

ДЕТЕРМИНАНТЫ НЕРАВЕНСТВА В ОПЛАТЕ ТРУДА В СОВРЕМЕННОЙ РОССИИ

Вячеслав Николаевич ОВЧИННИКОВ,

лаборант-исследователь,
Центр макроэкономических исследований,
Научно-исследовательский финансовый институт Министерства финансов РФ,
г. Москва, Россия;
ассистент,
Национальный исследовательский
Нижегородский государственный университет им. Н.И. Лобачевского,
Нижний Новгород, Россия,
e-mail: vyacheslav_ovchinnikov_1993@mail.ru;

Марина Юрьевна МАЛКИНА,

доктор экономических наук, профессор,
Национальный исследовательский
Нижегородский государственный университет им. Н.И. Лобачевского,
г. Нижний Новгород, Россия,
e-mail: mmuri@yandex.ru

Цитирование: Овчинников, В. Н., Малкина, М. Ю. (2019). Детерминанты неравенства в оплате труда в современной России // *Terra Economicus*, 17(3), 30–47. DOI: 10.23683/2073-6606-2019-17-3-30-47

Целью настоящего исследования является оценка вклада различных факторов в дифференциацию уровня оплаты труда российских граждан, относящихся к разным доходным группам, в динамике. Исследование основано на данных двух опросов RLMS НИУ ВШЭ за 2004 и 2017 г. Для оценки вклада факторов в уровень заработной платы населения и его квантильных доходных групп в различные периоды времени использовалось построение как стандартных линейных МНК-регрессий, так и условных и безусловных квантильных регрессий. Далее на основе построенных регрессий с использованием методов декомпозиции Р. Оаксаки и А. Блайндера и безусловного квантиля С. Фирпо были получены оценки вклада различных факторов в дифференциацию оплаты труда квантильных групп населения России за два рассматриваемых года. В результате исследования выявлено, что дифференциация в оплате труда в первую очередь определялась эффектом рыночной оценки, и гораздо меньшее влияние на нее оказал эффект состава характеристик рабочей силы. Зарботки жителей городов и сел выравнивались. Оплата труда представителей бюджетного и аграрного секторов экономики подтягивалась к средним уровням в стране. Высшее образование приносило все меньше «премии» к заработной плате. Однако с такого рода обесценением диплома о высшем образовании не столкнулись высокооплачиваемые работники. Наконец, мы обнаружили тенденцию увеличения штрафа за принадлежность к неформальному сектору экономики, хотя количество таких работников практически не изменилось за последние годы. Полученные результаты могут быть полезными при проведении мер социальной политики, направленной на снижение доходного неравенства граждан России.

Ключевые слова: заработная плата; дифференциация; неравенство; факторная декомпозиция доходов; регрессия; условный и безусловный квантиль

Благодарность: Исследование выполнено при финансовой поддержке Программы повышения конкурентоспособности Нижегородского государственного университета в рамках научного проекта «Неравенство условий и результатов деятельности экономических субъектов в современной России».

DETERMINANTS OF WAGE INEQUALITY IN MODERN RUSSIA

Vyacheslav N. OVCHINNIKOV,

Laboratory Assistant-Researcher,
Center for Macroeconomic Research,
Financial Research Institute of the Ministry of Finance of the Russian Federation,
Moscow, Russia;
Assistant,
Lobachevsky State University of Nizhni Novgorod – National Research University,
Nizhni Novgorod, Russia,
e-mail: vyacheslav_ovchinnikov_1993@mail.ru;

Marina Yu. MALKINA,

Doct. Sci. (Econ.), Professor,
Lobachevsky State University of Nizhni Novgorod –
National Research University,
Nizhni Novgorod, Russia,
e-mail: mmuri@yandex.ru

Citation: Ovchinnikov, V. N., and Malkina, M. Yu. (2019). Determinants of wage inequality in modern Russia. *Terra Economicus*, 17(3), 30–47. DOI: 10.23683/2073-6606-2019-17-3-30-47

The purpose of this study is to assess the contribution of various factors to the differentiation of the wage level of Russian citizens belonging to different income groups over time. The study is based on the data provided by two RLMS surveys by the Higher School of Economics for 2004 and 2017. To assess the contribution of factors to the wage level of the various quintile income groups of population in different periods, we used the construction of OLS and conditional and unconditional quantile regressions. Further, on the basis of the developed regressions using the methods of decomposition by R. Oaxaka and A. Blinder and unconditional quantile by S. Firpo, we evaluated the contribution of various factors to the wage differentiation of quantile groups of the Russian population for the two years under study. The study revealed that wage differentiation was primarily determined by the effect of market valuation, while the effect of the composition of the characteristics of the labor force had a much smaller impact on it. Salaries of urban and rural residents leveled off. The remuneration of representatives of the budget and agrarian sectors of the economy gradually approached the average level. Higher education added a lower wage premium. However, high-paid workers did not face this kind of devaluation of a higher education diploma. Finally, we found a tendency to increase the fine for belonging to the informal sector of the economy, although the number of such workers has hardly changed in recent years. The results can be useful when conducting a social policy aimed at reducing the income inequality of Russian citizens.

