

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ

А.Л. Лукьянова

**ДИНАМИКА И СТРУКТУРА НЕРАВЕНСТВА
ПО ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЕ (1998—2005 гг.)**

WP3/2007/06

Серия WP3

Проблемы рынка труда

Москва
ГУ ВШЭ
2007



Издание осуществлено в рамках
 Инновационной образовательной программы ГУ ВШЭ
 «Формирование системы аналитических компетенций
 для инноваций в бизнесе и государственном управлении»

Редактор серии WP3
 «Проблемы рынка труда»
 В.Е. Гимпельсон

Л84 Лукьянова А.Л. Динамика и структура неравенства по заработной плате (1998—2005 гг.): Препринт WP3/2007/06. — М.: ГУ ВШЭ, 2007. — 68 с.

В работе анализируется динамика неравенства по заработной плате за период с 1998 по 2005 г. В анализе используются данные РМЭЗ. В целом за семь лет масштабы дифференциации заработных плат снизились приблизительно на 10%. Сокращение неравенства произошло за счет ускоренного роста заработных плат низкооплачиваемых рабочих. Появляются признаки снижения отдачи на образование: сокращаются премии на высшее и среднее профессиональное образование. Вопреки ожиданиям не происходит восстановления отдачи на опыт работы, различия в заработках между возрастными группами продолжают сжиматься. Декомпозиция по методу Филдса показывает, что снижение неравенства на 80% может быть отнесено на снижение дифференциации заработков внутри групп и сокращение межрегиональных различий в заработной плате. Одновременно увеличивается дифференцирующая роль межпоселенческих различий.

УДК 338.23:331.2
 ББК 65.245

Lukiyanova A. Changes in the wage structure and wage inequality in Russia (1998—2005): Working paper WP3/2007/06. Moscow: State University — Higher School of Economics, 2007. — 68 p. (in Russian).

The paper documents changes in the structure of earnings and earnings inequality in Russia during the period of economic growth. The study is based on the RLMS data for 1998—2005. The results indicate an overall fall in earnings inequality by about 10%. The decline in inequality occurred due to the faster rise of wages in the lower tail of the distribution. We find some evidence of falling returns to schooling in the most recent years: college and university premiums have slightly gone down. Contrary to the expectations returns to experience do not show any signs of recovery after initial collapse in the early phase of the transition to a market economy. A regression-based decomposition reveals that 80% of the decrease in earnings inequality is explained by declining within-group inequality and falling inter-regional wage differentials. Employee's residence settlement type acts to widen earnings inequality.

Препринты ГУ ВШЭ размещаются на сайте:
<http://new.hse.ru/C3/C18/preprintsID/default.aspx>.

© А.Л. Лукьянова, 2007
 © Оформление. Издательский дом ГУ ВШЭ, 2007

Введение

Дифференциация заработной платы представляет особый интерес для специалистов в области социальных наук. Во-первых, заработная плата является основным источником доходов для большинства домохозяйств, а потому её распределение во многом определяет неравенство в целом. Во-вторых, именно распределение трудовых доходов влияет на представления людей о социальном неравенстве и социальной справедливости. В-третьих, распределение заработной платы влияет на решения об участии в рабочей силе и инвестициях в человеческий капитал. Например, высокая отдача на образование является одним из факторов неравенства по заработной плате, но при этом положительно влияет на стимулы к получению профессионального образования и переобучению, что в конечном счете определяет темпы экономического роста. В-четвертых, в переходный период гибкость реальной заработной платы являлась основным элементом механизмов адаптации российского рынка труда. Поэтому важно оценить, какое воздействие эта гибкость оказала на дифференциацию заработных плат.

Для эмпирического изучения неравенства в последние два десятилетия были предложены разнообразные методы анализа. Их разработка во многом стимулировалась существенным ростом дифференциации заработной платы в США в 1980-е гг., который продолжился (хотя и более низкими темпами) в 1990-е гг. Основным источником роста неравенства в США стало стремительное увеличение отдачи на все элементы человеческого капитала (образование, профессию и опыт работы), а также рост неравенства внутри групп, однородных по уровню образования и опыта. Такие изменения спровоцировали появление целой серии исследований, в которых детально рассматривались различные аспекты и причины ускорения роста неравенства в США¹. В этих работах были сформулированы теории, претендовавшие на объяснение роста неравенства в 1980-е гг. Среди них: смещение спроса в пользу квалифицированных кадров в результате технического прогресса (skill-biased technological change), расширение международной торговли, ослабление регулирующей роли институтов рынка труда (профсоюзов, минимальной за-

¹ См. обзоры соответствующей литературы в: Katz L., Autor D. Changes in Wage Structure and Earnings Inequality // Handbook of Labor Economics / O. Ashenfelter, D. Card (eds.). North Holland, 1999. Vol. 3A; Acemoglu D. Technical Change, Inequality and the Labor Market // Journal of Economic Literature. 2002. No. 40. P. 7—72; Autor D., Katz L., Kearny M. Trends in U.S. Wage Inequality: Re-Assessing the Revisionists // NBER Working Paper No. 11627. 2005.

работной платы). Для проверки многих из выдвинутых гипотез полезными оказались межстрановые сравнения. Поток литературы стал разрастаться за счет исследований по другим развитым странам. В частности, выяснилось, что рост неравенства в 1980—1990-е гг. не был глобальным явлением. Среди стран Западной Европы столь же заметный скачок в уровне неравенства по заработной плате произошел лишь в Великобритании, а, например, в Германии и Италии неравенство в этот период практически не изменилось². Появившиеся в последние два десятилетия работы не только внесли колоссальный вклад в понимание механизмов зарплатообразования, но и существенно расширили арсенал методов анализа неравенства. Сравнение динамики и механизмов неравенства в странах с переходной экономикой и в развитых капиталистических странах с использованием одинаковых методов также представляет собой интересную исследовательскую задачу.

В данной работе мы подробно рассматриваем изменения в структуре неравенства по заработной плате в России в период с 1998 по 2005 г. Этот период начинается с нижней точки трансформационного падения производства (1998 г.) и охватывает посткризисный период активного экономического роста. Это позволяет нам искать ответы сразу на две группы вопросов: во-первых, каким образом отреагировали на последствия кризиса работники с разными уровнями заработных плат; во-вторых, какие группы работников получили максимальные выгоды от начавшегося экономического роста. Мы также анализируем влияние различных факторов (таких как образование, пол, возраст, географические характеристики проживания) на характер и динамику распределения заработных плат.

Работа состоит из семи разделов, Заключение и Приложений А и Б. В первом разделе мы рассматриваем эволюцию неравенства по заработной плате в различных странах с переходной экономикой. Во втором представлен обзор основных результатов эмпирических исследований, касающихся изменения в дифференциации заработков в России в 1990-е гг. В третьем описываются используемые статистические данные. Четвертый раздел посвящен описательному анализу основных тенденций в дифференциации заработной платы всех занятых и отдельных групп работников в 1998—2005 гг. В пятом обсуждаются результаты декомпозиции неравенства, основанные на методах регрессионного анализа. Шестой раздел посвящен динамике «остаточного» неравенства. В седьмом разделе рассматривается влияние различных наблюдаемых характеристик на формирование неравенства. В заключении подведены основные итоги, сформулированы выводы для экономической политики и намечены направления дальнейших исследований.

² *Gottschalk P., Smeeding T.* Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality // *Journal of Economic Literature.* 1997. No. 35. P. 633—687.

1. Рост дифференциации в заработной плате в переходных экономиках

Переход к рыночной экономике имел значительные последствия для структуры заработной платы и распределения трудовых доходов во всех странах с переходной экономикой. Повсеместно проведение рыночных реформ привело к росту неравенства и переоценке отдачи на основные параметры человеческого капитала и характеристики рабочих мест.

В табл. 1 (см. Приложение Б) представлены данные об изменении неравенства по заработной плате в странах Центральной и Восточной Европы (ЦВЕ) и бывшего СССР³. Отметим, что еще до начала переходного периода уровень дифференциации заработков в советских республиках был выше, чем в большинстве восточноевропейских стран. Так, в конце 1980-х гг. децильный коэффициент в России был равен примерно 3,3. Это было сопоставимо с тогдашним уровнем неравенства в европейских странах с либеральной экономической моделью, например, с Великобританией, где децильный коэффициент также составлял 3,3⁴.

Данные табл. 1 свидетельствуют о том, что в странах ЦВЕ (за исключением Венгрии и Румынии) переход к рыночной экономике привел к довольно умеренному росту дифференциации заработной платы. В большинстве стран региона в начале 2000-х гг. коэффициент Джини находился в интервале 0,25—0,30 и лишь в Венгрии и Румынии он превысил 0,35. Во всех этих странах падение реальной заработной платы было также сравнительно небольшим. Наоборот, многие страны СНГ испытали значительный рост неравенства на фоне обвального падения реальной заработной платы. Наиболее сильно дифференциация выросла в России, Кыргызстане, Армении, Грузии и Азербайджане. В этих странах значение коэффициента Джини достигло 0,50. Страны Балтии по показателям неравенства занимают промежуточное положение между странами ЦВЕ и странами СНГ.

Неравенство в переходных экономиках возросло неравномерно. В большинстве стран скачок в значениях коэффициента Джини произошел в начале переходного периода, позднее — с наступлением экономического подъема — отмечалась стабилизация или замедление роста. Однако в этой группе стран (среди тех, для которых у нас имеются данные по неравенству) до сих пор нет ни одной, в которой неравенство по заработной плате по завершении основной фазы экономических преобразований снизилось бы.

В литературе было предложено несколько гипотез, объясняющих рост дифференциации заработков в ходе реформ. Прежде всего, он связывается

³ Подробнее о методах и инструментах измерения и анализа неравенства см. в Приложении А.

⁴ *Atkinson A., Micklewright J.* Economic Transformation in Eastern Europe and the Distribution of Income. Cambridge: Cambridge University Press, 1992.

с «низким стартом». При социализме подавляющая часть заработков определялась централизованно, и заработные платы работников были искусственно зажаты в «прокрустово ложе» всеобъемлющей тарифной сетки. Хотя система оплаты труда имела свои явные приоритеты (например, работники физического труда, особенно занятые в добывающей промышленности и военно-промышленном комплексе), последние частично осуществлялись с помощью неденежных благ. В то же время работники отраслей, требующих высокого уровня образования, получали сравнительно низкую заработную плату. Отказ от централизованного зарплатообразования и отмена контроля за фондом заработной платы привели к тому, что тарифные сетки более не могли сдерживать рост дифференциации. Либерализация цен и предоставление предприятиям возможности самостоятельно формировать политику оплаты труда привели к увеличению отдачи от образования и других навыков до рыночного уровня.

На изменение неравенства могло повлиять и сокращение объемов нематериальных социальных благ, предоставляемых работодателями своим работникам. По крайней мере, часть этих благ могла быть компенсирована в денежной форме. Монетизация нематериальной части вознаграждения могла привести к увеличению межрегионального неравенства, поскольку работники в отдельных регионах и на отдельных предприятиях имели более весомые «социальные пакеты».

Среди теоретических обоснований причин усиления неравенства в переходный период выделяется модель Агийона — Коммандера⁵, которая связывает увеличение дисперсии заработков с ростом частного сектора. Основной предпосылкой модели является то, что в частном секторе процесс зарплатообразования имеет конкурентный характер и, следовательно, более чувствителен к факторам спроса и предложения на рынке труда. В государственном секторе предполагается сохранение жесткого регулирования заработной платы. Ф. Агийон и С. Коммандер показывают, что общая дифференциация заработных плат при переходе к рынку может повыситься по двум причинам. Во-первых, это может произойти из-за сдвигов в структуре занятости. Рабочие перемещаются из государственного сектора, где заработные платы распределены достаточно равномерно, в частный сектор с более высокой вариацией заработков. Вторая причина состоит в увеличении межсекторного разрыва в заработных платах. Из-за более высокой производительности труда в частном секторе средняя заработная плата оказывается здесь выше, чем в государственном секторе — за счет этого разрыва должно увеличиться и общее неравенство.

⁵ Aghion P., Commander S. On the Dynamics of Inequality in the Transition // *Economics of Transition*. 1999. No. 7. P. 275—298.

На увеличение неравенства могла оказать влияние и отраслевая реструктуризация экономики. Сокращение занятости в промышленности и развитие сферы услуг привели к переориентации спроса с менее квалифицированных на более квалифицированных, с менее образованных на более образованные группы работников. Вызванный этим рост «премии» на образование мог стимулировать увеличение различий в заработках. Кроме того, именно в сфере услуг стал интенсивно развиваться частный сектор, что также подтолкнуло вверх заработки в этой сфере. В западных странах неравенство заработков в сфере услуг выше, чем в промышленности, поскольку сфера услуг объединяет в себя очень широкий спектр видов деятельности от домашней прислуги до инвест-банкинга.

Сама реструктуризация экономики также могла стать фактором усиления дифференциации. Переход к рынку породил огромную дифференциацию предприятий с точки зрения их эффективности, способствуя тем самым увеличению межфирменных различий в заработках даже в рамках одной и той же отрасли. Более производительные фирмы оказались в состоянии предлагать более высокие заработные платы и привлекать более качественную рабочую силу. Непроизводительные предприятия были вынуждены снижать оплату и терять рабочие места. Рост неравенства выступал как позитивный стимул, который способствовал реструктуризации экономики и ускорению перераспределения ресурсов. Соответственно по мере выхода экономики из состояния неравновесия дифференциация заработков должна была начать снижаться.

В направлении расширения спроса на квалифицированную рабочую силу действовали и технологические изменения⁶. Техническая модернизация производства и бизнес-процессов, вызванная притоком прямых иностранных инвестиций и обострением конкуренции на национальных рынках, быстрое развитие новых высокотехнологичных отраслей могли привести к ускоренному росту производительности труда более квалифицированных работников. Неквалифицированные работники не получают дополнительных выгод от модернизации производства, спрос на их услуги сокращается. Таким образом, она должна была вести к увеличению разрыва в заработных платах квалифицированных и неквалифицированных работников.

Одновременно в восточноевропейских странах и странах Балтии действовали факторы, ограничивавшие рост дифференциации заработных плат. Одним из основных сдерживающих факторов стало стремление этих стран вступить в ЕС. Страны-кандидаты активно «импортировали» западноевропейские стандарты и институты системы социального обеспечения и защиты занятости. В частности, во всех этих странах были введены высокая план-

⁶ Commander S., Kollo J. The Changing Demand for Skills: Evidence from the Transition // IZA Discussion Paper No.1073. March 2004.

ка минимальной оплаты труда и щедрые социальные пособия. И то и другое способствовало поддержанию нижнего порога заработных плат на достаточно высоком уровне. Минимальная заработная плата задавала эту границу напрямую, высокие социальные пособия не давали снижаться резервируемой заработной плате и обеспечивали эффективный информент законодательства о минимальной заработной плате. В результате почти во всех странах ЦВЕ и Балтии переход к рыночной экономике сопровождался существенным сокращением занятости — низкопроизводительные работники оказались либо среди безработных, либо среди экономически неактивного населения. Сдерживание роста неравенства было достигнуто за счет отсеивания от занятости наименее производительных работников.

В ряде стран из опасений развертывания спирали издержек в начале переходного периода вводились прямые ограничения на темпы роста заработной платы. Например, в Польше избыточный рост фонда оплаты труда облагался специальным налогом, который был отменен только в 1995 г.⁷ Эти меры также могли сдерживать рост дифференциации заработной платы⁸.

Эмпирические исследования лишь отчасти подтверждают описанные выше гипотезы, объясняющие усиление неравенства. Так, только в немногих эмпирических работах было обнаружено значимое влияние приватизации и развития частного сектора на заработную плату. В большинстве случаев коэффициенты соответствующих переменных оказывались статистически слабо значимы или вовсе незначимы⁹. Исследования, посвященные влиянию расширения частного сектора на неравенство, крайне немногочисленны, но имеющиеся оценки свидетельствуют о том, что этот фактор не мог вызвать наблюдавшийся всплеск неравенства. Расчеты, сделанные по польским данным, показывают, что в переходный период неравномерность в распределении заработков выросла как внутри частного, так и внутри государственного секторов, причем темпы роста неравенства в обоих были очень схожи¹⁰. В то же время часто обнаруживается, что заработная плата

⁷ Подробнее о мерах по сдерживанию роста заработной платы в переходный период см.: Corricelli F., Lane T. Wage Controls During the Transition from Central Planning to a Market Economy // World Bank Research Observer. 1993. No. 8. P. 195—210.

⁸ В России также были введены жесткие меры налогового контроля за ростом заработной платы, но они оказались неэффективными прежде всего из-за слабости системы налогового администрирования. Предприятия имели возможность задерживать на длительное время фактические налоговые выплаты, которые быстро обесценивались в условиях высокой инфляции.

⁹ Brown D., Earle J., Telegdy A. Does Privatization Hurt Workers? Lessons from Comprehensive Manufacturing Firm Panel Data in Hungary, Romania, Russia, and Ukraine // Upjohn Institute Staff Working Paper 05—125. February 2006.

¹⁰ Keane M., Prasad E. Changes in the Structure of Earnings During the Polish Transition // Journal of Development Economics. 2006. No. 80. P. 389—427.

стала в большей степени зависеть от результатов деятельности фирм¹¹. В большинстве стран выросла также отдача на образование, а отдача на опыт работы сократилась¹². К. Сибли и Г. Волш, анализируя неравенство по заработной плате в региональном аспекте, демонстрируют его связь с темпами реструктуризации экономики. Дифференциация заработных плат растет быстрее в регионах с более высокими темпами реструктуризации экономики, в частности, в тех регионах, где выше производительность труда и интенсивнее идут процессы создания и ликвидации рабочих мест¹³.

2. Россия в 1990-е гг.: выигравшие и проигравшие

Тенденции в распределении заработной платы в России в первые пореформенные годы достаточно хорошо известны и описаны в литературе. Используя различные источники данных, исследователи отмечают скачкообразный рост дифференциации заработков сразу после начала рыночных реформ. Например, коэффициент Джини для заработной платы, рассчитанный по агрегированным данным официальной статистики, вырос с 0,22 в начале переходного периода до 0,5 в 1996 г.; децильный коэффициент увеличился с 3,3 в конце 1980-х гг. до 10 в 1995 г.¹⁴ При этом стремительный рост неравенства по заработной плате наблюдался с 1992 по 1994 г., т.е. в самом начале переходного периода. За первые два года переходного периода Россия догнала по уровню неравенства страны Латинской Америки, где диспропорции в распределении доходов наиболее сильны. Затем показатели неравенства стабилизировались и оставались на достигнутом высоком уровне в последующие несколько лет.

