

Чьи заработки растут быстрее: мобильность по относительным заработным платам в России (2000–2005 гг.)¹⁾

Лукьянова А.Л.

На данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ) за 2000–2005 гг. в работе анализируются изменения в заработных платах на индивидуальном уровне. Результаты показывают, что уровень мобильности по заработной плате в России заметно выше, чем в развитых странах. Мобильность способствует значительному выравниванию заработков. Благодаря мобильности неравенство по суммарным заработкам за шестилетний период оказывается на 10–20% ниже, чем в отдельные годы. Наибольший вклад в снижение неравенства дают крайние сегменты распределения, в которых наиболее велики абсолютные изменения в заработках. Однако существенные изменения в относительных позициях более вероятны в средней части распределения. Самым существенным фактором быстрого роста относительных заработков в течение изучаемого периода являлась смена места работы, что может свидетельствовать о существовании значительной дифференциации заработков внутри узких профессиональных групп и о неэффективности механизмов продвижения на внутренних рынках труда.

Ключевые слова: распределение заработных плат, мобильность по заработной плате, долгосрочное неравенство, РМЭЗ.

1. Введение

В последние годы появилось значительное число работ, описывающих изменения в дифференциации заработных плат в 1990–2000-е гг. Все исследования указывают на практически единовременный и беспрецедентный по величине скачок неравенства по заработной плате в 1992–1993 гг. [7, 10, 12]. В последующие несколько лет показатели неравенства росли медленнее и к 1996 г. стабилизировались [15, 16].

¹⁾ Работа выполнена при финансовой поддержке Научного фонда Государственного университета – Высшей школы экономики (Индивидуальный исследовательский проект № 07-01-137 «Мобильность по заработной плате в России: 1998–2005»).

Лукьянова А.Л. – к.э.н., старший научный сотрудник Центра трудовых исследований Государственного университета – Высшей школы экономики, доцент кафедры экономики труда и народонаселения Государственного университета – Высшей школы экономики.

Статья поступила в Редакцию в феврале 2009 г.

Кризис 1998 г. привел к новому всплеску неравенства, который, впрочем, оказался непродолжительным. Уже в 2002 г. показатели дифференциации заработных плат вернулись к уровню середины 1990-х гг., но к какому-либо радикальному снижению неравенства экономический рост так и не привел [2].

Однако до сих пор исследования концентрировались на измерении различий в уровнях оплаты труда в конкретные моменты времени. Между тем подобные «ментальные» срезы дают лишь частичное понимание картины распределения заработных плат. Еще один важный аспект неравенства связан с динамикой заработных плат отдельных работников, или с мобильностью по заработной плате. Этот подход признает, что для человека важна не только его заработная плата в конкретный момент времени, но и то, как она меняется (в абсолютном и относительном выражении) на протяжении всей трудовой жизни.

Изучение мобильности позволяет несколько иначе взглянуть на распределение заработных плат. Если принимать во внимание достаточно длительные промежутки времени, то различия в индивидуальных доходах могут сильно сглаживаться. Молодой человек, впервые выходя на рынок труда, получает низкую стартовую заработную плату, но затем по мере накопления опыта его заработная плата может вырасти в несколько раз. Необходимо учитывать и проблемы «расчетного» характера. На заработную плату в каждый период времени влияют не только «фундаментальные» факторы (образование, опыт работы), но и множество случайных факторов, отклоняющих заработную плату в данный момент от ее «нормального» уровня. При суммировании заработков за несколько лет действие случайных факторов сглаживается. В результате, при учете заработков за более длительный период неравенство, как правило, оказывается существенно ниже оценок, сделанных для каждого отдельного года.

Изучение мобильности представляет интерес и с точки зрения понимания структуры рынка труда. Устойчивость высоких показателей неравенства может косвенно свидетельствовать и о чрезвычайно высокой сегментированности рынка труда. Известно, что в российской экономике существенную и, к тому же, растущую долю в занятости занимает неформальный сектор с низким уровнем заработной платы и отсутствием социальной защищенности. На этом фоне может оказаться, что при низкой мобильности человек, однажды попавший в неформальный сектор, практически не имеет шансов обрести хорошую работу в формальном секторе.

Немаловажное значение имеет феномен мобильности и с точки зрения социальной политики. Во-первых, он затрагивает пенсионную политику в части определения возраста выхода на пенсию, выбора методов расчета размеров пенсии, например, исходя из заработков в течение какого-то промежутка времени либо за всю трудовую биографию. Во-вторых, это проблема низких заработных плат и бедности среди работающего населения. Низкая зарплата может быть связана с тем, что работник только начинает свою трудовую деятельность и не имеет опыта работы. В таких случаях меры регулирования, например повышение минимального уровня оплаты труда, не только бесполезны, но и нежелательны. Они могут вызвать сокращение занятости и прекращение роста заработной платы именно среди низкооплачиваемых работников. Однако, если заработная плата определенных категорий работников остается низкой на протяжении длительного времени, а неравенство на рынке труда приобретает застойный характер, тогда целесообразно принятие регулирующих мер, направленных на поддержку мобильности этих групп работников.

В литературе выделяют два вида мобильности по заработной плате: абсолютную и относительную. Абсолютная мобильность характеризует динамику заработков в денежном выражении. Относительная мобильность указывает на изменение положения человека в зарплатной иерархии, т.е. относительно других работников. В случае с относительной мобильностью прирост или снижение заработной платы сами по себе не имеют значения, важно то, как соотносится этот прирост или снижение с динамикой заработных плат других работников. В данной статье мы сконцентрируемся на анализе только одного аспекта мобильности, а именно на изменениях в относительных позициях, и ставим перед собой цель оценить ее масштабы, детерминанты и влияние на распределение заработных плат в российской экономике.

Работа организована следующим образом. В следующем разделе описываются используемые данные. В третьем разделе представлена методология расчета индексов мобильности, известных как индексы Шоррокса, и оценивается влияние мобильности на долгосрочный уровень неравенства. В четвертом разделе обсуждаются другие показатели мобильности, основанные на изменении положения индивида в распределении заработных плат, а также приводятся результаты расчетов этих показателей для выборки в целом и для отдельных подгрупп работников. Эти показатели на дескриптивном уровне характеризуют мобильность относительных заработных плат. В пятом разделе анализируются детерминанты изменений в относительных заработных платах. В заключении подводятся основные итоги и намечены направления дальнейших исследований.

2. Данные и проблемы измерения

Для изучения мобильности по заработной плате необходимы так называемые лонгитюдные, или панельные, данные. Такие данные в идеале должны содержать точные сведения обо всех годовых заработках, а также об отработанном в течение года времени для одной и той же, причем достаточно большой, репрезентативной группы индивидов за достаточно продолжительный промежуток времени. Реально доступные базы данных (не только в России, но в развитых странах) редко в полной мере удовлетворяют этим условиям. Наш анализ опирается на данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья (РМЭЗ) за 2000–2005 гг. Это единственное в России панельное обследование домохозяйств, в котором задаются вопросы о заработной плате.

Используемая в работе выборка ограничена работающими респондентами трудоспособного возраста, т.е. в нее входят женщины 16–54 лет и мужчины 16–59 лет. Еще одна «модификация» нашей рабочей выборки связана с тем, что в 2003 г. Тюменская область в общей выборке РМЭЗ была заменена Новосибирской. Чтобы предотвратить возможное искажающее влияние изменения географии выборки РМЭЗ на результаты, мы исключили из выборок всех раундов индивидов в обоих регионах. Кроме того, мы отсекали подрабатывающих учащихся и студентов, так как многие из них заняты на временных работах, нередко с режимом неполной занятости, и не соответствующих их уровню образования и способностям. Из выборки также исключены военнослужащие, поскольку их доходы формируются за пределами рынка труда. По не зависящим от нас причинам из анализа выпадают самозанятые и занятые по найму у физических лиц – вопросы о среднемесячной заработной плате за последние 12 месяцев им не задаются.

Следуя распространенной практике, мы не учитываем перемещения из состояния занятости в состояние безработицы или неактивности. Между тем в нашей предшествующей работе на тему мобильности по заработной плате в России [3] было показано, что риск перейти в разряд незанятых и, соответственно, потерять заработной платы существенно выше для низкооплачиваемых работников. В связи с этим масштабы восходящей мобильности для представителей нижних децилей могут быть завышены.

В табл. 1 описан состав полученной выборки и перечислены все причины, по которым респонденты могли быть исключены из выборки.

Таблица 1.

Формирование выборки

	Рабочая выборка – занятые (Wage>0)	Не включены в рабочую выборку							Всего наблode- ний по РМЭЗ	
		сту- ден- ты	военно- служа- щие	неза- ня- тые	зая- тые вне корп. секто- ра	нет данных об об- разо- вании	нет дан- ных о зар- плате	аут- лай- еры		итого
Женщины										
2000 г.	1790	343	5	845	147	0	158	9	1507	3297
2001 г.	2050	393	4	942	156	3	200	7	1705	3755
2002 г.	2164	402	4	914	168	1	207	3	1699	3863
2003 г.	2187	389	2	896	174	0	246	2	1709	3896
2004 г.	2187	384	3	926	207	0	193	1	1714	3901
2005 г.	2110	363	2	941	174	0	183	2	1665	3775
Мужчины										
2000 г.	1581	291	38	649	178	0	164	8	1328	2909
2001 г.	1802	321	31	700	154	7	229	4	1446	3248
2002 г.	1939	364	29	768	184	4	158	4	1511	3450
2003 г.	1933	380	29	789	184	0	235	4	1621	3554
2004 г.	1975	384	34	767	244	2	183	4	1618	3593
2005 г.	1975	373	25	763	221	0	180	5	1567	3542

Примечание: выборка ограничена лицами трудоспособного возраста. Исключены респонденты, проживающие в Новосибирской и Тюменской областях.