Keywords: wage; differentiation; inequality; factor decomposition of income; regression; conditional and unconditional quantile

JEL classifications: D63, O15

Acknowledgments: *This research was supported by the Competitiveness Program of the Lobachevsky State University of Nizhny Novgorod, as a part of the project: «Inequality in the conditions and results of economic agents in modern Russia».*

Введение

Дифференциации доходов населения страны уделяется достаточно большое внимание в современной научной литературе. Эта проблема изучается авторами с разных точек зрения. Во-первых, ученые исследуют вопросы совершенствования методологии оценки доходного неравенства и его декомпозиции по разным основаниям (Behr & Pötter, 2010; Burdetta et al., 2016; Malkina, 2017; Okamoto, 2011). Во-вторых, особый интерес представляет изучение взаимосвязи доходного неравенства с динамикой различных макроэкономических переменных, в том числе экономическим ростом (Капелюшников, 2017; Лазарян & Черноталова, 2017; Woo, 2011). В-третьих, исследуется роль государственного перераспределительного механизма в изменении доходного неравенства (Горлин & Ляшок, 2018; Aaberge et al., 2018; Ciminelli et al., 2019).

Настоящая работа посвящена исследованию дифференциации оплаты труда, составляющей основную часть доходов населения России (около 2/3, согласно данным официальной статистики). Для оценки дифференциации нами рассматривается разрыв в заработках в разные моменты времени и проводится его факторная декомпозиция. Это позволяет оценить внутренние источники неравенства в динамике. Сначала для двух крайних временных точек строятся зависимости уровня оплаты труда от разных факторов – характеристик человеческого капитала. Затем исследуется эволюция в оплате труда как всех трудящихся, так и различных доходных групп населения. Наконец, на последнем шаге определяется вклад факторов состава и рыночной оценки в изменение оплаты труда в рассматриваемом периоде.

Данный подход позволяет ответить на ряд вопросов. Во-первых, рабочая сила могла со временем накопить большой человеческий капитал, стать более производительной. Скажем, увеличилась доля образованных людей в ее составе. Отсюда могут проистекать различия в индивидуальных и средних заработках людей в разные моменты времени. Учитывая усилия развивающихся экономик на увеличение численности образованных граждан, ответ на данный вопрос вызывает особенный интерес. С другой стороны, со временем могли измениться рыночные оценки отдельных характеристик человеческого капитала, что тоже оказывает влияние на дифференциацию оплаты труда. Кроме того, необходимо ответить на сопутствующий вопрос. Как изменения в рыночной оценке факторов сказываются на различиях в оплате труда различных доходных групп? Согласно одной из закономерностей экономической теории, накопление человеческого капитала должно характеризоваться убывающей отдачей от него, что также подлежит тестированию в нашем исследовании.

Описанный подход к декомпозиции неравенства оплаты труда является универсальным. В основу разрыва может быть положено любое основание: расовый, гендерный, возрастной, временной и другие признаки, что делает его весьма востребованным в исследовательских целях.

Работа построена следующим образом. Ниже приводится краткий анализ результатов эмпирических исследований иностранных и отечественных ученых, посвященных проблеме декомпозиции дифференциации доходов. Однако акцент делается исключительно на тех работах, где декомпозиция выполнена с помощью квантильных регрессий, используемых в нашей работе. Во второй части работы подробно описывается методологический блок. Наконец, в третьей части обсуждаются данные и полученные результаты.

1. Обзор эмпирических исследований

Безусловные квантильные регрессии, или рецентрированные функции влияния, основанные на применении метода наименьших квадратов (далее РФВ-МНК-регрессии), довольно часто встречаются в зарубежной экономической литературе, посвященной проблеме декомпозиции доходного расслоения.

Следует остановиться на работе С. Фирпо и др. (Firpo et al., 2018). Во-первых, именно они разработали аппарат РФВ-МНК-регрессий для целей декомпозиции неравенства. Детальное его описание будет приведено в методологическом блоке настоящей работы. Во-вторых, в качестве прикладного примера авторы произвели декомпозицию неравенства доходов в США за последние 30 лет (1988–2016 гг.). Ими было доказано, что разрыв в доходах менялся по мере смещения по шкале распределения, максимум отмечался на верхних и нижних квантилях. А наиболее важными факторами доходных различий были образование, отраслевая принадлежность и членство в профсоюзных организациях.

РФВ-МНК-регрессии для цели декомпозиции доходных различий в русскоязычной литературе, вероятно, использовались лишь в работе А.Л. Лукьяновой (Лукьянова, 2013). Речь шла об изучении влияния фактора неформальной занятости на доходное неравенство в 2000–2010 гг. Работа представляет особую методологическую и практическую ценность, поскольку автор впервые использовала расширение классической декомпозиции Оаксаки – Блайндера (ОБ-декомпозиции) для случая безусловного квантиля, приводя к тому же подробное описание полезных свойств данного эконометрического инструментария. Кроме того, автор упомянула подход Мачадо и Мата, однако остановилась лишь на РФВ-МНК-регрессиях. В своем исследовании А.Л. Лукьянова пришла к выводу, что фактор неформальности занятости оказывал несущественное влияние на общее неравенство в заработках россиян в 2000–2010 гг.