Существенные перемены произошли и в характере распределения, и в структуре заработных плат. Неравенство усилилось по всей шкале распределения, но при этом нижняя половина распределения претерпела более значительные изменения, чем верхняя. Шкала заработных плат непропорционально сильно растянулась именно в нижней части, тогда как верхняя часть оставалась сравнительно сжатой. В результате различия в заработной

¹¹ Basu S., Estrin S., Sveinar J. Wage Determination under Communism and in Transition: Evidence from Central Europe // IZA Discussion Paper No. 1276. August 2004.

¹² Fleisher B., Sabirianova K., Wang X. Returns to Skills and Speed of Reforms: Evidence from Central and Eastern Europe, China and Russia // Journal of Comparative Economics. 2005. No. 33. P. 351—370.

¹³ Sibley C., Walsh P. Earnings Inequality and Transition: A Regional Analysis of Poland // IZA Discussion Paper No. 441. 2002.

¹⁴ Flemming J., Micklewright J. Income Distribution, Economic Systems and Transition // Handbook of Income Distribution / A. Atkinson, F. Bourguignon (eds.). Elsevier Science BV, 1999.

плате между низкооплачиваемыми работниками и работниками со средними заработками увеличились сильнее, чем различия между средне- и высокооплачиваемыми работниками. Во всех доходных группах заработная плата женщин по отношению к заработной плате мужчин снизилась¹⁵.

Переход к рыночной экономике привел к изменению структуры «премий» на различные элементы человеческого капитала. Выросли отдачи на образование и профессию, но в то же время значительно увеличилась и вариация заработков внутри образовательных и профессиональных групп. Отдача на опыт работы сократилась, отражая относительное смещение спроса на рабочую силу в пользу молодых поколений, обладающих более современным и рыночно-ориентированным человеческим капиталом¹⁶.

Средняя заработная плата в частном секторе росла быстрее, чем в государственном. Отраслевая и региональная дифференциация заработной платы также усилились в течение переходного периода, но структура различий осталась очень сходной с позднеперестроечным периодом¹⁷.

Межотраслевые, межсекторные и межрегиональные различия в заработной плате были усилены монетарными факторами — всплеском инфляции, последовавшим за либерализацией цен. Темпы инфляции в этот период существенно различались как по регионам, так и по секторам экономики. В условиях высокой инфляции государство было неспособно своевременно индексировать ставки в бюджетном секторе экономики, что вело к значительному отставанию темпов роста заработных плат в этом секторе от заработков в других секторах экономики.

Тенденции более позднего периода зафиксированы менее точно. На рис. 1 (см. Приложение Б) представлены оценки дифференциации заработной платы в России, опубликованные Росстатом. Значения коэффициента Джини и коэффициента фондов демонстрировали очень сходную динамику в 1994—2006 гг. Согласно оценкам Росстата, неравенство по заработной плате оставалось стабильным в 1994—1997 гг., при этом коэффициент Джини равнялся примерно 0,45. Как мы видим, эти оценки несколько ниже, чем приводившиеся выше оценки Дж. Флеминга и Дж. Миклрайта для того же периода. С 1997 по 1999 г. коэффициент фондов увеличился на 28%, а коэффициент Джини за тот же период вырос на 8%. Неравенство продолжало расти, несмотря на начавшийся экономический рост, и его показатели достигли максимальных значений в 2001 г. (коэффициент Джини — 0,508,

¹⁵ *Brainerd E.* Winners and Losers in Russia's Economic Transition // *American Economic Review*. 1998. No. 88. P. 1094—1116.

¹⁶ *Nesterova D., Sabirianova K.* Investment in Human Capital under Economic Transformation in Russia // *EERC WP No. 99/04*. 1998.

¹⁷ *Clarke S.* Market and Institution Determinants of Wage Differentiation in Russia // *Industrial and Labor Relations Review*. 2002. No. 55. P. 628—648.

коэффициент фондов — 39,6)¹⁸. После прохождения этого пика началось плавное снижение показателей неравенства до значений, наблюдавшихся в 1995—1997 гг.

Отметим, что оценки Росстата не являются строго сопоставимыми между двумя периодами из-за существенного изменения процедуры формирования выборки в 1999 г. Поэтому они должны интерпретироваться с осторожностью, поскольку изменения в методологии исследования могли вызвать фиктивные изменения в неравенстве. К тому же обследование, на основании которого сделаны эти оценки, охватывает не всех работающих. В обследовании участвуют лишь крупные и средние предприятия, т.е. оно не охватывает работающих на малых предприятиях, по найму у ПБОЮЛов и у частных лиц, самозанятых, работников семейных предприятий. Доля такого «остатка» в общей численности занятых в начале 2000-х гг. составляла не менее 40% и для него, по-видимому, характерен более высокий уровень неравенства, чем для занятых на крупных и средних предприятиях.

Независимые исследования неравенства по заработной плате (базирующиеся на альтернативных источниках) дают сходные с официальными оценки, если заработные платы корректируются на задержки в их выплате¹⁹. Если же учитывать лишь те суммы, которые работники получают на руки, то уровень неравенства оказывается в 1994—1998 гг. выше оценок Росстата на 20—30%²⁰. Для посткризисного периода показатели неравенства оценивались в нашей предыдущей работе²¹. После коррекции заработных плат на задержки мы получили сходную динамику изменения неравенства с пиком в 2000—2001 гг. и примерно 10%-м спадом в 2002 г. В отличие от официальных оценок наши результаты показывают более умеренный рост неравенства в период после кризиса. Даже на пике коэффициент Джини составлял 0,46, а не 0,51 (по данным Росстата). Для 2002—2003 гг. наши оценки также оказались ниже, чем официальные.

Основные причины роста дифференциации заработных плат в России сходны с теми, что уже назывались для других стран с переходной эконо-

¹⁸ Оценки Росстата базируются на Обследовании о распределении численности работников по размерам начисленной заработной платы. Данное обследование проводится ежегодно и охватывает всех полностью и частично занятых работников списочного состава, не имевших в отчетном месяце листки временной нетрудоспособности. Заработная плата за обследуемый месяц рассчитывается как сумма начисленных денежных выплат и денежного эквивалента натуральных выплат. При этом в состав заработной платы не включаются вознаграждения по итогам работы за год, единовременные премии и другие выплаты, носящие разовый характер.

¹⁹ Оценки Росстата базируются на показателе начисленной заработной платы, независимо от того, была ли она реально выплачена работнику в срок и в полном объеме.

²⁰ *Lehmann H., Wadsworth J.* Wage Arrears and the Distribution of Earnings in Russia // *WDI Working Paper No. 421*. December 2001.

²¹ *Lukyanova A.* Wage Inequality in Russia (1994—2003) // *EERC Working Paper No. 06/03*. 2006.

микой. Это искусственно заниженный уровень неравенства при социализме, инфляция в начале переходного периода, развитие частного сектора и реструктуризация экономики. Наряду с этими общими факторами в ряде исследований указываются другие возможные причины роста неравенства и сохранения его на высоком уровне, которые можно назвать специфическими для России.

В уже упоминавшейся работе Х. Лемана и Дж. Уодсворта в числе главных причин сохранения высокого уровня неравенства в 1994—1998 гг. назывались задержки с выплатой заработной платы, бремя которых распределялось между работниками неравномерно. Риск невыплат, а также их длительность и относительный масштаб, были максимальными для низкооплачиваемых работников. Это дополнительно «растягивало» нижний хвост распределения заработных плат.

Э. Брайнерд объясняет рост дисперсии в нижней части распределения падением реальной величины минимальной заработной платы. Минимальная заработная плата в первые годы переходного периода, снизившись до 10% от уровня средней заработной платы, не могла служить эффективным нижним порогом для оплаты труда²². Об институциональных причинах пишет и К. Сабирьянова-Петер, связывая рост неравенства в начале переходного периода с мягкостью бюджетных ограничений²³. Она сравнивает относительную важность институциональных (организационная структура предприятий, доступ к субсидиям, форма собственности) и рыночных факторов в качестве детерминант заработной платы. Ее вывод заключается в том, что изменения в неравенстве (в 1992—1998 гг.) объяснялись в основном институциональными факторами, которые являлись решающими в определении степени жесткости бюджетных ограничений.

3. Данные и основные переменные

Наш анализ опирается на панельные данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья (РМЭЗ) за 1998—2005 гг. Используемая при этом выборка ограничена индивидами, назвавшими работу по найму своим основным занятием, что отсекает подрабатывающих студентов, пенсионеров и лиц, имеющих лишь случайные заработки. Подобная редакция выборки будет, по-видимому, несколько занижать показатели неравен-

²² Brainerd E. Winners and Losers in Russia's Economic Transition // American Economic Review. 1998. No. 88. P. 1094—1116.

²³ Sabirianova-Peter K. Skill-biased Transition: The Role of Markets, Institutions, and Technological Change // IZA Discussion Paper No. 893. 2003.

ства, но позволит сконцентрироваться на относительно стабильных заработках. Из выборки также исключены военнослужащие, поскольку их доходы формируются за пределами рынка труда. Еще одна «модификация» нашей рабочей выборки связана с тем, что в 2003 г. Ханты-Мансийский автономный округ в общей выборке РМЭЗ был заменен Новосибирской областью. Чтобы предотвратить возможное искажающее влияние изменения географии выборки РМЭЗ на результаты, мы исключили из выборок всех раундов индивидов в обоих регионах.

Надежность и интерпретируемость оценок неравенства сильно зависят от качества данных и особенностей «конструкции» нашей основной переменной — заработной платы. В наших расчетах это денежная заработная плата по основному месту работы в среднем за последние 12 месяцев. Респонденты РМЭЗ должны были указать начисленную заработную плату за вычетом налогов, независимо от того, была она выплачена своевременно или нет. Тем самым эта переменная не учитывает возможных задержек в выплате заработной платы и максимально приближена к контрактной заработной плате. Поскольку в начале анализируемого периода (1998 и 2000 гг.) задержки зарплаты были широко распространены, усиливая дифференциацию, полученные нами оценки могут несколько недооценивать истинный уровень неравенства в эти годы²⁴. Вторичная занятость сравнительно мало распространена в российской экономике, поэтому мы не учитываем доходы от второй работы²⁵.

Для приведения данных о заработной плате за разные годы к сопоставимому виду (с точки зрения реальной покупательной способности) мы дефлируем их на помесечные региональные индексы потребительских цен. Это позволяет учесть особенности инфляции, специфические для регионов из выборки РМЭЗ. В качестве базисного периода был взят сентябрь 1998 г. Чтобы снизить риски ошибок из-за присутствия «аутлайеров», из выборки каждого года были исключены по 0,1% самых больших и самых маленьких значений заработных плат. Всего в выборку для расчетов было включено 27790 наблюдений (3300 — 1998 г., 3483 — 2000 г., 3958 — 2001 г., 4245 — 2002 г., 4228 — 2003 г., 4319 — 2004 г., 4257 — 2005 г.).

Описательные статистики по основным социально-демографическим и экономическим переменным за все анализируемые годы приведены в табл. 2. Прежде всего отметим, что одни и те же показатели, рассчитанные за разные годы, ведут себя достаточно стабильно, а наблюдаемые с их помощью

²⁴ О влиянии задержек зарплаты на неравенство см. Lehmann H., Wadsworth J. (2001).

²⁵ По данным РМЭЗ около 5% работников имели вторую работу. Средняя продолжительность рабочей недели по второму месту работы составляла 21 час, при этом 50% имеющих вторую работу работают 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.

изменения соответствуют общим тенденциям в российской экономике в этот период.

Например, средняя продолжительность рабочей недели по сравнению с 1998 г. выросла примерно на 2 часа. Интенсификация трудовой мобильности привела к росту доли работников со специальным стажем работы менее 1 года на 2,5 п.п. Возрос удельный вес частного сектора, сократилась занятость на крупных предприятиях, продолжилась реаллокация рабочей силы на малые и средние предприятия. Существенные изменения произошли в распределении работников по уровню образования. По мере выхода из состава рабочей силы старших и менее образованных поколений сокращается доля работников с начальным и неполным средним образованием. Бум высшего образования среди молодежи также ведет к росту удельного веса обладателей соответствующих дипломов: в нашей выборке они составляли 25,1% в 2005 г. против 21,9% в 1998 г.

Теперь обратимся к нашей основной переменной — заработной плате. Среднемесячные заработные платы, рассчитанные по данным РМЭЗ, заметно меньше значений, публикуемых Росстатом. С одной стороны, это связано с тем, что в РМЭЗ недопредставлены домохозяйства с высокими доходами и, следовательно, работники с высокими заработками. С другой стороны, эти расхождения частично могут объясняться методологическими расхождениями между данными Росстата и РМЭЗ. Росстат оперирует данными о начисленных заработных платах до вычета подоходного налога, в то время как респондентам РМЭЗ задаются вопросы о «чистой» заработной плате, полученной на руки. Кроме того, в показатели среднемесячной заработной платы, приводимые Росстатом, включаются премии и дополнительные выплаты по итогам года; их учет в рамках РМЭЗ может быть неполным. Тем не менее масштабы расхождений не столь велики. Средние заработные платы в РМЭЗ на протяжении всего периода стабильно держались на отметке 87—90% от уровня значений, сообщаемых Росстатом (за вычетом 13%-го подоходного налога). Лишь в 2000 г. этот показатель составил 83%.

4. Как менялся общий уровень дифференциации

«Вооружившись» одинаково построенными показателями заработной платы для всех индивидов и за все анализируемые годы, мы теперь можем оценить динамику её уровня и дифференциации. Мы начинаем наше обсуждение с рассмотрения всех работников в целом, а затем переходим к более детальному анализу внутри отдельных групп и между этими группами.

В табл. 3 приведены все основные показатели размера и дифференциации заработной платы для месячных и часовых заработных плат за 1998—2005 гг. Это единственная таблица, в которой представлены часовые заработки²⁶. Мы приводим её лишь для того, чтобы показать влияние вариации в продолжительности рабочего времени на неравенство. Далее мы не будем возвращаться к часовым заработкам и тому есть две основные причины. Во-первых, почасовая оплата как исходная единица учета и формирования оплаты труда мало распространена в российской экономике. Во-вторых, полученные расчетным образом часовые ставки содержат двойные ошибки измерения: на ошибки в измерении месячных заработков накладываются ошибки в измерении часов работы.

Как следует из табл. 3, показатели неравенства, рассчитанные по часовым и месячным заработкам, очень близки между собой и меняются во времени схожим образом. Более того, на протяжении всего рассматриваемого периода разрыв между ними постоянно сокращался и к 2004 г. практически исчез. Это представляется неожиданным результатом, так как обычно различия в месячных заработных платах выше, чем в часовых, поскольку различия в продолжительности рабочего времени вносят дополнительную вариацию в заработки. Кроме того, разные индивиды, различающиеся субъективными предпочтениями относительно ценности досуга, по-разному реагируют предложением своего труда на увеличение ставок почасовой оплаты. С одной стороны, проявляется действие эффекта дохода, поскольку с ростом часовых ставок индивид становится богаче при сохранении или даже уменьшении времени работы. С другой стороны, действует эффект замещения, побуждающий индивида работать больше в ответ на увеличение часовых ставок. С ростом часовых ставок увеличивается альтернативная стоимость времени досуга — растут упущенные доходы каждого дополнительного часа досуга. В России, похоже, эффект дохода берет верх над эффектом замещения: дольше всего в среднем работают индивиды с низкими часовыми заработками, а по мере роста часовых заработков продолжительность рабочего времени снижается. Именно за счет этого эффекта сглаживаются различия в дифференциации часовых и месячных заработков.

Другое возможное объяснение близости неравенства по часовым и месячным ставкам состоит в том, что индивиды с более высокими часовыми заработками ограничены в увеличении времени занятости по основному месту работы и более склонны к вторичной занятости. Однако по данным РМЭЗ зависимости между часовой ставкой и наличием второй работы не прослеживается.

²⁶ Часовые ставки получены расчетным образом делением среднемесячной заработной платы на среднюю продолжительность рабочей недели, умноженную на 4,2.

На рис. 2а и 2б показаны графики сглаженных плотностей распределения заработных плат по годам. Они дают наглядное представление об общей динамике неравенства по заработной плате. Стабильный рост заработных плат на протяжении всего периода отражается в сдвигах графиков вправо по горизонтальной оси, а некоторое сжатие распределения (увеличение высоты «колокола») свидетельствует о снижении дифференциации. Из рисунков видно, что наиболее существенные изменения имели место в 1998—2002 гг. Графики, относящиеся к последующим годам, имеют очень похожую форму. Это означает, что профили неравенства становятся все более стабильными (устойчивыми).

Данные, приведенные в табл. 3, подтверждают эти выводы. Первые посткризисные годы (2000—2001 гг.) ознаменовались самым высоким уровнем неравенства. По сравнению с 1998 г. неравенство выросло по всей шкале распределения. Об этом говорят все рассчитанные нами показатели: все децильные коэффициенты, коэффициент Джини и энтропийные меры. Разрыв в заработках у работников 9-го и 1-го децилей вырос с 7,5 до 8,3 раз, коэффициент Джини — с 0,41 до 0,44, коэффициент вариации — с 0,89 до 0,96²⁷. Коридор заработных плат растягивался прежде всего за счет ускоренного роста заработных плат в верхней части распределения. Наоборот, реальные заработки в нижнем хвосте распределения за посткризисный период выросли в меньшей степени. Например, заработная плата наиболее высокооплачиваемых работников (P95) в 2001 г. составляла 154% от уровня 1998 г., а самых низкооплачиваемых (P5) — лишь 136%. По-видимому, относительно высокооплачиваемые и, как можно предположить, высококвалифицированные работники быстрее и успешнее справлялись с последствиями финансового кризиса; спрос на их труд восстанавливался быстрее.

В последующие годы ситуация изменилась: темпы роста заработных плат в нижних сегментах распределения стали существенно опережать темпы роста в верхних сегментах. Реальная заработная плата 5-го перцентиля (P5) за период 2001—2005 гг. выросла в 1,92 раза, а в 95-м перцентиле (P95) — в 1,45 раза. Таким образом, мы видим разворот тенденции, наблюдавшейся в первые посткризисные годы.

В результате в целом за 1998—2005 гг. заработные платы 5-го перцентиля в реальном выражении увеличились в 2,6 раза, тогда как заработные платы 95-го перцентиля только в 2,2 раза. Более быстрый рост заработков в нижней части распределения привел к заметному сокращению неравенства. Децильный коэффициент (p90/p10) снизился с 8,3 в 2001 г. до 6,3 в 2005 г., а коэффициент Джини за тот же период сократился с 0,44 до 0,39; энтропийные меры GE(0) и GE(1) упали с 0,34—0,35 до 0,26—0,27. Согласованное

²⁷ Все показатели неравенства рассчитывались по номинальным заработным платам.

