Неравенство заработков: фактор неформальности (2000–2010 гг.)[1]

Лукьянова А.Л.

В настоящей работе на данных РМЭЗ – ВШЭ изучается эволюция неравенства в заработках формально и неформально занятых работников в 2000–2010 гг. В течение всего периода дифференциация заработков была существенно выше среди неформально занятых. В работе показано, что неформальность оказывает значимое, но сравнительно небольшое по величине влияние на распределение заработков, заметно уступая другим факторам, таким как пол, образование, региональные и поселенческие факторы. За 10 лет уровень неравенства снизился как в формальной, так и в неформальной занятости. В формальной занятости доминирующей причиной снижения неравенства было сокращение дифференциации часовых заработков. В неформальной занятости сокращение неравенства шло по двум каналам – сократились различия в часовых ставках и в продолжительности рабочего времени. Снижение общего уровня неравенства связано, прежде всего, со снижением внутригруппового неравенства, однако существенный вклад имело и сокращение доли работников без постоянной работы.

Ключевые слова: неравенство заработков; неформальный сектор; декомпозиции.

1. Введение

Бурный экономический рост в России в 2000-е годы сопровождался быстрым снижением безработицы и увеличением занятости. Преобладающая часть вновь создаваемых рабочих мест приходилась на неформальную занятость (см.: [1; 3; 23]). К сожалению, сведения о динамике заработных плат в неформальном секторе очень фрагментарны и, чаще всего, базируются на нерепрезентативных данных. Так, ни одно из обследований Росстата, содержащих вопросы о заработной плате, не охватывает работников неформального сектора. Поэтому вопрос о заработках неформальных работников остается малоизученным.

[1] Автор благодарен за советы и комментарии В. Гимпельсону, Р. Капелюшникову, участникам научного семинара ЛИРТ, а также редактору и двум анонимным рецензентам журнала. Автор выражает благодарность за финансовую поддержку в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ.

Лукьянова Анна Львовна – к.э.н., Центр трудовых исследований НИУ ВШЭ, старший научный сотрудник. E-mail: alukyanova@hse.ru

Статья поступила в Редакцию в феврале 2013 г.

На данный момент единственной работой, касающейся влияния неформальности на заработную плату на российском рынке труда, является исследование В. Гимпельсона и Р. Капелюшникова [2]. При этом в нем рассматривается только 2009 г., когда в анкету РМЭЗ – ВШЭ был включен специальный модуль по неформальности. В данной работе мы расширяем временной горизонт и рассматриваем эволюцию неравенства в заработках формально и неформально занятых работников в 2000–2010 гг., а также влияние неформальности на общий уровень дифференциации заработков в этот период.

Анализируя влияние неформальности на неравенство заработков, важно обратить внимание на три основных момента. Во-первых, это соотношение уровней неравенства *внутри групп* формально и неформально занятых. Во-вторых, важно понять, насколько велик разрыв в средних заработках *между группами*. В-третьих, на вклад неформальности в неравенство влияют *масштабы неформальности*, т.е. доля неформально занятых в общей численности занятых. Чем выше эта доля, чем больше межгрупповое неравенство и чем существеннее различия во внутригрупповом неравенстве, тем выше вклад неформальности в общий уровень неравенства заработков.

Институты рынка труда – трудовое законодательство, минимальные заработные платы, профсоюзы – традиционно рассматриваются как факторы, сдерживающие рост неравенства заработных плат (см., например: [8; 10; 16]). Однако их действие ограничивается рамками формального сектора. В неформальном секторе институты либо не действуют вовсе, либо их действие избирательно и чрезвычайно ослаблено. Это, в первую очередь, касается продолжительности рабочего времени (в неформальном секторе она может быть очень короткой или очень длинной) и нижней границы заработной платы. Из-за слабого институционального давления неравенство заработков скорее всего будет выше в неформальном секторе. В то же время неформальные работники могут быть сконцентрированы в сравнительно небольшом сегменте с точки зрения отраслевой принадлежности (торговля, сельское хозяйство, персональные услуги) и иметь довольно однородный (низкий) уровень квалификации. Эти обстоятельства могут способствовать выравниванию заработков в неформальном секторе. Тем не менее неформальный сектор может быть и крайне неоднороден: в него входят и неформальные предприниматели, и профессионалы-фрилансеры, и занятые по найму (в том числе на нерегулярной основе). Поэтому априорные выводы относительно того, в каком секторе – формальном или неформальном – выше уровень неравенства, сделать довольно затруднительно.

Обзор литературы о влиянии неформальности на неравенство является непростой задачей по нескольким причинам. Первая причина характерна для всех работ по неформальности – она вытекает из несопоставимости определений. В каждой работе неформальный сектор определяется исходя из особенностей страны и специфики имеющихся данных. Другие причины в большей степени связаны с тематикой неравенства. Показатели неравенства и графики плотности функций распределения приводятся лишь в нескольких работах. Судить об уровне неравенства в формальном и неформальном секторах можно также по тем работам, в которых используется аппарат квантильных регрессий, в этом случае можно делать выводы с оговоркой о корректировке на различия в наблюдаемых характеристиках. Кроме того, при использовании квантильных регрессий выводы относительно уровня неравенства будут зависеть от спецификации уравнений в конкретной работе.

Несмотря на объективные сложности с обзором литературы можно сформулировать некоторые ключевые положения. Большинство исследователей приходят к выводу о том, что неоднородность неформального сектора ведет к увеличению дифференциации заработков, но со значительной страновой спецификой. Баргейн и Квенда [7] анализировали влияние неформальности на неравенство заработков в Южной Америке и ЮАР. Согласно полученным ими результатам, занятые по найму в неформальном секторе имеют более низкие часовые заработки, чем работники формального сектора, но их часовые заработки распределены более равномерно(!), чем у работников формального сектора. В группе самозанятых, наоборот, вариация часовых заработков в Мексике и Бразилии выше, чем в формальном секторе, хотя в ЮАР наименее равномерно оказались распределены заработки в формальном секторе. Кроме того, в Мексике и Бразилии самозанятые имели более высокие заработки, чем формально занятые, на большей части шкалы распределения, но не в ЮАР. Однако во всех странах выгоды от самозанятости максимальны для верхней части распределения. Объединение столь разнородных групп, как самозанятые и неформально занятые по найму, в единый сегмент ведет к резкому скачку в показателях неравенства. Схожие результаты касательно различий в заработках по шкале распределения были получены в работе Танзела и Кана по Турции [24].

Отмеченная в эмпирических исследованиях неоднородность неформального сектора согласуется с теорией двухъярусного неформального сектора, предложенной Г. Филдсом [13]. Эта теория предполагает, что в неформальном секторе существует два типа рабочих мест – высокооплачиваемые (верхний ярус) и низкооплачиваемые (нижний ярус). Рабочие места в верхнем ярусе занимаются работниками добровольно, они являются селективными (в том смысле, что требуют наличия капитала и/или специальных навыков) и, чаще всего, связаны с самозанятостью. Наоборот, рабочие места в нижнем ярусе открыты для всех желающих, поскольку не требуют каких-либо особых навыков. На них сосредоточены работники, которым не удалось найти работу в формальном секторе, но которые не могут позволить себе оставаться безработными. Это традиционный неформальный сектор в модели сегментированного рынка труда[2]. Распределение заработков работников неформального сектора есть, по существу, пересечение двух отдельных распределений, соответствующих двум разным типам рабочих мест внутри неформального сектора. Именно пересечение двух распределений является основной причиной высокого уровня неравенства в неформальном секторе.

Амуэдо-Дорантес [6] сравнивает неравенство и заработки работников с трудовыми контрактами («формальный сектор») и работников без трудовых контрактов («неформальный сектор») в Чили и делает вывод о том, что неформальность ведет к увеличению общего уровня неравенства. Чун и Хор [9]приводят данные о том, что, по крайней мере, с 1993 по 2007 гг. в Индонезии уровень неравенства среди самозанятых был выше, чем среди занятых в формальном секторе. Таким образом, неравенство в неформальном секторе зачастую оказывается выше, не только по сектору в целом, но и в отдельных его сегментах.

При этом в каждом отдельном случае необходим тщательный эмпирический анализ. Даже в одной стране в течение достаточно короткого промежутка времени уровни внутригруппового неравенства в формальном и неформальном секторах могут радикально измениться под воздействием интенсивных структурных сдвигов в экономике. Не исключена

[2] Подробнее о теориях сегментированного и мультисекторного рынка труда см. работу [3].

ситуация, когда с течением времени неравенство в неформальном секторе будет сокращаться, а в формальном секторе, наоборот, расти. Например, в Мексике в конце 1980-х годов неравенство в неформальном секторе было в 1,5 раза выше, чем в формальном, но уже к середине 1990-х годов неравенство в формальном секторе сильно выросло, а в неформальном, наоборот, упало, и ситуация изменилась на противоположную [21]. Это происходило из-за того, что по мере экономического роста наиболее квалифицированные работники неформального сектора массово переходили в формальный сектор, занимая в нем позиции с самыми низкими заработками.

Литература по дифференциации заработков в странах с переходной экономикой в бóльшей степени связана с тематикой человеческого капитала и развития частного сектора. Аспекты, касающиеся влияния неформальности на неравенство заработков, не получили достаточного внимания исследователей. Между тем доля неформальной экономики выросла с начала переходного периода во многих странах, и неформальность может быть одним из важных новых источников неравенства заработков. Россер и др. [22] для выборки из 16 стран с переходной экономикой показывают наличие такой связи: неравенство доходов выше в переходных экономиках с обширным неформальным сектором. Крштич и Сэнфи [18] подтверждают, что в течение 2000-х годов неформальность стала значимым фактором неравенства в Сербии: в 2007 г. принадлежность к неформальному сектору объясняла около 5% общей вариации заработков и по влиянию на неравенство уступала только одному фактору – образованию. Более высокий уровень неравенства в 2000-е годы наблюдался среди неформально занятых также в Боснии и Герцеговине [17]. Работа Арабшейбани и Станевой [5] свидетельствует о довольно специфической ситуации, сложившейся в Таджикистане, где занятые в неформальном секторе имеют более высокие заработки по всей шкале распределения. При этом, с учетом различий в наблюдаемых характеристиках, в Таджикистане неравенство внутри неформального сектора *ниже*, чем внутри формального сектора.