Также стандартную ОБ-декомпозицию применяли Л. Гимпельсон и Р. Капелюшников. Более того, они ее модифицировали, осуществив переход от оценок безусловных квантильных регрессий к оценкам условных квантильных регрессий (Гимпельсон & Капелюшников, 2013). Эти ученые доказали, что эффекты рыночной оценки играли ключевую роль в расхождениях заработков формально и неформально занятых российских граждан, вне зависимости от квантиля распределения дохода. Описание некоторых сложностей прямого перехода от оценок условных квантильных регрессий к последующей ОБ-декомпозиции приводится в следующем разделе настоящей работы. Пока лишь обратим внимание на то, что оценки коэффициентов условных квантильных регрессий оказываются довольно чувствительными к количеству объясняющих переменных регрессии.

Настоящая работа дополняет имеющуюся литературу по проблеме дифференциации доходов в нескольких аспектах. Во-первых, мы выясняем причины различий в заработной плате россиян. Во-вторых, мы обращаемся к более современным данным выборочных опросов населения и расширяем период исследования – 2004–2017 гг. В-третьих, декомпозиция дифференциации заработков выполнена с использованием как стандартной ОБ-декомпозиции, так и РФВ-МНК-регрессий. Их применение позволило оценить вклад факторов в неравенство оплаты труда разных категорий работников и доходных групп.

2. Методология декомпозиции различий в доходах (оплате труда)

Методологический блок представляет особый интерес с точки зрения обсуждения различных типов регрессионных моделей, положенных в основу декомпозиции дифференциации доходов. Каждый из подходов, разумеется, имеет свои преимущества и недостатки.

Так, например, широко известна декомпозиция Оаксаки – Блайндера (ОБ-декомпозиция), основанная на МНК-регрессиях (Оаксака, 1973; Blinder, 1973). Алгоритм в случае ОБ-декомпозиции следующий. Допустим, имеются индивиды, проживающие на одной и той же территории, но наблюдаемые в разные моменты времени: t_1 и t_0 . В первую очередь требуется найти средние величины доходов для каждой из выборок (\bar{Y}_{t_1} и \bar{Y}_{t_0}) и вычислить разницу ($\Delta \bar{Y}$). Именно здесь и возникает закономерный вопрос, какие факторы способны объяснить существующий разрыв в доходах индивидов (безусловно, речь идет о реальных доходах).

С одной стороны, дифференциация может возникнуть по причине различий в обладании характеристиками человеческого капитала (эффект состава). Например, с течением времени популяция индивидов может повысить свой образовательный уровень. Как правило, более образованные индивиды характеризуются более высокими в среднем доходами. Отсюда и разрыв.

С другой стороны, с течением времени способна поменяться рыночная оценка человеческого капитала (эффект рыночной оценки). Скажем, оценка диплома о высшем образовании со стороны работодателей. По мере интенсивного насыщения популяции индивидов фактором высшего образования, эта оценка может заметно скорректироваться, причем в нисходящую сторону. Чтобы выяснить, имеются ли подобные различия в рыночном вознаграждении в разные моменты времени, оценивается обычная регрессия.

Выражаясь математически, временной разрыв в доходах ($\Delta \bar{Y}$) индивидов есть:

$$\Delta \bar{Y} = \bar{Y}_{t_1} - \bar{Y}_{t_0} = \bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_1} - \bar{X}_{t_0} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0}, \quad (1)$$

где \bar{X}_{t_1} и \bar{X}_{t_0} – средние значения ковариаты для разных моментов времени; $\hat{\beta}_{\text{МНК}, t_1}$ и $\hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0}$ – оцененные параметры линейной модели.

Затем добавим и вычтем из уравнения 1 произведение $\bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0}$:

$$\begin{aligned} \Delta \bar{Y} &= (\bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_1} - \bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0}) + (\bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0} - \bar{X}_{t_0} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0}) \\ &= \bar{X}_{t_1} \Delta \beta + \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0} \Delta \bar{X}, \end{aligned} \quad (2)$$

где $\Delta \bar{X} = \bar{X}_{t_1} - \bar{X}_{t_0}$, а $\Delta \beta = \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_1} - \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0}$.

Довольно интересную интерпретацию имеет сама величина $\bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0}$. Она говорит о том, каким был бы средний доход у индивидов в момент времени t_1 , если бы оценка их характеристик была позаимствована из прошлого (момент времени t_0). В работе (DiNardo et al., 1996) она получила название простой контрафакты.

Первое слагаемое в уравнении 2 ($\bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_1} - \bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0}$) измеряет вклад различий в рыночной оценке тех или иных характеристик индивидов в общий доходный разрыв (эффект рыночной оценки). Второе слагаемое ($\bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0} - \bar{X}_{t_0} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0}$) позволяет ответить на вопрос, как насыщение популяции индивидов тем или иным фактором при постоянстве его рыночной оценки влияет на общее неравенство (эффект состава).

Отметим еще одну деталь. Если ранее, чтобы перейти к уравнению 2, мы прибавляли и вычитали в уравнении 1 параметр $\bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0}$, то теперь аналогичные вычисления можно проделать с параметром $\bar{X}_{t_0} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_1}$:

$$\begin{aligned} \Delta \bar{Y} &= (\bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_1} - \bar{X}_{t_0} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_1}) + (\bar{X}_{t_0} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_1} - \bar{X}_{t_0} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0}) \\ &= \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_1} \Delta \bar{X} + \bar{X}_{t_0} \Delta \beta. \end{aligned} \quad (3)$$

В литературе существует довольно длительная дискуссия на предмет того, каким из уравнений воспользоваться при декомпозиции (уравнением 2 или 3), поскольку каждое из них приводит к разным выводам на практике – разной оценке вкладов факторов в общий доходный разрыв (Fortin, 2008).