снижение всех показателей дифференциации говорит о том, что этот процесс (сокращение неравенства) в той или иной степени затронул все сегменты распределения. Однако он не был плавным и монотонным — заметный перелом в динамике неравенства произошел в 2002 г., когда показатели неравенства опустились ниже докризисного уровня. Особенно быстро сокращалось неравенство в нижней части распределения: коэффициент p50/p10 уменьшился с 3,1 до 2,6. В 2003 г. выросло неравенство в верхней части распределения, что несколько потянуло вверх все показатели неравенства. Однако этот новый эпизод повышения неравенства не был затяжным: уже с 2004 г. дифференциация заработков вновь начинает сокращаться, хотя и существенно медленнее, чем в 2002 г.

По мере снижения неравенства заметно сокращается численность «работающих бедных», поскольку сжималась нижняя часть распределения. Стандартным показателем бедности на рынке труда является доля работников с заработной платой ниже половины медианы. Всего за пять лет с 2000 по 2005 г. этот показатель упал с 24,9% до 18,9%. Одновременно доля нижнего квинтиля распределения (20% работников с наиболее низкими заработными платами) в суммарных заработках выросла на четверть — с 4,7% до 5,7%.

Однозначный ответ на вопрос о том, что именно стало главной причиной сокращения доли работающих бедных, дать затруднительно. Посткризисный рост, во многом связанный с девальвацией рубля и развитием импортозамещающих производств, мог стимулировать спрос на определенные категории работников в промышленности и сельском хозяйстве. В этот период задержки заработной платы быстро рассасывались, росла продолжительность рабочего времени и экономика энергично «впитывала» рабочую силу, прежде либо незанятую (мы наблюдаем быстрое сокращение безработицы и рост занятости), либо недозанятую (а потому малооплачиваемую). Спрос на труд в этот период дополнительно «подогревался» не только начавшимся ростом цен на российские экспортные товары (энергоносители), но и рядом важных налоговых реформ. Здесь могли «сработать» и отдельные институциональные факторы, в частности, повышение минимальной заработной платы и соответствующее смещение вверх шкалы ЕТС.

К сожалению, формально проверить гипотезу о влиянии повышения МРОТ на уровень оплаты в нижней части распределения достаточно сложно. Во-первых, пересмотры МРОТ в этот период были эпизодическими, а их влияние (соотношение со средней заработной платой) — краткосрочным. Во-вторых, до недавнего времени МРОТ фактически определял не нижнюю границу оплаты труда, а лишь нижнюю границу ее фиксированной (тарифной) части, в которую не входят даже региональные надбавки. Поэтому, имея данные о заработках в целом, невозможно идентифицировать работников,

на заработную плату которых МРОТ оказывает непосредственное воздействие. В-третьих, МРОТ задавал размер ставки Единой тарифной сетки (ЕТС), а потому при его изменении происходило смещение всей тарифной сетки. Повышение же ставок заработной платы во всем бюджетном секторе могло оказывать повышающее давление и на заработные платы в частном секторе²⁸. Другими словами, в России изменение МРОТ имеет гораздо больше побочных эффектов, чем, например, в США, а потому стандартные методики оценки влияния минимальных стандартов оплаты на дифференциацию заработных плат для российских данных неприменимы.

Впрочем, некоторые факты все же могут свидетельствовать о том, что неравенство реагировало на величину МРОТ. Так, коэффициент корреляции между коэффициентом Тейла и отношением МРОТ к средней заработной плате, рассчитанный по данным РМЭЗ за 1998—2005 гг., составил $-0,53$, что говорит о наличии обратной корреляционной зависимости между этими показателями. Из-за малого количества наблюдений эта связь не является статистически значимой, но отрицательный знак коэффициента корреляции соответствует ожиданиям: с увеличением величины МРОТ по отношению к средней заработной плате происходит снижение дифференциации заработков. Безусловно, наличие корреляции не означает автоматически существование причинно-следственной связи, но указывает на необходимость сбора/поиска подходящих статистических данных и более глубокого исследования этого вопроса.

Динамику заработной платы в разных сегментах распределения можно проиллюстрировать с помощью графиков изменения логарифмированных заработных плат по процентиям распределения. Этот подход, предложенный в работе К. Джуна, К. Мерфи и Б. Пьерса²⁹, реализован на рис. 3. Для построения такого графика из значения каждого процентия в конечном году периода необходимо вычесть значение этого же процентия в базисном году. Например, наш график представляет собой линию, построенную следующим образом: из значения 1-го дециля в 2005 г. вычитается значение 1-го дециля в 1998 г., из медианы 2005 г. вычитается медиана 1998 г. и т.д. для каждой точки распределения. Подчеркнем, что этот график отличается от графиков мобильности и не отслеживает изменение заработных плат конкретных индивидов. Он лишь показывает разность в заработках между од-

ними и теми же позициями на шкале их распределения. Чтобы рассчитать по этому графику во сколько раз изменилась заработная плата работников в той или иной части распределения, необходимо взять экспоненту от координаты интересующей точки по оси y .

Рис. 3 позволяет повторить вывод о том, что выгоды от экономического роста получили все группы работников, но наиболее интенсивный рост реальных заработных плат наблюдался всё же в нижней части распределения. Однако внутри периода темпы роста заработных плат различались по процентиям. Так, в 1998—2000 г., как мы уже видели, заработные платы увеличились в верхней части распределения, тогда как в нижней части рост был нулевым. Наоборот, в 2000—2002 гг. более быстрым темпом росли заработки низкооплачиваемых работников. В 2003—2005 гг. заработки по всей шкале распределения росли более равномерно, хотя некоторое отставание высокооплачиваемых групп все же сохранилось.

5. Изменение неравенства по подгруппам

До сих пор мы рассматривали динамику неравенства по всей выборке в целом, не обращая внимание на то, что тенденции для отдельных групп могли отличаться от общего тренда. Теперь мы более детально рассмотрим изменения в неравенстве для отдельных групп населения. Анализируемые группы выделяются как по индивидуальным характеристикам работников, так и по параметрам занимаемых ими рабочих мест. В первом случае мы рассматриваем пол, возраст, уровень образования, профессиональный статус, во втором — местоположение (тип населенных пунктов) и форму собственности предприятий.

Пол

В табл. 4 представлены показатели неравенства для заработных плат мужчин и женщин. Несмотря на схожесть траекторий, некоторые различия между ними заметны. В начале периода, хотя значения коэффициентов Джини и Тейла были близки, значения децильного коэффициента ($p90/p10$) различались. В 2000 г. децильный коэффициент составлял 9,2 для мужчин и 7,1 для женщин (разница почти в 30%). Это означает, что основные различия в распределениях заработных плат мужчин и женщин объяснялись хвостами распределения. У мужчин уровень неравенства в нижнем хвосте распределения был существенно выше. Низкооплачиваемые мужчины получали примерно столько же, сколько и низкооплачиваемые женщины, но по мере движения к верхним децилям разрыв все больше и больше увеличивался.

²⁸ Подробнее о механизме формирования заработной платы в бюджетном секторе см.: Гимпельсон В.Е., Лукьянова А.Л. Быть бюджетником в России: удачный выбор или несчастная судьба? // Экономический журнал ГУ ВШЭ. 2006. № 4; Гимпельсон В.Е., Лукьянова А.Л. «О бедном бюджетнике замолвите слово...»: межсекторные различия в заработной плате // Вопросы экономики. 2006. № 6.

²⁹ Juhn C., Murphy K., Pierce B. Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill // Journal of Political Economy. 1993. No. 101. P. 410—442.

Однако к 2003 г. дифференциация заработков среди мужчин и женщин сравнялась по всем показателям, что отразилось в снижении значений децильного коэффициента до 6,6—6,7 для обеих групп.

На рис. 4 прирост заработных плат за 1998—2005 гг. показан отдельно для мужчин и для женщин. Мы видим, что неравенство среди мужчин сократилось в большей степени. Темпы роста реальной заработной платы у мужчин почти монотонно снижаются по мере движения от нижних процентилей распределения к верхним. Так, заработки самых низкооплачиваемых мужчин (из первого дециля распределения) выросли примерно в 2,6 раза, тогда как заработки в верхнем дециле увеличились лишь в 2 раза. Именно ускоренное «подтягивание» низких заработных плат стало основной причиной сокращения неравенства среди мужчин.

Среди женщин столь ощутимого сокращения неравенства мы не наблюдаем. Снижение темпов роста заработной платы заметно лишь для верхней трети распределения, в остальных же сегментах реальные заработки женщин за 1998—2005 гг. выросли приблизительно в 2,3 раза. Прирост заработков у низкооплачиваемых женщин был существенно скромнее, чем у мужчин. Однако выше медианы и вплоть до девятого дециля картина обратная: заработные платы женщин росли быстрее, чем у мужчин.

Сжатие неравенства существенно повлияло на различия в уровнях заработных плат мужчин и женщин, хотя эти изменения слабо затронули средние показатели гендерного разрыва. Из табл. 4 видно, что в 2005 г. медианная заработная плата женщин составляла лишь 65% от медианной заработной платы мужчин и была лишь на 2 п.п. выше, чем в 1998 г. Однако ниже и выше медианы изменения все же имели место. Интенсивный рост заработных плат у мужчин с низкой заработной платой привел к снижению относительных заработных плат женщин в нижней части распределения, где гендерный разрыв в заработках соответственно увеличился. Однако, поскольку в верхней части распределения заработные платы женщин росли быстрее, чем у мужчин, то и гендерный разрыв в этой части, наоборот, не сколько сократился.

В самой нижней панели табл. 4 представлено разложение общего неравенства на внутри- и межгрупповую составляющие по методу Коуэла — Дженкинса³⁰. Для разложения мы выбрали индекс Тейла, который одинаково чувствителен к изменениям заработков в разных частях распределения. Основной вклад в дифференциацию заработных плат вносят различия внутри обеих гендерных групп. Межгрупповое неравенство объясняет лишь около

³⁰ Cowell F., Jenkins S. How Much Inequality Can We Explain? A Methodology and an Application to the United States // *Economic Journal*. 1995. No. 105. P. 421—430. Формальное представление этого метода см. в Приложении А.

6—8% общей вариации заработков или, говоря другими словами, внутригендерное неравенство намного существеннее, чем между гендерными группами. В последние годы наблюдается некоторое увеличение значимости межгруппового неравенства: продолжающееся снижение внутригруппового неравенства не сопровождается сокращением различий в заработной плате мужчин и женщин. Результаты декомпозиции служат дополнительным свидетельством в пользу того, что гендерные различия в заработках сохраняются. Улучшение относительного положения женщин в верхней части распределения было слишком мало, чтобы компенсировать (относительные) потери среди женщин с низкой заработной платой.

Возраст

В табл. 5 представлены показатели неравенства по заработной плате для отдельных возрастных групп. Значения этих показателей по возрастным группам постепенно сближаются. Наибольший разброс групповых показателей неравенства наблюдался в 2000—2001 гг., когда и общее неравенство было максимальным. В последующие годы сокращение общего неравенства сопровождалось внутригрупповым выравниванием. Если в 2001 г. коэффициент Джини составлял 0,40 для работников старше 50 лет и 0,46 для 30—39-летних, то в 2005 г. для всех групп значения коэффициента Джини находились в диапазоне 0,38—0,40. В целом за весь рассматриваемый период неравенство было наиболее низким в самой старшей и самой младшей возрастных группах. В средних возрастах дифференциация заработных плат была выше, хотя и незначительно.

Рост дифференциации заработных плат по мере «взросления» когорт наблюдается во многих странах. Объяснения этому эффекту предложены в теории обучения (learning) и теории сортировки (sorting).

В модели Г. Фабера и Р. Гиббонса, построенной на основе теории обучения, рост дисперсии заработных плат положительно связан с опытом работы³¹. Если истинная производительность работника изначально не известна ни ему самому, ни его работодателям, то «стартовая» заработная плата у всех начинающих должна быть одинаковой. По мере получения работодателем дополнительной информации о фактической производительности конкретного работника заработная плата последнего должна приближаться к его производительности и тем самым вариация в оплате должна возрастать. Естественно, что в реальной жизни работодатель получает целый спектр сигналов о потенциальной производительности даже начинающих работников

³¹ Farber H., Gibbons R. Learning and Wage Dynamics // *Quarterly Journal of Economics*. 1996. No. 111. P. 1007—1048.

(например, уровень образования, репутация учебного заведения, интервью с кандидатом), а потому даже «стартовые» заработные платы оказываются дифференцированными.

Согласно теории сортировки работники, накапливая опыт и меняя места работы, постепенно узнают о своих реальных конкурентных преимуществах, значительная часть которых может выявляться лишь в процессе работы³². Эти знания дают возможность работникам осмысленнее подходить к поиску работы и выбирать те рабочие места, которые позволяют им наиболее полно реализовать потенциальную конкурентоспособность. Теория обучения и теория сортировки сходятся в своих предсказаниях относительно изменения формы распределения заработных плат: по мере взросления когорты должно увеличиваться число индивидов, перемещающихся в правый хвост распределения. Эти изменения транслируются в увеличение показателей неравенства.

В условиях переходной экономики на возрастную структуру заработков оказывают воздействие дополнительные специфические факторы. Например, значительная часть человеческого капитала, накопленного при социализме, обесценилась. Работодатели, особенно в новом частном секторе, при найме на работу, при прочих равных, склонны отдавать предпочтение более молодым работникам, которым легче адаптироваться к меняющимся условиям. Это ведет к снижению относительных заработных плат у многих представителей средних и особенно старших возрастов, которым сложнее компенсировать обесценение человеческого капитала. Следует учитывать и то обстоятельство, что с возрастом снижается склонность к инвестициям в человеческий капитал и их эффективность, поскольку сокращается период времени, в течение которого эти инвестиции могут давать отдачу. Поэтому работники старших возрастов легче соглашаются на рабочие места, предполагающие нисходящую трудовую мобильность, чем на варианты, требующие активного переобучения. Механизмы, описанные в теориях обучения и сортировки, также были подорваны, поскольку изменились и сами требования работодателей. В результате максимум заработков сместился из возрастной группы 45—50 лет к более молодым когортам, а дисперсия заработков в старшей возрастной группе снизилась.

Изменения в реальной заработной плате работников по разным возрастным группам представлены на рис. 5. Почти во всех процентах быстрее всего росли заработки у самых молодых работников — 15—29-летних. Далее следует возрастная группа от 30 до 39 лет. Меньше всего в среднем выросли заработки 40—49-летних работников, при этом даже в самой старшей возрастной группе (50 лет и старше) большинство работников получило более

³² Gibbons R., Katz L., Lemieux T., Parent D. Comparative Advantage, Learning, and Sectoral Wage Determination // Journal of Labor Economics. 2005. No. 23. P. 681—724.

значительную прибавку в реальных заработках. В результате подобных изменений медианные заработки работников в младшей и средних возрастных группах фактически сравнялись. Для работников старше 50 лет в течение всего периода «премия» за возраст была нулевой или даже отрицательной (табл. 5). Декомпозиция неравенства на внутри- и межгрупповую составляющие также показывает, что различия в заработных платах между возрастными группами практически не влияют на общий уровень неравенства.

Образование

Табл. 6 показывает снижение дифференциации внутри образовательных групп с увеличением уровня образования, хотя их рейтинг по уровню неравенства чувствителен к применяемому показателю. Однако все используемые нами меры свидетельствуют о том, что наиболее дифференцированы заработные платы у работников, не имеющих профессионального образования. До последнего времени различия в уровне внутригруппового неравенства среди работников с полным средним образованием и работников с неполным средним образованием и ниже были невелики. Траектории изменения показателей неравенства для этих двух групп начали расходиться лишь в 2004—2005 гг. Неравенство среди наименее образованных работников стало резко усиливаться, в то время как в остальных образовательных группах оно продолжало сокращаться.

На рис. 6 приведены графики кривых Лоренца для групп с минимальным (неполное среднее и ниже, включая НПО без полного среднего образования), полным средним (включая НПО на базе средней школы) и высшим образованием для 2005 г. Мы видим, что эти кривые не пересекаются. При этом график для группы с высшим образованием располагается строго выше двух других, а для группы с неполным средним лежит ниже всех. Подобное расположение кривых говорит о том, что у обладателей дипломов о высшем образовании заработки распределены более равномерно по всей шкале заработных плат. Соответственно, среди работников с минимальным уровнем образования степень неравенства заработных плат выше во всех частях распределения. Этот вывод указывает на специфичность российского рынка труда: в развитых странах дисперсия заработков обычно растет по мере увеличения уровня образования, что объясняется различиями в качестве образования и в уровне способностей. Кроме того, в исследованиях по западным странам показывалось, что от накопления опыта работы в большей степени выигрывают более образованные работники. Эффект от взаимодействия опыта работы и образования также ведет к усилению дифференциации внутри более образованных групп. В России, по-видимому, они могут взаимопогашаться.

Одно из возможных объяснений того, что люди с более высоким уровнем образования имеют более высокие и устойчивые заработки в период

экономической нестабильности, связано с тем, что человеческий капитал помогает адаптироваться к неравновесным ситуациям³³. Данные РМЭЗ подтверждают эту гипотезу. В первые посткризисные годы неравенство среди работников, имеющих среднее и высшее профессиональное образование, выросло значительно скромнее, чем в других образовательных группах. С другой стороны, это может объясняться значительной концентрацией обладателей такого образования в бюджетном секторе экономики, несколько изолированном от влияния рынка.

На рис. 7 показан рост реальных заработных плат по уровню образования³⁴. Заработные платы у имеющих начальное профессиональное образование в нижних сегментах распределения росли значительно быстрее, чем у других образовательных групп. Так, заработки самых низкооплачиваемых работников с начальным профессиональным образованием (из первого квинтиля распределения) выросли примерно в 2,6 раза, тогда как заработки в верхнем квинтиле увеличились в 2,2 раза. Это привело к осязательному росту премии на начальное профессиональное образование (по сравнению с общим средним) в нижних сегментах распределения, но различия в медианных заработных платах не изменились. В 2005 г. медианный работник с начальным профессиональным образованием получал на 11% больше медианного работника с законченным средним образованием; в 1998 г. это превышение составляло 7% (см. табл. 6). Внутри периода (в 2000—2001 гг.) премии за начальное профессиональное образование у медианного работника достигали 18—20%. На рост отдачи от начального профессионального образования в этот период могло повлиять оживление в промышленности, где занято большинство таких работников. Рост промышленного производства стимулировал спрос на работников рабочих специальностей.

Для работников с другими уровнями образования рост заработной платы по децилям распределения был более равномерным. Например, заработки работников со средним профессиональным образованием по всей шкале распределения поднялись примерно в 2,2 раза. Почти во всех процентилях график роста заработных плат для работников с полным средним образованием лежит выше, чем для работников со средним профессиональным образованием. Это означает, что на протяжении всего периода премии на

³³ *Schultz T.* The Value of the Ability to Deal with Disequilibria // *Journal of Economic Literature*. 1975. No. 13. P. 827—846.

³⁴ Построенная нами переменная образования учитывала лишь то образование, которое завершилось получением диплома. Поэтому имеющие незаконченное высшее образование не выделялись в отдельную группу, они попадали либо в группу имеющих полное среднее образование, либо в группы имеющих начальное и среднее профессиональное образование в зависимости от того, закончили ли они техникум или ПТУ до поступления в ВУЗ. Кроме того, мы объединили в одну группу тех, кто получал начальное профессиональное образование на базе полной и неполной средней школы.