Ключевой переменной в нашей работе является сообщенная самим респондентом величина среднемесячной заработной платы по основному месту работы за последние 12 месяцев. Вторичная занятость сравнительно мало распространена в российской экономике, поэтому мы не учитываем доходы от второй работы²⁾. Для при-

²⁾ По данным РМЭЗ, около 5% работников имели вторую работу. Средняя продолжительность рабочей недели по второму месту работы составляла 21 час, при этом 50% имеющих

ведения данных о заработной плате за разные годы к сопоставимому виду мы дефлируем их на годовые (октябрь к октябрю) индексы потребительских цен³⁾. При этом используется общероссийский индекс цен. В качестве базисного периода был взят 2000 г.

Крайние значения на хвостах распределения по заработной плате («аутлайеры») могут существенно исказить показатели неравенства и мобильности. Для устранения их возможного влияния мы исключили по 0,1% самых высоких заработков в каждом из раундов обследования. Кроме того, были исключены все наблюдения, по которым заработная плата была меньше, чем две трети от размера минимальной заработной платы в октябре 2000 г., или 88 руб. ($2/3 \cdot 132$ руб.) в ценах октября 2000 г.

Для того чтобы учесть различия в уровнях цен между регионами, мы рассчитали по данным Росстата отдельно для каждого года соотношение стоимости фиксированного набора потребительских товаров и услуг⁴⁾ в регионе и в целом по России. Затем мы поделили все дефлированные заработки на полученный индекс относительной стоимости фиксированного набора товаров и услуг в регионе. Таким образом, все расчеты неравенства и мобильности сделаны по заработным платам, скорректированным на инфляцию и межрегиональные различия в покупательной способности денег.

В данных по заработной плате большую искажающую роль играют ошибки измерения, связанные с забывчивостью респондентов или стремлением произвести благоприятное впечатление на интервьюера. К сожалению, мы не можем сказать ничего конкретного о размерах и распределении ошибок измерения в РМЭЗ. Поэтому мы ограничимся апелляцией к западным работам на эту тему, предполагая, что их основные выводы применимы и к РМЭЗ. Недавние исследования показали, что в случае с мобильностью воздействие ошибок измерения далеко не однозначно [5, 6, 13]. Дело в том, что ошибки измерения в различные периоды времени достаточно сильно коррелированы между собой. Как правило, ошибающиеся респонденты из раунда в раунд занижают или завышают свои доходы примерно в одной и той же пропорции от их истинной величины. В результате получается, что показатели мобильности, рассчитанные по данным опросов работников, практически совпадают со своими «истинными» значениями, полученными на базе административной статистики. Другими словами, при измерении мобильности из-за неклассической формы ошибок измерения их роль в значительной степени нивелируется.

В табл. 2 представлены основные характеристики выборки в целом, а также отдельно для самого нижнего и самого верхнего децилей распределения для 2000 и 2005 гг. Как в начале, так и в конце периода в нижней части распределения доминируют женщины, сельские жители, работники государственного сектора. Однако на протяжении рассматриваемого периода все же произошли некоторые изменения. Если в 2000 г. представители верхнего дециля были в среднем на 2 года старше, чем представители нижнего дециля, то к концу периода эти расхождения исчезли. Доля

вторую работу работали на ней не более 16 часов. Кроме того, в РМЭЗ вопрос о заработной плате по второму месту работы учитывает лишь заработки за последние 30 дней.

³⁾ Внутри года дефлирование не производилось.

⁴⁾ Фиксированный набор потребительских товаров и услуг состоит из 83 наименований товаров и услуг, в том числе 30 видов продовольственных товаров, 41 вида непродовольственных товаров и 12 видов услуг, и рекомендован Росстатом для межрегиональных сопоставлений покупательной способности населения по Российской Федерации.

занятых в государственном секторе сократилась как в верхней, так и в нижней частях распределения, однако это связано с общим сокращением доли занятых в государственном секторе. За 2000–2005 гг. произошло и некоторое сокращение доли сельских жителей в нижнем дециле, что может быть связано с восстановлением аграрного производства. Наиболее интересные наблюдения касаются образования. За рассматриваемый период на фоне общего роста доли работников с высшим образованием наблюдалось увеличение их представительства как в верхней, так и в нижней части распределения. Эти тенденции могут свидетельствовать об усилении поляризации образовательных учреждений по качеству образования. Выпускники хороших учебных заведений быстро оказываются на самой вершине распределения, в то время как обладатели низкокачественных дипломов так и не могут подняться вверх по зарплатной лестнице.

Таблица 2.

Краткая характеристика выборки

	2000 г.			2005 г.		
	дециль 1	дециль 10	в среднем по выборке	дециль 1	дециль 10	в среднем по выборке
Средний возраст, лет	36,6	38,6	37,8	36,8	36,7	37,4
Доля мужчин, %	34,0	70,2	46,9	28,1	74,2	48,3
Доля занятых в государственном секторе, %	75,1	33,6	58,9	65,0	22,3	44,0
Доля сельских жителей, %	61,0	9,5	24,4	56,0	9,8	22,8
Доля имеющих высшее образование, %	5,6	36,3	21,5	7,1	40,2	24,2

В большинстве зарубежных работ, посвященных мобильности – хотя это не является обязательным правилом, – при расчетах используется сбалансированная панель, т.е. такая выборка, которая состоит из респондентов, опрошенных во всех без исключения раундах в течение рассматриваемого периода. Для изучения мобильности по данным РМЭЗ целесообразность использования сбалансированной выборки вызывает серьезные вопросы с точки зрения репрезентативности. Лишь 1120 человек (из числа отвечающих критериям отбора в выборку) имеют ненулевые значения среднемесячных заработков в каждом из шести раундов РМЭЗ на протяжении 2000–2005 гг. Чтобы извлечь максимум информации из имеющихся данных, в нашей работе мы используем частично сбалансированные данные, совмещая отдельные годовые выборки. Эта процедура позволяет включить в расчеты максимальное число респондентов, указавших заработные платы в каждой паре совмещенных выборок. Таким образом, основным объектом изучения являются изменения заработной платы за один год. В отдельных таблицах, а также для проверки чувствительности результатов и сравнения с имеющимися данными по странам-членам ОЭСР, приводятся результаты расчетов по сбалансированной панели.

3. Мобильность и долгосрочный уровень неравенства по заработной плате

Измерение мобильности по заработной плате позволяет ответить на вопрос, в какой мере мобильность способствует снижению уровня неравенства в долгосрочной перспективе. Наиболее часто с этой целью в эмпирических исследованиях используется индекс Шоррокса [19]. Он представляет собой отношение индекса неравенства в суммарном (за несколько периодов) трудовом доходе (I_{x+y}) к взвешенной сумме индексов неравенства в каждом из периодов (I_x и I_y). В качестве весов используются средние уровни заработной плат в каждом из периодов (μ_x и μ_y). Для двух периодов времени формула для расчета индекса выглядит следующим образом:

$$(1) \quad R = \frac{I_{x+y}}{(\mu_x I_x + \mu_y I_y) / (\mu_x + \mu_y)}$$

Аналогичным образом индекс Шоррокса рассчитывается и для нескольких периодов. Данный индекс не может быть больше единицы, поскольку неравенство в годовых доходах выше, чем неравенство в совокупных доходах, полученных в течение более продолжительного периода времени. Индекс принимает значение единица в случае полного отсутствия мобильности по доходам. Чем выше мобильность, тем ближе значение индекса к нулю. Поэтому в качестве индекса мобильности более удобным является показатель $100\% \cdot (1 - R)$, поскольку он увеличивается с ростом мобильности и более понятен с точки зрения интерпретации. Данный индекс показывает, на сколько процентов неравенство по суммарным доходам за несколько лет ниже, чем средневзвешенное из показателей неравенства за отдельные годы этого периода.

Следует признать, что индекс Шоррокса не является идеальным инструментом для измерения мобильности. В первую очередь, это связано с недостаточностью имеющихся данных. Наше исследование охватывает лишь шестилетний временной промежуток, а не весь период трудовой жизни респондентов. Если бы у нас были данные о заработках на протяжении всей трудовой жизни, то эффект выравнивания мог бы быть еще сильнее. Наши результаты, скорее всего, дают нижнюю оценку уровня мобильности.