К сожалению, подавляющее большинство имеющихся исследований не затрагивают различий в продолжительности рабочего времени, а ведут речь только о часовых ставках. Этот подход имеет свои преимущества и ограничения. Анализ часовых ставок позволяет судить о том, как формируется цена труда, в частности, о различиях в отдачах от тех или иных характеристик человеческого капитала и рабочих мест. Но этот метод плохо подходит, если задача состоит в сопоставлении уровня благосостояния формально и неформальных занятых работников. Благосостояние работников в большей степени связано с месячными трудовыми доходами, чем с часовыми ставками заработной платы. Кроме того, возможно, работники, особенно в неформальной занятости, сталкиваются с внешними ограничениями продолжительности рабочего времени, т.е. работают меньше, чем хотели бы при существующем уровне часовых ставок. Если такие ограничения имеют место, то месячные заработки являются более точным ориентиром для принятия решений о предложении труда.

В этой работе мы используем данные РМЭЗ – ВШЭ за 2000–2010 гг. и анализируем влияние неформальности на неравенство заработков как в целом по формально и неформально занятым, так и по типам неформальной занятости. Мы выделяем три типа неформально занятых: занятые вне предприятий и организаций; занятые на предприятиях или в организациях, но без трудовой книжки или трудового контракта; работники без постоянной работы. Основным предметом исследования являются месячные заработки, но при

изучении внутригруппового неравенства отдельно рассматриваются вклад часовых заработков и вклад продолжительности рабочего времени. Это разграничение оказывается важным, поскольку у неформально занятых вариативность времени работы очень высока. Отметим, что на данном этапе мы не учитываем различий между формальными и неформальными работниками по индивидуальным характеристикам или характеристикам рабочих мест – этому вопросу будет посвящена отдельная работа.

Работа структурирована следующим образом. В разделе 2 описываются данные, ограничения выборки и ключевые переменные, используемые в настоящем исследовании. Раздел 3 посвящен описательному анализу динамики неравенства в формальной и неформальной занятости, особое внимание обращается на различия между месячными заработками и часовыми ставками. В разделе 4 мы анализируем, как повлияли на общий уровень неравенства изменения в структуре неформальной занятости, выясняя, какие подгруппы неформальных работников имели наиболее сильное влияние на динамику неравенства. В разделе 5 дается количественная оценка того, какой вклад вносит неформальность в неравенство заработков по сравнению с другими факторами. В заключительном разделе содержатся выводы и рекомендации для экономической политики.

2. Описание данных

Наше исследование базируется на данных РМЭЗ – ВШЭ за период с 2000 по 2010 гг.[3] (кроме 2001 г., когда не задавался вопрос о наличии трудового контракта по основному месту работы). Мы учитываем только основную работу респондентов, а для тех, у кого нет таковой, – различные приработки. Выборка ограничена наблюдениями, для которых имеются полные данные по возрасту, образованию, заработкам и отработанному времени. Без этих переменных невозможен эконометрический анализ, хотя ограничение выборки и может привести к некоторому занижению уровня неформальной занятости, так как неформально занятые чаще затрудняются с ответом на вопрос о заработках и отработанном времени. В качестве референтного периода наблюдения для заработков и рабочего времени берутся последние 30 дней – в такой форме вопросы о заработках и отработанном времени задавались как тем, кто имеет основную работу, так и тем, кто не имеет основной работы. Для устранения искажающего влияния аутлайеров мы исключили респондентов, у которых месячные или часовые заработки более чем в 10 раз превышали значение 99-го квантиля распределения этих переменных для соответствующего года.

В силу особенностей анкеты используемое нами определение неформальной занятости отличается от принятого Росстатом определения занятости в неформальном секторе. К неформально занятым мы относим: (1) занятых не на предприятиях[4]; (2) тех, кто

[3] «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS – HSE)», проводимый Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ЗАО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии РАН. (Сайты обследования RLMS – HSE: http://www.hse.ru/rlms; http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms).

[4] Для выделения этой группы использовались два вопроса из анкеты РМЭЗ – ВШЭ, вопрос о наличии работы и вопрос: «Скажите, пожалуйста, на этой работе вы работаете на предприятии, в организации? Мы имеем в виду любую организацию, в которой работает более одного человека,

трудится на предприятиях или в организациях, но без трудовой книжки или трудового контракта[5]; (3) работников без постоянной работы[6]. Это определение комбинирует в себе отдельные элементы легалистского и производственного подходов[7]. Оно включает в состав неформальных работников как занятых по найму, так и самозанятых, так как среди работников без постоянной работы мы не можем выделить самозанятых.

Таблица 1.

Динамика формальной и неформальной занятости, в % от общей численности занятых

	Годы									
	2000	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Формальная занятость	80,3	80,7	80,1	78,6	79,8	79,7	81,0	82,8	79,2	81,4
Неформальная занятость	19,7	19,3	19,9	21,4	20,1	20,3	19,0	17,2	20,8	18,6
в том числе:										
занятые без контракта на предприятиях	3,1	3,7	4,7	5,1	5,5	5,9	4,9	5,3	6,2	5,7
занятые не на предприятиях	6,8	6,1	5,8	7,4	6,6	6,4	7,9	6,8	7,7	8,1
работники без постоянной работы	9,9	9,4	9,4	8,9	8,1	7,9	6,3	5,2	7,0	4,8
Число наблюдений	3522	4433	4606	4885	4686	5788	5705	5853	5780	8798

Подавляющее большинство российских работников занято на формальной основе, доля занятых неформально оставалась достаточно стабильной, несмотря на экономиче-

независимо от того, частная она или государственная. Например, любые учреждения, заводы, фирмы, колхозы, совхозы, фермерские хозяйства, магазины, армию, государственные службы и прочие организации». Все те, кто имеет работу (включая тех, кто в момент опроса находился в различных отпусках) и не ответил утвердительно на второй вопрос, считались занятыми не на предприятиях.

[5] Для выделения этой группы использовались два вопроса из анкеты РМЭЗ – ВШЭ, вопрос о наличии работы и вопрос: «Скажите, пожалуйста, вы оформлены на этой работе официально, т.е. по трудовой книжке, трудовому соглашению, контракту?». Все те, кто имеет работу (включая тех, кто в момент опроса находился в различных отпусках) и не ответил утвердительно на второй вопрос, считались занятыми без трудового контракта.

[6] Для выделения этой группы использовались два вопроса из анкеты РМЭЗ – ВШЭ, вопрос о наличии работы и вопрос: «Скажите, пожалуйста, в течение последних 30 дней вы занимались (еще) какой-нибудь работой, за которую вам заплатили или должны заплатить? Может быть, вы сшили кому-то платье, подвезли кого-нибудь на машине, занимались репетиторством, помогли кому-то с ремонтом квартиры, машины, купили и доставили продукты, ухаживали за больными, продавали свои или купленные продукты или товары на рынке или на улице, челночили или делали что-то другое?». Все те, кто не имеет работы и ответил утвердительно на второй вопрос, считались работниками без постоянной работы.

[7] Подробнее о различных подходах к определению неформальной занятости см. в работе [3].

ский рост. На протяжении 2000–2010 гг. она держалась на уровне около 20% за исключением 2008 г., когда произошло снижение доли неформальной занятости до 17,2% (табл. 1). Внутри группы неформально занятых происходили существенные изменения: сокращалась доля тех, кто не имеет постоянной работы, одновременно увеличивались доли занятых без трудового контракта и работающих не на предприятиях.

В табл. 2 представлены основные характеристики занятых на формальной и неформальной основе. Работники, занятые неформально, оказываются в среднем моложе, чем занятые формально. Среди них выше доля мужчин, сельских жителей, представителей нерусских национальностей. Занятые неформально имеют более низкий уровень образования, и за 2000-е годы по темпам увеличения запасов человеческого капитала они заметно отставали от занятых в формальном секторе.

Таблица 2.

Описание подвыборок

	Годы									
	2000	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Занятые формально										
Средний возраст, лет	39,8	39,7	39,8	39,8	39,9	40,2	40,1	40,0	40,6	40,4
Доля женщин, %	54,7	54,6	55,2	55,3	55,0	55,6	55,7	54,5	53,7	54,8
Доля состоящих в браке, %	68,0	63,7	62,3	62,1	62,3	59,6	60,0	59,5	58,3	59,0
Доля русских, %	86,9	86,4	86,5	86,1	87,0	87,0	87,0	85,2	87,1	88,3
Доля сельских жителей, %	19,1	18,0	19,0	18,3	19,6	20,5	20,8	20,6	20,7	22,3
Образование										
ниже среднего	7,7	6,8	7,0	6,0	6,3	6,7	6,4	6,6	6,1	5,9
ПТУ на базе неполного среднего	4,1	3,3	4,0	3,4	4,0	3,9	4,0	3,7	3,8	3,3
полное среднее	20,5	21,0	20,8	20,5	19,7	18,7	19,2	19,5	16,7	16,6
ПТУ на базе полного среднего	16,3	16,7	16,6	17,6	17,7	17,0	17,0	16,6	17,9	15,8
среднее профессиональное	26,8	26,2	25,8	25,9	25,3	26,1	25,4	24,6	25,4	26,5
высшее	24,6	26,0	25,9	26,6	27,1	27,6	28,0	29,0	30,1	32,1
Занятые неформально										
Средний возраст, лет	36,0	35,7	35,8	36,0	36,2	36,4	36,9	37,3	37,8	37,3
Доля женщин, %	45,3	45,4	44,8	44,7	45,0	44,4	44,3	45,5	46,3	43,2
Доля состоящих в браке, %	49,5	46,6	42,2	46,0	46,4	43,4	44,2	41,4	44,9	46,8
Доля русских, %	83,5	79,5	80,3	81,2	78,5	80,2	82,7	79,1	82,4	81,9
Доля сельских жителей, %	23,2	26,1	31,3	25,7	29,4	27,0	29,7	26,9	28,0	28,3
Образование										
ниже среднего	17,7	18,0	17,3	17,5	15,5	18,1	16,6	16,5	15,2	14,6
ПТУ на базе неполного среднего	5,0	3,3	4,7	5,1	5,3	4,3	3,4	3,0	4,3	4,0
полное среднее	27,6	29,6	30,5	27,2	27,4	27,5	28,6	28,7	27,7	25,9
ПТУ на базе полного среднего	18,6	17,8	20,0	19,4	22,3	20,1	19,4	20,4	22,0	22,6
среднее профессиональное	19,4	19,2	16,4	19,2	19,0	19,3	20,7	18,9	18,2	18,6
высшее	11,7	12,0	11,0	11,7	10,5	10,7	11,4	12,4	12,7	14,4

Таблица 3 дает представление о том, насколько велики различия между формальными и неформальными работниками и насколько неоднороден сам неформальный сектор с точки зрения продолжительности рабочего времени и заработков. Мы приводим медианные значения, поскольку средние могут находиться под сильным влиянием небольшого числа экстремально высоких или низких значений.