среднее профессиональное образование (относительно других уровней образования) снижались по всей шкале распределения. Так, например, для медианных заработных плат эта премия в последние годы колеблется вокруг нулевой отметки.

Среди работников с высшим образованием наибольший прирост получили группы, находящиеся чуть ниже медианы в районе третьего-четвертого децилей распределения. Размеры средних премий на высшее образование в целом за период не изменились, и в 2005 г. работники с высшим образованием получали примерно на 50% больше, чем закончившие лишь среднюю школу. Внутри периода медианные премии достигли максимальных значений (66%) в 2001 г.

В нижней панели табл. 6 мы приводим результаты декомпозиции индекса Тейла для разных образовательных групп. Вклад межгрупповой составляющей в неравенство на протяжении периода колебался от 3,8% до 6,1%. Причем в последние годы эта величина была ближе к 5%, хотя говорить о каком-либо ярко выраженном тренде довольно сложно. Столь малая величина означает, что средние заработки по группам малоразличимы. В действительности, как мы видели, значительную прибавку к заработной плате дает лишь высшее образование.

Профессии

Для выделения профессиональных групп мы пользуемся стандартной классификацией профессий/занятий³⁵. Среди 9 групп внутригрупповое неравенство оказывается минимальным в двух — среди квалифицированных рабочих и работников сферы обслуживания, ЖКХ и торговли. При этом среди работников сферы обслуживания, ЖКХ и торговли в первые посткризисные годы неравенство не только не выросло, но продолжало снижаться. Лишь в 2003 г. для этой группы мы наблюдаем всплеск дифференциации заработков. В течение всего рассматриваемого периода, за исключением 2000 г., первенство по равномерности распределения заработных плат держат квалифицированные рабочие.

Самая высокая дисперсия заработков в последние годы наблюдается среди неквалифицированных рабочих и специалистов среднего уровня квалификации. Эти же две группы, а также «примкнувшие к ним» полуквалифицированные рабочие, наиболее остро отреагировали и на финансовый кризис 1998 г. Коэффициент Джини у них в течение двух лет подскочил с 0,40—0,42 до 0,45—0,46. При этом только полуквалифицированным рабочим

³⁵ Основные определения профессиональных групп и межпрофессиональная дифференциация в статике подробно рассматриваются в работе: *Белокопная Л., Гимпельсон В., Горбачева Т., Жихарева О., Капелюшников Р., Лукьянова А.* Формирование заработной платы: взгляд через «призму» профессий // *Вопросы экономики*. 2007. № 10.

удалось успешно справиться с всплеском неравенства к 2005 г.: значение коэффициента Джини у них снизилось до 0,37. Среди неквалифицированных рабочих и специалистов среднего уровня квалификации дифференциация заработков осталась высокой.

Обращают на себя внимание близкие значения динамики неравенства в двух группах — среди руководителей и работников сферы обслуживания, торговли и ЖКХ. Несмотря на существенные различия в уровне дифференциации (коэффициент Джини для заработков руководителей на 0,4—0,5 п.п. выше, чем у работников торговли), профили изменения неравенства в точности повторяют друг друга. Лишь в этих двух группах неравенство в 2000—2001 гг. было ниже, чем в 1998 г., а затем обе группы пережили краткосрочный скачок в уровне неравенства в 2003 г. Причина может заключаться в том, что именно они наиболее чувствительны к изменениям экономической ситуации и их зарплаты в наименьшей степени ограничены институциональными факторами.

Группа «лидирующая» по уровню (здесь он наивысший) неравенства, и группа-«аутсайдер» (с наименьшим неравенством) выделяются достаточно явно. Это, соответственно, неквалифицированные и квалифицированные рабочие. Положение же остальных групп относительно друг друга меняется год от года, хотя к нижней границе коридора неравенства тяготеют работники сферы обслуживания, ЖКХ и торговли, ближе к верхней границе располагаются специалисты среднего уровня квалификации и руководители.

Рис. 8а и 8б показывают, как заработные платы менялись по процентиллям распределения в каждой из профессиональных групп. На рисунках хорошо видно, что групповые профили изменений заметно отличаются друг от друга. Снижение темпов роста заработных плат по мере движения от нижних к верхним процентилям распределения среди «белых воротничков» наблюдается лишь в категории руководителей. В то же время среди «синих воротничков» более быстрый рост заработков в низкооплачиваемых сегментах затронул три группы — квалифицированных и полуквалифицированных рабочих, работников сферы обслуживания, ЖКХ и торговли. Во всех остальных профессиональных группах заработки росли более-менее равномерно. В целом по всей выборке, однако, заработки менее квалифицированных групп работников росли более высокими темпами. Наиболее существенно за 1998—2005 гг. увеличились заработные платы неквалифицированных рабочих. Если исключить сравнительно малочисленную группу руководителей, то среди «белых воротничков» лидером по темпам роста заработной платы стала группа служащих, занятых подготовкой информации, за ней следовали специалисты средней квалификации. Зарботки специалистов высшего уровня квалификации росли медленнее практически вдоль всей шкалы распределения.

Дифференциация заработных плат между крупными профессиональными группами вносит достаточно весомый вклад в общее неравенство. В среднем за 1998—2005 гг. он составил около 7,5%. Это выше, чем роль различий в уровне образования и сопоставимо с влиянием гендерного фактора. Однако это достаточно мало в сравнении с неравенством внутри профессиональных групп.

Тип населенного пункта

Мы выделили четыре типа поселений: это «столицы» (Москва и Санкт-Петербург), столицы других субъектов РФ, города (областного, краевого или республиканского подчинения), поселки городского типа и сельские населенные пункты. Дифференциация заработных плат существенно выше среди жителей сельских населенных пунктов и нестоличных городов (табл. 8). При этом если среди жителей провинциальных городов в последние годы продолжается снижение неравенства, то среди сельских жителей показатели неравенства остаются с 2002 г. практически неизменными. В группах жителей областных центров и метрополий дисперсия заработков существенно меньше на протяжении всего периода.

Рис. 9 иллюстрирует приросты заработной платы по типам поселений. Наибольшее отставание и значительная неравномерность темпов роста наблюдаются в городах областного подчинения. В этой группе поселений темпы роста заработной платы для нижних децилей сопоставимы с другими группами, в верхних же децилях они существенно ниже. Для обеих столиц и областных центров графики роста заработных плат также имеют отрицательный наклон. Для сельских населенных пунктов картина обратная: средние темпы роста заработной платы в верхней части распределения в течение всего периода были выше, чем в нижней.

На большей части распределения наиболее быстро росли заработки в Москве и Санкт-Петербурге. В итоге заработные платы здесь еще сильнее оторвались от заработных плат в остальной части страны. Меньше всего — лишь на 4 п.п. — увеличился разрыв в медианных заработках между работниками, проживающими в обеих столицах, и сельскими жителями. По медианным заработным платам разрыв между столицами и областными центрами увеличился на 9 п.п.: заработные платы жителей областных центров составляли 70% от зарплат жителей столиц в 2000 г. и всего 61% в 2005 г. Отрыв столиц от областных городов был еще более впечатляющим. Медианные заработные платы жителей областных городов упали с 70% от уровня столиц до 56%. Таким образом, областные города существенно ухудшили свое положение и относительно областных центров, и даже относительно сельской местности.

Вклад межпоселенческих различий в структуру неравенства по заработной плате очень велик — около 10—15% общего неравенства объясняется именно этим фактором (см. нижнюю панель табл. 8). Причем со снижением общего уровня неравенства значимость этого фактора не падает. Вклад поселенческого фактора в структуру неравенства начал расти с 2001 г. и заметно подскочил в 2003 г. Анализ разрывов в заработной плате показывает, что это произошло из-за резкого скачка заработков в Москве и Санкт-Петербурге. В последующие годы заработки в областных центрах и сельской местности стали понемногу подтягиваться, в результате чего межпоселенческое неравенство начинает медленно снижаться. Другими словами, выгоды экономического роста первыми ощутили на себе столичные жители, но постепенно они распространяются и на другие регионы страны, начиная с областных центров. Росту заработков на селе в последние годы могла способствовать благоприятная конъюнктура и начало экономической реструктуризации сельского хозяйства.

Форма собственности предприятия

Мы сосредоточим внимание лишь на одной структурной характеристике предприятий — форме собственности. К сожалению, приходится признать невысокую точность измерения этого показателя (как и других характеристик предприятий) в РМЭЗ. Все данные о предприятиях-работодателях записывались со слов респондентов, которые могут быть недостаточно информированы о фактической ситуации на своем предприятии. Поэтому вопрос о принадлежности предприятия к частному или государственному сектору решался исходя из ответов на два вопроса анкеты: «J24. Скажите, пожалуйста, являетесь владельцами или совладельцами Вашего предприятия, организации иностранные фирмы или иностранные частные лица?» и «J25. Скажите, пожалуйста, являетесь владельцами или совладельцами Вашего предприятия, организации какие-то российские частные лица, коллектив предприятия или российские частные фирмы?». Респондент считался занятым в государственном секторе, если он ответил отрицательно на оба вопроса. Все остальные работники, в том числе занятые на предприятиях смешанной, совместной и иностранной форм собственности, были отнесены к занятым в частном секторе.

В соответствии с таким критерием доля занятых в государственном секторе сократилась с 62,4% в 1998 г. до 45,3% в 2005 г. (см. табл. 2). Эти доли заметно выше, чем публикуемые Росстатом. Так, по данным Росстата, в 2005 г. лишь 33,7% всех занятых работали на предприятиях государственной и муниципальной форм собственности. Это свидетельствует о том, что работники действительно не имеют точных сведений о реальных собственниках предприятий, на которых они работают. Это также означает, что получен-

ные результаты следует считать приблизительными. С этой оговоркой мы и продолжаем анализ.

Дифференциация заработных плат внутри секторов оставалась чрезвычайно близкой на протяжении всего периода, за исключением 2002 г. (табл. 9). В 2002 г. в государственном секторе показатели неравенства достаточно резко снизились, но и локальный всплеск неравенства в 2003 г. целиком определялся государственным сектором. В частном секторе снижение неравенства шло медленнее, и к уровню неравенства в государственном секторе частный сектор приблизился только в 2004 г.

Согласно рис. 10 в целом за период с 1998 по 2005 г. заработные платы в государственном секторе выросли более существенно, чем в частном. При этом опережение, хотя и небольшое, шло по всей шкале распределения. Как в государственном, так и в частном секторе быстрее росли заработные платы низкооплачиваемых работников.

Декомпозиция роста заработков по более коротким периодам показывает, что картина в действительности была не столь однозначной. «Победа» государственного сектора в «зарплатной гонке» была обеспечена стремительным ростом заработков в течение 2000—2002 гг. Как в более ранний, так и в более поздний подпериоды преимущество было на стороне частного сектора. Так, в 1998—2000 гг. частный сектор более активно компенсировал посткризисное падение реальных заработных плат. В 2002—2005 гг. заработные платы также росли быстрее в частном секторе. Обращает на себя внимание и тот факт, что до 2002 г. тенденции роста были одинаковы в обоих секторах, а расхождение трендов появилось позднее. В государственном секторе заработные платы по всей шкале выросли почти пропорционально, тогда как в частном секторе существенно быстрее росли заработки низкооплачиваемых работников.

Межсекторный разрыв в медианных заработках в целом за период уменьшился незначительно. В 1998 г. заработки медианного работника государственного сектора составляли 63% от заработков работника, занимающего ту же позицию в частном секторе. К 2005 г. относительная заработная плата медианного работника государственного сектора увеличилась до 67%, хотя внутри периода — в 2002 г. — она достигала 73%.

Вклад межсекторных различий в общее неравенство по заработной плате достаточно ощутим — он составляет около 6,5%. Это выше, чем, например, вклад образования. Значимость межсекторных различий зависит от двух факторов: во-первых, от масштаба разрыва в средних заработных платах, во-вторых, от размеров государственного сектора. Сокращение межсекторного разрыва в заработных платах ведёт к снижению вклада фактора формы собственности в общее неравенство. Максимум межсекторного неравенства достигается, если доли секторов в занятости равны. Поэтому когда доля за-

нятых в государственном секторе сокращается, например, с 60% до 50%, то межсекторное неравенство возрастает. Однако если относительная занятость в государственном секторе продолжает снижаться и дальше, то межсекторное неравенство будет также сокращаться.

Оба эти процесса мы наблюдаем на данных РМЭЗ. В 2005 г. вклад межсекторного неравенства был лишь немногим меньше, чем в 1998 г., несмотря на рост относительных заработных плат в государственном секторе. Обратим внимание, что за это время доля занятых в государственном секторе снизилась с 62,4% до 45,3%, причем доли занятых в обоих секторах сравнялись на рубеже 2002 и 2003 гг. До этой переломной точки сокращение доли занятых в государственном секторе действовало в сторону увеличения вклада межсекторного неравенства в общую дифференциацию заработков. После ее прохождения дальнейшее сокращение занятости в государственном секторе имеет уже обратный эффект.

6. Динамика «остаточного» неравенства

Выше мы уже затрагивали тему соотношения внутри- и межгруппового неравенства, но теперь рассмотрим ее более подробно. Метод Коуэла — Дженкинса, использовавшийся в предыдущем разделе для декомпозиции неравенства, обладает одним существенным недостатком. Он удобен для декомпозиции неравенства в тех случаях, когда группы выделяются по какой-либо одной характеристике (например, по уровню образования). При увеличении количества характеристик расчеты становятся все более сложными и громоздкими, поскольку вычисляются показатели неравенства внутри каждой из узких групп и между группами. В итоге мы получаем множество внутригрупповых мер неравенства, которые могут изменяться разными темпами и в разных направлениях. В то же время нам хотелось бы опираться на какой-то один индикатор, позволяющий судить о масштабах и динамике неравенства внутри групп индивидов с одинаковыми наблюдаемыми характеристиками. Его величина должна показывать, какая доля неравенства не объясняется наблюдаемыми характеристиками индивидов и, следовательно, относится на ненаблюдаемые факторы. Чем больше эта величина, тем более сильными могут быть различия между двумя индивидами при том, что последние идентичны по наблюдаемым параметрам.

Для построения подобного показателя может использоваться уравнение минцеровского типа:

$$\ln(Wage_{it}) = Y_{it} = X_{it}\beta_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где X_{it} — вектор индивидуальных (наблюдаемых) характеристик, ε_{it} — остаточный член, который при отсутствии ошибок измерения может быть отнесен на влияние ненаблюдаемых характеристик.

Из уравнения (1) видно, что дисперсия заработных плат может изменяться за счет двух групп факторов: 1) за счет изменения в наблюдаемом компоненте (вследствие изменения в распределении наблюдаемых характеристик и изменения в отдачах на наблюдаемые характеристики); 2) за счет изменения в ненаблюдаемом (необъясненном) компоненте. Дисперсия второго компонента как раз и будет указывать на величину неравенства внутри групп индивидов с одинаковыми наблюдаемыми характеристиками. Анализ дисперсии этого компонента принято называть анализом остаточного или внутригруппового неравенства (residual wage inequality/within-group inequality).

При анализе остаточного неравенства в уравнение (1) включается сравнительно небольшое число переменных — пол, уровень образования, возраст или опыт работы, регион проживания. Для такого анализа на данных РМЭЗ мы использовали в качестве регрессоров переменные пола, возраста, квадрата возраста, уровня образования (7 категорий) и региона проживания (на уровне первичных территориальных единиц, применяемых при построении выборки (PSU); всего их 37). В табл. 10 представлены значения различных коэффициентов неравенства для остатков этого уравнения. Сравнение этих коэффициентов с коэффициентами, рассчитанными для заработных плат в целом (см. табл. 3), позволяет сделать выводы о масштабах и динамике внутригруппового (необъясненного) неравенства.

Профили изменения уровня общего и остаточного неравенства повторяли друг друга. Сразу после кризиса 1998 г. выросло как общее, так и внутригрупповое неравенство. Другими словами, рост дифференциации внутри узких групп работников стал фактором усиления общего неравенства по заработной плате. При этом вклад внутригруппового неравенства весьма значителен, на что мы уже обращали внимание выше. Сравнивая соотношения 9-го и 1-го децилей по общему и остаточному распределениям, мы видим, что порядка 60% общего неравенства заработков можно отнести на счет внутригруппового неравенства (ср. табл. 3 и 10). Если сравнивать значения коэффициентов Джини, то вывод будет еще более сильным: 75% общего неравенства объясняется неравенством внутри групп. Все рассчитанные нами коэффициенты неравенства за 1998—2005 гг. свидетельствуют об увеличении доли объясненного неравенства и уменьшении вклада ненаблюдаемых характеристик. Если судить по децильному коэффициенту, то вклад необъясненного неравенства сократился с 65% в 1998 г. до 58% в 2005 г., а если по коэффициенту Джини, то с 80% до 76% за тот же период. Подобные различия между показателями указывают на то, что внутригрупповое неравенство сократилось главным образом из-за снижения дифференциации доходов

внутри узко определенных групп, т.е. за счет уменьшения роли ненаблюдаемых характеристик.

7. Почему изменилось неравенство?

В предыдущем разделе мы уже выяснили, что среди факторов, определявших динамику неравенства в 1998—2005 гг., ключевую роль играли изменения в уровне внутригрупповой дифференциации. Теперь мы сделаем следующий шаг и посмотрим на то, какой вклад в формирование неравенства внесли различные наблюдаемые характеристики, менялась ли их значимость во времени и каким образом эти изменения отражались на уровне неравенства. В поисках ответов на эти вопросы мы опять обратимся к минцеровскому уравнению, но изменим его спецификацию, включив в него большее число объясняющих переменных. Американский экономист Гарри Филдс предложил метод, позволяющий проводить разложение неравенства, используя для этого уравнение для логарифма доходов или заработных плат³⁶. Главным достоинством данного метода является его способность выявить совместное влияние нескольких факторов и при этом выделить вклад каждого из них в отдельности. К тому же метод Филдса может использоваться как для анализа факторов неравенства в каждом отдельном периоде (статическая декомпозиция), так и для анализа причин изменения неравенства во времени (динамическая декомпозиция).

Метод Филдса иногда подвергается критике за использование полулогарифмической формы зависимости и за игнорирование изменений в константе уравнения³⁷. Однако в контексте нашего исследования эти недостатки не столь существенны. Полулогарифмическая форма зависимости для заработной платы имеет долгую историю эмпирического тестирования в экономике труда, восходящую к работам Дж. Минцера, одного из создателей теории человеческого капитала. Поскольку в нашей работе рассматривается сравнительно короткий промежуток времени и нас интересуют в основном причины эволюции неравенства, а не динамика заработных плат как таковая, то мы можем проигнорировать изменения константы. Метод Филдса многократно и успешно использовался в эмпирических работах по

разным странам для разложения неравенства по доходам или заработной плате³⁸.

