько ухудшилась уже в начале следующего десятилетия (точнее, конец 1970-х – середина 1980-х гг., т.е. время совершеннолетия когорт, родившихся между 1960 и 1966 гг.), поскольку относительная вероятность межпоколенной образовательной мобильности, как следует из *рисунков 2а и 2б*, снизилась (увеличение unidiff-параметра). Это отчасти согласуется со сдержанными оценками некоторых ученых, занимавшихся анализом образовательной стратификации и относительной образовательной мобильности в советской России [Gerber; Hout 1995], а также с мнениями некоторых российских авторов [Яковлев 2012].



Рисунки 2а, 2б. Изменения в характере относительной мобильности по образованию (unidiff-параметры выбранных логлинейных моделей)

Примечание: приводятся шкалированные значения unidiff-параметров, за 100% берется первый период. \*,\*\* – параметры выборки и спецификацию моделей см. в таблице 3.

Впрочем, начиная с когорт, рожденных после 1967 г., образовательный статус родителей играл уже не столь значительную роль. Однако интерпретировать этот результат в данном случае сложно, поскольку последние когорты включают в себя как поколения, получавшие образование в последние годы советской власти, так и поколения, получавшие образование уже в постсоветской России. Чтобы прояснить ситуацию, можно было бы попробовать разбить указанные когорты иначе и повторить алгоритм анализа, однако, чтобы не загромождать работу и не ломать сложившийся алгоритм, приводим лишь грубые оценки с помощью простого коэффициента ранговой корреляции Спирмена. Так, например, для когорт, родившихся после 1980 г.

(т.е. однозначно выходявших на рынок профессионального образования уже в постсоветские годы), он составил 0,26, тогда как для когорт, родившихся между 1960 и 1970 гг. (т.е. однозначно получавших профессиональное образование еще при советской системе), коэффициент составил 0,35<sup>7</sup>. Таким образом, можно заключить, что интенсификация образовательной мобильности в когортах моложе 1967 года рождения является в большей степени характеристикой постсоветского, а не позднесоветского периода. Это представляется несколько неожиданным результатом, особенно на фоне имеющихся в литературе кардинально иных оценок о неравенстве возможностей в позднесоветской и постсоветской России [Константиновский 1999; Roshchina 2012].

Прежде всего заметим, что в свете выявленных противоречий данное обстоятельство, безусловно, нуждается в перепроверке на альтернативных источниках данных. Однако под установленный факт нетрудно подвести возможное объяснение. Дело в том, что относительная доступность высшего образования, выраженная с помощью конкурса в учреждения профессионального образования (техникумы и вузы), в России росла, начиная со второй половины 1980-х гг. Это происходило под воздействием демографической ситуации (снижением численности когорт, оканчивавших среднюю школу), и позднее было подстегнуто ростом числа высших учебных заведений уже в постсоветские годы [Константиновский 2008; Клячко 2009]. Само по себе стечение этих обстоятельств объясняет лишь эффект структуры, который должен был спровоцировать абсолютную мобильность через значительное увеличение доли лиц со средним профессиональным и высшим образованием среди постсоветских поколений. Но при формальном расширении доступа и усилении дифференциации этого образования по качеству также в среднем могла снизиться и селективность данной ступени. Добавим к этому тот факт, что получение вузовского образования стало возможным на платной основе [Шишкин 2004], что также было способно в некоторой степени ослабить роль культурного капитала при межпоколенном воспроизводстве образовательного статуса, подмеченную некоторыми учеными в отношении позднесоветской России [Teckenberg 1981; Teckenberg 1990]. Таким образом, вполне можно допустить, что в постсоветской России относительная мобильность по образованию могла стать более интенсивной, будучи стимулированной определенной переконфигурацией социально-экономических и институциональных барьеров.

Что касается динамики относительной мобильности от опроса к опросу (рисунк 2б), то, как мы уже заметили при анализе территориальной мобильности, она может вполне естественно перекрываться динамикой по когортам (из-за специфики возрастных распределений внутри каждого опроса) и демонстрировать приблизительно те же тенденции. В связи с вышеизложенным мы склонны объяснить это не столько изменениями институционального и социально-экономического контекста в постсоветский период, сколько факторами, возымевшими эффект существенно раньше.

### *Межпоколенная мобильность по социально-профессиональному статусу*

Наконец, рассмотрим мобильность по социально-профессиональному статусу. Результаты анализа, представленные в *таблице 4*, открываются набором из трех

<sup>7</sup> Оба коэффициента статистически значимы (*p*-значение меньше 0,1%).



базовых моделей. Модель условной независимости между признаками (А), как и в двух других случаях, рассмотренных выше, не является адекватной аппроксимацией данных. Большой точностью обладает модель квазисовершенной мобильности, однако нам представляется, что 9–11% ошибочных предсказаний (по сравнению с 18% для модели А) не является слишком убедительным улучшением по сравнению с «полунасыщенной» моделью (Б, 5–6% ошибок). В связи с этим мы снова предпринимаем ряд шагов, направленных на поиск оптимальной модели, наиболее компактно и при этом емко характеризующей особенности распределения имеющихся в нашем распоряжении данных.

Таблица 4. Характеристики логлинейных моделей для мобильности по социально-профессиональному статусу

Спецификации моделей	P = когорта*				P = год опроса**			
	$L^2$	df	BIC	DI	$L^2$	df	BIC	DI
<b>А. Условная независимость PO + PD</b>	1,267.8	196	-436.6	18.2%	1,209.8	196	-517.9	17.6%
<b>Б. [А] + OD, полунасыщенная</b>								
1. Без изменений	206.0	147	-1,072.3	5.6%	173.9	147	-1,121.9	5.2%
2. Равномерность (unidiff)	203.8	144	-1,048.4	5.5%	168.8	144	-1,100.5	5.0%
<b>В. [А] + OD, квазисовершенная мобильность</b>								
1. Без изменений	522.7	188	-1,112.1	10.4%	589.6	188	-1,067.5	10.9%
2. Гетерогенность	486.8	164	-939.4	9.2%	575.9	164	-869.8	10.3%
3. Равномерность (unidiff)	520.8	185	-1,088.0	10.3%	588.2	185	-1,042.6	10.8%
<b>Г. [А] + OD, топологическое ядро I</b>								
1. Без изменений	593.3	194	-1,093.7	11.4%	670.2	194	-1,039.9	12.5%
2. Гетерогенность	588.0	188	-1,046.9	11.6%	668.1	188	-989.1	12.5%
3. Равномерность (unidiff)	591.6	191	-1,069.3	11.6%	669.8	191	-1,013.8	12.5%
<b>Д. [А] + OD, иерархическая квази-RC2 (R=C)<sup>1</sup></b>								
1. Без изменений	369.2	188	-1,265.6	7.8%	336.0	188	-1,321.2	7.1%
2. Равномерность диагонали (unidiff)	367.3	185	-1,241.4	7.7%	333.7	185	-1,297.0	7.0%
3. Равномерность RC-эффектов (unidiff)	365.8	185	-1,242.9	7.6%	334.1	185	-1,296.7	7.0%
<b>Е. [А] + OD, иерархическая квази-RC2<sup>1</sup></b>								
1. Без изменений	350.2	182	-1,232.4	7.5%	311.8	182	-1,292.5	6.8%
2. Равномерность диагонали (unidiff)	348.4	179	-1,208.1	7.5%	309.6	179	-1,268.2	6.7%
3. Равномерность RC-эффектов (unidiff)	345.3	179	-1,211.2	7.3%	307.8	179	-1,270.1	6.7%
<b>Ж. [А] + OD, топологическое ядро II</b>								
1. Без изменений	<u>357.7</u>	<u>193</u>	<u>-1320.6</u>	<u>7.6%</u>	<u>319.2</u>	<u>193</u>	<u>-1,382.1</u>	<u>7.5%</u>
2. Гетерогенность	348.0	184	-1,252.1	7.4%	310.2	184	-1,311.7	7.3%
3. Равномерность (unidiff)	356.7	190	-1,295.5	7.6%	316.2	190	-1,358.6	7.4%