Таблица 3.

Рабочее время и заработная плата

	Годы									
	2000	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Среднечасовые заработки за последние 30 дней, руб. (медиана)										
Формальная занятость	7,9	17,0	20,8	25,0	31,3	38,5	47,3	60,6	62,5	70,8
Неформальная занятость	9,8	20,0	22,0	28,6	31,3	35,7	44,4	59,5	57,7	66,7
в том числе:										
занятые без контракта на предприятиях	7,3	16,5	20,4	24,2	28,7	33,3	41,7	55,6	56,3	64,3
занятые не на предприятиях	8,9	17,3	19,0	25,4	28,8	31,3	40,1	53,3	50,0	62,5
работники без постоянной работы	10,7	23,3	25,7	35,0	35,7	44,6	54,9	73,6	80,0	93,8
Отработанное время за последние 30 дней, часов (медиана)										
Формальная занятость	168	168	168	168	168	170	176	176	176	170
Неформальная занятость	150	150	144	151	160	168	172	168	160	176
в том числе:										
занятые без контракта на предприятиях	180	174	180	180	176	180	192	180	176	180
занятые не на предприятиях	182	192	181	180	190	192	192	190	190	192
работники без постоянной работы	49	50	50	40	60	60	58	48	60	45
Заработки за последние 30 дней, руб. (медиана)										
Формальная занятость	1265	2800	3300	4000	5000	6500	8000	10000	10000	12000
Неформальная занятость	1000	2000	2500	3000	4000	5000	6000	8000	7125	10000
в том числе:										
занятые без контракта на предприятиях	1200	2900	3000	4000	5000	6000	8000	10000	10000	11000
занятые не на предприятиях	1500	3000	3000	4500	5000	6000	8000	10000	9200	10400
работники без постоянной работы	500	1000	1418	1500	2000	2500	3000	3000	4800	5000

Месячные заработки неформальных работников в среднем ниже, чем у занятых на формальной основе. В 2000–2010 гг. разрыв в медианных заработках колебался в интервале от 17 до 29%, при этом наблюдалось слабое движение в сторону сокращения этого разрыва. Наибольший вклад в этот разрыв вносили работники без постоянной работы, чьи месячные заработки были в 2–2,5 раза ниже, чем у формально занятых. В то же время месячное вознаграждение работников, не имеющих трудового контракта, сопоставимо с

заработной платой в сфере формальной занятости. Медианные заработки работников, занятых не на предприятиях, в начале периода были даже выше, чем у формально занятых, но постепенно снижались, и к концу периода отставание составило примерно 10%.

На протяжении почти всего периода медианная продолжительность рабочего времени у неформальных работников была меньше, чем у занятых на формальной основе. Однако и это отставание генерировалось за счет работников, не имеющих постоянной работы, тогда как большая часть занятых без трудового контракта и не на предприятиях в действительности работали дольше, чем формально занятые.

При переходе к часовым заработкам положение отдельных групп внутри неформальной занятости радикально меняется. Во-первых, формальная занятость утрачивает свои преимущества, особенно для первой половины 2000-х годов. Медианные часовые заработки в целом у неформально занятых вплоть до 2005 г. были выше(!), чем у формально занятых. В последующие годы заработки по формальной и неформальной занятости выравниваются. Во-вторых, при более детальном рассмотрении видно, что часовые заработки неформально занятых «вытягиваются» вверх за счет высоких часовых ставок работников без постоянной занятости. В двух других типах неформальной занятости часовые заработки были такие же либо ниже, чем у формально занятых. Причем в течение 2000-х годов происходило снижение относительных часовых заработков работников без трудовых контрактов и занятых не на предприятиях.

Высокие часовые заработки работников, не имеющих постоянной работы, порождают серьезные вопросы. Безусловно, частично они могут быть связаны с ошибками измерения. Работникам, не имеющим постоянной работы, сложнее оценить реальные затраты времени на ее выполнение. Например, человек, продающий выращенные на своем участке зелень или овощи, может включать в расчет «отработанного» времени только то время, которое он провел непосредственно на месте продажи, но не учитывать затраты времени на выращивание товара и подготовку его к реализации. Лица, занимающиеся частным извозом, могут не учитывать или недоучитывать время ожидания заказа. Кроме того, респонденты, скорее всего, не вычитают из полученной суммы собственные затраты на выполнение работы, например, расходы на инструменты, материалы, бензин и проч.

Однако кроме ошибок измерения могут быть и более существенные причины, обуславливающие высокие часовые заработки. Можно предположить, что формальная и неформальная занятость предполагают различные типы трудовых «контрактов» с точки зрения продолжительности рабочего времени. В формальной занятости предлагаются контракты с фиксированной продолжительностью рабочего времени. В неформальной занятости работники выбирают и гибко регулируют – нередко в режиме ежедневной подстройки – продолжительность работы. Возможно, в сфере формальной занятости ограничено количество рабочих мест с желаемой продолжительностью рабочего времени, например, с неполным рабочим днем и гибким графиком работы. Для некоторых групп работников гибкая неформальная занятость может приносить более высокую полезность, чем формальная работа с фиксированными часами работы. Если выбор между формальностью и неформальностью является добровольным, то они предпочтут неформальную занятость, руководствуясь целевым уровнем дохода либо целевой продолжительностью отработанного времени[8].

[8] См. дискуссию о предложении труда в ситуациях с гибкими условиями занятости на примере водителей такси г. Нью-Йорка в работе [12].

Для части работников занятость с небольшим количеством часов работы может быть сознательной стратегией поиска работы. Наши данные косвенно подтверждают эту гипотезу. Работники, не имеющие постоянной работы, в 5–6 раз чаще, чем формально занятые, и в 3 раза чаще, чем остальные неформально занятые, утверждают, что в течение последних 30 дней обращались куда-нибудь или к кому-нибудь в поисках работы. Для другой части работников интерес представляет неполная надомная занятость с гибким графиком работы (например, женщины с малолетними детьми) – они могут быть не заинтересованы в увеличении часов работы, но хотят получать некоторый дополнительный доход в семейный бюджет или иметь свой собственный доход. Еще один возможный вариант состоит в том, что часть неформальных работников может сталкиваться с внешними ограничениями продолжительности работы – они хотели бы работать большее число часов, но не могут найти такой работы. Им доступна только случайная или сезонная работа с оплатой на почасовой или поденной основе.

3. Неравенство заработков в формальной и неформальной занятости: месячные и часовые ставки

Оценки Росстата говорят о том, что в 2000–2010 гг. произошло значительное снижение неравенства заработков[9]. Данные РМЭЗ – ВШЭ подтверждают этот тренд (табл. 4).

Таблица 4.

Дифференциация месячных заработков

Год	Все работники	Занятые формально	Занятые неформально	В том числе		
				без контракта на предприятиях	не на предприятиях	без постоянной работы
			А. Дисперсия логарифма			
2000	1,117	0,914	1,828	0,922	0,790	2,052
2002	0,947	0,752	1,620	0,725	0,780	1,887
2003	0,949	0,756	1,567	0,881	0,844	1,852
2004	0,887	0,686	1,509	0,799	0,716	1,853
2005	0,808	0,646	1,300	0,759	0,721	1,575
2006	0,758	0,589	1,276	0,632	0,662	1,664
2007	0,665	0,522	1,156	0,576	0,658	1,382
2008	0,673	0,543	1,163	0,657	0,730	1,523
2009	0,638	0,506	1,006	0,629	0,572	1,369
2010	0,595	0,480	1,017	0,589	0,547	1,463
Изменение 2000–2010 гг.	*–0,522*	*–0,435*	*–0,811*	*–0,333*	*–0,243*	*–0,589*

[9] См. работу [4, табл. 8.20].

Окончание табл. 4.

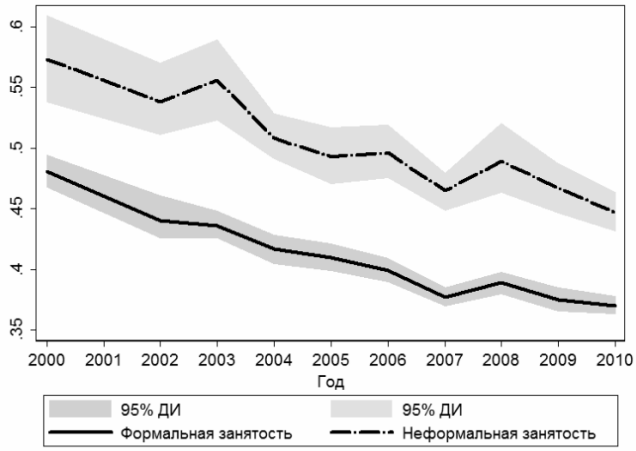
Год	Все работники	Занятые формально	Занятые неформально	В том числе		
				без контракта на предприятиях	не на предприятиях	без постоянной работы
			Б. Коэффициент Джини			
2000	0,500	0,481	0,573	0,446	0,477	0,650
2002	0,460	0,440	0,538	0,451	0,449	0,605
2003	0,461	0,436	0,556	0,450	0,489	0,635
2004	0,437	0,417	0,508	0,434	0,434	0,580
2005	0,428	0,410	0,493	0,431	0,443	0,533
2006	0,419	0,399	0,496	0,403	0,441	0,588
2007	0,394	0,377	0,465	0,390	0,413	0,516
2008	0,407	0,389	0,489	0,391	0,463	0,571
2009	0,396	0,375	0,467	0,411	0,402	0,566
2010	0,385	0,370	0,447	0,404	0,392	0,532
Изменение 2000–2010 гг.	*–0,115*	*–0,111*	*–0,127*	*–0,042*	*–0,085*	*–0,118*

Для иллюстрации изменений мы выбрали два показателя: коэффициент Джини, чувствительный к различиям в средней части распределения, и показатель дисперсии логарифма заработной платы, который более восприимчив к различиям в хвостах распределения. По всей выборке коэффициент Джини для месячных заработков сократился с 0,50 до 0,39; дисперсия лог-зарплат – с 1,1 до 0,6. В отличие от предыдущих макрошоков (1992 и 1998 гг.), кризис 2008 г. не вызвал заметного роста неравенства даже на концах распределения. Коэффициент Джини увеличился в 2008 г. всего на 3%, а дисперсия лог-зарплат вообще не отреагировала на падение деловой активности.