Решением данной проблемы стало следующее математическое представление ОБ-декомпозиции (Fortin et al., 2010):

$$\Delta \bar{Y} = [\bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}}^* - \bar{X}_{t_0} \hat{\beta}_{\text{МНК}}^*] + [(\bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_1} - \bar{X}_{t_1} \hat{\beta}_{\text{МНК}}^*) + (\bar{X}_{t_0} \hat{\beta}_{\text{МНК}}^* - \bar{X}_{t_0} \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0})], \quad (4)$$

где $\hat{\beta}_{\text{МНК}}^*$ – референтный параметр линейной модели (его оценка приведена ниже). Причем если $\hat{\beta}_{\text{МНК}}^* = \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_1} = \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0}$, то уничтожается эффект рыночной оценки, иными словами, с течением времени не меняется плата за различные характеристики популяции индивидов.

Исследователи разработали несколько альтернативных методов расчета $\hat{\beta}_{\text{МНК}}^*$. К примеру, С. Реймерс (Reimers, 1983) предложил находить $\hat{\beta}_{\text{МНК}}^*$ исходя из следующей формулы:

$$\hat{\beta}_{\text{МНК}}^* = \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_1} \lambda + (1 - \lambda) \hat{\beta}_{\text{МНК}, t_0}, \quad (5)$$

где параметр λ равняется $1/2$. Дж. Коттон (Cotton, 1988), в свою очередь, в аналогичной формуле определил λ как долю численности индивидов в момент времени t_1 в общем их количестве ($t_1 + t_0$). Дж. Неймарком (Neumark, 1988) под $\hat{\beta}_{\text{МНК}}^*$ понимались коэффициенты из объединенной линейной модели регрессии.

В более поздней работе Н. Фортин (Fortin, 2008) указал на недостатки ОБ-декомпозиции, основанной на использовании коэффициентов из объединенных выборок. Автором моделировались результаты ОБ-декомпозиции для различных $\hat{\beta}_{\text{МНК}}^*$, где среди прочего использовался и подход (Neumark, 1988). Именно в последнем случае вклад эффекта рыночной оценки оказывался существенно заниженным. Поэтому Н. Фортин предложил другой алгоритм нахождения $\hat{\beta}_{\text{МНК}}^*$.

В подходе Фортина сначала оценивается регрессия на объединенных данных ($\hat{\beta}_{\text{МНК}}^* = \hat{\gamma}$):

$$Y = \gamma_{t_1} \text{Time1} + \gamma_{t_0} \text{Time0} + \gamma X + \varepsilon. \quad (6)$$

Причем:

$$\gamma_{t_1} + \gamma_{t_0} = 0. \quad (7)$$

Здесь Time0 – дамми-переменная для момента времени t_0 и $\text{Time1} = (1 - \text{Time0})$ – дамми-переменная для момента времени t_1 , соответственно. X – вектор факторов; γ_{t_1} , γ_{t_0} и γ – параметры линейной модели.

Тогда:

$$\bar{Y}_{t_1} = \hat{\gamma}_{t_1} + \bar{X}_{t_1} \hat{\gamma} + E(\varepsilon | \text{Time0} = 0). \quad (8)$$

$$\bar{Y}_{t_0} = \hat{\gamma}_{t_0} + \bar{X}_{t_0} \hat{\gamma} + E(\varepsilon | \text{Time0} = 1). \quad (9)$$

Отсюда разрыв в доходах равен:

$$\Delta \bar{Y} = \Delta \bar{X} \hat{\gamma} + (\hat{\gamma}_{t_1} - \hat{\gamma}_{t_0}) + [E(\varepsilon | \text{Time0} = 0) - E(\varepsilon | \text{Time0} = 1)]. \quad (10)$$

Последнее слагаемое легко превращается в ноль, поскольку:

$$E(\varepsilon|Time0 = 0) - E(\varepsilon|Time0 = 1) = Cov(\varepsilon, Time0) = 0. \quad (11)$$

Слагаемое $(\hat{Y}_{t_1} - \hat{Y}_{t_0})$ измеряет так называемую дискриминацию различных характеристик индивидов во времени, или эффект рыночной оценки (если выразаться в терминах ОБ-декомпозиции).

В настоящей работе ОБ-декомпозиция выполнена с помощью подхода Фортина (Fortin, 2008).

Очевидные ограничения стандартной ОБ-декомпозиции кроются в том, что разрыв подвергается анализу лишь для случая средних величин дохода. Иными словами, задавая тот или иной временной интервал, мы интересуемся причинами различий в доходах у средних по доходу граждан страны. А что если разрыв нестабилен по мере смещения по шкале дохода? Богатые могли становиться богаче, а бедные – беднее или наоборот. К примеру, если государство возьмет в качестве цели активную поддержку малоимущих граждан (например, повышая МРОТ), то со временем их доходы могут расти быстрее относительно всех остальных. Соответственно, различия в доходах будут максимальными именно на нижних квантилях. Судить о результативности таких мер экономической политики невозможно, используя лишь ОБ-декомпозицию. По этой причине необходим переход от ОБ-разложения к поквантильной декомпозиции.