Данный раздел продолжает анализ объясненного и необъясненного неравенства, начатый в разделе об остаточном неравенстве. Дело в том, что при анализе остаточного неравенства существует консенсус о том, какие переменные следует включать в модель. Этот консенсус необходим для сопоставления с тенденциями в других странах. Теперь мы расширяем круг переменных.

В табл. 11 представлены результаты декомпозиции неравенства, полученной с помощью формулы (A10), для каждого года анализируемого периода. Значения в клетках таблицы говорят о том, какая доля (в %) общего неравенства может быть объяснена данным фактором. Отрицательный знак при показателе означает, что данный фактор оказывает выравнивающее воздействие на распределение заработных плат. Наоборот, положительный знак соответствует эффекту, усиливающему неравенство. Ряд факторов-переменных мы объединили в группы: демографические параметры, характеристики человеческого капитала и географические факторы³⁹. Продолжительность рабочего времени и вклад частного сектора рассматриваются отдельно.

Напомним, что при статической декомпозиции результаты одинаковы для всех непрерывных индексов неравенства, в том числе для коэффициента Джини и энтропийных показателей. Разложение неравенства на факторы показывает, что значительную часть неравенства нам так и не удастся объяснить с помощью лишь наблюдаемых переменных. Около половины вариации заработков приходится на счет ненаблюдаемых переменных, т.е. переменных, не учтенных в модели. Безусловно, некоторые из них не являются ненаблюдаемыми в строгом смысле этого слова, но в рамках РМЭЗ данные по ним не собираются. Например, с высокой долей уверенности можно предположить, что существенный вклад в объяснение неравенства могли бы внести структурные (отрасль, размер, форма собственности) и финансово-экономические характеристики (например, рентабельность, производительность, доля экспорта) тех предприятий, на которых работают наши респонденты. Финансово-экономические переменные в РМЭЗ вообще отсутствуют, а из структурных, и то с оговорками на точность измерения, мы включили в модель лишь форму собственности. В РМЭЗ задаются вопросы и о размерах предприятия, однако многие респонденты затрудняются ответить на данный вопрос. Включение этой переменной в модель привело бы к значительному сокращению выборки, чреватому потерями информации

³⁶ Подробнее о методе Филдса см. в Приложении А.

³⁷ См. *Wan G.* Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression-based Approach // *Journal of Comparative Economics*. 2004. No. 32. P. 348—363; *Podder N., Chatterjee S.* Sharing the National Cake in Post Reform New Zealand: Income Inequality Trends in Income Sources // *Journal of Public Economics*. 2002. No. 86. P. 1—27.

³⁸ Для статической декомпозиции использовалась программа *gfields*, написанная С. Колениковым для пакета *Stata*.

³⁹ Регион в уравнении учитывался на уровне первичной территориальной единицы — PSU (primary sampling unit).

и смещением оценок. Важную роль в объяснении неравенства могла бы играть отраслевая принадлежность предприятий. Согласно нашим прежним исследованиям, около 10—12% общего уровня неравенства в 1994—2000 гг. объяснялось межотраслевыми различиями в заработной плате⁴⁰. В этой же работе было показано, что исключение отраслевых переменных из уравнения приводит к росту остаточного неравенства примерно на 6 п.п., а доли неравенства, объясняемого полом, региональными факторами и формой собственности, при этом увеличиваются на 1—2 п.п. К сожалению, у нас нет данных по отраслевой принадлежности предприятий-работодателей за все годы рассматриваемого периода, поэтому мы не можем включить в модель эту переменную.

Обратим внимание на то обстоятельство, что доля необъясненного неравенства демонстрировала тенденцию к сокращению на протяжении всего рассматриваемого периода. К 2005 г. по сравнению с 1998 г. сокращение составило 2,1 п.п. Это еще одно доказательство снижения относительной роли внутригруппового неравенства, о чем уже говорилось в предыдущем разделе. Зарботные платы все в большей степени зависят от наблюдаемых характеристик работников. Это позитивный факт, который свидетельствует о стабилизации механизмов зарплатообразования в российской экономике.

До трети общего неравенства по заработной плате объясняется географическими переменными: столичностью и межрегиональными различиями. Пик влияния этих переменных пришелся на период максимального неравенства — в 2001 г. 30,6% всей вариации зарботков объяснялось именно этой группой факторов. К 2005 г. суммарное влияние географического фактора снизилось до 28,1%. При этом быстрыми темпами снижалась важность межрегиональных различий, а дифференцирующая роль столичного фактора только нарастала. К концу периода вклад столичности увеличился в 3—4 раза до 7—8% (по сравнению с 2000 г.), при этом не наблюдалось существенного роста «отдачи» на проживание в Москве (коэффициент регрессионного уравнения при соответствующей дамми-переменной даже несколько уменьшился). Причиной этого может быть увеличение, начиная с 2001 г., доли москвичей в выборке РМЭЗ⁴¹. Межрегиональные различия оказывали максимальное воздействие на неравенство в 2001 г., когда на них приходилось около четверти всей дисперсии зарботков. К 2005 г. значимость межрегиональных различий сократилась на 4 п.п., однако по-прежнему около пятой части всех различий в заработной плате объясняются фактором региона проживания.

⁴⁰ *Lukyanova A. Wage Inequality in Russia (1994—2003) // EERC Working Paper No. 06/03. 2006.*

⁴¹ Мы проверили расчеты, используя взвешенные данные по выборке 1994 г., результаты оказались очень схожими, правда, во взвешенной выборке доля москвичей также возросла.

Следующая по значимости группа факторов неравенства — это характеристики человеческого капитала. Они объясняют около 9—10% общего неравенства по заработной плате. Суммарный вклад характеристик человеческого капитала делится между образованием и профессиональным статусом в пропорции 2 к 3. Финансовый кризис 1998 г. привел к снижению важности различий между образовательными и профессиональными группами. В 2002 г. значимость этих различий была восстановлена, но в дальнейшем вновь продолжилось ее снижение. Так, вклад различий в уровне образования в структуре неравенства непрерывно сокращался на протяжении 2003—2005 гг. Хотя трехлетнее снижение еще недостаточно, чтобы говорить о появлении устойчивой тенденции, однако, на наш взгляд, на это снижение стоит обратить внимание по двум причинам. Во-первых, сокращение вклада образовательных переменных происходит на фоне стабилизации уровня неравенства. Во-вторых, в основе этого сокращения могут быть усмотрены фундаментальные факторы, а именно быстрое увеличение доли работников с высшим образованием и снижение отдачи на образование.

Анализируя дифференциацию зарботных плат в США с использованием дамми-переменных для уровней образования, Г. Филдс обнаружил резкое усиление вклада образовательных переменных в неравенство⁴². Для более детального анализа этого феномена он предложил заменить дамми-переменные в уравнении на непрерывную переменную количества лет обучения. Эта замена позволила выяснить, что в большей степени повлияло на усиление вклада образования в неравенство — рост вариации в количестве лет обучения либо увеличение отдачи на год обучения. Мы воспользовались тем же приемом. Оказалось, что на протяжении рассматриваемого периода наблюдалась устойчивая тенденция к снижению вариации количества лет обучения, что связано с увеличением доли работников, имеющих высшее образование. В то же время отдача на каждый дополнительный год образования колебалась в очень узком диапазоне вокруг 6%-й отметки, но в 2004—2005 гг. она была ниже средней за предыдущие четыре года примерно на 0,5 п.п. Это может говорить о некотором снижении отдачи на образование. Таким образом, наблюдавшееся в 2004—2005 гг. сокращение вклада образовательных переменных в неравенство связано со снижением вариации в количестве лет образования при возможном уменьшении отдачи на образование. Если обе эти тенденции сохранятся, то вклад различий в уровне образования в неравенство будет снижаться и в дальнейшем.

⁴² *Fields G. Accounting for Income Inequality and its Change: A New Method, with Applications to the Distribution of Earnings in the United States (manuscript). Cornell University, 2002.*

В уравнение, на оценках которого строится декомпозиция по Филдсу, включалась еще одна характеристика человеческого капитала — специальный стаж. Его вклад в неравенство оказался отрицательным, т.е. специальный стаж оказывает выравнивающее влияние на дифференциацию заработных плат, но оно ничтожно мало.

Вся группа (наблюдаемых) демографических переменных объясняет от 6% до 8% общей дифференциации заработков, при этом важнейшую дифференцирующую роль среди них играет пол. Вклад гендерных различий усиливался на протяжении 2001—2005 гг. Мы учитывали влияние возраста, включая эту переменную в уравнение дважды: как возраст (количество лет) и как квадрат возраста. Такая стандартная процедура позволяет учесть нелинейность зависимости заработной платы от возраста. Мы считаем возраст прежде всего демографической переменной, но с определенной условностью его можно было бы интерпретировать и как прокси-переменную для характеристики опыта работы; в этом случае он относится к группе характеристик человеческого капитала. Впрочем, вклад возраста очень мал: он ни разу не превысил 1,5% от всего неравенства. Обращает на себя внимание, что в 2004—2005 гг. наметился слабый рост значимости возрастных различий, но, скорее всего, это вызвано не увеличением отдачи на опыт работы в молодых и средних возрастах, а продолжающимся снижением отдачи в старших возрастах. Различия в семейном положении (в качестве регрессора использовалась дамми-переменная, характеризующая состояние в браке) не оказывают серьезного влияния на дифференциацию заработков.

В период с 1998 по 2005 г. вклад межсекторных различий увеличился с 3,5% до 4,2%. Оценки этого вклада неустойчивы, что может быть связано с динамикой межсекторного разрыва в заработной плате. Так, сокращение разрыва в 2002 г. было связано с сокращением вклада частного сектора в неравенство в этот период. В дальнейшем, с восстановлением относительных заработных плат в частном секторе до прежнего уровня, дифференцирующая роль формы собственности вновь усиливается.

Вклад различий в продолжительности рабочего времени невелик и снизился по сравнению с 1998 г. Скромная роль этой переменной может быть связана с рядом обстоятельств. Во-первых, частичная занятость до сих пор не получила большого распространения. Во-вторых, в нашу выборку включались лишь те индивиды, которые назвали работу по найму своим основным занятием, что автоматически исключило значительную часть занятых неполное рабочее время из числа подрабатывающих студентов или пенсионеров. Кроме того, это снижение могло быть связано с сокращением масштабов неполной занятости в российской экономике.

Теперь посмотрим на то, какие факторы внесли наиболее существенный вклад в сокращение неравенства. Для этого мы сравним конец периода

(2005 г.) с годом, когда неравенство достигло максимального уровня (2001 г.⁴³). В табл. 12 представлены результаты декомпозиции изменений в уровне неравенства по методу Филдса с использованием формулы (A11). Поскольку результаты декомпозиции чувствительны к выбору показателя неравенства, они приведены отдельно для разных показателей. При описании результатов мы будем ориентироваться прежде всего на энтропийные меры, которые дают наиболее согласованные результаты. Оценки, полученные на основе дисперсии логарифмированных заработных плат и коэффициента вариации, также достаточно близки нашим «базовым» оценкам. Лишь результаты по коэффициенту Джини несколько выпадают из общего хора. Впрочем, существенные расхождения в оценках встречаются и в других эмпирических работах, в том числе в работах самого Филдса.

Учитывая, что масштаб неравенства сократился между 2001 и 2005 гг., отрицательные знаки в табл. 12 указывают на факторы, действовавшие в сторону увеличения неравенства, наоборот, положительные знаки имеют те факторы, которые способствовали сокращению неравенства. В действительности динамика большинства факторов содействовала сокращению неравенства по заработной плате. Лишь две переменные — проживание в Москве и частный сектор — имеют отрицательный знак. При этом проживание в Москве имеет отрицательный знак для всех индексов неравенства, а частный сектор — только для двух из пяти показателей (для Джини и коэффициента вариации). Таким образом, только в отношении проживания в столице можно достоверно говорить о том, что этот фактор усиливал неравенство.

Наибольший вклад в сокращение дифференциации заработков внесло снижение масштабов внутригруппового (необъясненного) неравенства. Так, на счет необъясненной части приходится 60% общего сокращения неравенства, а на счет наблюдаемых различий, включенных в модель, — оставшиеся 40%. Таким образом, необъясненная часть неравенства сокращалась быстрее, чем его объясненная часть.

Среди наблюдаемых факторов наиболее сильно неравенство снизилось за счет сокращения межрегиональных различий в заработной плате. Вклад этого фактора оценивается на уровне 22% от общего масштаба сокращения дифференциации. Однако усиление негативного влияния столичного фактора в значительной степени нейтрализовало этот эффект, и выравнивающий эффект географических переменных в целом оказывается скромнее —

⁴³ Еще одной причиной для выбора 2001 г. явилось резкое увеличение доли москвичей в выборке в этом году. Это увеличение очень серьезно отражается на результатах декомпозиции, если в качестве базы берется 1998 г. Кроме того, количество москвичей в выборке РМЭЗ до 2001 г. было явно недостаточно, чтобы репрезентировать их численность в генеральной совокупности.

около 10%. Снижение различий между образовательными и особенно профессиональными группами также способствовало выравниванию заработных плат. В целом на характеристики человеческого капитала приходится около 14—16% снижения неравенства, в основном это происходит за счет сокращения профессиональных премий и снижения отдачи на образование. На 11% выравнивание заработных плат объясняется снижением вариации в продолжительности рабочего времени. Еще 5,5% может быть отнесено на демографические факторы. Развитие частного сектора и динамика относительных заработных плат в этом секторе не оказали заметного влияния на неравенство по заработной плате.

Заключение

В данной работе мы проанализировали динамику неравенства по заработной плате за период с 1998 по 2005 г. Полученные результаты позволяют сделать вывод о том, что эволюция распределения заработных плат в этот период радикально отличалась от той, что наблюдалась на протяжении большей части 1990-х гг. Во-первых, в целом за семь лет рассматриваемого периода масштабы дифференциации заработных плат снизились, хотя и незначительно — примерно на 10%, тогда как в предшествующие периоды она только увеличивалась⁴⁴. Во-вторых, сокращение неравенства произошло за счет ускоренного роста заработных плат низкооплачиваемых рабочих. В-третьих, появляются признаки снижения отдачи на образование: сокращаются премии на высшее и среднее профессиональное образование по сравнению с заработками окончивших лишь среднюю школу. В-четвертых, вопреки ожиданиям не происходит восстановления отдачи на опыт работы, наоборот, различия в заработках между возрастными группами продолжают сжиматься. В-пятых, разрыв в заработках между частным и государственным сектором начинает сокращаться.

Внутри периода, сразу после кризиса, наблюдался краткосрочный, но значительный по своей величине (примерно на 10—15%) всплеск неравенства. Шок был быстро преодолен, хотя не до конца ясно, какие причины сыграли в этом решающую роль — то ли находившаяся на подъеме экономика, то ли институциональные факторы. Однако после преодоления шока темпы снижения неравенства по заработной плате заметно сокращаются.

⁴⁴ См. *Brainerd E. Winners and Losers in Russia's Economic Transition // American Economic Review. 1998. No. 88. P. 1094—1116; Lehmann H., Wadsworth J. Wage Arrears and the Distribution of Earnings in Russia // WDI Working Paper No. 421. December 2001.*

Важнейшим фактором сокращения дифференциации заработков стал ускоренный рост заработных плат низкооплачиваемых работников, который носил всеобщий характер. Его можно проследить не только в целом для всех работников, но и во многих узких группах, в частности, среди мужчин, работников моложе 40 лет, обладателей начального профессионального образования. В разрезе профессий быстрее росли заработные платы у наименее квалифицированных работников — неквалифицированных рабочих и конторских служащих. Вывод о более быстрых темпах роста заработных плат в нижних сегментах сохраняется и в том случае, если мы рассматриваем частный и государственный сектор в отдельности, а также для всех типов поселений, кроме сельских. Это обстоятельство позволяет предположить, что рост заработных плат низкооплачиваемых работников мог быть институционально обусловлен и связан с повышением минимальной заработной платы. Другое возможное объяснение состоит в том, что образовательный бум вызвал абсолютное и относительное сокращение предложения низкоквалифицированной рабочей силы, опережавшее темп технологического обновления производства. В результате спрос на такую рабочую силу на фоне общего роста экономики сохраняется на прежнем уровне либо сокращается крайне медленно. Возникающий при этом дисбаланс между спросом и предложением оказывает повышающее давление на заработные платы в нижних сегментах.

Неравенство по заработной плате существенно сильнее сократилось среди мужчин, чем среди женщин, и к 2003 г. дифференциация заработков среди мужчин и женщин стала практически одинаковой. На расхождения в динамике неравенства среди мужчин и женщин могли оказать влияние различия в распределении мужчин и женщин по профессиям. В свою очередь, факторы спроса и предложения на рынке труда в этот период могли сложиться более благоприятно для профессий, в которых доминируют мужчины. Действительно, заработки менее квалифицированных групп работников, где мужчины преобладают, росли более высокими темпами. Кроме того, среди «синих воротничков» более быстрый рост заработков в низкооплачиваемых сегментах затронул три группы — квалифицированных и полуквалифицированных рабочих, работников сферы обслуживания, ЖКХ и торговли. В группах «белых воротничков», где доминируют женщины, заработки росли более равномерно.

Особенностью российского рынка труда остается низкий уровень дифференциации заработных плат среди работников с высшим образованием, тогда как наиболее сильно дифференцированы заработные платы работников, не имеющих профессионального образования. В большинстве стран наблюдается обратная картина — дифференциация заработков увеличивается с каждой образовательной ступенькой. В последние годы наблюдается тенденция к снижению разрыва между образовательными группами. Среднее профессиональное образование приносит все меньшую отдачу его об-

ладателям. В то же время премия на высшее образование сохраняется на уровне 40—50%.

Пик заработков по-прежнему достигается в очень раннем возрасте и данные не свидетельствуют о наличии каких-либо признаков восстановления отдачи на опыт работы. В 1998—2005 гг. почти по всей шкале распределения быстрее всего росли заработки самых молодых (15—29 лет) работников, что фактически привело к выравниванию медианных заработков всех возрастных групп.

Территориальная неоднородность экономического роста и различия между типами поселений также вносят свой вклад в структуру неравенства. Выгоды экономического подъема первыми ощутили на себе жители Москвы и Санкт-Петербурга, у которых рост заработных плат начался раньше других. Постепенно они распространяются и на другие регионы страны, прежде всего на областные центры, тогда как медленнее всего растут заработки жителей небольших областных городов. Внутри групп по типу поселения дифференциация заработных плат выше среди жителей сельских населенных пунктов.

Расширение частного сектора не оказывало значимого влияния на неравенство. Дифференциация заработных плат внутри секторов оставалась чрезвычайно близкой на протяжении всего периода. В целом за период с 1998 по 2005 г. заработные платы в государственном секторе выросли более существенно, чем в частном секторе. Это способствовало сокращению межсекторного разрыва и снижению общего уровня неравенства по заработной плате.