В течение всего периода дифференциация заработков была значительно выше в сегменте неформальной занятости (рис. 1 и 2). Эта закономерность характерна для обоих показателей неравенства. В 2000–2010 гг. неравенство снижалось как среди формально занятых, так и среди неформальных работников. Для формальной занятости коэффициент Джини сократился с 0,48 до 0,37; дисперсия лог-зарплат – с 0,91 до 0,49. Для неформальной занятости коэффициент Джини снизился с 0,57 до 0,46; дисперсия лог-зарплат – с 1,83 до 1,04. Таким образом, только к концу периода неравенство заработков среди неформально занятых приблизилось к тому уровню, который формально занятые имели в самом начале периода.

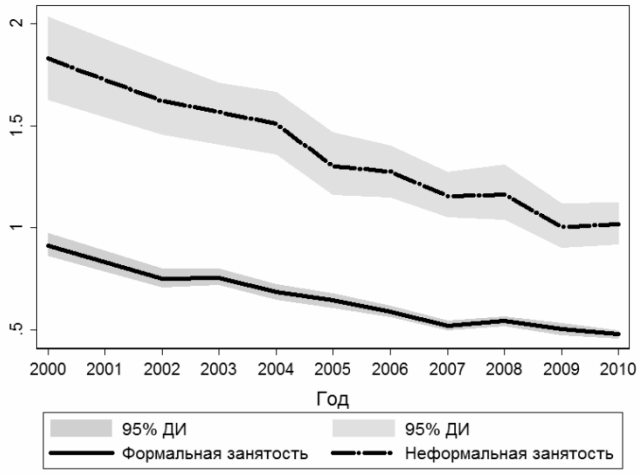
На рис. 3 (верхняя панель) показаны графики кернел-функций плотности распределения месячных заработков формально и неформально занятых в начале и конце периода (2000 и 2010 гг.). Графики демонстрируют, что основные различия между формальной и неформальной занятостью сосредоточены на левом конце распределений, т.е. среди низкооплачиваемых работников. У неформальных работников левый хвост распределения заработков гораздо длиннее, чем у формально занятых. Это означает, что на протяжении

всего периода риски оказаться в нижних децилях распределения у неформально занятых были значительно выше, чем у занятых на формальной основе. В то же время правые хвосты распределений достаточно близки, т.е. в верхних децилях распределений формально и неформально занятые представлены достаточно пропорционально.



Примечание: доверительные интервалы построены методом бутстрэпа (N = 500) и скорректированы с учетом смещения.

Рис. 1. Коэффициент Джини: месячные заработки



Примечание: доверительные интервалы построены методом бутстрэпа (N = 500) и скорректированы с учетом смещения.

Рис. 2. Дисперсия лог-зарплат: месячные заработки

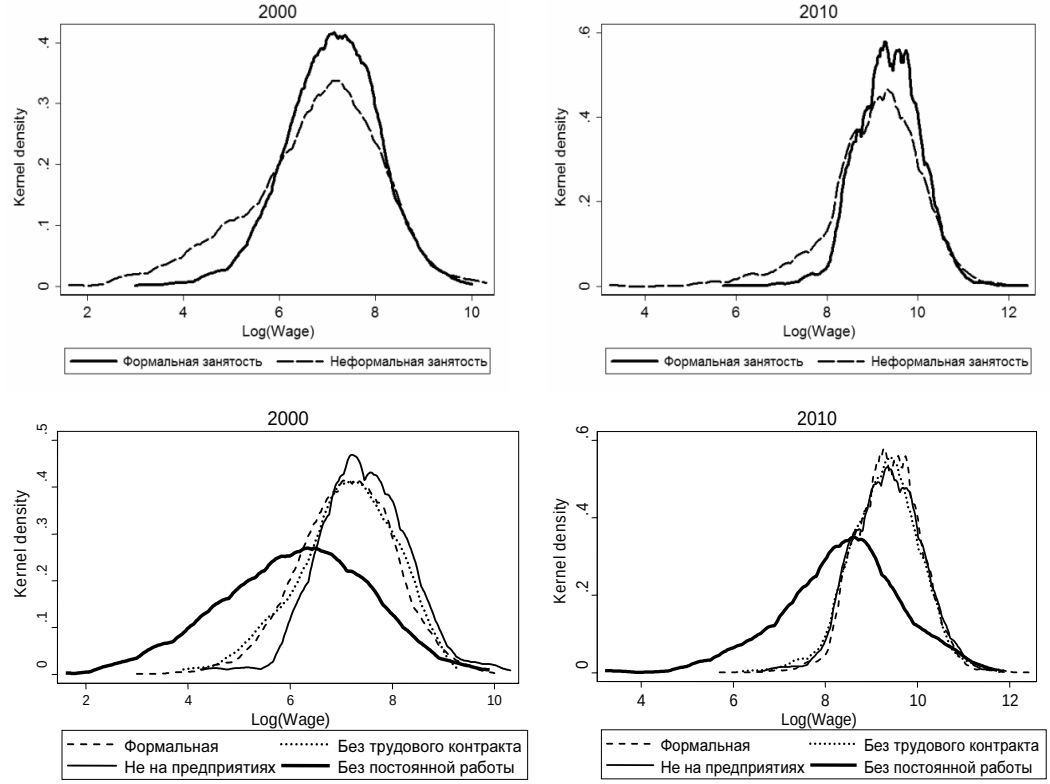


Рис. 3. Распределение лог-зарплат в формальной и неформальной занятости: месячные заработки

С 2000 по 2010 гг. произошло заметное сближение распределений, в основном за счет более быстрого сужения левой части «неформального» распределения. Рисунок 4 подтверждает это наблюдение. На нем изображено изменение логарифма месячных заработных плат с 2000 по 2010 гг. по квантилям распределения отдельно для формально и неформально занятых. В обеих группах заработки низкооплачиваемых работников росли более быстрыми темпами, чем заработки в верхней части распределения. При этом низкооплачиваемые работники, занятые на неформальной основе, получили максимальный прирост заработной платы. В верхней части распределения заработки формально и неформально занятых росли одинаковыми темпами. Другими словами, за 2000-е годы положение высокооплачиваемых работников, занятых на неформальной основе, по отношению к высокооплачиваемым работникам, занятым формально, не претерпело каких-либо изменений.

Распределения заработков в разных типах неформальной занятости существенно различаются между собой (нижняя панель рис. 3). Так, распределение заработков работников, занятых без трудового контракта, и тех, кто занят не на предприятиях, больше похоже на распределение заработков формальных работников, чем на кривую для работни-

ков, не имеющих постоянной работы. В течение периода три первые распределения стали заметно ближе между собой – кривые этих трех распределений практически сливаются на рисунке для 2010 г. Распределение заработков работников без постоянной работы также сузилось, но по-прежнему находится в стороне от трех других кривых.

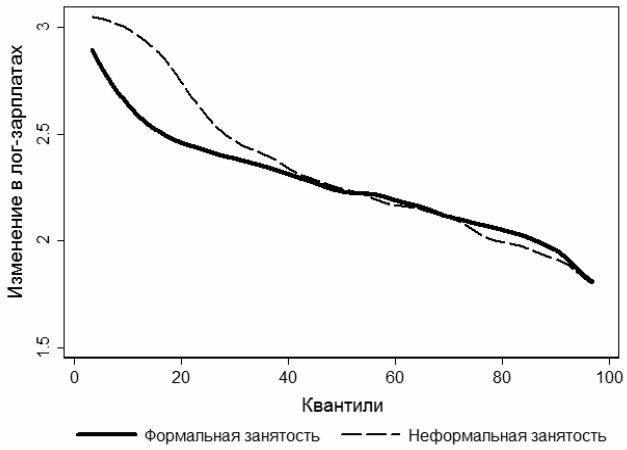


Рис. 4. Изменение лог-зарплат по квантилям распределения: 2000–2010 гг.

Распределение месячных заработных плат является результатом совместного распределения часовых ставок и рабочего времени. Различия в продолжительности рабочего времени могут усиливать или, наоборот, смягчать различия в часовых ставках. Например, работники с низкими часовыми ставками, желая увеличить общий трудовой доход, могут работать дольше, чем работники с высокими часовыми ставками. Тогда месячные заработки будут распределены более равномерно, чем часовые. Обратная ситуация будет наблюдаться, если работники с низкими часовыми ставками работают небольшое количество часов, а работники с высокими ставками имеют высокую продолжительность рабочего времени. В этом случае неравенство в месячных заработках будет сильнее, чем в часовых.

Вклад различий в отработанном времени и часовых ставках можно проиллюстрировать графически при помощи кривых Лоренца. На рис. 5 показано, как выглядели кривые Лоренца для месячных заработков, часовых ставок и рабочего времени в 2000 г. По горизонтальной оси на всех графиках отложена накопленная доля численности работников, по вертикальной оси – накопленная доля каждого из показателей. Например, по кривой Лоренца для месячных заработков можно определить, какую долю суммарных заработков получают нижние 10, 20 и т.д. процентов работников. На таком графике воображаемая биссектриса, проведенная из начала координат, соответствует линии равномерного распределения. Чем дальше фактическая кривая отстоит от биссектрисы, тем менее равномерно распределение показателя.

Посмотрим сначала на кривые Лоренца для месячных заработков. Кривая для неформальной занятости лежит ниже графика для формальной занятости, подтверждая уже известный – из приведенных выше кернел-диаграмм и расчетов коэффициентов неравенства – факт, что заработки неформальных работников распределены менее равномерно.

Однако даже с первого взгляда видно, что различия в распределении рабочего времени и часовых ставок являются еще более драматическими.