3. PO + PD + OD, иерархическая квази-RC <sup>2</sup>								
1. Без изменений	447.3	236	-1,625.7	8.3%	387.2	236	-1,711.0	7.4%
2. Равномерность диагонали (unidiff)	445.6	233	-1,601.1	8.2%	385.1	233	-1,686.5	7.2%
3. Равномерность RC-эффектов (unidiff)	443.1	233	-1,603.6	8.1%	381.5	233	-1,690.1	7.2%
II. PO + PD + OD, топологическое ядро II								
1. Без изменений	454.3	249	-1,732.8	8.3%	437.3	249	-1,776.5	9.0%
2. Гетерогенность	443.7	240	-1,664.4	8.0%	430.9	240	-1,702.9	8.9%
3. Равномерность (unidiff)	453.2	246	-1,707.6	8.3%	435.4	246	-1,751.8	8.9%

**Примечания:**

Модели А–Ж рассчитаны только для полностью валидных наблюдений. В моделях 3-И классификация социально–профессионального статуса (СПС) по происхождению включает дополнительно два значения: 9. «Безработные, пенсионеры и прочие группы», 10. «Отсутствие сведений».

\* Выборки респондентов в возрасте от 30 лет. Расшифровка O/D: СПС отца или матери/СПС респондента в 30 лет. N для моделей А–Ж = 5,978. N для моделей 3–И = 6,528.

\*\* Выборки респондентов в возрасте от 18 до 60 лет для мужчин и в возрасте от 18 до 55 лет для женщин. Расшифровка O/D: СПС отца или матери/СПС респондента на момент опроса. N для моделей А–Ж = 6,733. N для моделей 3–И = 7,266.

<sup>1</sup> – полублокированная диагональ (значения диагональных эффектов принимаются как равные).

<sup>2</sup> – полублокированная псевдо–диагональ (значения псевдо–диагональных эффектов принимаются как равные).

Подчеркиванием в таблице 4 выделены статистики предпочитаемых моделей.

Таблица 5. Топологическое ядро социально-профессиональной мобильности I

Социально-профессиональный статус в первом поколении (родители)	Социально-профессиональный статус во втором поколении (дети)							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Самозанятые, предприниматели и рантье	3	2	2	2	1	1	1	1
2. Чиновники, специалисты и управляющие высшего уровня	2	3	1	1	1	1	1	1
3. Чиновники, специалисты и управляющие среднего уровня	2	1	3	1	1	1	1	1
4. Чиновники, специалисты и управляющие нижнего уровня	2	1	1	3	2	1	1	1
5. Полупрофессионалы	1	1	1	2	3	1	1	1
6. Технические работники в сфере обслуживания	1	1	1	1	1	3	2	1
7. Квалифицированные рабочие	1	1	1	1	1	2	3	1
8. Не- и полуквалифицированные рабочие	1	1	1	1	1	1	1	3

Первым делом мы несколько модифицируем гипотезу о квазисовершенной мобильности, используя так называемую топологическую модель [Hout 1983, pp. 37–51; Powers, Xie 2008, pp. 111–119]. Основные контуры данной модели ( $\Gamma$ ) представлены в таблице 5. Цифры в таблице 5 символизируют специфический для данного конкретного пересечения признаков коэффициент связи  $\mu_{ij}^{OD}$  в общей модели, описываемой уравнением (2). Другими словами, вводится искусственное предположение о том, что данный коэффициент может принимать только три

возможных значения (вместо 64 для «полунасыщенной» модели или 8 для квазисовершенной мобильности). Так, цифре «3» соответствует коэффициент, условно отвечающий за степень воспроизводства (наследуемости) социально-профессиональных статусов, и можно предположить, что в процессе статистической оценки он получит самое высокое положительное значение. Коэффициенту «1» соответствует гипотеза о наличии определенной дистанции между статусами, которая препятствует перемещениям, и, следовательно, можно допустить, что он должен быть отрицательным. Наконец, коэффициенту «2» соответствуют горизонтальные перемещения, которые в меньшей степени осложнены социальными барьерами, и, следовательно, его значение должно быть близко к нулевому.

Тем не менее, судя по представленным в *таблице 4* статистикам, применение данной модели к реальным наблюдениям едва ли свидетельствует о ее преимуществе над более простой моделью квазисовершенной мобильности. И хотя она также отражает доминирование тенденции к межпоколенному воспроизводству социально-профессионального статуса, как выяснилось, принципиальных различий между связью признаков за пределами диагонали нет<sup>8</sup>. Следовательно, мы вынуждены признать, что модель (Г), проиллюстрированная в *таблице 5*, все же соответствует не совсем адекватным представлениям о реальности (по крайней мере, в отношении ее применения для анализа процессов относительной социально-профессиональной мобильности).

Следующим шагом мы применяем модель, которая сначала позволяет эмпирически определить наличие определенной иерархии между признаками по строкам и столбцам, а затем на основе полученных оценок воспроизводит данные в таблице мобильности. В литературе данная модель известна как РС-модель Гудмена второго типа<sup>9</sup>. Идея данной модели состоит в том, что каждый параметр  $\mu_{ij}^{OD}$  в общей модели, описываемой уравнением (2), можно представить следующим образом:

$$\mu_{ij}^{OD} = \varphi_i \phi_j \quad (8),$$

где  $\varphi_i$  (R-параметр) и  $\phi_j$  (C-параметр) являются некоторыми абстрактными (латентными) величинами, соответствующими эффектам признаков по строке и столбцу. Как и в остальных случаях, рассмотренных выше, эти эффекты выявляются методом максимизации функции правдоподобия таким образом, чтобы общая модель, полученная на их основе, могла предельно точно описать реальные данные.