Анализ детерминант неравенства показывает значительное влияние ненаблюдаемых факторов на внутригрупповую дифференциацию заработков. При этом позитивным фактом является то, что после 2000 г. вклад этих факторов сократился, и именно сокращение внутригруппового неравенства стало главной причиной сокращения неравенства в 1998—2005 гг. Сокращение межрегиональных различий также стало важной причиной выравнивания заработных плат. В целом сокращение неравенства на четыре пятых может быть отнесено на снижение дифференциации заработков внутри групп и сокращение межрегиональных различий в заработной плате. Одновременно увеличивается дифференцирующая роль межпоселенческих различий.

Данное исследование является начальной точкой в изучении неравенства по заработной плате в России. Учитывая многочисленные изменения в формировании выборки РМЭЗ, особенно в ее региональном разрезе, представляется необходимым проверить устойчивость полученных результатов по другим данным. Еще более важной задачей является изучение фундаментальных факторов, определяющих эволюцию неравенства. В частности, исследователям только предстоит ответить на вопрос, какую роль в изменении неравенства играют институциональные факторы и каково здесь влияние факторов спроса и предложения на рынке труда.

Приложение А Измерение неравенства

Показатели неравенства

Основная задача измерения неравенства состоит в том, чтобы получить картину различий в доходах как по всей совокупности работников в целом, так и на разных участках шкалы распределения или для отдельных групп работников. При этом средние значения доходов остаются «за кадром», а всё внимание сосредотачивается на показателях вариации. Это особенно важно помнить, когда речь идет о сравнении двух распределений. Приведем простой пример. Пусть в регионе А на нижний дециль распределения приходится 5% всех заработков, а на второй дециль — 10%, в регионе Б на нижний дециль приходится 7% заработков, а на второй дециль 8%. Можно ли сказать, что распределение заработков в А лучше, чем в Б? Однозначно ответить на этот вопрос нельзя, прежде всего потому, что приведенные цифры ничего не говорят о величине самих доходов. Кроме того, на ответ могут повлиять и другие факторы — экономические и политические предпочтения, а также какие-то субъективные установки.

На сегодняшний день насчитывается порядка 50 различных показателей неравенства, но из них активно используются на практике не более 10. Некоторые показатели стали популярны благодаря своей наглядности и простоте вычисления, другие — благодаря хорошим математическим свойствам. При этом, к сожалению, прослеживается закономерность — простые и наглядные показатели часто оказываются неудобными с точки зрения математических свойств. Например, стандартный показатель дисперсии мало подходит для измерения неравенства. Дело в том, что дисперсия зависит от единиц измерения, и если все заработные платы в экономике вырастут ровно в 2 раза, то дисперсия увеличится в 4 раза. Таким образом, если бы мы измеряли неравенство показателем дисперсии, то должны были бы заключить, что пропорциональный рост всех заработных плат ведет к повышению неравенства. Большинство людей сочтет этот вывод противоречащим элементарной интуиции, поскольку, если бы это было так, то, например, деноминация денег привела бы к резкому снижению неравенства. То обстоятельство, что не все методы измерения неравенства одинаково хороши, заставило исследователей сформулировать ряд требований, предъявляемых к показателям неравенства (подробнее см. Вставку А1).

Мы начнем с простейших мер неравенства. Это меры, основанные на показателях размаха вариации. Прежде всего, это относительный размах вариации, который рассчитывается как отношение разности максимального и минимального значений к среднему значению:

$$R = \frac{\text{Max}(y) - \text{Min}(y)}{\bar{y}}, \quad (\text{A1})$$

где $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ — вектор заработных плат n индивидов, \bar{y} — средняя заработная плата.

В эмпирических работах относительный размах вариации используется редко по ряду причин. Во-первых, минимум и максимум зачастую оказываются случайными «аутлайерами», связанными с ошибками наблюдения, и их учет искажал бы результаты. Поэтому нередко при анализе выборка обрезается сверху и снизу на 0,1–1%, и расчет по формуле (A1) лишается смысла. Во-вторых, из обследований населения и предприятий всегда выпадают люди с самыми высокими и самыми низкими доходами. В частности, при обследованиях предприятий выпадает неформальный сектор, а нередко и высший менеджмент. Так, например, в российском Обследовании заработной платы по профессиям в выборку не включались первые лица предприятий. В-третьих, во многих странах при опросах и последующем кодировании данных выборка цензурируется сверху, т.е. всем заработкам выше установленной максимальной величины присваивается значение, равное этой величине, что ведет к искусственному занижению размаха вариации.

Вставка A1

Для того чтобы упорядочить показатели неравенства, были сформулированы аксиомы измерения неравенства. Эти аксиомы определяют свойства, которыми должны обладать «хорошие» показатели неравенства. Ниже мы приводим самые основные из них:

1. Принцип перераспределения, известный также как **принцип Пигу — Далтона (the Pigou — Dalton Transfer Principle)**. В соответствии с этим принципом, если деньги передаются от богатого индивида более бедному, то показатель неравенства должен уменьшаться и, наоборот, если деньги передаются от бедного богатому, то показатель неравенства должен увеличиваться.

2. Принцип независимости от масштаба (Scale Independence). Показатель неравенства не должен реагировать на пропорциональные изменения всех доходов. Например, если все доходы вырастут в 2 раза, то показатель неравенства не должен меняться.

Более сильная версия этой аксиомы требует, чтобы показатели неравенства не изменялись при изменении всех доходов на одинаковую величину. Она получила название **принцип независимости от сдвигов распределения (Translation Invariance)**.

3. Принцип дублирования наблюдений (Principle of Population). Показатель неравенства не должен изменяться при равномерном увеличении исходной выборки. Например, если к выборке добавить еще одну точно такую же вы-

борку (того же размера и с такими же значениями доходов), то показатель неравенства не должен меняться.

4. Анонимность. Если два произвольных индивида обменяются доходами, то неравенство не должно измениться. Эта аксиома подчеркивает, что показатель неравенства не должен зависеть ни от каких других факторов, за исключением дохода.

5. Аддитивность (Decomposability). Показатель неравенства должен без остатка раскладываться в сумму неравенств внутри отдельных групп и межгруппового неравенства.

Ф. Коул доказал, что всем перечисленным требованиям удовлетворяет только один класс показателей — энтропийные меры неравенства, $GE(\alpha)^{45}$. Другие распространенные меры неравенства — коэффициент Джини, децильные коэффициенты — не отвечают требованиям, по меньшей мере, одной из аксиом. Однако, несмотря на некоторую ограниченность, они несут полезную информацию о форме распределения доходов и активно используются в аналитике.

Вместо размаха вариации на практике используются процентильные (децильные либо квартильные) соотношения. Наиболее популярными из них стали отношение 9-го и 1-го децилей распределения ($p90/p10$). Этот индекс наглядно и интуитивно понятно показывает разрыв в заработках между самыми высоко- и самыми низкооплачиваемыми группами работников. При этом используемые в расчетах значения хотя и близки к краям распределения, но все же заведомо не являются аутлайерами. Поэтому этот индекс получил распространение в качестве показателя уровня поляризации доходов.

Основной недостаток коэффициента $p90/p10$ состоит в том, что он дает лишь точечные оценки неравенства в крайних точках распределения. Для того чтобы получить представление о форме распределения заработных плат, необходимо рассчитать другие процентильные коэффициенты. Чаше всего в анализ дополнительно вводятся отношения 9-го дециля и медианы ($p90/p50$), медианы и 1-го дециля ($p50/p10$), а также отношение 3-го и 1-го квартилей распределения ($p75/p25$). Эти показатели характеризуют неравенство на разных участках шкалы распределения: $p90/p50$ — в верхнем хвосте распределения, $p50/p10$ — в его нижнем хвосте, $p75/p25$ — в средней части распределения.

Процентильные коэффициенты не могут быть меньше единицы, а верхний предел задается разницей между максимумом и минимумом в конкретной выборке. При этом единица соответствует равенству всех заработных плат. Процентильные коэффициенты не отвечают и большинству аксиом, представленных во Вставке A1. Принцип перераспределения работает лишь

⁴⁵ Cowell F. Measuring Inequality. Harvester Wheatsheaf, Hemel Hempstead, 1995.

для небольшого числа частных случаев, когда перераспределение доходов непосредственно сказывается на величине 1-го и 9-го децилей. Их нельзя подвергнуть декомпозиции. Они чувствительны к сдвигам распределения: увеличение всех доходов на одну и ту же величину приведет к уменьшению всех процентильных коэффициентов. Выполняются лишь аксиомы о независимости от масштаба и о дублировании наблюдений.

Пожалуй, самым распространенным коэффициентом неравенства является коэффициент Джини. Это один из старейших показателей неравенства, он был предложен в 1912 г. Расчет Джини ведется по следующей формуле:

$$Gini = \frac{1}{2n^2 \bar{y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \quad (A2)$$

Несмотря на громоздкость формулы, коэффициент Джини имеет очень простую графическую интерпретацию, именно благодаря которой и приобрел свою известность. На рис. А1 все индивиды сначала упорядочиваются по величине заработной платы, и рассчитывается доля суммарных заработков, приходящихся на каждого из них. Далее рассчитываются накопленные доли индивидов в численности занятых и суммарных заработках, которые откладываются по горизонтальной и вертикальной осям соответственно. Таким образом мы получим кривую ОРР, которая получила название кривой Лоренца. Она описывает фактическое распределение заработков и показывает, какая доля суммарных заработков приходится на ту или иную долю работников. Биссектриса ОР дает нам линию равномерного распределения заработков (все работники имеют одинаковые заработки). Чем ближе кривая Лоренца к биссектрисе, тем равномернее распределение. Наоборот, чем дальше кривая Лоренца от линии равномерного распределения и чем больше площадь заштрихованной фигуры ОРР, тем выше неравенство. На этом рисунке коэффициент Джини представляет собой отношение площади заштрихованной фигуры ОРР к площади всего треугольника ОРQ. Таким образом, коэффициент Джини показывает, насколько сильно фактическое распределение заработков отличается от равномерного.

Из рис. А1 понятно, что коэффициент Джини может принимать значения от 0 (все заработные платы равны) до 1 (все заработки сконцентрированы в руках одного-единственного работника). Он удовлетворяет всем аксиомам измерения неравенства, кроме независимости от сдвигов в распределении и аддитивности. Рост всех доходов на одну и ту же величину приведет к уменьшению значения коэффициента Джини. В общем случае он не может быть разложен на сумму коэффициентов для отдельных подгрупп. Несмотря на это, было предложено несколько способов декомпозиции этого коэффициента. Однако разложить его без остатка удастся лишь в том случае, если распределения отдельных групп работников не пересекаются между собой, чего на реальных данных почти никогда не случается.

В принципе, величина коэффициента Джини меняется независимо от того, в какой части распределения происходят изменения в доходах, однако он более всего чувствителен к изменениям в центральной части распределения. Благодаря этому свойству коэффициент Джини более устойчив по отношению к аутлайерам и прочим выбросам. Еще одним достоинством этого коэффициента является то, что он может быть рассчитан и в том случае, если показатель принимает нулевые и даже отрицательные значения. Это очень удобно, когда речь идет о распределении таких показателей, как, например, премии или другие надбавки, которые распространяются не на всех работников.

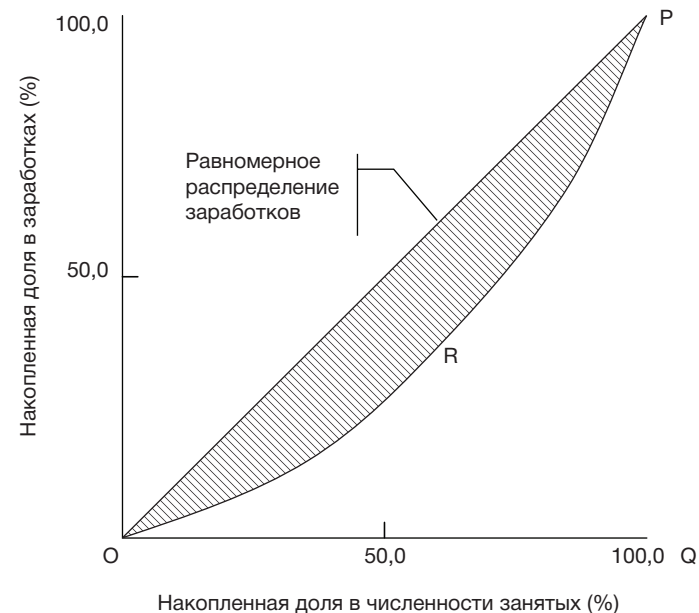


Рис. А1. Кривая Лоренца и коэффициент Джини

При анализе неравенства активно используется и коэффициент вариации, который рассчитывается следующим образом:

$$CV = \frac{\sqrt{Var(y)}}{\bar{y}}, \quad (A3)$$

где $Var(y)$ — это дисперсия. CV нередко измеряется в процентах.

Коэффициент вариации представляет собой средний размер отклонения заработных плат от среднего заработка. В том случае, если все заработки равны, то CV будет равен минимальному значению — нулю. Сверху CV не

ограничен. Коэффициент вариации, хотя и рассчитывается по показателю дисперсии, но не зависит от единиц измерения. Кроме того, он отвечает аксиомам перераспределения, т.е. снижается при перераспределении доходов в пользу низкооплачиваемых работников и может быть подвергнут разложению (см. ниже). Коэффициент вариации придает больший вес изменениям доходов в верхней части распределения, что определяет повышенную реакцию на изменения доходов среди высокооплачиваемых работников. Однако это же свойство делает его очень чувствительным к аутлайерам.

Наиболее полную «линейку» мер неравенства дают так называемые показатели общей энтропии. Само понятие «энтропии» пришло из термодинамики, где увеличение энтропии свидетельствует о нарастании хаоса внутри системы. В приложении к распределению доходов энтропия означает отклонение от абсолютно равномерного распределения. Общая формула для класса показателей общей энтропии имеет следующий вид:

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right] \quad (A4)$$

Параметр α может принимать любое значение от $-\infty$ до $+\infty$. Он определяет тот вес, который придается различиям в доходах на разных участках распределения. В эмпирических исследованиях чаще всего ограничиваются тремя значениями α : 0, 1 и 2, которые дают показатели с удобными свойствами. Так, при $\alpha = 0$ мы получаем среднее логарифмическое отклонение:

$$GE(0) = MLD = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) \quad (A5)$$

Этот показатель придает относительно больший вес различиям в заработках в нижней части распределения, а потому более всего чувствителен к изменениям доходов в низкооплачиваемых группах.

Показатель, получаемый при $\alpha = 1$, получил название индекса Тейла в честь Генри Тейла, предложившего в 1967 г. концепцию энтропийных мер неравенства. Индекс Тейла рассчитывается следующим образом:

$$GE(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) \ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) \quad (A6)$$

Данный индекс придает одинаковые веса наблюдениям по всей шкале распределения и одинаково чувствителен к изменениям доходов по всей шкале распределения. Отметим, что как $GE(0)$, так и $GE(1)$, не могут быть рассчитаны, если показатель доходов имеет нулевые значения. В этих случаях нули следует заменять какими-то очень маленькими значениями.

Наконец, в случае если $\alpha = 2$, индекс общей энтропии будет равен половине квадрата коэффициента вариации:

$$GE(2) = \frac{1}{2} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^2 - 1 \right] = \frac{1}{2\bar{y}} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right] = \frac{1}{2} CV^2 \quad (A7)$$

Минимальное значение всех энтропийных показателей равно 0 (что означает полное равенство), а верхняя граница зависит от размера выборки и выбранного значения α . Достоинством индексов общей энтропии является то, что они не зависят от единиц измерения дохода, удовлетворяют требованиям принципа перераспределения и дублирования выборки и, главное, могут быть разложены на «группы» (см. ниже). Это свойство выделяет индекс энтропии среди прочих мер неравенства. Однако в отличие от коэффициента Джини и процентильных коэффициентов, энтропийные индексы не имеют простой интуитивной интерпретации, поэтому они в основном используются при декомпозиции неравенства.

Декомпозиция неравенства

Выше мы обращали особое внимание на то, что некоторые показатели неравенства обладают свойством аддитивности, т.е. их можно раскладывать на суммы показателей неравенства в отдельных подгруппах. Подобная декомпозиция может помочь понять структуру неравенства и определить его основные причины.

Разложение неравенства обычно применяется для оценки той доли общей дифференциации, которая возникает вследствие различий между группами работников и источниками дохода. Группы работников могут выделяться по полу, уровню образования, профессиональному статусу, месту жительства и т.п. В общем виде неравенство можно разложить на внутри- и межгрупповую компоненты и остаточный член. Внутригрупповая компонента отражает неравенство между работниками, принадлежащими к одной группе. Межгрупповая компонента отражает неравенство между людьми, принадлежащими к разным группам. Остаточный член не может быть отнесен ни к одной из этих причин неравенства, что, естественно, создает серьезные неудобства. Поэтому чаще всего разложению подвергаются те показатели, которые раскладываются на составляющие без остатка. Это дисперсия и энтропийные показатели.

Ниже мы остановимся на энтропийных коэффициентах⁴⁶.

⁴⁶ О наиболее популярных методах разложения индекса Джини см. Pyatt G. On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients // Economic Journal. 1976. No. 86. P. 243–255; Lerman R., Yitzhaki S. Income Stratification and Income Inequality // Review of Income and Wealth. 1991. No. 37. P. 313–329.

Разложение показателей общей энтропии. Для разложения энтропийных индексов используется формула вида⁴⁷

$$GE(\alpha) = \underbrace{\sum_{k=1}^m \left(\frac{\bar{y}_k}{\bar{y}} \right)^\alpha \left(\frac{n_k}{n} \right)^{1-\alpha} GE(a)_k}_{WITIN} + \underbrace{\frac{1}{(\alpha^2 - \alpha)} \left[\sum_{k=1}^m \frac{n_k}{n} \left(\frac{\bar{y}_k}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right]}_{BETWEEN} \quad (A8)$$

где k — количество групп.

Для индекса Тейла она выглядит следующим образом:

$$GE(1) = \underbrace{\sum_{k=1}^m \left(\frac{\bar{y}_k}{\bar{y}} \frac{n_k}{n} \right) GE(1)_k}_{WITIN} + \underbrace{\sum_{k=1}^m \frac{n_k}{n} \left(\frac{\bar{y}_k}{\bar{y}} \right) \ln \left(\frac{\bar{y}_k}{\bar{y}} \right)}_{BETWEEN} \quad (A9)$$

Легко заметить, что внутригрупповое неравенство в формуле (A9) изменится взвешенной суммой индексов Тейла для отдельных групп. В качестве весов используются доли групп в общих доходах, которые вычисляются как произведение доли соответствующей группы в численности занятых и относительного среднего дохода группы. При расчете межгруппового неравенства фактические доходы работников заменяются средними по их группе. Получается новое распределение, в котором все заработки внутри групп одинаковы. Далее по этому фиктивному распределению рассчитывается индекс Тейла.