При таком переходе подразумевается построение условных квантильных регрессий (УКР) и нахождение условного квантильного предельного эффекта (УКПЭ) (Koenker & Bassett, 1978; Koenker, 2004). Последний представляет собой влияние изменения среднего значения фактора (X) на изменение дохода (Y) на условном t -м квантиле. Или: $E[Q^t(Y|X)] = X\beta_{УКР}^t$, где $Q^t(Y|X)$ – доход на условном квантиле, а $\beta_{УКР}^t$ есть УКПЭ.

В МНК-регрессии условные и безусловные предельные эффекты эквивалентны друг другу, поскольку $Y = E(Y|X)$. В квантильной регрессии УКПЭ и безусловный квантильный предельный эффект (БКПЭ) не совпадают, поскольку $Q^t(Y) \neq E[Q^t(Y|X)]$, где $Q^t(Y)$ – безусловный t -й квантиль. В академической литературе можно даже найти очень нетривиальные случаи таких расхождений. Например, когда членство в профсоюзе увеличивает заработки на 90-процентные перцентили условного распределения при сокращении их на 90-процентные перцентили безусловного распределения (Figue et al., 2009).

Таким образом, нарушение закона итеративных ожиданий¹ не позволяет нам выполнить декомпозицию дифференциации заработных плат для различных групп работников – от самых низкооплачиваемых до наиболее высокооплачиваемых. Иными словами, факторная природа таких различий остается неисследованной.

Нужно сказать, что один из вариантов адаптации УКР к декомпозиции дифференциации доходов описывался в работе Мачадо и Мата (далее ММ-подход) (Machado & Mata, 2005). Идея метода заключается в следующем. Допустим, популяция индивидов вновь наблюдается в два момента времени – t_1 и t_0 , и задача состоит в том, чтобы понять причины различий в доходах в двух крайних точках. Сначала генерируются контрфактические плотности распределения дохода. Например, плотность распределения дохода в момент времени t_1 при условии, что один из факторов (образование) имеет распределение, свойственное моменту времени t_0 , а остальные – моменту времени t_1 . Затем, соотнося фактическое распределение дохода в момент времени t_1 с контрфактическим распределением дохода, можно вычленивать вклад изменения распределения фактора в изменение распределения дохода.

ММ-подход действительно позволяет проследить доходную дифференциацию для разных по уровню доходов групп населения, выделить эффекты состава и рыночной оценки. Это его принципиальным образом отличает от ОБ-декомпозиции, расширяет границы толкования выводов. Но он имеет и свои недостатки. Ключевой из них

¹ Простой закон итеративных ожиданий подразумевает, что безусловное среднее случайной величины Y есть среднее условного среднего этой величины, или: $E(Y) = E[E(Y|X)]$.

сводится к тому, что довольно сложно оценить изолированное влияние фактора на доходное неравенство (Лукьянова, 2013; Chernozhukov et al., 2009). Более или менее точный анализ возможен лишь на уровне общих эффектов. Поэтому, даже зная величину доходной дифференциации на том или ином квантиле распределения, мы можем лишь с известной долей условности судить о причинной природе происходящего.

Таким образом, задача сводится не только к тому, чтобы проследить различия в доходах по всей его шкале, но и разобраться с факторами, которые эти различия формируют. И применение БКР обеспечивает нас необходимым инструментарием для осуществления более детальной декомпозиции неравенства.

Идея БКР основывается на функциях влияния (ФВ), которые представляют собой воздействие отдельно взятого наблюдения на выборочную статистику, в нашем случае квантиль (Firpo et al., 2009). Для t -го квантиля ФВ $IF(Y, q^\tau)$ равна $(\tau - \mathbb{I}\{Y \leq q^\tau\})/f_Y(q^\tau)$. $\mathbb{I}\{Y \leq q^\tau\}$ – индикаторная функция, принимающая значение, равное единице, если значение индивидуального дохода (Y) оказывается меньше его уровня на τ -ом квантиле, и ноль в противном случае. $f_Y(q^\tau)$ – плотность безусловного распределения дохода (Y) на τ -ом квантиле.

Прибавив к ФВ значение дохода для τ -го квантиля (q^τ), получим рецентрированную функцию влияния (РФВ):

$$\text{РФВ} = q^\tau + IF(Y, q^\tau) = q^\tau + \frac{(\tau - \mathbb{I}\{Y \leq q^\tau\})}{f_Y(q^\tau)}. \quad (12)$$

РФВ удобна в использовании, потому что ее математическое ожидание равняется значению соответствующего квантиля распределения:

$$E[q^\tau + IF(Y, q^\tau)] = E[q^\tau] + \frac{\tau - E[\mathbb{I}\{Y \leq q^\tau\}]}{f_Y(q^\tau)} = q^\tau + \frac{\tau - \tau}{f_Y(q^\tau)} = q^\tau. \quad (13)$$

Следуя простому закону итеративных ожиданий, имеем:

$$q^\tau = E[q^\tau + IF(Y, q^\tau)] = E[E[q^\tau + IF(Y, q^\tau)|X]], \quad (14)$$

где X – матрица факторов, а $E[q^\tau + IF(Y, q^\tau)|X]$ можно записать как $E(X)\beta_{\text{БКР}}^\tau$ (Firpo et al., 2009).