Аналогично с применением модели Гудмена первого типа, которая использовалась нами при анализе образовательной и территориальной мобильности, мы рассматриваем симметричный (Д), т.е. предполагающий равенство эффектов по строке и столбцу ( $\varphi_i = \phi_j$  для всех  $i=j$ ), и несимметричный (Е) вариант модели второго типа.

<sup>8</sup> По соображениям экономии места мы не приводим здесь значения параметров для разных типов дизайна и модификаций моделей. Однако сообщаем, что они удовлетворяют следующим правилам:  $-0.26 < \langle 1 \rangle < -0.17$ ;  $-0.35 < \langle 2 \rangle < -0.14$ ;  $0.57 < \langle 3 \rangle < 0.74$ .

<sup>9</sup> Применение российскими социологами см. в [Бессуднов 2009; Goodman 1979].

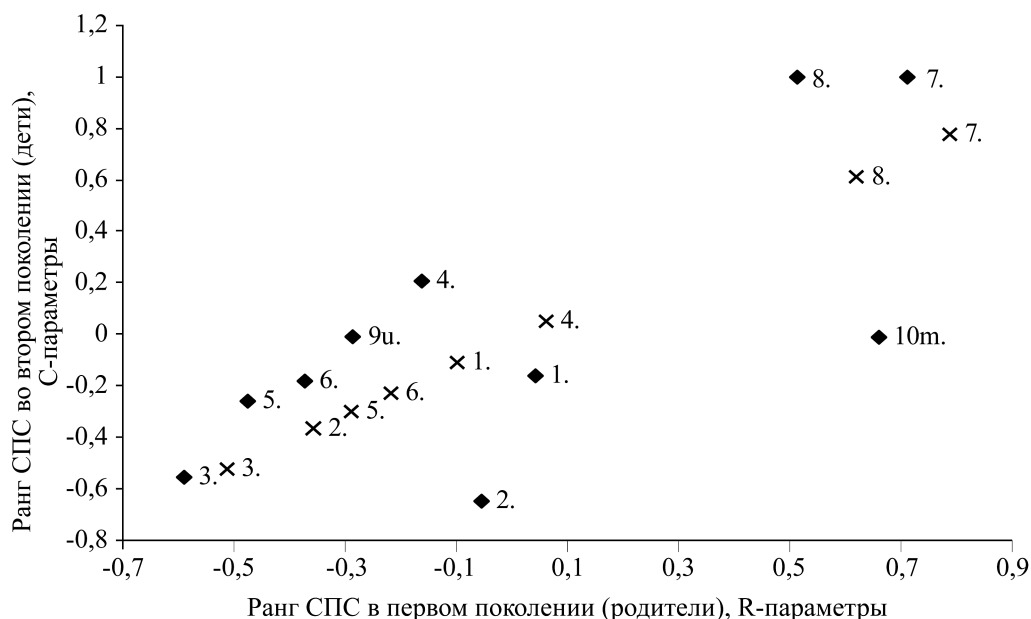


Рисунок 3. Ранжировка социально-профессиональных групп согласно R- и С-параметрам

Примечание: Символу «×» на рисунке соответствуют оценки из модели ЕЗ в таблице 4, символу «◆» – оценки из модели ИЗ. Расшифровку значений СПС см. в таблице 5. Значениям «9а» и «10m» соответствуют категории «Безработные, пенсионеры и прочие группы» (9а) и «Отсутствие сведений» (10m). Значения С-параметров для этих категорий искусственно приравнены к 0. Расчет выполнен на данных опросного дизайна.

Судя по результатам в таблице 4, более простая, симметричная модель описывает имеющиеся данные не хуже второй. Это свидетельствует о том, что факторы, с одной стороны, делающие определенные социально-профессиональные позиции более привлекательными, по своему воздействию на мобильность не сильно отличаются от факторов, определяющих барьеры для выхода из этих позиций. Визуализация количественных оценок для одной из моделей (ЕЗ) приведена на рисунке 3, где точки, соответствующие параметрам, обозначены символом «×». Заметим, что значение параметров не имеет никакого самостоятельного смысла: социологический интерес представляют лишь дистанции между параметрами (например, их абсолютная разница). Чем больше эта дистанция между двумя социально-профессиональными позициями, тем менее вероятными представляются перемещения между ними.

Как видно из рисунка 3, едва ли не ключевым делением (барьером) между группами является деление на работников физического (группы 7 и 8) и нефизического труда (все остальные группы). При этом наибольшая дистанция обнаруживается между представителями рабочих профессий, с одной стороны, и работниками высококвалифицированного умственного труда (группы 2 и 3), с другой. Промежуточное положение в обнаруженной иерархии занимают все прочие представители нефизического труда, включающие предпринимателей и самозанятых (1), работников сферы обслуживания (6), различных мелких управляющих и специалистов невысокого

ранга (4 и 5). Таким образом, общее расположение позиций относительно друг друга во многом соответствует как теоретическим представлениям о существующих между группами социальных дистанциях, так и некоторым эмпирическим результатам, полученным ранее (напр.: [Ястребов 2009, с. 133–138; Gerber, Hout 2004, р. 692]).

Как уже отмечалось ранее, несмотря на все усилия, связанные с минимизацией количества пропущенных и малоинформативных значений, их потеря составила примерно 10% наблюдений от суммарного объема выборки. Учитывая, что речь идет о весьма значительном объеме потерь, мы предприняли попытку усилить потенциал нашего анализа, рассмотрев соответствующие категории («отсутствие сведений» и «безработные, пенсионеры и прочие группы») в качестве дополнительных значений переменной, отражающей социально-профессиональный статус родителей. Соответствующие оценки параметров для иерархической РС-модели второго типа (модель 3 в *таблице 4*) также проиллюстрированы на *рисунке 3* (символом «♦»).

Однако, как видно из той же иллюстрации, к большим расхождениям в относительном размещении 8 основных социально-профессиональных позиций это не приводит. Единственное, на что следует обратить внимание, это смещение 2-й группы (чиновники, специалисты и управляющие высшего уровня) по рангу социально-профессиональной позиции в первом и во втором поколении. Вероятно, в этом есть определенная логика, учитывая, 1) что по степени привлекательности с данной позицией какой-либо другой конкурировать сложно (смещение вниз по горизонтали) и 2) что, занимая вершину иерархии по привлекательности, «выпасть» из данной позиции в какую-либо смежную группу достаточно просто (смещение вправо по вертикали; другими словами, дети «высоких начальников» не сразу и не всегда сами становятся «высокими начальниками»). Кроме того, судя по результатам оценки, респонденты, оказавшиеся не способными или просто отказавшиеся предоставить сведения о социально-профессиональном статусе своих родителей, по всей видимости, являются выходцами из рабочих семей. С другой стороны, категория «безработных, пенсионеров и прочих» по характеру исходящей мобильности имеет больше общего с различными представителями нефизического труда.