Декомпозиция отдельных показателей неравенства позволяет выявить влияние какого-либо одного или группы факторов на неравенство. Однако результат декомпозиции будет зависеть от выбора показателя неравенства, и разные показатели будут давать немного разные результаты. Это очень существенный недостаток. Американский экономист Гарри Филдс предложил альтернативный метод декомпозиции неравенства⁴⁸, который не зависит от выбора показателя неравенства и дает одинаковые показатели для всех индексов неравенства. При этом индексы должны отвечать двум требованиям: (1) быть непрерывными; (2) в случае равенства всех заработков индекс должен быть равен нулю. Наиболее распространенные сложные индексы, например, коэффициент Джини и коэффициенты общей энтропии, этим требованиям удовлетворяют, а вот для разложения децильных коэффициентов данный метод декомпозиции неприменим.

Метод Филдса основан на оценке уравнения регрессии для логарифмированных заработных плат:

$$\ln(y) = Y = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j X_j + \varepsilon,$$

где X — вектор объясняющих переменных. Тогда вклад каждой объясняющей переменной j может быть рассчитан по следующей формуле:

$$s_j = \frac{\text{Cov}[a_j Z_j, Y]}{\sigma^2(Y)} = \frac{a_j * \sigma(Z_j) * \text{Corr}(Z_j, Y)}{\sigma(Y)}, \quad (A10)$$

где $a = (\alpha, \beta_j)$ — вектор коэффициентов, $Z = (1, X_j)$ — вектор объясняющих переменных плюс константа. Если среди объясняющих переменных есть категориальные, входящие в регрессию в виде нескольких дамми-переменных (например, для отдельных регионов), то для получения вклада всей категориальной переменной их вклады следует суммировать. Точно так же поступают, если в уравнение наряду с самой переменной включает ее квадрат или более высокую степень (например, возраст и квадрат возраста). Однако при использовании метода Филдса не допускается включение пересечений отдельных переменных (interaction terms). В этом случае выделить эффект каждого фактора отдельно будет невозможно.

Метод Филдса может быть использован и для анализа динамики неравенства. В этом случае вклад каждой объясняющей переменной j в изменение неравенства между двумя периодами времени (0 и 1) рассчитывается по следующей формуле:

$$\Pi_j = \frac{s_{j,1} * I_1 - s_{j,0} * I_0}{I_1 - I_0} \quad (A11)$$

где I_0 и I_1 — значения индексов неравенства для периодов 0 и 1 соответственно. В отличие от статической декомпозиции неравенства по формуле (A10), результаты которой не зависят от выбора индекса неравенства, разложение изменений в уровне неравенства по формуле (A11) будет давать разные результаты для различных индексов неравенства.

⁴⁷ Cowell F., Jenkins S. How Much Inequality Can we Explain? A Methodology and an Application to the United States // Economic Journal. 1995. No. 105. P. 421—430.

⁴⁸ Fields G. Accounting for Income Inequality and its Change: A New Method, with Applications to the Distribution of Earnings in the United States (manuscript). Cornell University, 2002.

Таблица 3. Динамика заработной платы и неравенства

	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Месячная заработная плата							
Месячная номинальная заработная плата							
Средняя	805	1611	2477	3318	4264	5284	6472
Медиана	600	1200	1883	2500	3000	4000	5000
Месячная заработная плата в ценах 1998 г.							
Средняя	748	852	1083	1244	1406	1556	1702
P5	143	149	195	254	270	325	374
P10	192	198	256	349	376	437	498
Медиана	558	601	809	970	1043	1206	1318
P90	1446	1726	2167	2380	2813	3044	3352
P95	1929	2407	2978	3204	3577	4173	4312
p90/p10	7,5	7,8	8,3	6,5	7,1	6,7	6,3
p90/p50	2,5	2,6	2,7	2,5	2,8	2,5	2,5
p50/p10	3,0	3,0	3,1	2,6	2,5	2,7	2,5
p75/p25	2,8	3,2	3,0	2,7	2,5	2,6	2,7
MLD — GE(0)	0,30	0,35	0,34	0,28	0,30	0,27	0,27
Коэффициент Тейла — GE(1)	0,29	0,34	0,33	0,27	0,29	0,26	0,26
Коэффициент Джини	0,41	0,44	0,44	0,40	0,41	0,39	0,39
Коэффициент вариации	0,89	0,95	0,96	0,85	0,87	0,81	0,80
Доля работников с ЗП ниже 1/2 медианы, %	21,1	24,9	22,5	17,5	19,0	19,9	18,9
Доля суммарных заработков, приходящихся на:							
— нижние 20%	5,6	4,7	4,6	5,5	5,7	5,6	5,7
— верхние 20%	41,7	49,1	45,1	37,8	43,3	44,9	44,5
Часовая заработная плата							
Часовая номинальная заработная плата							
Средняя	4,8	9,0	13,9	18,8	24,0	29,8	36,5
Медиана	3,6	6,7	10,2	14,9	17,9	23,8	29,8
Часовая заработная плата в ценах 1998 г.							
Средняя	4,4	4,8	6,1	7,0	7,9	8,7	9,6
Медиана	3,4	3,5	4,5	5,5	6,2	6,9	7,5
p90/p10	6,8	8,4	8,0	6,6	7,4	6,8	6,7
p90/p50	2,5	2,7	2,7	2,4	2,7	2,5	2,4
p50/p10	2,7	3,1	3,0	2,7	2,8	2,7	2,8
p75/p25	2,7	3,2	3,1	2,7	2,7	2,6	2,7
MLD — GE(0)	0,29	0,33	0,33	0,27	0,29	0,27	0,27
Коэффициент Тейла — GE(1)	0,28	0,32	0,32	0,27	0,28	0,26	0,26
Коэффициент Джини	0,40	0,43	0,43	0,39	0,41	0,39	0,39
Коэффициент вариации	0,88	0,93	0,93	0,85	0,87	0,84	0,86

Таблица 4. Дифференциация заработной платы по полу

	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Мужчины							
Месячная заработная плата, медиана	800	1500	2500	3000	4000	5000	6200
p90/p10	8,0	9,2	8,6	6,8	6,7	6,3	6,3
Коэффициент Джини	0,40	0,43	0,42	0,39	0,39	0,37	0,37
Коэффициент Тейла	0,28	0,31	0,31	0,26	0,26	0,23	0,23
Женщины							
Месячная заработная плата:							
медиана	500	930	1500	2000	2540	3294	4000
в % от ЗП мужчин (для медиан)	63	62	60	67	64	66	65
p90/p10	6,5	7,1	7,4	6,3	6,6	6,2	6,0
Коэффициент Джини	0,39	0,42	0,43	0,39	0,40	0,38	0,38
Коэффициент Тейла	0,26	0,32	0,32	0,26	0,28	0,25	0,25
Внутригрупповое неравенство — GE(1)	0,27	0,31	0,31	0,26	0,27	0,24	0,24
Межгрупповое неравенство — GE(1)	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
Вклад межгруппового неравенства, %	7,5	7,4	6,1	5,8	7,2	8,4	7,9

Таблица 5. Дифференциация заработной платы по возрастным группам

	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005
15—29 лет							
Месячная заработная плата, медиана	573	1176	1800	2500	3000	4300	5000
p90/p10	7,5	8,3	9,0	6,7	6,7	6,7	6,5
Коэффициент Джини	0,40	0,44	0,44	0,40	0,40	0,38	0,39
Коэффициент Тейла	0,28	0,32	0,34	0,27	0,26	0,24	0,25
30—39 лет							
Месячная заработная плата:							
медиана	600	1200	2000	2600	3400	4200	5000
в % от ЗП лиц в возрасте 15—29 лет*	105	102	111	104	113	98	100
p90/p10	7,6	8,8	9,2	7,5	7,5	7,3	7,0
Коэффициент Джини	0,43	0,45	0,46	0,41	0,42	0,40	0,39
Коэффициент Тейла	0,33	0,36	0,36	0,29	0,30	0,26	0,26
40—49 лет							
Месячная заработная плата:							
медиана	650	1200	1840	2700	3200	4000	5000
в % от ЗП лиц в возрасте 15—29 лет*	113	102	102	108	107	93	100
p90/p10	6,4	8,8	8,3	6,5	7,5	6,7	6,2

	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Коэффициент Джини	0,41	0,44	0,43	0,40	0,42	0,41	0,40
Коэффициент Тейла	0,29	0,34	0,33	0,40	0,30	0,28	0,26
50 лет и старше							
Месячная заработная плата:							
медиа	550	1150	1800	2500	3000	3600	5000
в % от ЗП лиц в возрасте 15–29 лет*	96	98	100	100	100	84	100
p90/p10	7,3	9,1	6,7	6,7	6,4	6,0	6,2
Коэффициент Джини	0,39	0,42	0,40	0,38	0,40	0,39	0,38
Коэффициент Тейла	0,26	0,30	0,27	0,25	0,29	0,25	0,24
Внутригрупповое неравенство — GE(1)	0,29	0,33	0,33	0,27	0,29	0,26	0,26
Межгрупповое неравенство — GE(1)	0,002	0,003	0,004	0,001	0,001	0,002	0,002
Вклад межгруппового неравенства, %	0,7	0,9	1,1	0,3	0,3	0,6	0,6

* Для медианных заработных плат.

Таблица 6. Дифференциация заработной платы по уровню образования

	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Неполное среднее и ниже							
Месячная заработная плата:							
медиа	400	800	1450	2000	2500	3000	4000
в % от ЗП лиц с полным средним образованием*	73	80	91	82	83	75	83
p90/p10	8,0	10,0	9,5	8,3	7,5	9,0	8,3
Коэффициент Джини	0,47	0,47	0,46	0,41	0,40	0,44	0,43
Коэффициент Тейла	0,38	0,38	0,36	0,27	0,27	0,32	0,30
Начальное профессиональное							
Месячная заработная плата:							
медиа	600	1200	1800	2500	3000	4000	5000
в % от ЗП лиц с полным средним образованием*	107	120	118	100	100	100	111
p90/p10	7,5	8,6	9,0	7,5	7,3	6,0	6,0
Коэффициент Джини	0,40	0,44	0,42	0,39	0,39	0,37	0,37
Коэффициент Тейла	0,27	0,32	0,30	0,25	0,25	0,22	0,22
Полное среднее							
Месячная заработная плата, медиа	560	1000	1525	2500	3000	4000	4500
p90/p10	7,5	10,0	9,0	7,5	8,9	8,0	8,0
Коэффициент Джини	0,41	0,47	0,46	0,40	0,42	0,40	0,40
Коэффициент Тейла	0,29	0,38	0,36	0,28	0,31	0,28	0,27

	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Среднее профессиональное							
Месячная заработная плата:							
медиа	600	1000	1625	2500	3000	3700	4500
в % от ЗП лиц с полным средним образованием*	107	100	107	100	100	93	100
p90/p10	6,0	6,8	6,2	6,0	6,7	6,7	6,0
Коэффициент Джини	0,40	0,42	0,40	0,38	0,40	0,39	0,38
Коэффициент Тейла	0,30	0,30	0,28	0,25	0,28	0,27	0,25
Высшее							
Месячная заработная плата:							
медиа	800	1500	2500	3500	4300	5000	6880
в % от ЗП лиц с полным средним образованием*	143	150	164	140	143	125	153
p90/p10	5,7	6,7	7,4	5,3	5,6	5,2	5,0
Коэффициент Джини	0,38	0,41	0,42	0,38	0,39	0,37	0,37
Коэффициент Тейла	0,24	0,28	0,31	0,26	0,27	0,23	0,23
Внутригрупповое неравенство — GE(1)	0,28	0,32	0,32	0,26	0,27	0,25	0,24
Межгрупповое неравенство — GE(1)	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01
Вклад межгруппового неравенства, %	4,2	3,8	5,4	6,1	5,5	4,8	4,9

* Для медианных заработных плат.

Таблица 7. Дифференциация заработной платы по профессиональным группам

	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Коэффициент Джини							
Руководители	0,45	0,43	0,43	0,41	0,45	0,40	0,38
Специалисты высшего уровня квалификации	0,39	0,39	0,43	0,40	0,40	0,38	0,38
Специалисты среднего уровня квалификации	0,39	0,46	0,44	0,38	0,41	0,41	0,40
Служащие, занятые подготовкой информации	0,38	0,40	0,41	0,39	0,39	0,36	0,36
Работники сферы обслуживания, ЖКХ, торговли	0,39	0,38	0,37	0,36	0,39	0,36	0,34
Квалифицированные рабочие	0,36	0,40	0,36	0,36	0,37	0,33	0,33
Операторы, аппаратчики, машинисты	0,41	0,45	0,44	0,39	0,37	0,38	0,37
Неквалифицированные рабочие	0,43	0,46	0,45	0,39	0,42	0,41	0,43
Внутригрупповое неравенство — GE(1)	0,27	0,31	0,31	0,25	0,27	0,24	0,24
Межгрупповое неравенство — GE(1)	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
Вклад межгруппового неравенства, %	8,2	7,2	7,0	7,9	8,1	7,4	7,5

Таблица 8. Дифференциация заработной платы по типам поселений

	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Москва и Санкт-Петербург							
Месячная заработная плата, медиана	1000	2000	3000	4050	6000	7000	9000
p90/p10	5,0	6,3	5,8	4,8	5,4	5,0	5,0
Коэффициент Джини	0,37	0,38	0,37	0,34	0,35	0,32	0,32
Коэффициент Тейла	0,25	0,24	0,24	0,21	0,21	0,16	0,17
Столица субъекта РФ							
Месячная заработная плата: медиана	700	1400	2000	3000	3500	4500	5500
в % от ЗП в Москве и СПб*	70	70	67	74	58	64	61
p90/p10	5,0	6,0	5,6	4,8	4,7	4,5	4,6
Коэффициент Джини	0,36	0,37	0,36	0,32	0,34	0,33	0,33
Коэффициент Тейла	0,22	0,23	0,22	0,17	0,20	0,18	0,18
Нестолитный город							
Месячная заработная плата: медиана	700	1500	2000	2500	3200	4000	5000
в % от ЗП в Москве и СПб*	70	75	67	62	53	57	56
p90/p10	8,0	8,0	8,6	7,0	6,0	5,3	6,0
Коэффициент Джини	0,42	0,45	0,46	0,40	0,40	0,39	0,38
Коэффициент Тейла	0,30	0,34	0,38	0,28	0,27	0,26	0,25
Село, пгт							
Месячная заработная плата: медиана	400	700	1000	1600	2000	2500	3200
в % от ЗП в Москве и СПб*	40	35	33	40	33	36	36
p90/p10	6,7	8,8	7,5	6,7	7,9	7,0	8,3
Коэффициент Джини	0,41	0,48	0,45	0,42	0,43	0,43	0,43
Коэффициент Тейла	0,31	0,42	0,37	0,32	0,32	0,32	0,32
Внутригрупповое неравенство — GE(1)	0,26	0,30	0,29	0,24	0,24	0,22	0,22
Межгрупповое неравенство — GE(1)	0,03	0,03	0,04	0,04	0,05	0,04	0,04
Вклад межгруппового неравенства, %	10,2	9,3	12,6	14,3	15,9	15,2	13,8

* Для медианных заработных плат.

Таблица 9. Дифференциация заработной платы по формам собственности

	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Частный сектор							
Месячная заработная плата, медиана	800	1500	2500	3000	4000	5000	6000
p90/p10	6,7	8,0	8,6	8,0	6,7	6,0	6,5
Коэффициент Джини	0,40	0,43	0,43	0,41	0,40	0,38	0,38
Коэффициент Тейла	0,28	0,31	0,31	0,28	0,27	0,24	0,24
Государственный сектор							
Месячная заработная плата: медиана	500	1000	1500	2200	2600	3300	4000
в % от ЗП в частном секторе (для медиан)	63	67	60	73	65	66	67
p90/p10	6,5	7,8	7,3	6,2	6,0	6,2	6,7
Коэффициент Джини	0,40	0,42	0,41	0,37	0,39	0,38	0,38
Коэффициент Тейла	0,27	0,30	0,29	0,23	0,25	0,25	0,25
Внутригрупповое неравенство — GE(1)	0,27	0,31	0,29	0,26	0,27	0,24	0,24
Межгрупповое неравенство — GE(1)	0,02	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02
Вклад межгруппового неравенства, %	6,7	8,7	8,8	6,0	8,1	7,8	6,3

Таблица 10. Динамика «остаточного» неравенства

	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005
p90/p10	4,5	4,9	4,6	4,0	4,1	3,9	3,9
MLD — GE(0)	0,17	0,20	0,18	0,16	0,17	0,15	0,15
Коэффициент Тейла — GE(1)	0,17	0,21	0,18	0,16	0,17	0,15	0,16
Коэффициент Джини	0,32	0,35	0,33	0,30	0,31	0,30	0,30
Коэффициент вариации	0,65	0,75	0,68	0,64	0,67	0,61	0,66
R ² уравнения	0,41	0,42	0,46	0,44	0,44	0,46	0,45

Таблица 11. Результаты декомпозиции неравенства по методу Филдса, %

	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Демография	7,6	7,2	6,0	6,1	7,0	8,2	8,2
Пол	6,1	5,8	5,0	5,2	6,2	6,9	6,7
Возраст	1,3	1,1	0,9	0,8	0,6	1,1	1,3
Семейное положение	0,3	0,4	0,1	0,1	0,1	0,2	0,2
Человеческий капитал	10,2	9,0	9,2	10,2	9,8	9,0	9,1
Образование	4,0	4,2	4,4	4,6	4,5	4,2	4,0
Специальный стаж	0,1	0,0	-0,1	0,0	-0,1	-0,2	-0,1
Профессия	6,1	4,8	4,9	5,7	5,4	5,0	5,3
Рабочее время	4,3	2,6	2,3	3,	3,2	2,5	2,5
Частный сектор	3,5	4,3	4,8	2,6	4,4	4,7	4,2
География	24,3	26,3	30,6	29,3	28,3	28,6	28,1
Проживание в Москве	3,1	2,0	5,3	6,4	6,5	8,1	7,1
Регион	21,2	24,3	25,3	22,9	21,8	20,5	21,0
Остаток	50,0	50,6	47,2	48,6	47,3	47,1	47,9

Примечание. Строки, не выделенные жирным шрифтом, суммируются в вышестоящую категорию, выделенную жирным шрифтом.