Тем не менее индекс Шоррокса может рассматриваться и как показатель, завышающий уровень мобильности [17]. Суммирование заработков за несколько лет исходит из неявной предпосылки о том, что респонденты обладают всей полной информацией и имеют возможность эффективно сглаживать уровень потребления. Эта предпосылка означает, что человек придает значение лишь средней величине заработной платы за некоторый длительный период, а стабильность заработков сама по себе не имеет никакой дополнительной ценности. Предполагается, что и стабильная, и нестабильная заработная плата, но с тем же средним, приносят человеку один и тот же уровень полезности. Возможность сглаживать потребление, ко всему прочему, предполагает абсолютную эффективность кредитных рынков, на которых можно было бы занимать и давать деньги в долг по одной и той же ставке. Со всеми этими предпосылками вряд ли можно согласиться. Поэтому в реальном мире неполной информации и несовершенных кредитных рынков индекс Шоррокса завышает уровень мобильности. Однако сказать, насколько завышается уровень мобильности и, тем более, скорректировать значение индекса, невозможно.

В продолжение сказанного отдельно отметим, что индекс Шоррокса не позволяет разделить собственно мобильность и неопределенность заработков, т.е. предсказуемую и непредсказуемую мобильность. Предсказуемая мобильность может быть связана с ожиданиями роста заработной платы по мере накопления опыта работы или с продвижением по карьерной лестнице, переездом в более богатый регион, т.е. теми факторами, которые в значительной степени находятся под контролем человека. Непредсказуемая мобильность отражает разного рода шоки. В периоды макроэкономической нестабильности может сложиться ситуация, когда изменения заработной платы и позиции человека в распределении заработных плат связаны исключительно со случайными факторами. Вполне возможно, что значительная часть общества согласится смириться с более высоким уровнем неравенства при низкой неопределенности относительно будущих заработков. Несмотря на указанные недостатки, индекс Шоррокса очень часто используется в исследованиях мобильности по заработной плате и доходам, в частности, для сравнения мобильности по отдельным периодам времени (см., например, [8, 17]).

В качестве индексов неравенства для построения индекса Шоррокса мы использовали три показателя неравенства – коэффициент Джини и два энтропийных индекса неравенства (MLD, GE(2))⁵⁾. В исследованиях неравенства и мобильности всегда важно рассчитывать несколько индексов. Причина состоит в том, что разные индексы неодинаково реагируют на изменения в неравенстве на различных участках шкалы распределения. Так, индекс MLD проявляет бóльшую чувствительность к различиям в доходах в нижней части распределения, т.е. среди работников с низкими заработками. Коэффициент Джини лучше отражает изменения в средней части шкалы. Индекс GE(2) сильнее всего реагирует на движения в верхней части распределения.

На рис. 1 представлена динамика показателей неравенства для кросс-секционных данных и сбалансированной панели. Сравнивая между собой показатели неравенства по сбалансированной панели и перекрестным выборкам, мы видим, что среди постоянных участников обследования неравенство стабильно ниже. В среднем за весь период эта разница составляла от 6 до 13% в зависимости от показателя неравенства, а по отдельным раундам варьировалась от 2 до 28%. Однако во времени показатели неравенства для обеих выборок менялись сходным образом, находясь на высоком уровне в 2000–2001 гг. и снижаясь в последующие годы. Различия состоят лишь в том, что по сбалансированной панели неравенство резко падает уже в 2002 г. и после этого практически не меняется. По кросс-секционным данным в 2002 г. также начинается снижение неравенства, но происходит оно плавными темпами, без резких скачков. Именно в 2002–2003 гг. различия в показателях неравенства по кросс-секционным данным и сбалансированной панели достигают максимума, но к 2005 г. различия заметно сглаживаются.

⁵⁾ Общая формула для класса показателей общей энтропии имеет следующий вид:

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right].$$

При $\alpha = 0$ получаем среднее стандартное отклонение логарифма заработной платы (для краткости далее будем называть его индекс MLD, от англ. *mean log deviation*). При $\alpha = 2$ индекс общей энтропии количественно равен половине квадрата коэффициента вариации.

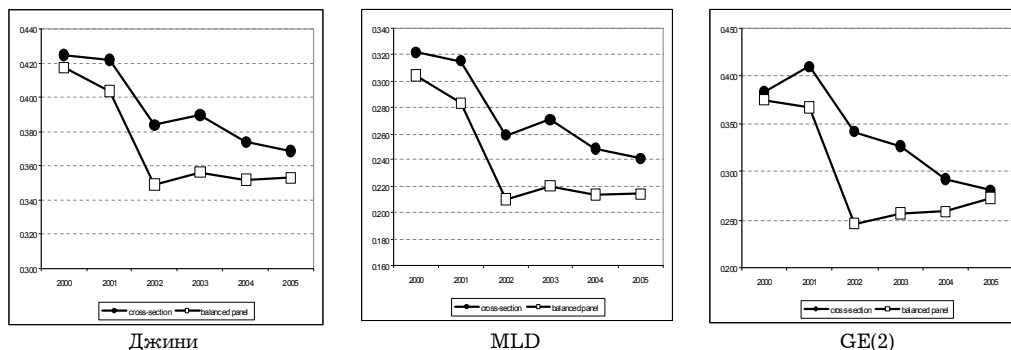


Рис. 1. Динамика показателей неравенства:
кросс-секционные данные vs сбалансированная панель

Далее по формуле (1) нами были рассчитаны индексы мобильности для различных интервалов (табл. 3). Для этого совмещались выборки, соответствующие раундам начала и конца интервала, и анализировалось неравенство среди индивидов, участвовавших в обоих раундах. По всем выборкам и показателям неравенства с увеличением временного горизонта увеличивалась мобильность и, как следствие, сокращалось неравенство. При этом наиболее активные движения происходили на концах шкалы распределения, а в центральной части распределения различия в заработках были более устойчивыми. Например, по сбалансированной панели коэффициент Джини сократился с 0,417 в 2000 г. до 0,395 для пары 2000 и 2001 гг. и до 0,352 для пары 2000 и 2005 гг. Таким образом, за шесть лет за счет мобильности неравенство по этому показателю сократилось на 6,2% по сравнению с уровнем неравенства на концах шестилетнего периода. По другим коэффициентам наблюдалось более ощутимое сокращение неравенства. Индекс GE(2) за тот же период уменьшился на 17%, а MLD – на 14%. По совмещенным выборкам масштабы снижения неравенства еще более значительны – от 7,6% по Джини до 20% по GE(2).

О снижении неравенства за счет мобильности говорят и данные о суммарных заработках. В сбалансированной панели мы просуммировали заработки за все раунды с 2000 по 2005 гг. Коэффициент Джини по суммарным заработкам составил 0,339, в то время как среднее значение этого показателя за отдельные годы по той же выборке равнялось 0,372. Соответствующие цифры для показателя GE(2) составили 0,23 и 0,30. Эти расчеты также убедительно доказывают, что в России, как и в других странах, мобильность ведет к существенному выравниванию заработков на длительных промежутках времени. За шесть лет неравенство на концах распределения сократилось на 17–20%, а в средней части – на 8%. В данном случае мы говорим не о конкретных механизмах мобильности по заработной плате, а о направлении совокупного влияния различных факторов, воздействующих на динамику индивидуальных заработных плат.

Вместе с тем значительная часть неравенства так и остается стабильной. Конечно, шести лет еще недостаточно, чтобы говорить о том, что весь потенциал выравнивания уже исчерпан. При удлинении панели можно было бы рассчитывать на дальнейшее выравнивание суммарных доходов. Еще одно важное наблюдение состоит в том, что мобильность существенно выше для тех показателей неравенства, которые более чувствительны к изменениям доходов на концах распределения (MLD

и GE(2)). Иными словами, высокие и низкие заработки менее стабильны, чем доходы представителей средних сегментов. Кроме того, это может означать, что существенная часть мобильности связана с краткосрочными колебаниями заработков либо с ошибками измерения. Косвенно о высокой роли этих факторов говорит и то обстоятельство, что значительная часть мобильности по суммарным заработкам приходится на первые годы рассматриваемого периода и уже с третьего года темпы роста мобильности резко замедляются.

Таблица 3.

Неравенство и мобильность

Период	Число наблюдений N	Индекс MLD		Коэффициент Джини		Индекс GE(2)	
		неравенство	мобильность (1-R), %	неравенство	мобильность (1-R), %	неравенство	мобильность (1-R), %
Совмещенные выборки							
Годовые интервалы							
2000–2001	2476	0,272	9,3	0,395	4,1	0,334	10,1
2001–2002	2847	0,244	9,9	0,377	4,1	0,317	10,6
2002–2003	3041	0,229	8,9	0,363	3,9	0,287	10,5
2003–2004	2969	0,228	8,3	0,361	3,5	0,263	9,9
2004–2005	3007	0,209	9,5	0,347	4,1	0,244	9,8
Интервалы начиная с 2000 г.							
2000–2001	2476	0,272	9,3	0,395	4,1	0,334	10,1
2000–2002	2242	0,235	13,3	0,369	5,8	0,277	15,2
2000–2003	2049	0,233	14,2	0,366	6,2	0,274	15,3
2000–2004	1892	0,228	15,0	0,363	6,8	0,266	17,7
2000–2005	1700	0,213	16,7	0,351	7,6	0,248	20,1
Сбалансированная панель							
Годовые интервалы							
2000–2001	1120	0,269	8,1	0,395	3,6	0,336	9,2
2001–2002	1120	0,221	9,2	0,360	3,6	0,268	10,9
2002–2003	1120	0,199	7,6	0,341	3,3	0,229	8,8
2003–2004	1120	0,202	7,0	0,343	3,0	0,234	9,3
2004–2005	1120	0,199	7,0	0,342	2,9	0,250	5,9
Интервалы начиная с 2000 г.							
2000–2001	1120	0,269	8,1	0,395	3,6	0,336	9,2
2000–2002	1120	0,217	13,0	0,357	5,4	0,256	14,5
2000–2003	1120	0,221	12,8	0,360	5,4	0,261	14,0
2000–2004	1120	0,214	13,4	0,354	5,8	0,253	16,1
2000–2005	1120	0,210	14,3	0,352	6,2	0,256	16,8

Окончание табл. 3.