Несмотря на определенную эвристическую ценность представленных выше результатов, мы склонны рассматривать их как средство предварительной диагностики. В частности, мы попытались соединить полученную информацию с некоторыми дополнительными теоретическими предположениями о характере мобильности между социально-профессиональными группами. Итогом этой работы является 2-я топологическая модель, которая представлена в *таблице 6*. Отметим, что данный ход «подсказан» работами, которые можно отнести к классическим в западных исследованиях социальной мобильности (напр.: [Hauser 1978; Grusky, Hauser 1984; Erikson, Goldthorpe 1992]).

Прокомментируем получившуюся модель (*таблица 6*). Прежде всего, в целях обеспечения максимальной ее простоты, мы допускаем только четыре возможные уровня связи или, другими словами, четыре возможные значения параметра  $\mu_{ij}^{OD}$  в логлинейной модели (в *таблице 6* им соответствуют цифры). Конкретные значения предстоит определить с помощью статистической оценки путем подбора параметров в процессе максимизации функции правдоподобия. Мы рассчитываем, что в ходе этой оценки неизвестные параметры совпадут с нашими теоретическими представлениями об их ориентировочных значениях. Также в целях простоты и отчасти руководствуясь результатами сравнения моделей Д и Е, мы допускаем полную симметрию в нашей модели относительно строк и столбцов.

Таблица 6. Топологическое ядро социально-профессиональной мобильности II

Социально-профессиональный статус в первом поколении (родители)	Социально-профессиональный статус во втором поколении (дети)							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Самозанятые, предприниматели и рантье	3	2	2	1	2	2	1	1
2. Чиновники, специалисты и управляющие высшего уровня	2	4	3	3	2	1	1	1
3. Чиновники, специалисты и управляющие среднего уровня	2	3	4	3	2	2	1	1
4. Чиновники, специалисты и управляющие нижнего уровня	1	3	3	4	2	2	2	1
5. Полупрофессионалы	2	2	2	2	3	3	1	1
6. Технические работники в сфере обслуживания	2	1	2	2	3	4	2	2
7. Квалифицированные рабочие	1	1	1	2	1	2	4	3
8. Не- и полуквалифицированные рабочие	1	1	1	1	1	2	3	4
9. Безработные, пенсионеры и прочие группы	2	2	2	2	2	2	1	1
10. Отсутствие сведений	1	1	1	1	1	1	3	3

Для фиксации выраженной тенденции к межпоколенному социально-профессиональному воспроизводству в группах мы используем коэффициент, обозначенный цифрой «4». Как видно, им преимущественно выделена диагональ *таблицы 6*, т.е. мы допускаем, что воспроизводство так или иначе характерно для большинства групп и связано с наследованием определенных форм капитала, установок, жизненных стилей и т.д. Цифрой «3» обозначены зоны наиболее вероятной мобильности между соответствующими группами (в случае с применением к диагональным ячейкам речь идет о меньшей, чем в ячейках «4», относительной закрытости групп). Наконец, цифрами «2» и «1» маркирована разная степень дистанцированности.

Из *таблицы 6* должна быть очевидной определенная специфика группы предпринимателей и самозанятых, в отношении которой мы допускаем высокую мобильность «в направлении» и «от» остальных групп. Исключения могут составлять группы мелких государственных служащих, а также представители рабочих профессий, чьи недостаточные ресурсы (капиталы) и/или специфический габитус могут быть менее всего совместимыми с осуществлением свободной деятельности. В остальном относительную легкость входа в данную группу мы объясняем отсутствием каких-либо социальных фильтров или организаций, санкционирующих обретение соответствующего социально-профессионального статуса. В отношении самозанятых, на наш взгляд, это очевидно. Кроме того, учитывая специфику представительных опросов, едва ли в нашем случае речь идет о предпринимателях крупной и даже средней рук. Это означает, что доступ к различным формам капитала также нельзя считать серьезным препятствием для входа в рассматриваемую группу, поскольку при небольших масштабах предпринимательской деятельности (например, содержание лавки или мастерской) существенная мобилизация ресурсов не требуется.

Далее мы выделяем отдельную «большую зону» работников умственного и управленческого труда и ожидаем, что перемещения внутри данной зоны могут быть достаточно интенсивными в силу сходства статусных характеристик,

обеспеченности соответствующими формами капитала (преимущественно человеческого, культурного и социального), а также не столь значительными различиями в требованиях, предъявляемыми к претендентам на вхождение в соответствующие группы. От следующей «большой зоны», объединяющей полупрофессионалов и работников сферы обслуживания, ее отделяет буферная зона (заполненная преимущественно «2»), в которой интенсивность перемещений снижается. Отметим, что речь идет об относительном снижении, т.е. в данной области перемещения из одной «большой зоны» в другую являются менее интенсивными, чем внутри каждой из них. При этом по отношению к последней «большой зоне», которую условно можно обозначить как «рабочий класс», интенсивность обмена человеческим материалом снижается настолько, что становится еще менее вероятной, и эту часть гипотезы мы формализуем значением «2», при этом допускается, что условная длина дистанции для разных групп внутри одной и той же «большой зоны» может различаться.

Работников физического труда мы намеренно «дистанцируем» от работников нефизического труда, но добавляем к этому, что граница между рабочими и работниками сферы обслуживания в действительности может быть размытой (в силу объединяющей их монотонности труда, невысоких требований к человеческому капиталу и т.п.). Аналогично с другими большими группами (в *таблице 6* они выделены цветом) внутри «зоны» рабочих допускается высокая вероятность перемещений.

Наконец, *таблица 6* также формализует характер перемещений из групп, которые рассматриваются нами в несколько расширенной классификации социально-профессиональных статусов родителей. В частности, мы постарались в максимально упрощенной форме воспроизвести сходство моделей перемещения для соответствующих групп (9 и 10) с группами на *рисунке 3*.