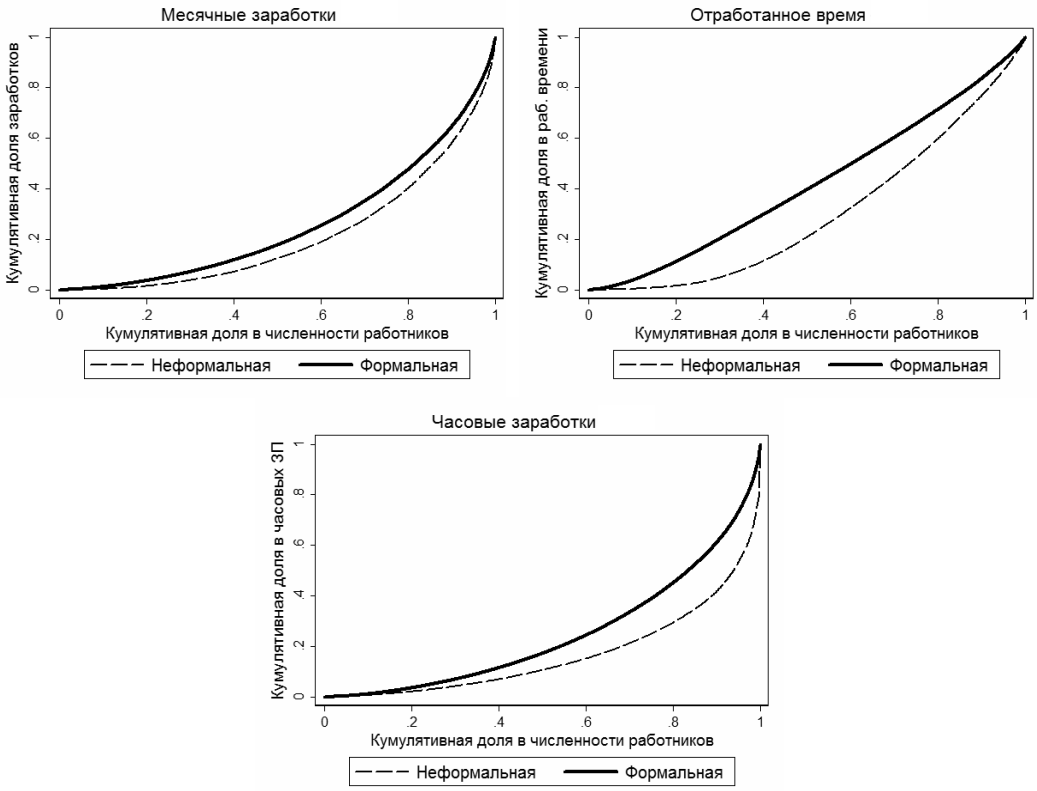


Рис. 5. Кривые Лоренца, 2000 г.

В формальной занятости кривая Лоренца для продолжительности рабочего времени приближается к биссектрисе. Это означает, что различия в продолжительности рабочего времени между формально занятыми ничтожно малы. Подавляющее большинство формальных работников работает примерно одинаковое количество часов: для 2000 г. – около 170 часов в месяц (рис. 6). В неформальной занятости распределение имеет два пика. Первый пик наблюдается на уровне 40–50 часов в месяц. Эта продолжительность является наиболее характерной для работников, не имеющих постоянной работы. Второй пик находится на уровне 180–200 часов и соответствует обычной продолжительности работы для занятых без трудового контракта и занятых не на предприятиях. Именно работники, не имеющие постоянной работы, выгибают кривую Лоренца для рабочего времени вниз в районе начала координат.

Крайне неравномерно распределены и часовые ставки неформально занятых работников, но здесь совсем другой характер отклонений от равномерного распределения. Прогиб кривой Лоренца находится в районе правого конца горизонтальной оси. Это означает,

что форма распределения испытывает на себе сильное влияние небольшого числа наблюдений с очень высокими часовыми ставками.

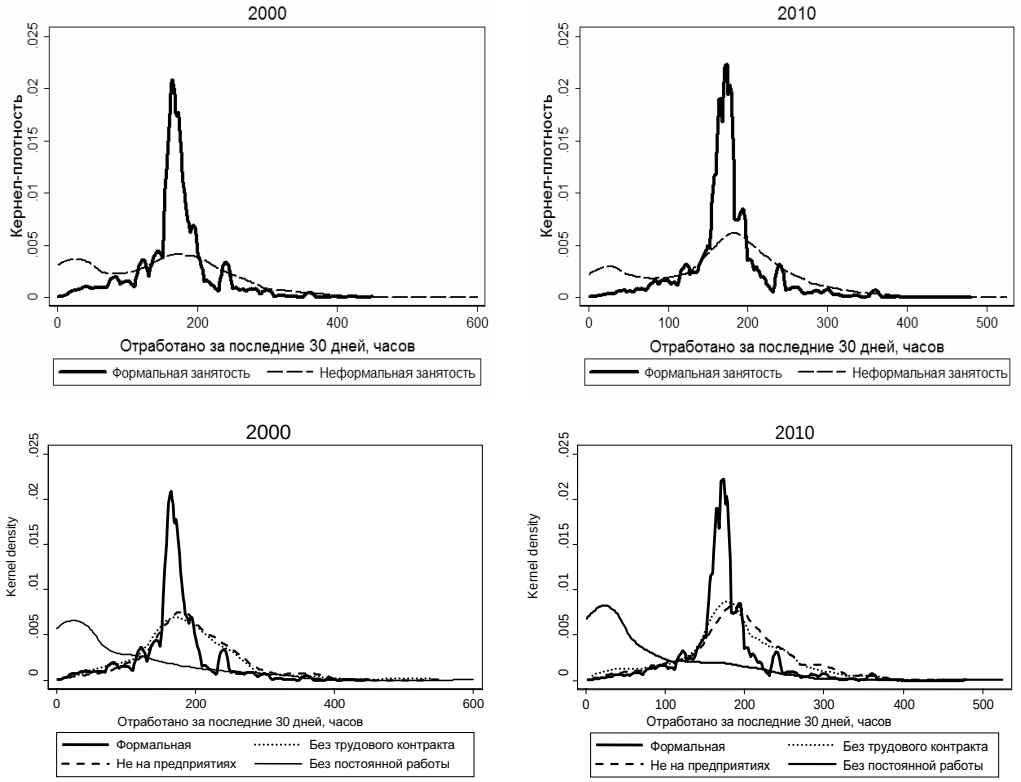


Рис. 6. Распределение рабочего времени в формальной и неформальной занятости

Отметим, что месячные заработки неформальных работников распределены более равномерно, чем часовые ставки – различия в рабочем времени приводят к выравниванию месячных заработков. Неформальные работники с низкими часовыми ставками имеют большую продолжительность рабочего времени, чем работники с высокими часовыми ставками.

Более сложная картина возникает, если посмотреть на разные показатели неравенства (см. табл. 4–6). Коэффициент Джини для всех лет ниже по месячным заработкам, чем по часовым ставкам. Это справедливо как для всей выборки, так и отдельно для формальной и неформальной занятости. Именно это мы видим на графиках кривых Лоренца[10]. Дисперсия логарифма заработной платы в формальной занятости также ниже для месячных

[10] Коэффициент Джини равен отношению площади фигуры, ограниченной кривой Лоренца и линией равномерного распределения, и площади треугольника, лежащего ниже линии равномерного распределения.

заработков. В неформальной занятости наблюдается обратная ситуация: дисперсия логарифмов выше для месячных заработков. Подобные «несоответствия объясняются тем, что коэффициент Джини более чувствителен к различиям в средней части распределения, а дисперсия – к различиям на хвостах распределения. В средней части распределения различия в часах работы выравнивают различия в месячных ставках. На хвостах распределения различия рабочего времени, наоборот, усиливают неравенство. Среди неформально занятых с очень низкими часовыми ставками есть те, кто работает очень незначительное количество часов. Аналогично для правого хвоста распределения: среди неформально занятых с высокими часовыми ставками есть те, кто имеет работу с очень большой продолжительностью рабочего дня.

Далее в этом разделе мы попытаемся формализовать наши графические и интуитивные аргументы, выделив в показателях неравенства для месячных заработков вклад рабочего времени и вклад часовых ставок. Коэффициент Джини и дисперсию логарифма заработных плат можно разложить на три компонента: (1) неравенство, связанное с неравенством в продолжительности рабочего времени, (2) неравенство, связанное с неравенством в часовых ставках, (3) неравенство, связанное с совместным влиянием рабочего времени и часовых ставок. Последний компонент невозможно увидеть на кривых Лоренца.

Для дисперсии логарифма заработной платы подобный расчет очень прост:

$$(1) \qquad Var\left(\ln mw\right) = Var\left(\ln h\right) + Var\left(\ln hw\right) + 2Cov(\ln h, \ln hw),$$

где *mw* – месячные заработки; *h* – рабочее время; *hw* – часовые заработки. Эту декомпозицию можно делать для всех работников и отдельно для формально и неформально занятых.

Для разложения коэффициента Джини на вклад часов и часовых ставок используется метод, предложенный в работе Дуарона и Баретта [11]. В его основе лежит модифицированная декомпозиция коэффициента Джини по источникам доходов [19]. Для целей декомпозиции заработная плата представляется как сумма четырех слагаемых:

$$(2) \qquad mw = \underbrace{\mu(h)hw}_{A_1} + \underbrace{\mu(hw)h}_{A_2} + \underbrace{\left[hw - \mu(hw)\right]\left[h - \mu(h)\right]}_{A_3} - \underbrace{\mu(hw)\mu(h)}_{A_4},$$

где μ(·) обозначает среднее значение переменной, стоящей в скобках.

Лерман и Ицхаки [19] показали, что коэффициент Джини можно выразить через эти четыре слагаемых следующим образом:

$$(3) \qquad Gini(mw) = \sum_{j=1}^{4} R\left(A_j\right) \cdot S\left(A_j\right) \cdot Gini\left(A_j\right),$$

где $R\left(A_j\right)$ – коэффициент корреляции между компонентом A_j из формулы (2) и распределением месячных заработков $R\left(A_j\right) = Cov\left(A_j, F(mw)\right) / Cov\left(A_j, F\left(A_j\right)\right)$; $S\left(A_j\right)$ – доля компонента A_j в общих заработках $\left(S_j = \mu\left(A_j\right) / \mu(mw)\right)$; $Gini\left(A_j\right)$ – коэффициент Джини для компонента A_j. Для последнего компонента (A_4) коэффициент Джини равен нулю, так как произведение средних равно константе. Оставшиеся три компонента Дуа-

рон и Баретт интерпретируют как вклад неравенства в часовых ставках (A_1), вклад неравенства в рабочем времени (A_2) и совместное влияние этих двух факторов (A_3).

В табл. 5 и 6 представлены результаты декомпозиции дисперсии лог-зарплат и коэффициента Джини для всей выборки и отдельно для формальной и неформальной занятости[11]. Результаты выражены в процентах: по каждому году сумма компонентов, связанных с неравенством часовых ставок, рабочего времени и их совместного влияния, равна 100%. Величины, превышающие 100%, компенсируются выравнивающим влиянием других факторов – эти компоненты имеют отрицательный знак. Для дисперсии лог-зарплат мы также показали значения отдельных слагаемых – дисперсии лог-зарплат по часовым ставкам, дисперсии логарифма рабочего времени и ковариации между ними ($\times 2$), которая отражает совместное влияние часовых ставок и рабочего времени. В наших расчетах стабильно отрицательное влияние на неравенство имеет совместное влияние часов работы и часовых ставок. Из этого следует, что люди с высокими часовыми ставками, как правило, работают меньшее количество часов, чем люди с низкими часовыми ставками.