Таблица 12. Результаты декомпозиции динамики неравенства по методу Филдса (2001—2005 гг.), %

	GE(0)	GE(1)	Коэффициент вариации	Дисперсия лог-зарплат	Джини
Демография	5,5	5,5	4,3	5,4	2,5
Пол	3,8	3,8	2,6	3,7	0,7
Возраст	0,9	0,9	0,7	0,9	0,5
Семейное положение	0,8	0,8	1,0	0,8	1,4
Человеческий капитал	14,4	14,2	16,5	14,5	20,0
Образование	4,1	4,1	4,2	4,1	4,3
Специальный стаж	0,9	0,9	1,4	1,0	2,1
Профессия	9,3	9,2	10,9	9,4	13,6
Рабочее время	10,7	10,5	14,0	10,9	19,5
Частный сектор	0,9	1,0	-0,4	0,8	-2,7
География	10,6	11,1	3,6	10,2	-8,0
Проживание в Москве	-11,5	-11,0	-18,9	-11,9	-31,3
Регион	22,1	22,1	22,6	22,1	23,3
Остаток	57,9	57,7	62,0	58,2	68,7

Примечание. Строки, не выделенные жирным шрифтом, суммируются в вышестоящую категорию, выделенную жирным шрифтом.

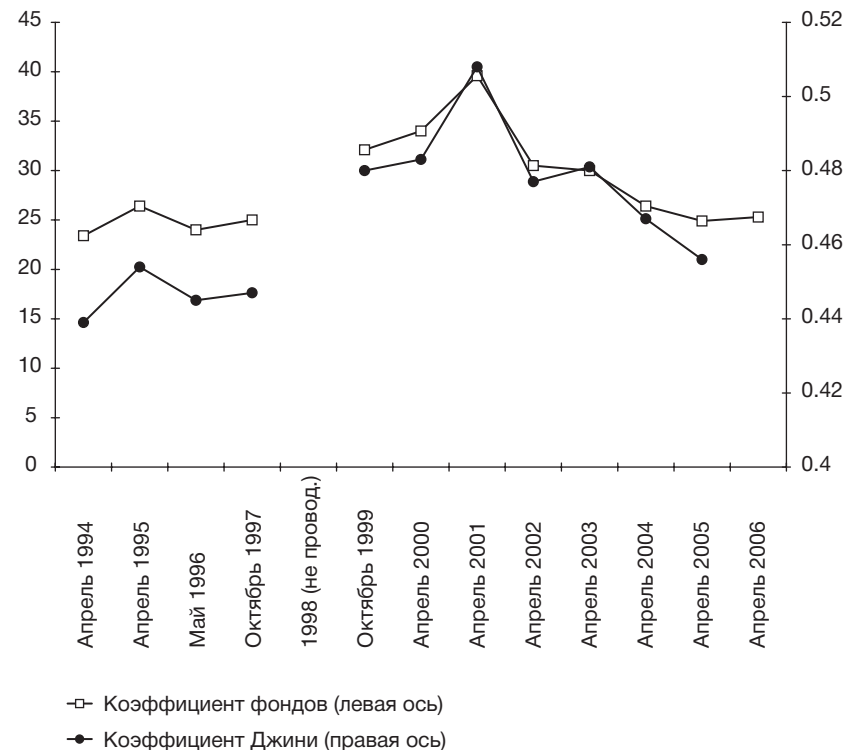


Рис. 1. Динамика неравенства по заработной плате по данным Росстата

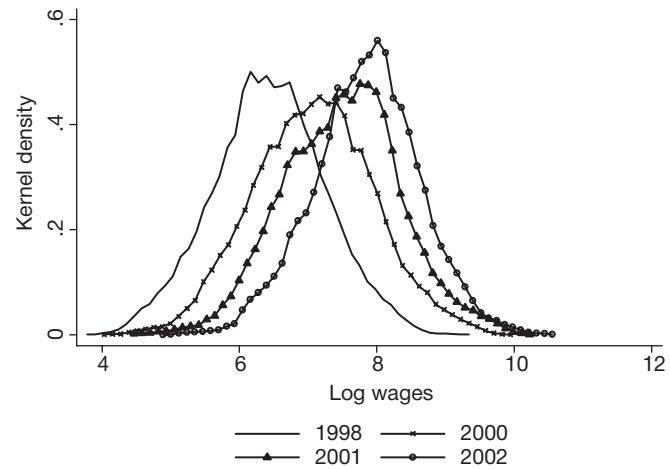


Рис. 2а. Ядерные плотности распределения заработных плат (1998—2002 гг.)

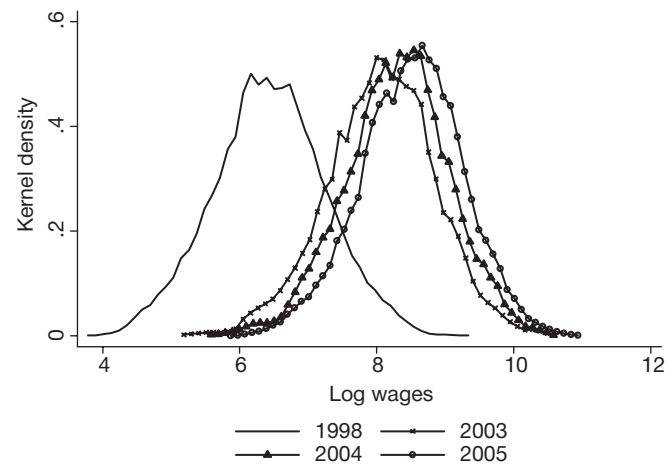


Рис. 2б. Ядерные плотности распределения заработных плат (1998, 2003—2005 гг.)

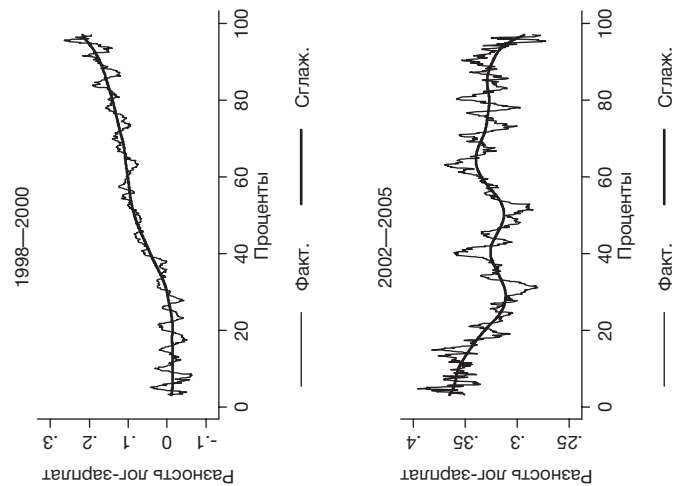


Рис. 3. Прирост логарифмированных заработных плат, все работники

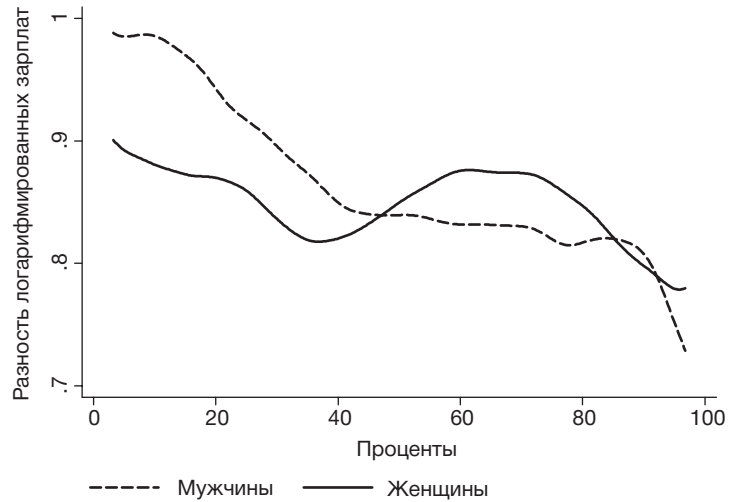


Рис. 4. Прирост логарифмированных заработных плат (1998—2005 гг.), сглаженные

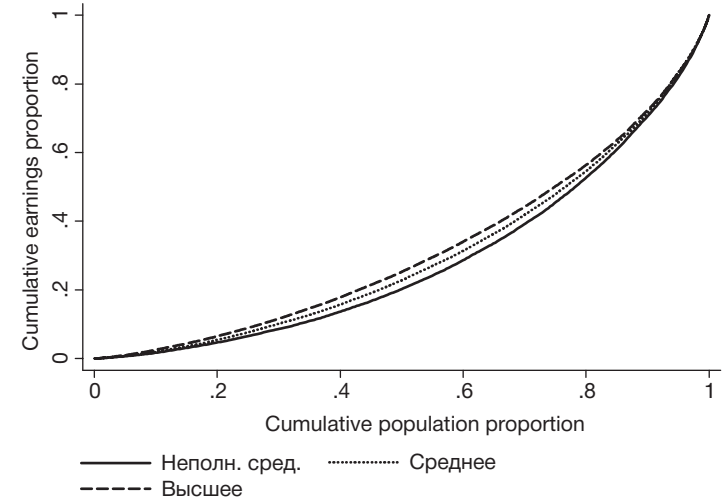


Рис. 6. Кривые Лоренца для разных уровней образования, 2005 г.

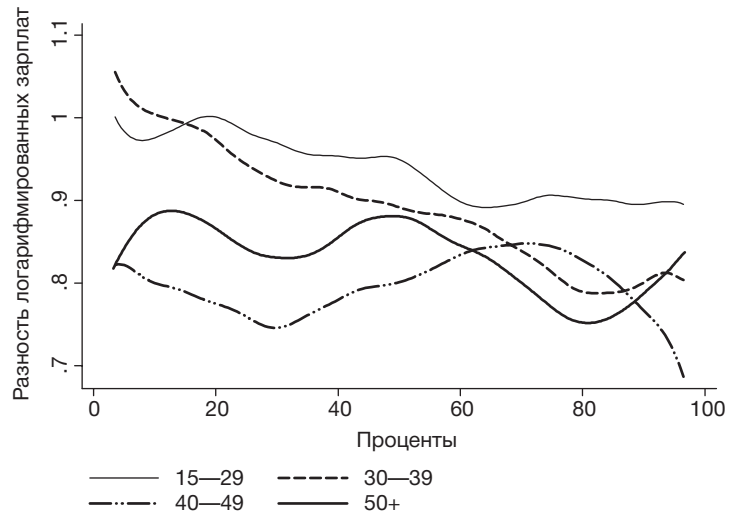


Рис. 5. Прирост логарифмированных заработных плат (1998—2005 гг.) по возрастным группам, сглаженные

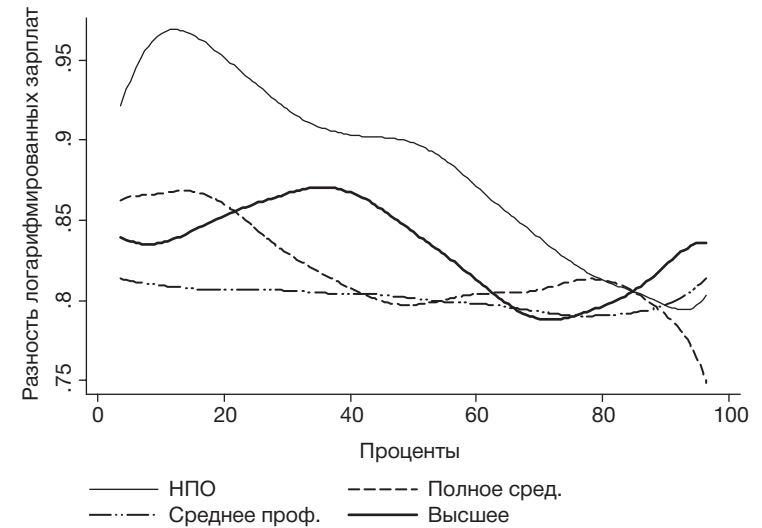


Рис. 7. Прирост логарифмированных заработных плат (1998—2005 гг.) по уровню образования, сглаженные

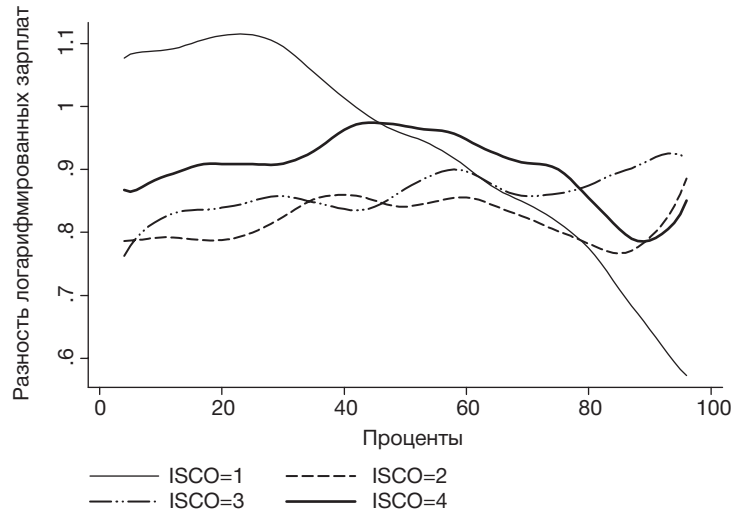


Рис. 8а. Прирост логарифмированных заработных плат (1998—2005 гг.) по профессиям («белые воротнички»), сглаженные

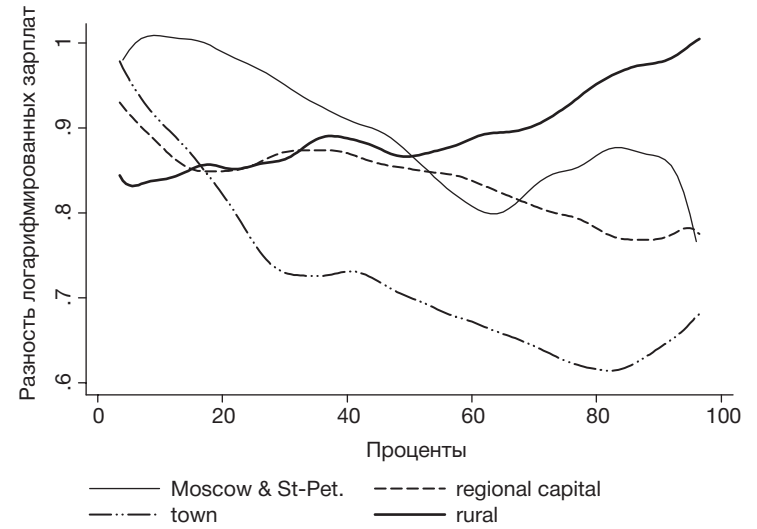


Рис. 9. Прирост логарифмированных заработных плат (1998—2005 гг.) по возрастным группам, сглаженные

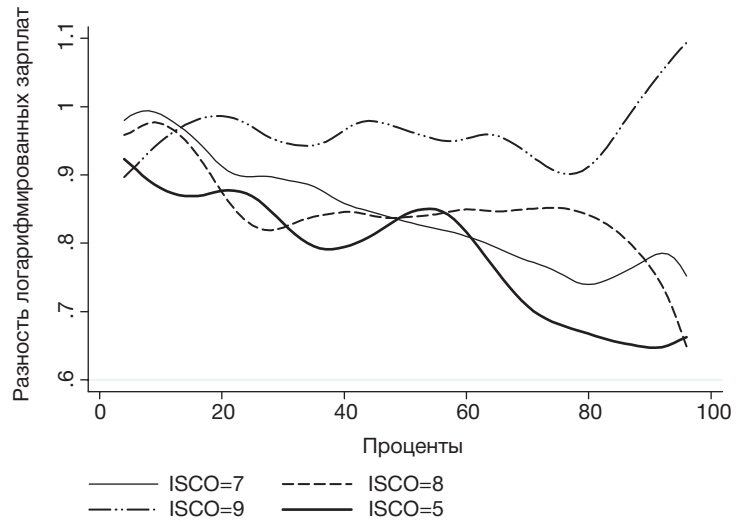


Рис. 8б. Прирост логарифмированных заработных плат (1998—2005 гг.) по профессиям («синие воротнички»), сглаженные

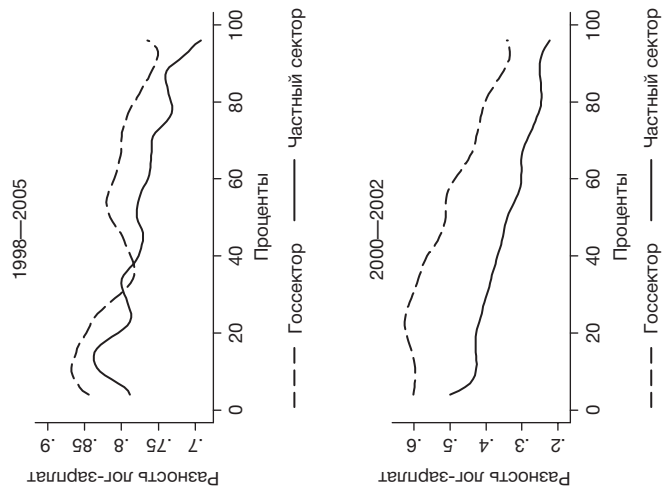
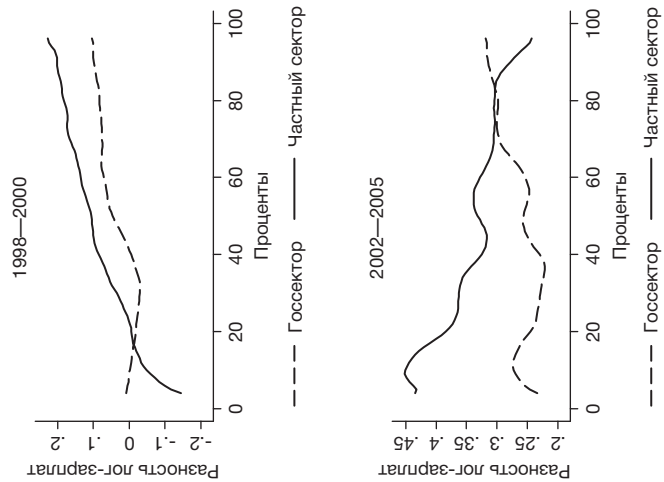


Рис. 10. Прирост логарифмированных заработных плат в зависимости от формы собственности, сглаженные

Препринт WP3/2007/06
Серия WP3
Проблемы рынка труда

Лукьянова Анна Львовна

Динамика и структура неравенства по заработной плате (1998—2005 гг.)

Выпускающий редактор *А.В. Заиченко*
Технический редактор *Ю.Н. Петрина*

ЛР № 020832 от 15 октября 1993 г.
Отпечатано в типографии ГУ ВШЭ с представленного оригинал-макета.
Формат 60×84 1/16. Бумага офсетная. Тираж 150 экз. Уч.-изд. л. 4,9.
Усл. печ. л. 3,95. Заказ № . Изд. № 700.

ГУ ВШЭ. 125319, Москва, Кочновский проезд, 3
Типография ГУ ВШЭ. 125319, Москва, Кочновский проезд, 3

Тел.: (495) 772-95-71; 772-95-73

Для заметок