Период	Число наблюдений N	Индекс MLD		Коэффициент Джини		Индекс GE(2)	
		неравенство	мобильность (1-R), %	неравенство	мобильность (1-R), %	неравенство	мобильность (1-R), %
Суммарные заработки							
2000–2001	1120	0,269	8,1	0,395	3,6	0,336	9,2
2000–2002	1120	0,225	13,6	0,364	5,7	0,272	15,3
2000–2003	1120	0,211	15,2	0,352	6,6	0,250	17,3
2000–2004	1120	0,201	16,2	0,344	7,2	0,236	19,0
2000–2005	1120	0,194	17,1	0,339	7,7	0,231	19,7

Индексы мобильности в табл. 3 позволяют ответить на вопрос, в какие годы перемещения индивидов по шкале заработных плат были более интенсивными, а в какие годы мобильность затихала. Результаты по разным показателям неравенства довольно схожи: наиболее высокий уровень мобильности был достигнут в 2001–2002 гг., затем наблюдался спад мобильности. Улучшение макроэкономической ситуации и сокращение инфляции привело к повышению стабильности заработков.

Результаты расчетов по суммарным заработкам можно сравнить с данными по развитым странам, входящим в ОЭСР (табл. 4). К сожалению, самые поздние из имеющихся в нашем распоряжении данных по странам ОЭСР относятся ко второй половине 1980-х гг., но методологии расчета показателей очень схожи. Сопоставляя эти данные с нашими расчетами, можно сделать вывод, что уровень мобильности по заработной плате в России по международным меркам очень высок во всех участках шкалы распределения. По большинству показателей Россия значительно опережает развитые страны. Франция оказалась единственной страной, где уровень мобильности был выше, чем в России, и то лишь в верхней части распределения.

Таблица 4.

**Сравнение уровня мобильности по заработной плате (1 - R)
в России и странах ОЭСР**

	Дания	Франция	Германия	Италия	Великобритания	США	Россия
	1986–1991	1984–1989	1986–1991	1986–1991	1986–1991	1986–1991	2000–2005
Индекс MLD	11,0	11,0	15,3	12,1	11,4	11,9	17,1
Джини	5,5	4,3	4,5	5,6	5,7	4,8	7,7
Индекс GE(2)	11,7	27,2	18,6	11,6	15,6	12,5	19,7

Источник: [17, Table 2.1].

Причин более высокого уровня мобильности в России может быть несколько. Не проводя строгого анализа, для которого понадобились бы сопоставимые данные,

назовем некоторые из них. Во-первых, во всех странах, за исключением Германии и США, в расчетах использованы данные административной статистики, что существенно сокращает возможные ошибки измерения и снижает смещения, связанные с истощением выборок. Для США и Германии для коррекции истощения выборки использовалась специальная система весов. В нашем случае никакой коррекции на истощение выборки не проводилось, однако, на наш взгляд, отсутствие коррекции если и смещает оценки мобильности, то в сторону их уменьшения. Другими словами, в случае такой коррекции показатели мобильности по заработной плате для России были бы еще выше. Во-вторых, наши данные охватывают респондентов, работающих неполное рабочее время, чьи заработки могут быть более волатильны. В-третьих, более высокая инфляция имеет тенденцию усиливать мобильность по доходам и заработкам [11]. В-четвертых, механизмы зарплатообразования в России более гибкие, чем в странах ОЭСР, что, при прочих равных условиях, должно вести к усилению мобильности [14]. В результате, в России может быть ниже доля постоянной компоненты (гарантированного оклада) в заработках и выше доля переменной составляющей (различных премий, бонусов и проч.). Кроме того, в России выше текучесть кадров, вызванная, не в последнюю очередь, сильной дифференциацией заработков даже внутри узких профессий (ниже мы еще будем подробно говорить о влиянии смены места работы на динамику заработной платы).

Вместе с тем следует отметить, что национальные особенности институтов рынка труда (строгость трудового законодательства, уровень минимальной заработной платы, роль профсоюзов и т.п.) вряд ли могут быть причиной различий в уровне мобильности по заработной плате. К такому выводу приходят авторы целого ряда работ, посвященных изучению мобильности в странах-членах ОЭСР, в том числе в странах с таким разным институциональным устройством рынка труда, как Португалия, США, Великобритания, Германия и др. [9, 10, 17].

4. Измерение относительной мобильности

Стандартным инструментом измерения мобильности между различными позициями в распределении являются матрицы переходов (*transition matrices*). Элементы матрицы переходов показывают, какая доля респондентов, находившихся в определенном квантиле распределения в году t , останется в этом же квантиле распределения в году $t + \tau$, а какая доля респондентов переместится за это время в другие квантили. В эмпирических исследованиях на базе матриц перехода рассчитывают различные суммарные индексы. Чаще всего используются: индекс стабильности (*immobility index, IMI*), в расчете которого участвуют элементы главной диагонали, и средний шаг мобильности (*average jump, AJ*), который учитывает перемещения за пределами главной диагонали. Жестких правил для расчета индекса мобильности не существует. Мы будем пользоваться самой простой версией этого показателя, рассчитывая его как среднее из элементов главной диагонали матрицы переходов. Фактически эта величина есть средняя вероятность остаться в исходном дециле распределения.

Средний шаг мобильности равен среднему числу квантилей, через которые «перепрыгивает» индивид между моментами времени t и $t + \tau$. Для матрицы размером 10×10 средний шаг мобильности (AJ от англ. *average jump*) может быть рассчитан по следующей формуле⁶⁾:

⁶⁾ Подробнее о матрицах перехода см. работу [4].

$$(2) \quad AJ = \sum_{i=1}^{10} \sum_{j=1}^{10} |i-j| p_{ij} / 10.$$

Перемещения индивидов между децилями распределения зарплат в целом за период с 2000 по 2005 гг. отражены в табл. 5⁷⁾. Как видно из таблицы, зарплатные платы в России довольно подвижны, о чем свидетельствуют большие цифры за пределами основной диагонали. Примерно три четверти респондентов сменили свое положение в распределении зарплат за шесть лет. Это составляет примерно 83% от уровня совершенной мобильности. Следует, однако, отметить, что значительная часть переходов ограничивалась перемещением в соседние децили (доля таких переходов составляет около 28% для всех децилей, кроме крайних). Но даже если мы будем учитывать лишь те переходы, которые привели к выходу за соседние децили, то все равно получим, что 42% всех респондентов существенно изменили свое положение в распределении зарплат за шесть лет. Высокую интенсивность подтверждают и данные о среднем шаге мобильности. Перемещавшиеся по шкале распределения респонденты «перепрыгнули» в среднем через 1,7 дециля. Другими словами, их относительный ранг в среднем изменился примерно на 20 процентных пунктов.

Результаты, представленные в табл. 5, показывают, что вероятность изменения положения ниже по краям распределения, чем в его средних децилях⁸⁾, поскольку в средних децилях даже небольшие изменения заработной платы могут привести к переходу в соседний дециль. В то же время даже при существенном снижении относительной заработной платы работник из самого нижнего дециля так и останется в этом дециле. Точно так же рост относительной заработной платы представителя верхнего дециля не изменит его позиции в матрице переходов. Кроме того, расстояния между соседними позициями значительно выше именно на концах распределения, поэтому для перехода в следующий дециль работник должен иметь более значительное изменение заработной платы в абсолютном выражении.

Доля работников из самого нижнего дециля, оставшихся в этом состоянии экстремальной бедности спустя шесть лет, составляет 43%. Тот же показатель для верхнего дециля практически одинаков – 43,5% высокооплачиваемых работников остались в этой категории и через шесть лет. Заметим, что подобная ситуация может быть связана с не учтенными здесь уходами в состояние незанятости, что ведет к завышению восходящей мобильности для нижних децилей. Те, кто принадлежал ранее к первому децилю, имеют высокие шансы оказаться во втором (26%). Другими словами, около 70% представителей нижнего дециля за шесть лет не смогли подняться выше второго дециля, т.е. так и не вышли из того сегмента, который принято называть зоной бедности. И только 10% из них смогли за шесть лет перепрыгнуть через медианную отметку, в том числе 1,2% перешли в девятый и десятый децили.

⁷⁾ Границы децилей для 2000 и 2005 гг. рассчитывались по совмещенным выборкам. Данное замечание касается и всех последующих матриц переходов.

⁸⁾ Отметим, что здесь нет противоречия с выводами, сделанными в предыдущем параграфе. При подсчете индексов Шоррокса принимаются во внимание не только изменения в относительных позициях, но и абсолютные изменения в зарплатках. Небольшие изменения в размерах зарплат в средней части распределения могут привести к существенным изменениям в относительных позициях, тогда как на краях распределения и более ощутимые колебания зарплат могут оказаться недостаточными для изменения ранга индивида.