Оцененный параметр $\beta_{\text{БКР}}^\tau$ и является безусловным предельным эффектом на τ -ом квантиле (БКПЭ).

Зная $\beta_{\text{БКР}}^\tau$, возвращаемся к ОБ-декомпозиции.

Таким образом, обобщенный подход к декомпозиции неравенства предполагает следующий алгоритм:

1. Оцениваем $\beta_{\text{БКР}}^\tau$.

Сначала берем значение интересующего нас квантиля, \hat{q}^τ . Затем генерируем плотность распределения дохода \hat{f}_Y . Вычисляем $\hat{f}_Y(\hat{q}^\tau)$. Имея полученные величины, отыскиваем РФВ и переходим к оцениванию $\beta_{\text{БКР}}^\tau$ с помощью стандартной МНК-регрессии.

В случае времени как дифференцирующего фактора спецификация РФВ-МНК-регрессий выглядит следующим образом:

$$E[q^\tau + IF(Y_{t_1}, q^\tau)|X_{t_1}] = X_{t_1}\beta_{t_1}^\tau + \varepsilon_{t_1}. \quad (15)$$

$$E[q^\tau + IF(Y_{t_0}, q^\tau)|X_{t_0}] = X_{t_0}\beta_{t_0}^\tau + \varepsilon_{t_0}, \quad (16)$$

где X – вектор факторов для моментов времени t_1 и t_0 , соответственно. β^τ – предельные эффекты изменения ковариаты X на безусловный τ -й квантиль дохода (Y) в каждый из моментов времени (t_1 и t_0).

2. На втором шаге реализуется декомпозиция по типу ОБ, расширенная для случая квантиля. Оценивается эффект состава и эффект рыночной оценки.

$$\Delta Y^\tau = [\bar{X}_{t_1}(\beta_{t_1}^\tau - \hat{\gamma}^\tau) + \bar{X}_{t_0}(\hat{\gamma}^\tau - \beta_{t_0}^\tau)] + [\hat{\gamma}^\tau(\bar{X}_{t_1} - \bar{X}_{t_0})]. \quad (17)$$

Таким образом, в отличие от ММ-подхода, РФВ-МНК-регрессии позволяют выполнить более детальную декомпозицию неравенства. Имея представление о причинах дифференциации в доходах на каждом участке его шкалы, можно более тонко настраивать меры поддержки тех или иных групп населения со стороны государства, повысить качество позитивного и нормативного экономического анализа.

В следующем параграфе приведем подробное описание выборочных данных и представим результаты декомпозиции.

3. Результаты декомпозиции дифференциации оплаты труда

В работе использовались данные выборочных обследований Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ) НИУ ВШЭ. Статистика РМЭЗ НИУ ВШЭ представляет собой одно из немногих репрезентативных социально-экономических обследований индивидов и домашних хозяйств в стране и покрывает довольно значительный промежуток времени – 22 года.

Конструирование массива данных основывалось на следующих допущениях. Во-первых, мы постарались охватить наиболее современный период – 2004–2017 гг., учитывая в то же время согласованность опросников, скажем, отраслевую представительность при ответе на вопрос о секторе формальной занятости. Во-вторых, мы ограничились индивидуальными опросниками, поскольку в настоящей работе речь шла об оплате труда и дифференциации в ней.

Исходя из уравнения Минцера (Mincer, 1974), мы знаем, что заработная плата является функцией от широкого круга факторов человеческого капитала и особенностей занятости, это и определило перечень анализируемых переменных.

В табл. 1 представлена описательная статистика обеих выборок.

Таблица 1

Описательная статистика выборок

Переменная	Описание	Среднее значение (2004)	Среднее значение (2017)
Логарифм оплаты труда	-	9,40	9,92
Пол	1 = мужчина, 0 = женщина	0,44	0,45
Возраст	-	40,53	42,38
Тип населенного пункта	1 = областной центр, город, 0 = ПГТ, село	0,75	0,72
Уровень образования:	1 = при наличии соответствующего уровня образования, 0 = в противном случае		
высшее образование		0,25	0,35
среднее специальное образование		0,29	0,28
среднее образование		0,37	0,29
Формальность занятости	1 = официально трудоустроен, 0 = в противном случае	0,93	0,92
Размер выборки	-	2895	3860

Источник: рассчитано авторами по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Результаты табл. 1 свидетельствуют об отсутствии сильных расхождений в структуре самих выборок. Разве что с течением времени индивиды становились все более образованными.

Различия в реальных средних заработных платах граждан страны (приведенных к 2017 г.) составили 0,52 лог-пункта. Обратим сразу свое внимание, как меняется данный разрыв по мере смещения по шкале. На рис. 1а мы визуализировали дифференциацию в лог-зарплатах, положив в основу временной признак. Хорошо заметно, что если сопоставлять распределения зарплат в 2017 и 2004 г., то на нижних квантилях различия довольно существенны, а на верхних участках они заметно ниже. Иначе говоря, наименее обеспеченные слои населения оказывались лидерами роста в оплате труда на протяжении последних лет (рис. 1).