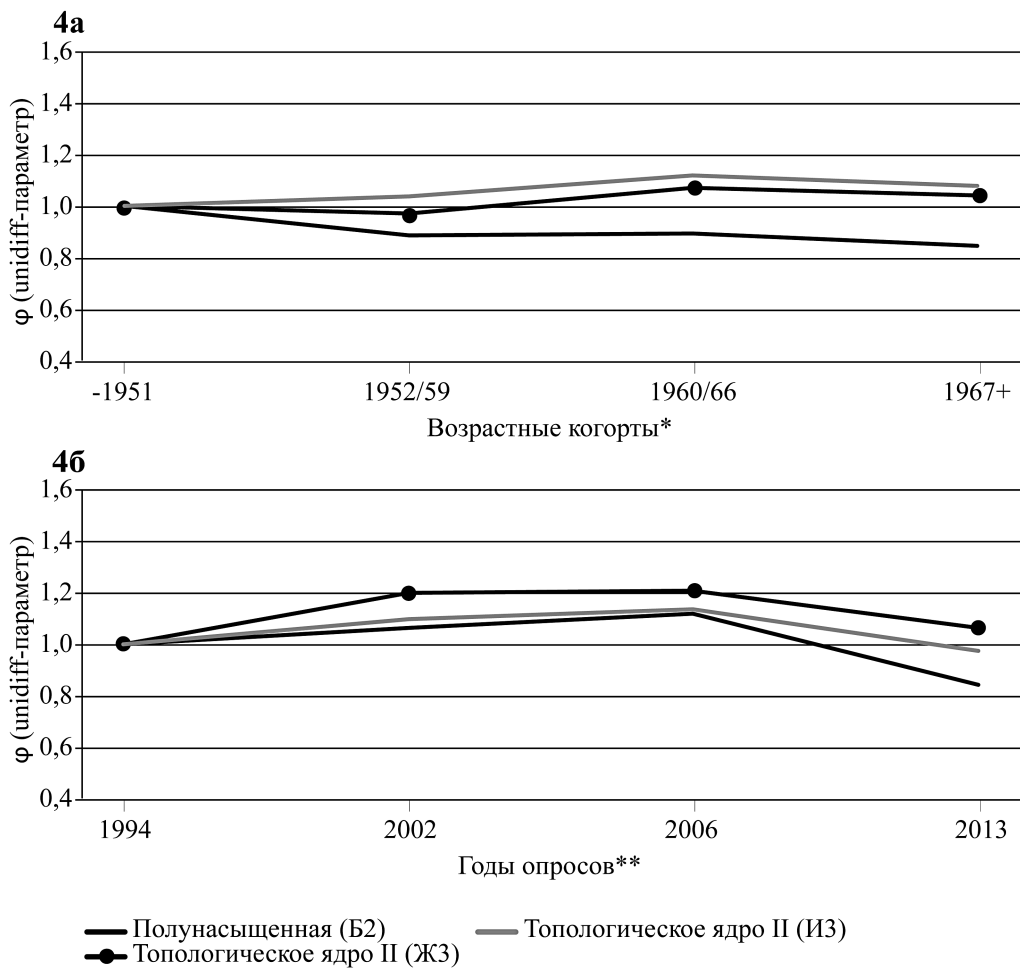
Учитывая все вышеизложенное, мы ожидаем, что в отношении параметров «1» – «4» будет выдержано следующее условие:

$$\mu_{ij}^{OD}_4 > \mu_{ij}^{OD}_3 > \mu_{ij}^{OD}_2 > \mu_{ij}^{OD}_1 \quad (9).$$

Таким образом, наша топологическая модель, с одной стороны, показывает, что реальная интенсивность перемещений может быть устроена несколько сложнее, чем та, которая описывает их с помощью предполагаемой иерархии (RC-модель). С другой стороны, она является существенно более простой в терминах логинейной модели, поскольку на ее построение расходуется не 14, а всего 3 степени свободы (на каждый параметр  $\mu_{ij}^{OD}$  минус один на параметр, который вследствие нормализации принимается равным нулю). Добавим к этому, что модель, представленная в *таблице 6*, помимо изложенных выше аргументов (как теоретических, так и эмпирических), дополнительно уточнялась нами с помощью анализа матрицы коэффициентов «полунасыщенной» модели.

Результаты оценивания (модели E и И, *таблица 4*) довольно однозначно указывают на то, что представленная выше модель лучше описывает имеющиеся данные, чем все остальные, о чем свидетельствуют все используемые статистические критерии. Параметры  $\mu_{ij}^{OD}$  для всех моделей удовлетворяют неравенству (9) (мы

не приводим их здесь по соображениям экономии), но, например, для модели Ж1, примененной к когортному дизайну, они составили:  $\mu_{ij_4}^{OD} = -0.30$ ,  $\mu_{ij_3}^{OD} = 0$ ,  $\mu_{ij_2}^{OD} = 0.37$ ,  $\mu_{ij_1}^{OD} = 0.97$  (3-й параметр приравнен к нулю). Таким образом, мы можем заключить, что представленная в *таблице 6* модель вполне может претендовать на схематичное и в то же время весьма близкое к реальности представление о существующих барьерах и пересечениях между различными социально-профессиональными группами.



**Рисунки 4а, 4б. Изменения в характере относительной мобильности по социально-профессиональному статусу (unidiff-параметры выбранных логлинейных моделей)**

*Примечание:* приводятся шкалированные значения unidiff-параметров, за 100% берется первый период. \*,\*\* – параметры выборки и спецификацию моделей см. в *таблице 4*.



Наконец, мы должны прокомментировать динамику относительной социальной мобильности в рассматриваемом измерении. Судя по результатам, представленным в *таблице 4*, о каких-либо существенных изменениях в ее характере ни между когортами, ни между опросами наши данные не свидетельствуют: все модели, предполагающие наличие динамики, очевидно, ненамного лучше объясняют распределение наблюдений по сравнению с базовыми, предполагающими их отсутствие. Об этом дополнительно свидетельствует иллюстрация, представленная на *рисунках 4а* и *4б*, где, как и в отношении территориальной и образовательной мобильности, мы вывели на графике значения unidiff-параметров для выбранных логлинейных моделей. Указанные параметры колеблются вокруг отправного значения в пределах  $\pm 10\%$ , что явно недостаточно для сколько-нибудь определенных выводов.

Мы вновь вынуждены признать, что этот результат находится в противоречии с некоторыми существующими оценками, утверждавшими, что относительная социальная мобильность в России существенно снизилась в процессе перехода к рыночной экономике [Gerber, Hout 2004]. В частности, по их оценкам интенсивность мобильности снизилась на 26% (при стандартной ошибке 10 п.п., см. [Gerber, Hout 2004, р. 694]). Заметим, однако, что, помимо использования других данных, их исследование было основано на использовании несколько отличной от нашей группировки социальных классов. К тому же они не использовали когортную развертку в своем анализе (и сравнивали между собой только опросы, не учитывая специфику возрастных распределений), и, следовательно, причин для расхождений может быть несколько. Какая из них является истинной, можно установить в ходе повторного анализа с использованием единой методологии или с привлечением альтернативных данных, но очевидно, что это предмет уже для будущей отдельной статьи.