Для тех, кто первоначально был во втором дециле, шансы занять более высокое место в распределении в 2 раза выше, чем вероятность ухудшить его. Однако и среди них лишь половина за шесть лет поднялись выше второго дециля, т.е. так и остались бедными. Уравнивание шансов улучшить положение и рисков его ухудшить происходит на уровне шестого дециля. Начиная с седьмого дециля вероятность нисходящей мобильности выше, чем восходящей. Около 5% низкооплачиваемых работников (находившихся в первом или втором децилях) в 2005 г. шестью годами ранее принадлежали к девятому или десятому децилям распределения. Однако в целом доли тех, кто за шесть лет поднялся вверх и опустился вниз по зарплатной иерархии, примерно равны.

Таблица 5.

**Матрица переходов, все респонденты
(совмещенная выборка 2000 и 2005 гг.)**

Положение в распределении в 2000 г.	Положение в распределении в 2005 г. (номер дециля)										всего
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
Дециль 1	42,9	25,9	6,5	9,4	5,3	4,1	3,5	1,2	0,6	0,6	100
Дециль 2	23,5	22,4	18,8	12,4	8,8	2,9	2,9	4,7	1,8	1,8	100
Дециль 3	12,3	18,1	25,7	20,5	7,0	4,1	4,7	2,9	1,8	2,9	100
Дециль 4	6,5	12,4	17,8	18,9	14,8	7,7	6,5	8,3	4,1	3,0	100
Дециль 5	5,3	8,8	10,6	13,5	17,1	19,4	9,4	5,9	8,2	1,8	100
Дециль 6	4,7	3,5	8,2	8,8	11,8	20,0	16,5	12,4	10,0	4,1	100
Дециль 7	1,2	3,5	5,3	7,1	14,1	16,5	18,2	18,2	9,4	6,5	100
Дециль 8	0,6	2,3	3,5	5,8	9,2	12,1	13,2	21,8	19,0	12,6	100
Дециль 9	0,6	0,6	3,6	3,0	8,3	9,5	13,7	16,7	21,4	22,6	100
Дециль 10	2,4	2,4	0,6	2,4	1,8	4,8	10,7	11,9	19,6	43,5	100
Индекс стабильности = 25,2%						Восходящая мобильность = 37,5%					
Средний шаг мобильности = 1,69						Нисходящая мобильность = 37,3%					

Как мы видим, матрицы переходов могут быть достаточно громоздкими и их сложно сравнивать между собой для разных периодов и групп населения. Кроме того, при переходе к децильным группам теряется значительная часть информации. Поэтому в эмпирических исследованиях нередко используются другие показатели мобильности, которые, впрочем, основываются на той же логике, что и матрицы переходов. Одним из таких показателей можно считать изменение ранга индивида в распределении заработных плат и абсолютное значение этой величины. Достоинством этих показателей является то, что они не только удобны для дескриптивного и графического анализа, но и могут использоваться в качестве зависимых переменных в регрессионных уравнениях, а также для анализа стабильности относительных заработков. Для анализа мобильности по заработной плате сходные показатели использовались, в частности, в работах Диккенса по Великобритании [11] и Раферзедера и Уинтера-Эбмера по Австрии [18].

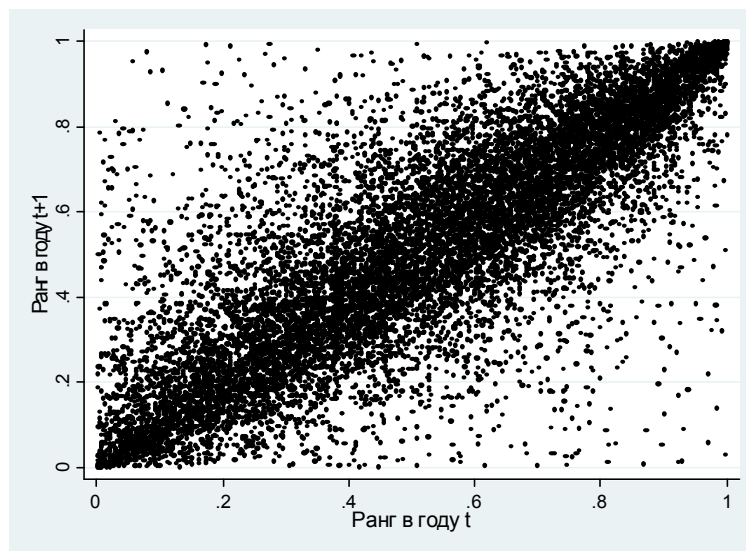


Рис. 2. Ранги индивидов в распределении заработных плат (совмещенные выборки)

На рис. 2 показано, как изменялись ранги индивидов в распределении заработных плат между двумя соседними раундами t и $t + 1$ за весь рассматриваемый период. При полном отсутствии мобильности по заработной плате все точки находились бы на линии, проходящей под углом в 45° . Мы видим, что, несмотря на значительную концентрацию наблюдений вокруг этой линии, говорить о полной стабильности нельзя – год от года изменение рангов происходит по всей шкале распределения заработных плат. Концентрация точек несколько выше для крайних позиций и ниже – в средней части распределения. Это означает, что для индивидов, находящихся в средней части шкалы, небольшие различия в темпах роста номинальных заработков могут привести к серьезному изменению их относительных позиций. Это наблюдение повторяет выводы, сделанные ранее при рассмотрении матриц переходов. Некоторые индивиды в течение года испытывали резкие изменения рангов, перемещаясь из нижней части распределения в верхнюю и наоборот. Значительная часть подобных резких перемещений связана с ошибками измерения. К сожалению, отделить реальные перемещения от ошибок измерения по имеющимся данным невозможно.

Диккенс [11] предложил использовать изменение рангов в качестве показателя мобильности (назовем его индексом Диккенса):

$$(3) \quad M = \frac{2 \sum_{i=1}^N |pc_{it} - pc_{i,t+1}|}{N},$$

где pc_{it} – процентильный ранг i -го индивида в году t . Этот показатель изменяется от нуля до единицы. Он равняется нулю в случае полного отсутствия мобильности, единице – при абсолютной отрицательной корреляции рангов в обоих периодах и $2/3$ – если ранги заработков в обоих периодах не зависят друг от друга.

В табл. 6 приведены результаты расчетов по выборке в целом и для различных групп населения⁹⁾.

Таблица 6.

Мобильность по группам населения

	2000– 2001 гг.	2001– 2002 гг.	2002– 2003 гг.	2003– 2004 гг.	2004– 2005 гг.	В сред- нем
Все население	0,25	0,25	0,24	0,22	0,23	0,24
Пол						
мужчины	0,26	0,26	0,24	0,23	0,25	0,25
женщины	0,23	0,24	0,23	0,20	0,22	0,23
Возраст ^{*)}						
16–29 лет	0,27	0,28	0,25	0,24	0,27	0,26
30–45 лет	0,24	0,25	0,23	0,21	0,23	0,23
45 и более лет	0,24	0,23	0,22	0,20	0,20	0,22
Образование ^{*)}						
неполное среднее и ниже	0,29	0,26	0,26	0,22	0,23	0,25
полное среднее	0,24	0,25	0,23	0,23	0,24	0,24
среднее профессиональное	0,24	0,25	0,24	0,20	0,21	0,23
высшее	0,24	0,27	0,23	0,21	0,23	0,23
Тип населенного пункта						
Москва и Санкт-Петербург	0,28	0,30	0,26	0,23	0,27	0,27
областные центры	0,25	0,25	0,24	0,23	0,24	0,24
прочие города	0,22	0,24	0,22	0,20	0,21	0,22
село и ПГТ	0,25	0,25	0,23	0,21	0,22	0,23
Сектор занятости ^{*)}						
частный	0,26	0,27	0,25	0,24	0,24	0,25
государственный	0,24	0,24	0,23	0,20	0,22	0,23
Смена места работы						
нет	0,23	0,24	0,21	0,20	0,21	0,22
да	0,38	0,35	0,39	0,33	0,39	0,37

^{*)} По состоянию на начало года.

Эти расчеты подтверждают, что мобильность по заработной плате была наивысшей в первые годы рассматриваемого периода и затем несколько снизилась (примерно на 15%), достигнув значения 0,22 в 2003–2004 гг. Это заметно ниже порогового значения (2/3), указывающего на полную независимость заработков в двух периодах. Однако полная независимость заработков – это очень абстрактная база для сравне-

⁹⁾ При расчетах использовались совмещенные выборки.

ния, в том смысле, что в действительности подобная ситуация никогда не наблюдается. Более реалистичным представляется сравнение с результатами, полученными Диккенсом [11]. По его расчетам, в Великобритании пик мобильности по заработной плате пришелся на начало 1980-х гг., когда индекс Диккенса достиг значения 0,20, а к началу 1990-х гг. этот показатель снизился до 0,12. Таким образом, даже пиковый уровень мобильности в Великобритании не «дотягивает» до того диапазона значений, который мы наблюдали в России в 2000–2005 гг. Это еще раз подтверждает, что уровень мобильности по относительным заработкам в России, действительно, чрезвычайно высок.