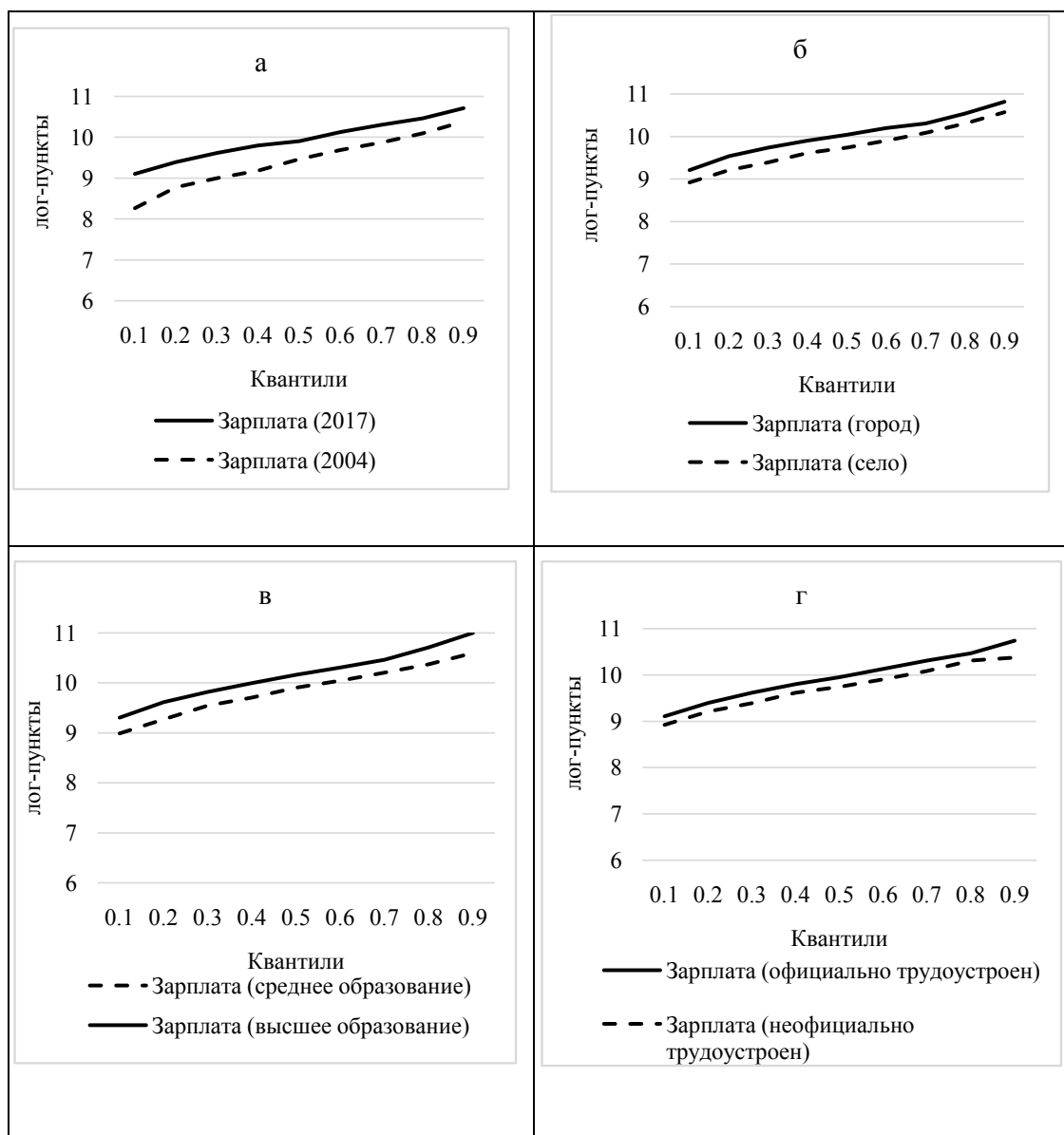


Рис. 1. Динамика дифференциации в заработной плате

Источник: рассчитано авторами по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Под литерами б, в, г рис. 1 представлена поквантильная динамика дифференциации в лог-зарплатах по остальным основаниям деления. Вновь от квантиля к квантилю

отмечаются определенные скачки, но уже не такие явные. Например, различия в оплате труда индивидов с высшим и средним образованием оказываются максимальными на нижних и верхних участках шкалы и минимальными в районе средних квантилей. В свою очередь, расхождения в заработках между формально и неформально занятыми максимальны на верхних квантилях.

Безусловно, исследовательский интерес лежит скорее не в плоскости графического анализа дифференциации для разных по уровню оплаты труда граждан, а в вычлениении роли каждого фактора в формировании таких различий. Поэтому перейдем к оценке отдачи на представленные в табл. 1 переменные, дополнив пул факторов дискретной переменной, фиксирующей отраслевую принадлежность индивида. Ее отображение в табл. 2 было проигнорировано по причине экономии пространства.

Таблица 2

**Результаты оценивания МНК-регрессий на логарифм зарплаты
для объединенной выборки, 2004 и 2017 г., соответственно**

Переменная	Коэффициент (стандартная ошибка)		
	2004 и 2017	2004	2017
1. Дамми (2004 г.)	-0,500* (0,018)	-	-
2. Пол	0,409* (0,019)	0,418* (0,031)	0,400* (0,024)
3. Возраст:			
от 25 до 35 лет	0,149* (0,032)	0,202* (0,048)	0,121* (0,043)
от 35 до 45 лет	0,216* (0,032)	0,180* (0,047)	0,254* (0,043)
от 45 до 55 лет	0,165* (0,032)	0,171* (0,048)	0,174* (0,043)
свыше 55 лет	-0,026 (0,036)	-0,043 (0,060)	-0,026 (0,046)
4. Уровень образования:			
высшее образование	0,510* (0,035)	0,630* (0,059)	0,437* (0,042)
среднее специальное образование	0,215* (0,035)	0,264* (0,057)	0,166* (0,043)
среднее образование	0,083* (0,034)	0,111* (0,055)	0,061* (0,042)
5. Тип населенного пункта	0,273* (0,021)	0,392* (0,036)	0,189* (0,025)
6. Формальность занятости	0,182* (0,034)	0,102* (0,060)	0,245* (0,040)
R²	0,306	0,263	0,230

Примечание: * – коэффициент значим на уровне 5%.