## Заключение

В данной статье, первая часть которой была опубликована в предыдущем номере, мы ставили перед собой задачу рассмотреть процессы социальной мобильности в российском обществе и представить количественные оценки этой мобильности. С этой целью нами были рассмотрены ключевые отечественные и зарубежные работы по данному направлению и проведено обсуждение основных теоретических и методологических аспектов в исследовании социальных перемещений. Однако ядро данной работы составляют результаты эмпирического анализа, которые обладают принципиальной новизной по отношению к оценкам, полученным ранее не только нашими коллегами, но и нами самими. Эта новизна состоит в том, что мы рассмотрели процессы социальной мобильности в российском обществе в разрезе возрастных когорт, восприняв их как своеобразные модели различных поколений, т.е. как потенциальных носителей свойств, обусловленных социализацией в соответствующие исторические периоды. Кроме того, нами впервые в отечественной практике проведен анализ относительной социальной мобильности, который позволяет оценить изменения в качестве функционирования социальных лифтов.

В целом полученные нами результаты свидетельствуют о более сложном и неоднозначном характере процессов социальной мобильности в российском

обществе, а также их динамике, нежели это описано в существующей литературе. Перечислим лишь ключевые из них.

В отношении территориальной мобильности мы отметили не только вполне ожидаемое ее снижение на протяжении всего рассмотренного периода в связи с замедлившейся к 1990-м гг. урбанизацией, но и усиление барьеров для перемещения между территориями различного типа, которое, как нам представляется, вполне можно объяснить усилением пространственных социально-экономических разрывов, характерных для постсоветской России [Зубаревич 2010; Мкртчян 2013].

Общая образовательная мобильность населения демонстрирует определенную стабильность. Однако если в советское время нормой было повышение образовательного уровня над уровнем образования родителей, то в постсоветской России понижение образовательного статуса в следующем поколении стало практически равновероятным с его повышением. При этом фактор образования родителей на протяжении рассмотренного периода играл различную роль с точки зрения шансов детей на повышение своего образовательного уровня. Наиболее открытым в этом отношении оказалось советское общество, которое в нашем исследовании было представлено поколением, родившимся в 1950-е гг. и, следовательно, получавшим образование в хрущевскую и брежневскую эпохи (точнее, ее начало). Впрочем, к закату советского периода фактор происхождения заметно усилил свое значение, что совпадает с оценками и мнениями других ученых [Matthews 1989; Борисов 1994; Gerber, Hout 1995; Яковлев 2012]. С другой стороны, наши данные противостоят оценкам некоторых отечественных авторов, считающих, что для постсоветских поколений роль семьи и барьеры для получения более высокого образования существенно выросли (напр.: [Константиновский 1999; Roshchina 2012]). В нашем случае мы не находим этому подтверждения. Наличие вполне рационального альтернативного объяснения, связанного с «массовизацией» высшего образования, снижением его селективности и усилением внутренней дифференциации, как минимум, заставляет с осторожностью отнестись к подобным заключениям.

Наконец, в отношении социально-профессиональной мобильности в дополнение и отчасти в противоречие к имеющимся оценкам мы отметили следующее. Во-первых, наши оценки подтверждают оценки некоторых других социологов, утверждающих, что в постсоветской России интенсивность восходящих перемещений снизилась и увеличилась для нисходящих [Gerber, Hout 2004]. Однако, по крайней мере в отношении мужчин, можно сказать, что эта характеристика была актуальной и для позднесоветской России, и, следовательно, приписать это исключительно к негативным последствиям реформ начала 1990-х гг. нельзя. По всей видимости, позитивная динамика в развитии социально-профессиональной структуры, некогда подстегнутая индустриализацией и научно-техническим прогрессом в СССР, исчерпала себя уже к концу советского периода.

Что же касается относительной социально-профессиональной мобильности, то, вопреки результатам вышеупомянутых коллег, мы не обнаружили сколь-нибудь значительных изменений в характере наследуемости социально-профессиональных позиций или обусловленности перемещений родительским социально-профессиональным статусом. Заметим, что это также расходится с нашими исходными гипотезами, согласно которым мы, как минимум, ожидали увидеть разрушение некоторых социальных барьеров для поколения, прошедшего через турбулентные 1990-е гг. Установить истинность эти оценок, вероятно, еще предстоит с привлечением альтернативных данных, однако у нас практически нет сомнений

в том, что наши представления об определяющих социально-профессиональную структуру контурах и границах являются адекватными. В частности, нам удалось отразить принципиальные отличия в моделях межпоколенной мобильности, которые обусловлены фундаментальными различиями в системе общественного разделения труда, такими как, например, деление на работников физического и нефизического труда, умственного и не сопряженного с интеллектуальной работой и т.п.

На текущем этапе мы позволим себе воздержаться от каких-либо категоричных заключений в отношении полученных результатов. Тем не менее общая полученная в этом исследовании картина, на наш взгляд, не является полностью неожиданной, особенно если рассмотреть их в контексте классических работ. Рассматривая выявленные тенденции за весь исторический период в целом, пожалуй, мы вынуждены согласиться с характеристикой, которая в свое время была сформулирована П. Сорокиным. Речь идет о характеристике социальной мобильности как процессе, лишенном какой-либо устойчивой и однонаправленной динамики (*trendless fluctuation*). Справедливости ради отметим, что ровно в этих же категориях социальную мобильность охарактеризовали Р. Эриксон и Дж. Голдторп в своей классической работе, посвященной сравнению тенденций социальной мобильности в индустриальных странах [Erikson, Goldthorpe 1992]. Заканчивая свой анализ, они пришли к выводу, что ни одна существующая макросоциальная теория не способна дать исчерпывающее объяснение наблюдаемым изменениям данных процессов в исторической перспективе. Но как ни парадоксально, при всем непостоянстве эти процессы имеют общие черты, свидетельствующие о высокой инерции социального происхождения и его способности «отыгрывать» назад любые изменения (как внезапные, так и искусственно имплементируемые), направленные на снижение его роли в социальном воспроизводстве. Отмеченное свойство, как нам представляется, также целиком применимо к оценке исторической динамики российского социума. И в связи с этим даже обнаруженные нами оптимистические тенденции (например, в отношении неравенства доступа к образованию) следует воспринимать как временное достижение, для удержания которого потребуются значительные усилия со стороны государства, и способность чутко реагировать на возникновение новых способов социальной дифференциации, способствующих воспроизводству социальных преимуществ от поколения к поколению.