Сравнивая между собой динамику мобильности мужчин и женщин, можно сделать вывод, что мужчины вносят более весомый вклад в мобильность по заработной плате, тогда как относительные позиции женщин более стабильны. Во все годы величина индекса Диккенса у мужчин на 7–12% выше, чем у женщин. При этом минимальный гендерный разрыв в показателях мобильности пришелся на 2002 г. В этот год произошло резкое повышение относительных заработных плат в государственном секторе, три четверти работников которого составляют женщины. Более низкая мобильность среди женщин обусловлена как чисто гендерным фактором, так и их непропорционально высокой занятостью в государственном секторе, где заработки более стабильны.

Мобильность по заработной плате максимальна для молодых работников и снижается с возрастом. Самые низкие показатели мобильности наблюдались среди работников старше 45 лет. Этот вывод согласуется с результатами эмпирических исследований мобильности по заработной плате в западных странах. Например, Треде [20], анализируя данные по Западной Германии за 1983–1993 гг., приходит к выводу о том, что мобильность по заработной плате наиболее высока для молодых работников в первые годы после выхода на рынок труда, затем она постоянно сокращается примерно до 35 лет, а после 35 лет остается на стабильном уровне.

В отношении образовательных групп четкой зависимости не наблюдается. Если смотреть на средние уровни мобильности за весь шестилетний период, можно заключить, что мобильность несколько выше среди менее квалифицированных работников. Однако в отдельные годы картина соотношений между образовательными группами не столь однозначна. Лидерами по уровню мобильности в разные годы были как наиболее образованные, так и наименее образованные группы. Рост относительных заработков на полюсах образовательного спектра имел разные причины. Для групп с низким уровнем образования основной движущей силой, скорее всего, были институциональные факторы, а именно рост МРОТ. Группы с высоким уровнем образования могли выиграть как от увеличения финансирования бюджетного сектора, так и от увеличения спроса на квалификацию.

По типам населенных пунктов наиболее изменчивы относительные заработки у жителей Москвы и Санкт-Петербурга. Рост относительных заработков этих групп сопровождался более быстрым ростом их реальных доходов, увеличивая отрыв в заработках столиц от остальной части страны и усиливая их привлекательность для трудовых мигрантов. Аутсайдерами с точки зрения мобильности по заработной плате явились провинциальные города, не имеющие статуса областных центров. Даже сельские жители оказались вовлечены в мобильность (в значительной степени благодаря бюджетным вливаниям в государственный сектор).

Смена места работы – наиболее мощный канал относительной мобильности в условиях, когда отдача на общий и специфический стаж работы находится около ну-

левых отметок. На протяжении рассматриваемого периода мобильность по заработной плате у сменивших место работы была на 45–85% выше, чем у тех, кто работу не менял. Расчеты изменений в реальной заработной плате показывают, что смена места работы в среднем давала дополнительные 10 процентных пунктов прироста заработной платы. Ни по одной из социально-демографических характеристик мы не наблюдаем таких различий. Столь большая значимость фактора смены работы заставляет предположить, что значительная часть неравенства по-прежнему объясняется различиями между предприятиями. К сожалению, на данных РМЭЗ эту гипотезу проверить невозможно.

5. Детерминанты относительной мобильности

В предыдущем параграфе мы рассмотрели различия в уровне мобильности по заработной плате для отдельных подгрупп населения. Теперь мы попытаемся методами регрессионного анализа выделить влияние отдельных факторов и определить, какие из этих факторов являются значимыми детерминантами мобильности по заработной плате.

Для этого мы строим простую модель динамики относительной заработной платы (индивидуальные индексы i опущены для упрощения презентации):

$$(4) \quad pc_{t+1} - pc_t = \alpha + \sum \beta \cdot Decile_t + \sum \phi \cdot Age_Group_t + \sum \varphi \cdot X_t + \sum \eta \cdot Z_t + \sum T + \varepsilon_t,$$

где $Decile_t$ – децильная позиция в момент времени t . Вектор X_t включает те характеристики индивида, которые фиксированы в нашей выборке: пол, образование, макрорегион проживания (на уровне федерального округа), тип населенного пункта. Вектор Z_t включает характеристики, которые могут изменяться в течение интервала $(t, t - 1)$. Это профессиональный статус, специальный стаж (на момент t) и квадрат этой переменной, дамми-переменные для смены места работы и смены профессии, сектор занятости. Наконец, вектор T включает годовые эффекты. Для оценки уравнения (4) использовались три метода: стандартный метод наименьших квадратов (МНК), модели с фиксированным и случайным эффектами.

Уравнение (4) предполагает, что все перечисленные факторы в одинаковой мере, только с разным знаком, влияют на восходящую и нисходящую мобильность. Для того чтобы проверить эту гипотезу, мы оценили уравнение (4) отдельно для тех, кто двигался вверх и вниз по зарплатной лестнице. В данном случае использование моделей для панельных данных невозможно, поэтому мы ограничиваемся МНК.

В табл. 7 представлены результаты оценивания для всех видов мобильности вне зависимости от направления. Объясняющая сила МНК-модели (см. колонку 1) невелика, R^2 составил всего 0,15. Другими словами, преобладающая часть мобильности объясняется ненаблюдаемыми индивидуальными характеристиками. Панельный характер РМЭЗ позволяет выделить эти индивидуальные эффекты и оценить модели с фиксированным и случайным эффектами (см. колонки 2 и 3). Высокие значения внутригрупповых R^2 в обеих панельных моделях указывают на то, что индивидуальная вариация действительно играет существенную роль. Все три метода оценивания дают достаточно близкие результаты в том, что касается знака коэффициентов. Меньшее число значимых коэффициентов в модели с фиксированными эффектами объясняется тем, что образование и принадлежность к возрастной и профессиональной группам для конкретных людей являются достаточно стабильными во времени

характеристиками. Внутригрупповая вариация по этим характеристикам невелика, поэтому коэффициенты в модели с фиксированными эффектами незначимы. Тест Бреуша – Пагана подтверждает значимость индивидуальных эффектов, а тест Хаусмана отдает предпочтение модели с фиксированным эффектом. Поэтому при описании результатов за основу берется модель с фиксированными эффектами, а для неизменяющихся или почти неизменяющихся во времени переменных мы обращаемся к модели со случайными эффектами.

Таблица 7.

Результаты оценивания: вся мобильность

	МНК		Модель с фиксированным эффектом		Модель со случайным эффектом	
	коэффициент	стандартная ошибка	коэффициент	стандартная ошибка	коэффициент	стандартная ошибка
Исходный дециль (1-й дециль)						
2-й дециль	-0,060***	0,012	-0,188***	0,015	-0,076***	0,013
3-й дециль	-0,119***	0,012	-0,387***	0,016	-0,158***	0,013
4-й дециль	-0,171***	0,013	-0,592***	0,017	-0,238***	0,014
5-й дециль	-0,232***	0,013	-0,792***	0,018	-0,325***	0,014
6-й дециль	-0,297***	0,013	-1,004***	0,018	-0,420***	0,014
7-й дециль	-0,345***	0,013	-1,171***	0,019	-0,489***	0,014
8-й дециль	-0,417***	0,014	-1,371***	0,020	-0,588***	0,014
9-й дециль	-0,430***	0,014	-1,523***	0,021	-0,623***	0,015
10-й дециль	-0,463***	0,015	-1,696***	0,023	-0,675***	0,016
Возраст (до 30 лет)						
30–45 лет	-0,017**	0,007	0,017	0,018	-0,008	0,008
Старше 45 лет	-0,040***	0,008	-0,012	0,025	-0,036***	0,010
Пол (мужской)						
	0,087***	0,007			0,130***	0,008
Образование (неполное среднее и ниже)						
полное среднее	0,014	0,010	-0,027	0,018	0,014	0,011
среднее профессиональное	0,042***	0,011	-0,006	0,025	0,049***	0,013
высшее	0,107***	0,013	-0,010	0,032	0,130***	0,014
Профессия (менеджеры)						
специалисты высшего уровня	-0,035**	0,014	-0,029	0,022	-0,046***	0,016
специалисты среднего уровня	-0,024*	0,014	-0,008	0,022	-0,028*	0,016
служащие	-0,029*	0,017	-0,019	0,028	-0,037*	0,019
работники сферы обслуживания	-0,064***	0,016	-0,038	0,029	-0,079***	0,018
квалифицированные работники с/х	-0,099**	0,041	-0,085	0,094	-0,133**	0,053
квалифицированные рабочие	-0,027*	0,015	0,033	0,027	-0,027	0,017
операторы, аппаратчики, машинисты	-0,018	0,015	-0,008	0,027	-0,027	0,017
неквалифицированные рабочие	-0,085***	0,016	-0,041	0,027	-0,111***	0,018
Сектор (государственный)						
	-0,028***	0,006	-0,005	0,009	-0,036***	0,007

Окончание табл. 7.