Таблица 5.

Декомпозиция неравенства на рабочее время и часовые заработки: дисперсия лог-зарплат

Год	Формальная занятость			Неформальная занятость			В том числе:								
							без контракта на предприятиях			не на предприятиях			без постоянной работы		
	ЧС	РВ	ЧС×РВ	ЧС	РВ	ЧС×РВ	ЧС	РВ	ЧС×РВ	ЧС	РВ	ЧС×РВ	ЧС	РВ	ЧС×РВ
2000	0,944	0,183	–0,212	1,309	1,698	–1,176	1,078	0,221	–0,368	1,009	0,202	–0,418	1,542	2,082	–1,567
2002	0,778	0,162	–0,188	1,142	1,751	–1,270	0,713	0,217	–0,200	0,779	0,221	–0,217	1,474	2,205	–1,787
2004	0,713	0,140	–0,167	1,088	1,489	–1,066	0,694	0,211	–0,103	0,810	0,297	–0,388	1,457	1,888	–1,488
2006	0,614	0,138	–0,163	0,941	1,317	–0,982	0,657	0,267	–0,290	0,654	0,203	–0,194	1,298	1,862	–1,493
2008	0,579	0,129	–0,164	0,844	1,271	–0,950	0,562	0,304	–0,207	0,758	0,295	–0,321	1,116	2,065	–1,652
2010	0,518	0,128	–0,166	0,835	1,122	–0,939	0,616	0,302	–0,329	0,618	0,212	–0,281	1,310	1,915	–1,758
							В процентах								
2000	103	20	–23	71	93	–64	116	24	–40	127	26	–53	75	101	–76
2002	103	22	–25	70	108	–78	98	30	–27	100	28	–28	78	117	–94
2004	104	20	–24	72	99	–71	87	26	–13	113	41	–54	78	102	–80
2006	104	23	–28	74	103	–77	104	42	–46	99	31	–29	78	112	–90
2008	107	24	–30	72	109	–82	85	46	–31	104	40	–44	73	135	–108
2010	108	27	–35	82	110	–92	104	51	–56	113	39	–51	89	131	–120

Примечание: ЧС – часовые ставки, РВ – рабочее время, ЧС×РВ – совместное влияние часовых ставок и рабочего времени. См. формулу (1).

[11] Для декомпозиции коэффициента Джини использовалась пользовательская программа descogini.ado для пакета Stata. См. подробнее работу [20].

Таблица 6.

Декомпозиция неравенства на рабочее время и часовые заработки: коэффициент Джини, в %

Год	Формальная занятость			Неформальная занятость			В том числе:								
							без контракта на предприятиях			не на предприятиях			без постоянной работы		
	ЧС	РВ	ЧС×РВ	ЧС	РВ	ЧС×РВ	ЧС	РВ	ЧС×РВ	ЧС	РВ	ЧС×РВ	ЧС	РВ	ЧС×РВ
2000	101	8	–9	115	67	–82	142	4	–47	141	1	–42	148	121	–167
2002	98	9	–6	54	75	–30	101	17	–18	101	13	–14	90	123	–113
2004	100	9	–9	55	69	–24	117	19	–36	84	14	3	83	127	–110
2006	102	9	–11	44	61	–5	92	16	–7	88	14	–3	73	116	–89
2008	105	8	–13	45	58	–3	78	27	–7	93	17	–10	52	141	–94
2010	101	7	–8	61	50	–11	101	17	–18	108	13	–22	96	131	–127

Примечание: ЧС – часовые ставки, РВ – рабочее время, ЧС×РВ – совместное влияние часовых ставок и рабочего времени. См. формулу (3).

Общий уровень неравенства месячных заработков в формальной занятости фактически полностью определяется дифференциацией часовых ставок. Различия в продолжительности рабочего времени играют достаточно скромную роль и заметны лишь в хвостах распределения.

В неформальной занятости влияние различий в продолжительности рабочего времени на неравенство заметно выше. Для коэффициента Джини вклад часовых ставок и вклад рабочего времени сопоставимы между собой. На концах распределения лог-зарплат вариация рабочего времени имеет более существенное влияние на неравенство (измеренное дисперсией лог-зарплат), чем дифференциация часовых ставок. Этот вывод означает, что при анализе неравенства среди неформально занятых особое внимание следует обращать на различия в продолжительности рабочего времени.

Рисунок 7 иллюстрирует изменения, произошедшие в структуре неравенства с 2000 по 2010 гг. В формальной занятости доминирующей причиной снижения неравенства было сокращение дифференциации часовых заработков: график для часовых заработков для 2010 г. расположен левее графика для 2000 г. Распределение рабочего времени в формальной занятости не претерпело изменений – графики для 2000 и 2010 гг. практически идентичны. В неформальной занятости сокращение неравенства шло по двум каналам – сократилась как дифференциация часовых ставок, так и различия в продолжительности рабочего времени. При этом наиболее существенное сокращение произошло за счет работников с небольшим числом часов работы, что могло быть связано с изменением структуры неформальной занятости, в частности, с сокращением доли работников без постоянной работы. Эту гипотезу мы проверим в следующем разделе.

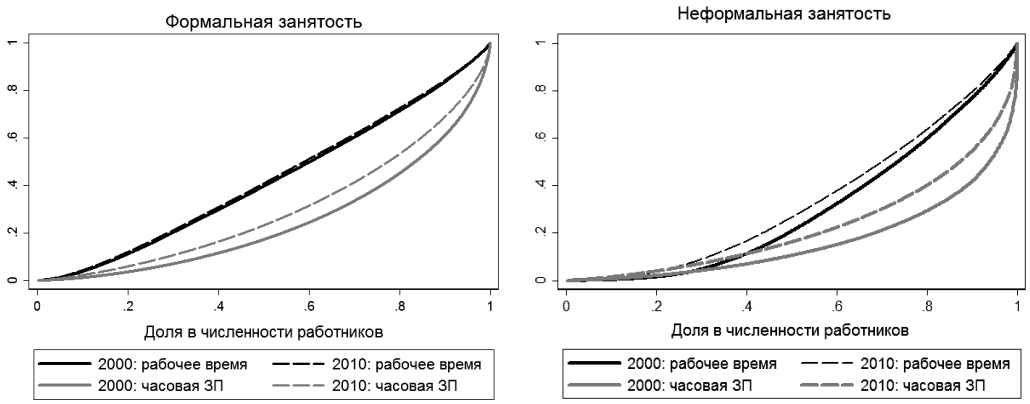


Рис. 7. Кривые Лоренца, 2000 и 2010 гг.

4. Неравенство заработков: изменения в структуре неформальной занятости

Анализ, проведенный в двух предыдущих разделах, показал, что неформальная занятость является внутренне неоднородной. Три подгруппы внутри неформальной занятости – работники без трудового контракта, занятые не на предприятиях, работники без постоянной работы – ведут себя по-разному, особенно, это касается последней подгруппы. К тому же, структура неформальной занятости существенно изменилась в 2000-е годы, в частности, заметно снизилась доля работников без постоянной работы.

В данном разделе мы попытаемся оценить эффект этих структурных изменений, а также проанализируем роль различий в продолжительности рабочего времени и часовых ставках. Для этого мы ограничимся одним показателем – дисперсией лог-зарплат. Проведение сходного анализа для коэффициента Джини возможно, но сопряжено с большими методологическими трудностями.

Дисперсию в период времени – $Var(y_t)$ – можно выразить следующим образом [15]:

$$Var(y_t) = \sum_{j=1}^{K} f_{jt} Var(y_{jt}) + \sum_{j=1}^{K} f_{jt} (\overline{y}_{jt} - \overline{y}_t)^2, \quad (4)$$

где t – индекс времени; $y_t = \ln(mw_t)$; f_{jt} – доля работников j-й подгруппы (j = 1, 2, .., K); $Var(y_{jt})$ – дисперсия j-й подгруппы; $\overline{y}_{jt}$ – средняя заработная плата работников j-й подгруппы; $\overline{y}_t$ – средняя заработная плата по всем работникам.

Используя формулу (4), изменения в дисперсии между периодами времени t = 0 и t = 1 можно разложить на изменения во внутри- и межгрупповой дифференциации и эффект структурных сдвигов (эффект от изменения доли подгруппы в структуре занятости):

$$\Delta Var(y_t) = \sum_{j=1}^{K} f_{j0}\left(Var(y_{j1}) - Var(y_{j0})\right) + \sum_{j=1}^{K} f_{j0}\left(\left(\overline{y}_{j1} - \overline{y}_1\right)^2 - \left(\overline{y}_{j0} - \overline{y}_0\right)^2\right) +$$
$$+ \sum_{j=1}^{K}\left(f_{j1} - f_{j0}\right)Var(y_{j1}) + \sum_{j=1}^{K}\left(f_{j1} - f_{j0}\right)\left(\overline{y}_{j1} - \overline{y}_1\right)^2. \quad (5)$$

Первое слагаемое в формуле (5) отражает изменения во внутригрупповой дисперсии, второе слагаемое – изменение в межгрупповой дисперсии. Два последних элемента в формуле (5) отражают эффект структурных сдвигов: перемещение работников между подгруппами с разным уровнем внутригрупповой дисперсии и перемещение работников между подгруппами с разным уровнем средних заработков.

Мы провели декомпозицию изменений в дисперсии лог-зарплат, произошедших с 2000 по 2010 гг. Результаты декомпозиции представлены в табл. 7 в абсолютных единицах и в процентах от изменения общей дисперсии месячных лог-зарплат для всех работников. В этой же таблице показана декомпозиция изменений в уровне дисперсии внутри групп по формуле (1) с выделением вклада дифференциации часовых ставок, различий в продолжительности рабочего времени внутри группы и совместного влияния этих двух факторов.

В соответствии с нашими расчетами наибольший вклад в снижение неравенства месячных заработков внесли работники, занятые на формальной основе. Это неудивительно, учитывая, что на них приходится около 80% всех занятых. Хотя по сравнению с их долей в общей занятости их вклад был достаточно скромен – снижение дисперсии на 66% связано с изменением дифференциации заработков формально занятых. Практически полностью это снижение объясняется снижением дифференциации их часовых заработков.