## Литература

- Бессуднов А.Р. (2009) Социально-профессиональный статус в современной России // Мир России. Т. 18. № 2. С. 89–115.
- Борисов В.А. (1994) Социальная мобильность в советской России // Социологические исследования. № 4. С. 114–118.
- Зубаревич Н.В. (2010) Регионы России: неравенство, кризис, модернизация. М.: НИСП.
- Клячко Т. (2009) Российское образование в поисках ответа на новые вызовы // Демоскоп Weekly. № 375–376 // <http://www.demoscope.ru/weekly/2009/0375/index.php>
- Константиновский Д.Л. (1999) Динамика неравенства. Российская молодежь в меняющемся обществе: ориентации и пути в сфере образования (от 1960-х годов к 2000-му). М.: Эдиториал УРСС.
- Константиновский Д.Л. (2008) Неравенство и образование. Опыт социологических исследований жизненного старта российской молодежи (1960-е годы – начало 2000-х). М.: ЦСО.

- Мкртчян Н.В. (2013) Миграция молодежи в региональные центры России в конце XX – начале XXI века // Известия РАН. Серия географическая. № 6. С. 19–32.
- Трофимов Д.А. (2008) Логлинейный анализ таблиц мобильности: обзор основных моделей // Социология: методология, методы и математическое моделирование. № 26. С. 119–137.
- Шишкин С.В. (ред.) (2004) Высшее образование в России: правила и реальность. М.: НИСЦ.
- Яковлев А.А. (2012) Коммунистические убеждения и их влияние на развитие экономики и общества: применение новых подходов Д. Норта к анализу исторического опыта СССР // Мир России. Т. 21. № 4. С. 154–167.
- Ястребов Г.А. (2009) Воспроизводство социально-профессиональных групп в современной России // Мир России. Т. 18. № 2. С. 116–140.
- Ястребов Г.А. (2016) Социальная мобильность в советской и постсоветской России: новые количественные оценки по материалам представительных опросов 1994, 2002, 2006 и 2013 гг. Часть I // Мир России. Т. 25. № 1. С. 7–34.
- Breen R. (ed.) (2004) Social Mobility in Europe. Oxford, New York: Oxford University Press.
- Erikson R., Goldthorpe J.H. (1992) The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies. Oxford University Press, USA.
- Gerber T.P., Hout M. (1995) Educational Stratification in Russia During the Soviet Period // American Journal of Sociology, vol. 101, no 3, pp. 611–660.
- Gerber T.P., Hout M. (2004) Tightening up: Declining Class Mobility during Russia's Market Transition // American Sociological Review, vol. 69, no 5, pp. 677–703.
- Goodman L.A. (1979) Simple Models for the Analysis of Association in Cross-Classifications Having Ordered Categories // Journal of the American Statistical Association, vol. 74, no 367, pp. 537–552.
- Grusky D.B., Hauser R.M. (1984) Comparative Social Mobility Revisited: Models of Convergence and Divergence in 16 Countries // American Sociological Review, vol. 49, no 1, pp. 19–38.
- Hauser R.M. (1978) A Structural Model of the Mobility Table // Social Forces, vol. 56, no 3, pp. 919–953.
- Hout M. (1983) Mobility Tables. Beverly Hills, CA: SAGE.
- Matthews M. (1989) Patterns of Deprivation in the Soviet Union Under Brezhnev and Gorbachev. Hoover Press.
- Powers D.A., Xie Y. (2008) Statistical Methods for Categorical Data Analysis. Second Edition. Emerald Group Publishing.
- Raftery A.E. (1986) Choosing Models for Cross-Classifications // American Sociological Review, vol. 51, no 1, pp. 145–146.
- Roshchina Y. (2012) Intergeneration Educational Mobility in Russia and the USSR // Proceedings of the Asian Conference on Education 2012 Conference. Osaka: The International Academic Forum, pp. 1406–1426.
- Teckenberg W. (1981) The Social Structure of the Soviet Working Class: «Toward an Estatist Society?» // International Journal of Sociology, vol. 11, no 4, pp. 1–163.
- Teckenberg W. (1990) The Stability of Occupational Structures, Social Mobility, and Interest Formation // Class Structure in Europe: New Findings from East-West Comparisons of Social Structure and Mobility (ed. Haller M.). N.Y.: M.E. Sharpe, pp. 24–58.
- Vermunt J.K. (1997) LEM: A General Program for the Analysis of Categorical Data. Tilburg: Department of Methodology and Statistics, Tilburg University.
- Weakliem D.L. (1999) A Critique of the Bayesian Information Criterion for Model Selection // Sociological Methods & Research, vol. 27, no 3, pp. 359–397.
- Xie Y. (1992) The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables // American Sociological Review, vol. 57, no 3, pp. 380–395.

## Social Mobility in Soviet and Post-Soviet Russia: a Revision of Existing Estimates Using Representative Surveys of 1994, 2002, 2006 and 2013. Part 2

G. YASTREBOV\*

\***Gordey Yastrebov** – Candidate of Sociological Sciences, Senior Researcher, Laboratory for Comparative Analysis of Post-Socialist Development, Higher School of Economics; Doctoral Student, the European University Institute. Address: office 553, 12, Malaya Pionerskaya St., Moscow, 115054, Russian Federation. E-mail: gordey.yastrebov@gmail.com

**Citation:** Yastrebov G. (2016) Social Mobility in Soviet and Post-Soviet Russia: a Revision of Existing Estimates Using Representative Surveys of 1994, 2002, 2006 and 2013. Part 2. *Mir Rossii*, vol. 25, no 2, pp. 6–36 (in Russian)

### Abstract

This article revisits the evolution of intergenerational social mobility in Soviet and post-Soviet Russia. In particular, it looks at historical changes in the residential, educational and occupational mobility of Russians. The study contributes to the literature by extending the spectrum of institutional and historical contexts in which the (in)equality of opportunity has been considered so far, re-examining existing evidence by using alternative datasets and a different methodology.

For the empirical investigation I utilize data from four representative cross-national surveys conducted in Russia in 1994, 2002, 2006 and 2013. Following the theoretical arguments developed in the comparative social mobility research and being informed by their empirical findings, I anticipated (1) a trend towards lesser openness in the late years of the Soviet era; (2) a temporary discontinuity of mobility patterns during the turbulent 1990s; and (3) a stagnation of social mobility in the more stable years of Russia's post-Soviet history. However, my findings reveal no unambiguous trends suggested by previous research, moreover they contradict some of the earlier evidence. In particular, I found (1) steadily decreasing residential mobility both in absolute and relative terms (implying the increasing closure of residential communities); (2) a weakening link between parental and child educational attainment in the post-Soviet era; and (3) the invariance of social fluidity in terms of occupational attainment both in the Soviet and post-Soviet periods. The article concludes by highlighting some of the remaining questions and possible directions for future research.

Published here is the second part of the article. It begins with a discussion of log-linear modelling, a technique which is used to analyse mobility tables and to explore patterns of relative social mobility. In the rest of the article I discuss the empirical findings with regard to the three dimensions of social mobility outlined above. Finally I draw conclusions generalizing the findings from both parts of the article.