	МНК		Модель с фиксированным эффектом		Модель со случайным эффектом	
	коэффициент	стандартная ошибка	коэффициент	стандартная ошибка	коэффициент	стандартная ошибка
Специальный стаж	-0,000	0,001	-0,005**	0,002	-0,001	0,001
Квадрат специальный стажа/100	0,003	0,004	0,004	0,007	0,003	0,004
Сменил(а) места работы	0,068***	0,013	0,028**	0,012	0,066***	0,011
Сменил(а) профессию	0,022	0,014	0,023*	0,013	0,024**	0,012
Тип населенного пункта (<i>Москва + Санкт-Петербург</i>)						
областной центр	0,004	0,011			0,006	0,013
город – не областной центр	-0,012	0,011			-0,008	0,014
село и ПГТ	-0,083***	0,012			-0,122***	0,014
Регион (на уровне ФО)	Да		Да		Да	
Год	Да		Да		Да	
Константа	0,276***	0,023	0,929***	0,035	0,383***	0,025
R ²	0,146					
R ² within			0,488		0,457	
R ² between			0,053		0,090	
R ² overall			0,094		0,144	
Число наблюдений	14180		14180		14180	
Тест Хаусмана (χ^2)			5050,40***			

Примечание: *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1. В скобках курсивом – базовая категория. МНК-регрессия оценивалась с робастными стандартными ошибками.

Коэффициенты при всех децильных дамми-переменных значимо отрицательны. Это означает, что уровень мобильности, при прочих равных условиях, выше в нижней части распределения. Высокий уровень мобильности в нижних децилях нельзя однозначно интерпретировать как высокую карьерную динамичность рынка труда и отсутствие проблемы застойной бедности среди работающего населения. Как уже говорилось, из-за того, что выборка ограничена только работающими индивидами, восходящая мобильность в нижних децилях явно завышена. Именно в нижней части распределения наиболее высоки риски выхода в состояния безработицы и незанятости, которые мы игнорируем. Кроме того, нельзя исключать влияние ошибок измерения и краткосрочных негативных шоков, которые могли стать причиной попадания в нижние децили тех работников, чьи долгосрочные заработки находятся гораздо выше этого уровня.

Наиболее интенсивный рост характерен для самых молодых работников, с возрастом (особенно после 45 лет) относительные заработные платы растут все медленнее. Реальные заработки мужчин растут быстрее, чем у женщин, что подтверждает выводы дескриптивного анализа. Образование является важной детерминантой динамики относительной заработной платы. Обладание дипломом об окончании техникума и, особенно, вуза позволяет рассчитывать на более быстрое движение по зар-

платной лестнице. Из профессиональных групп самые плохие перспективы имеют неквалифицированные работники, работники сельского хозяйства и сферы обслуживания.

Многофакторный анализ меняет представление и о различиях в уровне мобильности по разным типам населенных пунктов. Так, мы не нашли значимых различий в темпах роста заработной платы между столицами, областными центрами и небольшими городами. В то же время в сельской местности относительные заработки росли существенно медленнее, чем в городах. Выявленные в дескриптивном анализе соотношения в темпах роста между разными типами населенных пунктов на деле объясняются различиями в структуре занятости. Контролируя же эти различия в индивидуальных характеристиках и характеристиках рабочих мест, мы получаем другую картину – сельские жители имеют меньше шансов улучшить свое положение.

Результаты оценивания подтверждают, что смена места работы в среднем дает мощный толчок продвижению в зарплатной иерархии. Наоборот, оставаясь долго с одним и тем же работодателем, работник рискует опуститься вниз по шкале заработных плат относительно коллег, меняющих место работы. Обоснование данного феномена может быть связано с теорией соответствия (*matching theory*), которая частично объясняет и позитивное влияние возраста на мобильность. При выходе работника на рынок труда ни он сам, ни его потенциальный работодатель не имеют полного представления о возможной производительности на разных рабочих местах. Поэтому на начальных этапах трудовой карьеры работнику предлагается достаточно низкая заработная плата, которая, впрочем, может достаточно быстро расти в первые же годы работы на предприятии. В то же время молодые работники могут активно «искать себя», меняя разных работодателей и профессии, чтобы выяснить какой из видов деятельности и типов работодателей в наибольшей степени соответствует их индивидуальным требованиям к работе. Информация о прежнем опыте работы также может являться сигналом работодателю для оценки потенциальной производительности кандидата на рабочее место. В результате, более опытные кандидаты имеют больше шансов получить предложения о работе с более высокой заработной платой и лучшими перспективами ее дальнейшего роста.

В России, как мы видим из табл. 7, наблюдаются оба эти процесса. Отрицательный коэффициент при переменной специфического стажа говорит о том, что заработные платы вновь нанятых работников, чья реальная производительность еще только раскрывается, растут быстрее, чем заработки тех, кто уже давно работает на предприятии и чья производительность уже известна работодателю. Положительная отдача от трудовой мобильности указывает на то, что, меняя место работы, человеку часто удается найти лучшее соответствие между его собственными особенностями и характеристиками работодателя. Смена места работы может сопровождаться сменой профессии, однако смена профессии может произойти и в рамках одного и того же предприятия. Поэтому мы выделили смену профессии в качестве самостоятельной переменной. Оказалось, что смена профессии также в среднем имеет позитивное влияние на рост относительных заработков. По-видимому, при смене профессии речь чаще идет о продвижении вверх по карьерной лестнице и реже о переходе на менее квалифицированную работу.

Работа в государственном секторе негативно сказывается на перспективах роста относительных заработков. Расхождение в темпах роста заработной платы между частным и государственным секторами объясняется различиями в механизмах зар-

платообразования. Децентрализованное зарплатообразование в частном секторе делает заработные платы более чувствительными к различиям в индивидуальной производительности и в эффективности работы предприятий, к региональным особенностям. Централизация системы зарплатообразования и связанная с ней унификация принципов установления заработной платы в государственном секторе ограничивают гибкость рынка труда¹⁰⁾.

В табл. 8 проводится разграничение между восходящей и нисходящей мобильностью. Тест Чоу ($\chi^2 = 1541,28$) на равенство коэффициентов в обоих уравнениях позволяет нам отклонить гипотезу о том, что одни и те же характеристики в равной степени (но с разным знаком) влияют на мобильность в обоих направлениях. Отметим, что R^2 заметно выше в уравнении для восходящей мобильности, т.е. восходящая мобильность лучше объясняется наблюдаемыми переменными, тогда как в нисходящей гораздо выше элемент случайности.

Таблица 8.

Результаты оценивания

	Восходящая мобильность		Нисходящая мобильность	
	коэффициент	стандартная ошибка	коэффициент	стандартная ошибка
Исходный дециль (1-й дециль)				
2-й дециль	0,045***	0,015	0,079***	0,005
3-й дециль	0,052***	0,015	0,144***	0,006
4-й дециль	0,031**	0,015	0,192***	0,008
5-й дециль	-0,004	0,015	0,230***	0,009
6-й дециль	-0,050***	0,015	0,289***	0,010
7-й дециль	-0,093***	0,014	0,277***	0,011
8-й дециль	-0,163***	0,015	0,330***	0,013
9-й дециль	-0,235***	0,015	0,268***	0,013
10-й дециль	-0,327***	0,016	0,235***	0,015
Возраст (до 30 лет)				
30–45 лет	-0,012	0,008	-0,006	0,007
старше 45 лет	-0,034***	0,009	-0,015*	0,008
Пол (мужской)				
	0,066***	0,008	-0,019***	0,007
Образование (неполное среднее и ниже)				
полное среднее	0,003	0,011	-0,021**	0,009
среднее профессиональное	0,009	0,012	-0,035***	0,010
высшее	0,054***	0,013	-0,057***	0,012
Профессия (менеджеры)				
специалисты высшего уровня	-0,031**	0,013	0,007	0,015
специалисты среднего уровня	-0,033**	0,014	-0,005	0,015

¹⁰⁾ Подробнее о механизмах установления заработной платы в российском бюджетном секторе и различиях в заработных платах между бюджетниками и небюджетниками см. работу [1].

Окончание табл. 8.

	Восходящая мобильность		Нисходящая мобильность	
	коэффициент	стандартная ошибка	коэффициент	стандартная ошибка
служащие	-0,022	0,017	-0,004	0,017
работники сферы обслуживания	-0,053***	0,016	0,003	0,017
квалифицированные работники с/х	-0,065	0,050	-0,027	0,030
квалифицированные рабочие	-0,039**	0,015	-0,019	0,016
операторы, аппаратчики, машинисты	-0,011	0,015	-0,007	0,016
неквалифицированные рабочие	-0,082***	0,017	0,005	0,016
Сектор (государственный)	-0,042***	0,007	-0,000	0,006
Специальный стаж	-0,004***	0,001	-0,004***	0,001
Квадрат специального стажа/100	0,014***	0,004	0,013***	0,003
Сменил(а) места работы	0,115***	0,013	0,059***	0,013
Сменил(а) профессию	0,054***	0,013	0,043***	0,014
Тип населенного пункта (Москва + Санкт-Петербург)				
областной центр	-0,029**	0,011	-0,036***	0,011
город – не областной центр	-0,040***	0,012	-0,042***	0,012
село и ПГТ	-0,067***	0,013	0,012	0,012
Регион (на уровне ФО)		Да		Да
Год		Да		Да
Константа	0,379***	0,025	0,091***	0,023
R ²		0,201		0,137
Число наблюдений		7005		7175

Примечание: для нисходящей мобильности зависимая переменная – модуль изменения процентильного ранга. МНК-регрессия оценивалась с робастными стандартными ошибками.