На этом фоне поистине феноменальный вклад в снижение неравенства внесла группа работников без постоянной работы. Эта группа обеспечила почти треть (–31%) снижения неравенства, что в несколько раз превышает долю работников без постоянной работы в общей численности занятых, которая составляла около 10% в 2000 г. и 5% в 2010 г. При этом, именно снижение доли работников без постоянной работы (структурные сдвиги) обеспечило столь впечатляющий вклад в снижение общего уровня неравенства: работники перемещались из этой группы в группы с более низким уровнем дисперсии и более высокими средними месячными заработками. Снижение неравенства внутри самой группы работников без постоянной работы также вело к сокращению общего уровня неравенства, но вклад этого фактора значительно ниже, чем вклад структурных сдвигов (более чем в два раза). Изменения в межгрупповом неравенстве, наоборот, способствовали росту общего уровня неравенства: и без того более низкие средние месячные заработки работников без постоянной работы снизились за 2000–2010 гг. по отношению к средним заработкам в других группах.

Вклад двух других типов неформальности – работы без трудового контракта и занятости вне предприятий – в снижение неравенства чрезвычайно мал и вряд ли выходит за пределы статистической погрешности. Эти два типа неформальности имели очень слабое влияние на сокращение неравенства в 2000–2010 гг. Незначительное снижение неравенства внутри групп было нейтрализовано повышением доли этих групп в общей численности занятых.

Таблица 7.

Декомпозиция изменений в уровне неравенства 2000–2010 гг.: дисперсия месячных лог-зарплат

	Все работники	Занятые формально	Занятые неформально		
			без трудового контракта	не на предприятиях	без постоянной работы
Изменение дисперсии	–0,522	–0,346	0,005	–0,020	–0,161
1. Изменение внутригруппового неравенства	–0,434	–0,349	–0,010	–0,016	–0,058
2. Изменение межгруппового неравенства	0,012	–0,002	0,000	–0,011	0,026
3. Структурные сдвиги	–0,101	0,005	0,015	0,007	–0,128
(1) Изменение внутригруппового неравенства:					
вклад часовых ставок	–0,448	–0,342	–0,014	–0,027	–0,023
вклад рабочего времени	–0,210	–0,044	0,002	0,001	–0,016
совместное влияние часовых ставок и рабочего времени	0,135	0,036	0,001	0,009	–0,019
		В процентах			
Изменение дисперсии	100	66	–1	4	31
1. Изменение внутригруппового неравенства	83	67	2	3	11
2. Изменение межгруппового неравенства	–2	0	0	2	–5
3. Структурные сдвиги	19	–1	–3	–1	25
(1) Изменение внутригруппового неравенства:					
вклад часовых ставок		66	3	5	4
вклад рабочего времени		8	0	0	3
совместное влияние часовых ставок и рабочего времени		–7	0	–2	4

Анализ изменений во внутригрупповом неравенстве в различных типах неформальности также указывает на специфическое положение работников, не имеющих постоянной работы. В этой группе дисперсия месячных заработков сокращалась в 2000–2010 гг. благодаря всем трем выделенным факторам – снижалась дифференциация часовых ставок, сокращалось неравенство в продолжительности рабочего времени, в сторону сокращения неравенства «работало» и совместное влияние изменений в распределении рабочего времени и часовых ставок. Причем все три фактора играли примерно одинаковые по своей важности роли. Во всех остальных подгруппах сокращение внутригруппового неравенства происходило в основном за счет выравнивания часовых ставок.

5. Влияние неформальности на неравенство в сравнении с другими факторами

В этом разделе мы оценим, какой вклад вносит неформальность в неравенство заработков, и сравним этот вклад с влиянием других факторов. Для этого воспользуемся подходом, предложенным Дженкинсом [14] для декомпозиции неравенства по подгруппам населения. Данный метод позволяет разложить коэффициент неравенства на две части: (1) компонент, отражающий неравенство заработков *внутри* групп (I_{within}); (2) компонент, отражающий неравенство заработков *между* группами ($I_{between}$). Межгрупповое неравенство отражает вклад соответствующего фактора в общий уровень неравенства. К сожалению, этот метод применим только для семейства энтропийных коэффициентов неравенства[12].

Вклад внутригруппового неравенства определяется по следующим формулам:

$$I_{within} = \sum_{j=1}^{K} w_j GE(\alpha)_j, \qquad (6)$$

$$w_j = v_j^{\alpha} f_j^{1-\alpha},$$

где f_j – доля работников j-й подгруппы (j=1,2,.., K); v_j – доля заработков j-й подгруппы в общих заработках; $GE(\alpha)$ – показатель неравенства из семейства энтропийных коэффициентов. Параметр α может принимать любое значение от –∞ до +∞. Он определяет тот вес, который придается различиям в доходах на разных участках распределения. В эмпирических исследованиях чаще всего ограничиваются четырьмя значениями α: –1, 0, 1 и 2, которые дают показатели с удобными свойствами. При α = –1 получается показатель, который придает относительно больший вес различиям в заработках в нижней части распределения. При α = 2 энтропийный коэффициент будет равен половине квадрата коэффициента вариации, поэтому он наиболее чувствителен к различиям в верхнем хвосте распределения.

При расчете межгруппового неравенства фактические заработки работников заменяются средними по подгруппе ($\overline{mw}_j$). Затем рассчитывается соответствующий показатель неравенства по этому фиктивному распределению:

$$I_{between} = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha}\left[\sum_{j=1}^{K} f_j \left(\frac{\overline{mw}_j}{\overline{\overline{mw}}}\right)^{\alpha} - 1\right]. \qquad (7)$$

В разложении по методу Дженкинса вклады отдельных переменных всегда получаются достаточно низкими, но в случае с неформальностью мы имеем чрезвычайно низкие

[12] Данный метод не применим к разложению коэффициента Джини. Энтропийные коэффициенты не имеют простой интуитивной интерпретации, поэтому они не очень полезны при описательном анализе неравенства. Однако в отличие от большинства других индексов неравенства они могут без остатка раскладываться на группы.

величины – в 2009 г. (год максимального влияния неформальности на неравенство) доля межгруппового неравенства не превышала 1,5% (табл. 8).

Таблица 8.

Доля межгруппового неравенства в декомпозиции энтропийных показателей неравенства, %

Год	GE(–1)	GE(0)	GE(1)	GE(2)
2000	0,03	0,08	0,08	0,05
2002	0,17	0,38	0,39	0,20
2003	0,12	0,25	0,27	0,17
2004	0,16	0,41	0,45	0,33
2005	0,47	1,04	1,08	0,74
2006	0,44	0,87	0,90	0,63
2007	0,47	0,85	0,91	0,74
2008	0,39	0,68	0,69	0,47
2009	0,82	1,48	1,48	1,01
2010	0,18	0,33	0,34	0,25

Примечание: параметр α в семействе энтропийных показателей неравенства $GE(\alpha)$ определяет степень чувствительности к различиям на разных участках распределения: от –1 (нижние квантили) до 2 (верхние квантили).

Для сравнения в том же 2009 г. вклад регионального фактора (на уровне федеральных округов) составил по методу Дженкинса 3,7–7,5%, вклад образования – 3,3–7,0%, вклад типа поселений – 3,4–6,2%, вклад гендерного фактора – 2,2–4,3% (табл. 9). Даже если рассматривать не дихотомическое деление на формальную и неформальную занятость, а оценивать влияние неформальности в более дробной классификации (4 группы занятости, выделенные в табл. 1), то доля неравенства, которое можно отнести на неформальность, увеличится лишь до 1,8–3,2%. Таким образом, можно сделать вывод о том, что неформальность значительно уступает по влиянию на неравенство всем другим ключевым факторам, определяющим размер заработной платы.

Таблица 9.

Доля межгруппового неравенства в декомпозиции энтропийных показателей неравенства, 2009 г., %

	GE(–1)	GE(0)	GE(1)	GE(2)
Неформальность (2 группы)	0,8	1,5	1,5	1,0
Неформальность (4 группы)	2,0	3,2	2,9	1,8
Федеральный округ (7 групп)	3,7	7,0	7,5	5,5
Тип населенного пункта (4 группы)	3,4	6,1	6,2	4,4
Пол	2,2	4,1	4,3	3,1
Образование (5 групп)	3,3	6,4	7,0	5,3

6. Заключение

В этой работе на данных РМЭЗ – ВШЭ за 2000–2010 гг. изучалось влияние неформальной занятости на общий уровень неравенства заработков на российском рынке труда. Общий вывод исследования состоит в том, что неформальность оказывает значимое влияние на распределение заработков, но существенно уступает по воздействию на неравенство другим ключевым факторам, определяющим размер заработной платы, таким как пол, образование, региональные и поселенческие факторы. При гипотетическом сценарии полной «легализации» всех неформальных работников (при условии сохранения занятости и приведения оплаты труда в соответствие с условиями формальной занятости) общий уровень неравенства заработков снизился бы максимум на 1,5–3%.

На протяжении всего периода неравенство месячных заработков было существенно выше среди неформальных работников, чем среди формально занятых. При этом в формальной занятости различия в продолжительности рабочего времени практически не влияли на распределение месячных заработков. Вариация в продолжительности рабочего времени у формально занятых крайне незначительна, поэтому часовые и месячные заработки в этой группе распределены одинаково. В неформальной занятости влияние различий в продолжительности рабочего времени на неравенство заметно выше: по меньшей мере, половину различий в месячных заработках неформально занятых можно отнести на счет неравномерности в распределении часов работы.

В течение 2000–2010 гг. уровень неравенства заметно снизился и в формальной, и в неформальной занятости, что может служить косвенным подтверждением высокого уровня интегрированности неформального и формального секторов на российском рынке труда. Это означает, что неформальный сектор реагирует на зарплатные сигналы, исходящие из формального сектора. Между тем в эволюции неравенства в формальной и неформальной занятости в 2000–2010 гг. были и заметные различия. В формальной занятости доминирующей причиной снижения неравенства было сокращение дифференциации часовых заработков. В неформальной занятости сокращение неравенства шло по двум каналам – сократились как дифференциация часовых ставок, так и различия в продолжительности рабочего времени. При этом очень значительный вклад в снижение общего уровня неравенства внесла группа работников без постоянной работы. Снижение дисперсии лог-зарплат между 2000–2010 гг. на треть объясняется факторами, непосредственно связанными с работниками без постоянной занятости: сокращением доли этой группы в общей численности занятых с 10% в 2000 г. до 5% в 2010 г. и снижением неравенства заработков внутри этой группы.

Сокращение группы работников без постоянной работы может служить свидетельством позитивных процессов на российском рынке труда. Это наиболее маргинальная группа даже в рамках неформального сектора с нестабильной занятостью и нерегулярными доходами. По мере экономического роста работникам из этой группы удалось найти рабочие места с более высокими месячными заработками и более устойчивой занятостью.