**Keywords:** social mobility, equality of opportunity, absolute mobility, relative mobility, intergenerational mobility, post-Soviet Russia, log-linear analysis

## References

- Bessudnov A.R. (2009) Sotsial'no-professional'nyi status v sovremennoi Rossii [Occupational Status in Contemporary Russia]. *Mir Rossii*, vol. 18, no 2, pp. 89–115.
- Borisov V.A. (1994) Sotsial'naya mobil'nost' v sovetskoii Rossii [Social Mobility in Soviet Russia]. *Sotsiologicheskie issledovaniya*, no 4, pp. 114–118.
- Breen R. (ed.) (2004) *Social Mobility in Europe*, Oxford, New York: Oxford University Press.
- Erikson R., Goldthorpe J.H. (1992) *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford University Press, USA.
- Gerber T.P., Hout M. (1995) Educational Stratification in Russia During the Soviet Period. *American Journal of Sociology*, vol. 101, no 3, pp. 611–660.
- Gerber T.P., Hout M. (2004) Tightening up: Declining Class Mobility during Russia's Market Transition. *American Sociological Review*, vol. 69, no 5, pp. 677–703.
- Goodman L.A. (1979) Simple Models for the Analysis of Association in Cross-Classifications Having Ordered Categories. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, no 367, pp. 537–552.
- Grusky D.B., Hauser R.M. (1984) Comparative Social Mobility Revisited: Models of Convergence and Divergence in 16 Countries. *American Sociological Review*, vol. 49, no 1, pp. 19–38.
- Hauser R.M. (1978) A Structural Model of the Mobility Table. *Social Forces*, vol. 56, no 3, pp. 919–953.
- Hout M. (1983) *Mobility Tables*, Beverly Hills, CA: SAGE.
- Klyachko T. (2009) Rossiiskoe obrazovanie v poiskakh otveta na novye vyzovy [Education in Russia in the Face of New Challenges]. *Demoscope Weekly*, no 375–376. Available at: <http://www.demoscope.ru/weekly/2009/0375/index.php>, accessed 30 January 2016.
- Konstantinovskii D.L. (1999) *Dinamika neravenstva. Rossiiskaya molodezh' v menyayushchemsya obshchestve: orientatsii i puti v sfere obrazovaniya (ot 1960-kh godov k 2000-mu)* [The Dynamics of Inequality. Russian Youth in a Changing Society: Aspirations and Pathways in Education (from 1960s to 2000)], Moscow: Editorial URSS.
- Konstantinovskii D.L. (2008) *Neravenstvo i obrazovanie. Opyt sotsiologicheskikh issledovaniy zhiznennogo starta rossiiskoi molodezhi (1960-e gody – nachalo 2000-kh)* [Attempt of Sociological Research on the Life Starts of the Russian Youth (1960th – Beginning of 2000th)], Moscow: TsSO.
- Matthews M. (1989) *Patterns of Deprivation in the Soviet Union Under Brezhnev and Gorbachev*, Hoover Press.
- Mkrtychyan N.V. (2013) Migratsiya molodezhi v regional'nye tsentry Rossii v kontse XX – nachale XXI veka [Migration of Youth Into Regional Centers of Russia in the End of XXth – the Beginning of XXIst Centuries]. *Izvestiya RAN. Seriya geograficheskaya*, no 6, pp. 19–32.
- Powers D.A., Xie Y. (2008) *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*, 2<sup>nd</sup> Ed. Emerald Group Publishing.
- Raftery A.E. (1986) Choosing Models for Cross-Classifications. *American Sociological Review*, vol. 51, no 1, pp. 145–146.
- Roshchina Y. (2012) Intergeneration Educational Mobility in Russia and the USSR. *Proceedings of the Asian Conference on Education 2012 Conference*, Osaka: The International Academic Forum, pp. 1406–1426.
- Shishkin S.V. (ed.) (2004) *Vysshee obrazovanie v Rossii: pravila i real'nost'* [Higher Education in Russia: Rules and Reality], Moscow: NISP.
- Teckenberg W. (1981) The Social Structure of the Soviet Working Class: "Toward an Estatist Society?". *International Journal of Sociology*, vol. 11, no 4, pp. 1–163.

- Teckenberg W. (1990) The Stability of Occupational Structures, Social Mobility, and Interest Formation. *Class Structure in Europe: New Findings from East-West Comparisons of Social Structure and Mobility* (ed. Haller M.), N.Y.: M.E. Sharpe, pp. 24–58.
- Trofimov D.A. (2008) Loglineinyi analiz tablits mobil'nosti: obzor osnovnykh modelei [Log-Linear Analysis of Mobility Tables: a Review of Basic Models]. *Sotsiologiya: metodologiya, metody i matematicheskoe modelirovanie*, no 26, pp. 119–137.
- Vermunt J.K. (1997) *LEM: A General Program for the Analysis of Categorical Data*, Tilburg: Department of Methodology and Statistics, Tilburg University.
- Weakliem D.L. (1999) A Critique of the Bayesian Information Criterion for Model Selection. *Sociological Methods & Research*, vol. 27, no 3, pp. 359–397.
- Xie Y. (1992) The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables. *American Sociological Review*, vol. 57, no 3, pp. 380–395.
- Yakovlev A.A. (2012) Kommunisticheskie ubezhdeniya i ikh vliyanie na razvitie ekonomiki i obshchestva: primenenie novykh podkhodov D. Norta k analizu istoricheskogo opyta SSSR [Communist Beliefs and Their Influence on Social and Economic Development (Application of Douglass North's New Approach to the Historical Experience of the Soviet Union)]. *Mir Rossii*, vol. 21, no 4, pp. 154–167.
- Yastrebov G.A. (2009) Vosproizvodstvo sotsial'no-professional'nykh grupp v sovremennoi Rossii [Reproduction of Socio-Occupational Groups in Contemporary Russia]. *Mir Rossii*, vol. 18, no 2, pp. 116–140.
- Yastrebov G.A. (2016) Sotsial'naya mobil'nost' v sovetskoj i postsovetskoj Rossii: novye kolichestvennye otsenki po materialam predstavitel'nykh oprosov 1994, 2002, 2006 i 2013 gg. Chast' I [Social Mobility in Soviet and Post-Soviet Russia: a Revision of Existing Estimates Using Representative Surveys of 1994, 2002, 2006 and 2013. Part 1]. *Mir Rossii*, vol. 25, no 1, pp. 7–34.
- Zubarevich N.V. (2010) *Regiony Rossii: neravenstvo, krizis, modernizatsiya* [Regions of Russia: Inequality, Crisis, Modernization], Moscow: NISP.