Исходное положение на шкале распределения является одним из ключевых факторов. Достаточно неожиданно то, что восходящая мобильность максимальна для представителей второго–четвертого децилей, в первом и пятом децилях уровень восходящей мобильности практически одинаков, а далее по шкале наблюдается его монотонное снижение. Уровень нисходящей мобильности минимален именно в самом нижнем дециле (что соответствует ожиданиям), потом начинает расти вплоть до шестого дециля и далее остается на примерно одинаковом уровне, чуть снижаясь к крайним верхним децилям. Другими словами, как в отношении восходящей, так и в отношении нисходящей мобильности строго линейной зависимости не прослеживается.

Мужчины находятся в более благоприятном положении по отношению к мобильности, чем женщины. В случае восходящей мобильности они быстрее поднимаются вверх, а при нисходящей мобильности имеют меньшие потери. В старших возрастах значимо замедляется восходящая мобильность, тогда как на нисходящую мобильность возраст оказывает слабое влияние. Наоборот, образование оказывает большее влияние именно на нисходящую мобильность. С каждой следующей ступенью образования уменьшаются масштабы нисходящей мобильности. Значимое позитив-

ное влияние на восходящую мобильность имеет только высшее образование. Однако существенно большее влияние на восходящую мобильность оказывает фактор профессиональной принадлежности. Медленнее всего растут относительные заработки неквалифицированных рабочих и работников сферы обслуживания. Занятость в государственном секторе тормозит рост относительных заработков и при этом не обеспечивает дополнительной защитой при их снижении.

Переменные смены места работы и профессии имеют значимые положительные коэффициенты в обоих уравнениях. Другими словами, эти факторы увеличивают выгоды при благоприятном стечении обстоятельств и усиливают потери в неблагоприятной ситуации. При этом в среднем, как мы видели из табл. 7, смена места работы и профессии все-таки ведут к продвижению вверх по зарплатной лестнице. Практически идентичны по величине коэффициенты при переменной специального стажа (стажа работы на данном предприятии). Это означает, что, несмотря на более медленный рост относительных заработков, сохранение места работы позволяет снизить риски относительных потерь.

6. Заключение

Для изучения мобильности нами был взят период быстрого экономического роста, в течение которого среднегодовой прирост подушевого ВВП в реальном выражении составлял порядка 7%. Еще более высокими темпами росли реальные заработные платы. Неравенство, резко усилившееся сразу после кризиса 1998 г., сохранялось на этом высоком уровне вплоть до 2002 г., затем упало до предкризисного уровня и далее продолжало снижаться уже более медленными темпами. Мы попытались ответить на вопрос о том, как в этих условиях вели себя заработные платы отдельных работников.

Заработные платы в России на всех участках шкалы распределения более динамичны, чем в развитых странах-членах ОЭСР. Однако эта динамичность, в зависимости от характера мобильности, может быть «палкой о двух концах». С одной стороны, мобильность может способствовать выравниванию заработков в долгосрочной перспективе за счет естественных изменений заработков в течение жизненного цикла и за счет сглаживания случайных колебаний. Наши расчеты убедительно показывают, что это происходит и в России. При суммировании заработков за шесть лет уровень дифференциации заработной платы сокращается на 10–20%, в основном за счет самых крайних сегментов распределения. С другой стороны, за высоким уровнем мобильности могут скрываться значительные и малопредсказуемые колебания в заработках от года к году, не связанные с фундаментальными изменениями в структуре спроса и предложения на рынке труда. Наше исследование подтверждает, что эта негативная сторона присутствует и в российской экономике: краткосрочные колебания заработных плат вследствие шоков и других причин выше, чем в других странах. К счастью, в 2000–2005 гг. негативные последствия мобильности были не столь заметны, поскольку это был период чрезвычайно быстрого роста реальных заработков.

Особое внимание в исследованиях мобильности часто уделяется изучению положения низкооплачиваемых работников, поскольку данная группа в наибольшей степени зависит от каких-либо государственных интервенций и наиболее уязвима в условиях негативных шоков. Наше исследование не ставило перед собой специальной цели изучения мобильности работников с низкими заработками, но некоторые из

полученных результатов могут быть интересны и с этой точки зрения. Около 70% из тех, кто в 2000 г. принадлежал к самому нижнему децилю распределения, к 2005 г. по-прежнему оставались в этом дециле либо перешли в соседний дециль, и только 10% из них смогли за шесть лет перепрыгнуть через медианную отметку, в том числе 1,2% смогли достигнуть верхних 20% распределения. Это приводит к выводу о том, что уровень относительной мобильности для представителей нижних децилей остается очень низким.

Еще один результат заслуживает упоминания в заключении. Это высокая отдача с точки зрения прироста относительных заработков от смены работы. Сменившие место работы имеют больше шансов получить значительную прибавку к заработной плате в денежном выражении, а также подняться вверх по зарплатной лестнице относительно других работников. Такая ситуация порождает целый ряд проблем. Во-первых, доминирующую роль в мобильности начинает играть внутригрупповая мобильность, и одинаковые работники могут иметь очень разные заработные платы в зависимости от того, как складывалась их трудовая карьера. Во-вторых, высокий вклад фактора смены работы в мобильность по заработной плате указывает на то, что между предприятиями продолжают сохраняться существенные различия в уровнях заработной платы, а сами предприятия при установлении заработной платы остаются малочувствительными к сигналам, исходящим с рынка труда. В-третьих, высокая отдача от мобильности стимулирует высокий рабочий оборот рабочей силы, что, в свою очередь, отрицательно влияет на желание работодателей инвестировать в обучение работников. В результате, тормозится технологическое развитие производства. Кроме того, существенный рост заработной платы при переходе на другую работу вскрывает институциональные проблемы российского рынка труда. Он, в частности, означает, что механизмы продвижения на внутренних рынках труда функционируют чрезвычайно плохо. На этом фоне почти единственным механизмом карьерного роста становится смена места работы.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Гимпельсон В.Е., Лукьянова А.Л. Заработная плата бюджетников: «премия» или «штраф»? Гл. 4 // Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / Под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капельюшников. М.: ИД ГУ ВШЭ, 2007.
2. Лукьянова А.Л. Динамика и структура неравенства по заработной плате (1998–2005 гг.). Гл. 10 // Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / Под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капельюшников. М.: ИД ГУ ВШЭ, 2007.
3. Лукьянова А. Дифференциация заработной платы и феномен работающих бедных в России // Изучение проблем бедности в России. Избранные материалы победителей конкурса научных работ: Сборник статей по результатам конкурса Всемирного Банка. М.: Алек, 2005.
4. Atkinson A., Bourguignon F., Morrisson C. Empirical Studies of Earnings Mobility. Chur: Harwood Academic Publishers, 1992.
5. Bound J., Krueger A. The Extent of Measurement Error in Longitudinal Earnings Data: Do Two Wrongs Make a Right? // Journal of Labor Economics. 1991. Vol. 9. P. 1–24.

6. *Bound J., Brown C., Mathiowitz N.* Measurement Error in Survey Data // Heckman J., Leamer E. (Eds.) Handbook of Econometrics. Ch. 59. Amsterdam; L.; N.Y.: Elsevier Science B.V, 2001.
7. *Brainerd E.* Winners and Losers in Russia's Economic Transition // American Economic Review. 1998. Vol. 88. P. 1094–1116.
8. *Buchinsky M., Hunt J.* Wage Mobility in the United States // Review of Economics and Statistics. 1999. Vol. 81. P. 351–368.
9. *Burkhauser R., Holtz-Eakin D., Rhody S.* Labor Earnings Mobility and Inequality in the United States and Germany during the Growth of the 1980s // International Economic Review. 1997. Vol. 38. P. 775–794.
10. *Cardoso A.* Wage Mobility: Do Institutions Make a Difference? // Labour Economics. 2006. Vol. 13. P. 387–404.
11. *Dickens R.* Caught in a Trap? Wage Mobility in Great Britain: 1975–1994 // Economica. 2000. Vol. 67. P. 477–498.
12. *Flemming J., Micklewright J.* Income Distribution, Economic Systems and Transition // Atkinson A., Bourguignon F. (Eds.) Handbook of Income Distribution. Elsevier Science BV, 1999.
13. *Gottschalk P., Huynh M.* Are Earnings Inequality and Mobility Overstated? The Impact of Non-Classical Measurement Error: IZA Discussion Paper № 2327. September 2006
14. *Gottschalk P.* Inequality, Income Growth and Mobility: The Basic Facts // Journal of Economic Perspectives. 1997. Vol. 11. P. 21–40.
15. *Lehmann H., Wadsworth J.* Wage Arrears and the Distribution of Earnings in Russia: WDI Working Paper № 421. December 2001.
16. *Lukyanova A.* Wage Inequality in Russia (1994–2003): EERC Working Paper No. 06/03. 2006.
17. OECD. Employment Outlook. Ch. 2 Earnings Mobility: Taking a Longer Run View. OECD, 1997.
18. *Raferzeder T., Winter-Ebmer R.* Who is on the Rise in Austria: Wage Mobility and Mobility Risk // Journal of Economic Inequality. 2007. Vol. 5. P. 39–51.
19. *Shorrocks A.* Income Inequality and Income Mobility // Journal of Economic Theory. 1978. Vol. 19. P. 376–393.
20. *Trede M.* The Age Profile of Mobility Measures: An Application to Earnings in West Germany // Journal of Applied Econometrics. 1998. Vol. 13. P. 397–409.