Наше исследование не имеет прямого выхода на политику, но позволяет высказать некоторые соображения. Неформальность в российских условиях, скорее всего, является реакцией бизнеса на высокий уровень налогов, неэффективность государственных институтов и чрезмерное регулирование. Поэтому неформальная экономическая деятельность может являться полезной для экономики, особенно в тех случаях, когда она не вытес-

няет формальную деятельность, а создает новые рынки и новые рабочие места. Таким образом, благодаря неформальной активности создается «новая» экономика, которая не могла бы возникнуть при существующих институциональных и финансовых ограничениях. Субъекты этой новой экономики могут стать формальными в силу естественного роста своего бизнеса или при благоприятном изменении внешних условий. Наше исследование показывает, что *с точки зрения неравенства доходов* «цена», которую российская экономика «платит» за неформальность, очень невелика.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Гимпельсон В.Е., Зудина А.А.* «Неформалы» в российской экономике: сколько их и кто они?: препринт WP3/2011/06. М.: Изд. дом ВШЭ, 2011.

2. *Гимпельсон В.Е., Капелюшников Р.И.* Нормально ли быть неформальным?: препринт WP3/2012/09. М.: Изд. дом ВШЭ, 2012.

3. *Капелюшников Р.И.* Неформальная занятость в России: что говорят альтернативные определения?: препринт WP3/2012/04. М.: Изд. дом ВШЭ, 2012.

4. Труд и занятость в России: стат. сб. М.: Росстат, 2011.

5. *Arabsheibani G., Staneva A.* Is There an Informal Employment Wage Premium? Evidence from Tajikistan: IZA DP № 6727. Bonn, 2012.

6. *Amuedo-Dorantes C.* Work Contracts and Earnings Inequality: The Case of Chile // Journal of Development Studies. 2005. Vol. 41. P. 589–616.

7. *Bargain O., Kwenda P.* Earnings Structures, Informal Employment, and Self-Employment: New Evidence from Brazil, Mexico, and South Africa // Review of Income and Wealth. 2011. Series 57. Special Issue.

8. *Blau F., Kahn L.* International Differences in Male Wage Institutions versus Market Forces // Journal of Political Economy. 1996. Vol. 104 (4). P. 791–837.

9. *Chun N., Khor N.* Minimum Wages and Changing Wage Inequality in Indonesia: ADB Economics Working Paper № 196. 2010.

10. *DiNardo J., Fortin N., Lemieux T.* Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973–1992: A Semiparametric Approach // Econometrica. 1996. Vol. 64(5). P. 1001–1046.

11. *Doiron D., Barrett G.* Inequality in Male and Female Earnings: The Role of Hours and Wages // Review of Economics and Statistics. 1996. Vol. 78. P. 410–420.

12. *Farber H.* Is Tomorrow Another Day? The Labor Supply of New York City Cabdrivers // Journal of Political Economy. 2005. Vol. 113. P. 46–82.

13. *Fields G.* Labour Market Modeling and the Urban Informal Sector: Theory and Evidence // The Informal Sector Revisited / ed. by D. Turnham, B. Salomé, A. Schwarz. Paris: OECD, 1990.

14. *Jenkins S.* Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971–1986 // Economica. 1995. Vol. 62. P. 29–64.

15. *Juhn C., Murphy K., Pierce B.* Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill // Journal Political Economy. 1993. Vol. 101. P. 410–442.

16. *Katz L., Autor D.* Changes in Wage Structure and Earnings Inequality // O. Ashenfelter, D. Card (eds.) Handbook of Labor Economics. Vol. 3A. North Holland, 1999.

17. *Krstic G., Sanfey P.* Mobility, Poverty and Well-Being among the Informally Employed in Bosnia and Herzegovina // Economic Systems. 2007. Vol. 31. P. 311–335.

18. *Krstic G., Sanfey P.* Earnings Inequality and the Informal Economy: Evidence from Serbia // Economics of Transition. 2011. Vol. 19. P. 179–199.

19. *Lerman R., Yitzhaki S.* Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States // Review of Economics and Statistics. 1985. Vol. 67. P. 151–156.

20. *Lopez-Feldman A.* Decomposing Inequality and Obtaining Marginal Effects // Stata Journal. 2006. Vol. 6. P. 106–111.

21. *Pagan J., Tijerina-Guajardo J.* Increasing Wage Dispersion and the Changes in Relative Employment and Wages in Mexico's Urban Informal Sector: 198–1993 // Applied Economics. 2000. Vol. 32. P. 335–347.

22. *Rosser J., Rosser M., Ahmed E.* Income Inequality and the Informal Economy in Transition Economies // Journal of Comparative Economics. 2000. Vol. 28. P. 156–171.

23. *Slonimczyk F.* The Effect of Taxation on Informal Employment: Evidence from the Russian Flat Tax Reform // H. Lehmann, K. Tatsiramos (eds.) Informal Employment in Emerging and Transition Economies (Research in Labor Economics. Vol. 34). Emerald Group Publishing Limited, 2011. P. 55–99.

24. *Tansel A., Kan O.* The Formal/Informal Employment Earnings Gap: Evidence from Turkey: IZA DP № 6556. 2012.

Earnings Inequality and Informal Economy in Russia (2000–2010)

Lukiyanova Anna

National Research University Higher School of Economics,
4/2, Slavyanskaya Ploschad, Moscow, 103074, Russian Federation.
E-mail: alukyanova@hse.ru

In this paper I study and compare the earnings distributions for formal and informal workers using the data from the RLMS HSE survey for 2000–2010. I find that during the whole period earnings inequality was significantly higher in the informal sector than in the formal sector. Informality has statistically significant impact on the distribution of earnings, but its contribution is much smaller than the effects of other variable such as gender, education, region, and settlement type. Earnings inequality dramatically decreased in both sectors over the 2000–2010 period. In the formal sector the changes in the earning distribution were mainly generated by the changes in the distribution of hourly earnings. In the informal sector the reduction of inequality went through two channels: differences in both hourly rates and hours of work were declining. This reflects several underlying forces: a declining share of workers without permanent job and low barriers between the sectors (as inequality decreased by similar amount in both sectors). In fact, one third of the overall decline in the variance of logs over the 2000–2010 period is due to workers without permanent employment.

***Key words*:** earnings inequality; informal sector; decomposition.

* *
*

References

Gimpelson V.E., Zudina A.A. (2011) *«Neformaly» v rossijskoj jekonomike: skol'ko ih i kto oni?* [Informal Workers in the Russian Economy: Who Are They and How Many?]. Working Paper WP3/2011/06, Moscow: HSE.

Gimpelson V.E., Kapeliushnikov R.I. (2012) *Normal'no li byt' neformal'nym*? [Is it Normal to be Informal?]. Working Paper WP3/2012/09, Moscow: HSE.

Kapeliushnikov R.I. (2012) *Neformal'naja zanjatost' v Rossii: chto govorjat al'ternativnye opredelenija?* [Informality in the Russian Labor Market: What Do Alternative Definitions Tell us?]. Working Paper WP3/2012/04, Moscow: HSE.

Rosstat (2011) *Trud i zanjatost' v Rossii (statisticheskii sbornik)* [Labour and Employment in Russia (Statistical Yearbook)], Moscow, Rosstat.

Arabsheibani G., Staneva A. (2012) *Is There an Informal Employment Wage Premium? Evidence from Tajikistan*. IZA DP no 6727, Bonn.

Amuedo-Dorantes C. (2005) Work Contracts and Earnings Inequality: The Case of Chile. *Journal of Development Studies*, vol. 41, pp. 589–616.

Bargain O., Kwenda P. (2011) Earnings Structures, Informal Employment, and Self-Employment: New Evidence from Brazil, Mexico, and South Africa. *Review of Income and Wealth*, series 57, special issue.

Blau F., Kahn L. (1996) International Differences in Male Wage Institutions versus Market Forces. *Journal of Political Economy*, vol. 104 (4), pp. 791–837.

Chun N., Khor N. (2010) *Minimum Wages and Changing Wage Inequality in Indonesia*. ADB Economics Working Paper no 196.

DiNardo J., Fortin N., Lemieux T. (1996) Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973–1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, vol. 64(5), pp. 1001–1046.

Doiron D., Barrett G. (1996) Inequality in Male and Female Earnings: The Role of Hours and Wages. *Review of Economics and Statistics*, vol. 78, pp. 410–420.

Farber H. (2005) Is Tomorrow Another Day? The Labor Supply of New York City Cabdrivers. *Journal of Political Economy*, vol. 113, pp. 46–82.

Fields G. (1990) Labour Market Modeling and the Urban Informal Sector: Theory and Evidence. *The Informal Sector Revisited* (eds. D. Turnham, B. Salomé, A. Schwarz), Paris: OECD.

Jenkins S. (1995) Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971–1986. *Economica*, vol. 62, pp. 29–64.

Juhn C., Murphy K., Pierce B. (1993) Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal Political Economy*, vol. 101, pp. 410–442.

Katz L., Autor D. (1999) Changes in Wage Structure and Earnings Inequality. *Handbook of Labor Economics* (eds. O. Ashenfelter, D. Card), vol. 3A, North Holland.

Krstic G., Sanfey P. (2007) Mobility, Poverty and Well-Being among the Informally Employed in Bosnia and Herzegovina. *Economic Systems*, vol. 31, pp. 311–335.

Krstic G., Sanfey P. (2011) Earnings Inequality and the Informal Economy: Evidence from Serbia. *Economics of Transition*, vol. 19, pp. 179–199.

Lerman R., Yitzhaki S. (1985) Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States. *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, pp. 151–156.

Lopez-Feldman A. (2006) Decomposing Inequality and Obtaining Marginal Effects. *Stata Journal*, vol. 6, pp. 106–111.

Pagan J., Tijerina-Guajardo J. (2000) Increasing Wage Dispersion and the Changes in Relative Employment and Wages in Mexico's Urban Informal Sector: 198–1993. *Applied Economics*, vol. 32, pp. 335–347.

Rosser J., Rosser M., Ahmed E. (2000) Income Inequality and the Informal Economy in Transition Economies. *Journal of Comparative Economics*, vol. 28, pp. 156–171.

Slonimczyk F. (2011) The Effect of Taxation on Informal Employment: Evidence from the Russian Flat Tax Reform. *Informal Employment in Emerging and Transition Economies* (eds. H. Lehmann, K. Tatsiramos) (Research in Labor Economics. Vol. 34). Emerald Group Publishing Limited, pp. 55–99.

Tansel A., Kan O. (2012) *The Formal/Informal Employment Earnings Gap: Evidence from Turkey*. IZA DP no 6556.