Источник: рассчитано авторами по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Результаты табл. 2 описывают довольно противоречивую картину событий, происходящих в стране. Рыночное вознаграждение за дипломы любого образовательного уровня существенно снизилось. Так, к примеру, в 2004 г. наличие диплома о высшем образовании гарантировало среднюю прибавку к заработной плате в размере 88%, но

уже в 2017 г. данный показатель составил 55%. Ранее мы уже говорили об увеличении встречаемости данного фактора в популяции индивидов с течением времени. Поэтому сокращение премии на данный фактор – вполне закономерный исход, который вряд ли может быть оценен положительно.

Еще одним немаловажным моментом является то, что прибавка к заработной плате для жителей городов и областных центров сократилась, в то время как премия за принадлежность к формальному сектору экономики значительно подросла. В настоящее время жители городов получают лишь на 20% больше сельчан. И если индивид официально трудоустроен, то стоимость его рабочей силы на рынке труда возрастает на 30% (ранее только на 11%).

Занятость в нефтегазовой сфере и строительстве позитивно влияла на денежные доходы в оба года, в то время как занятость в бюджетном секторе и сельском хозяйстве, напротив, характеризовалась отрицательной премией к средней заработной плате. Причем сами премии за принадлежность к конкретным отраслям экономики также претерпели существенные сдвиги с течением времени. Отрицательные премии за принадлежность к бюджетному сектору и сельскому хозяйству значительно сократились, в то время как положительная премия за принадлежность к нефтегазовому сектору подросла.

Зная предельные эффекты факторов и описательную статистику, мы можем постараться оценить влияние каждого отдельного фактора на дифференциацию в оплате труда для средних участков шкалы. Для этой цели воспользуемся декомпозицией Оаксаки – Блайндера. Результаты такой декомпозиции представлены на рис. 2, при этом для расчета параметра $\hat{\beta}^*_{\text{МНК}}$ была использован подход Фортина (формулы 6–11).

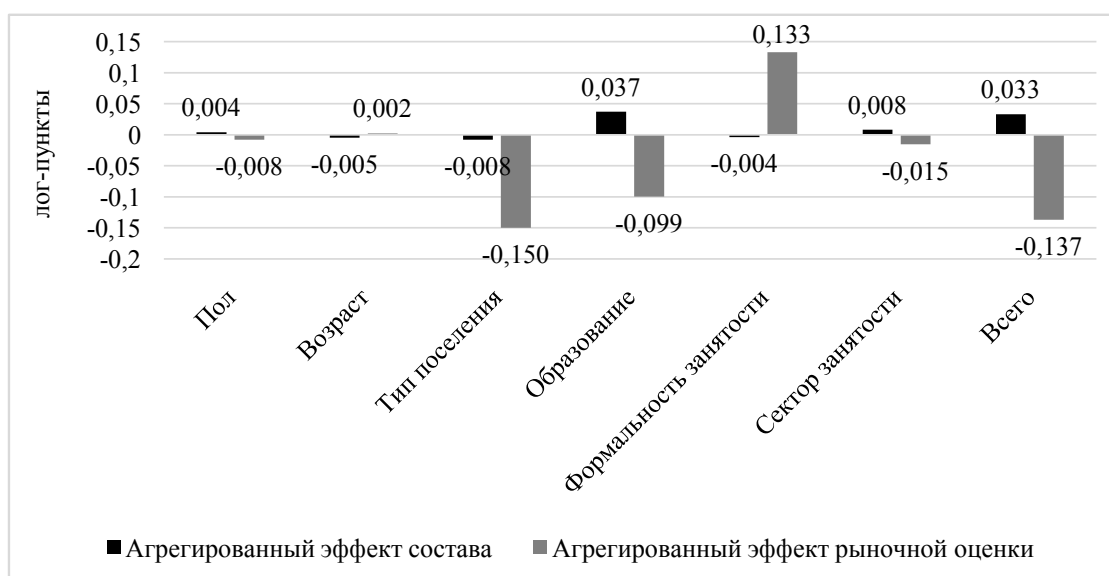


Рис. 2. Результаты ОБ-декомпозиции

Источник: рассчитано авторами по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Последние два столбца рис. 2 показывают значения эффектов состава и рыночной оценки в общей дифференциации. О чем говорят полученные результаты? Первый эффект способствовал росту дифференциации заработных плат во времени, потому что количество индивидов с высшим образованием прирастало. Эффект рыночной оценки, напротив, свидетельствовал о снижении дифференциации. Этому есть несколько причин.

Во-первых, как уже отмечалось ранее, по мере насыщения общества таким фактором человеческого капитала, как образование (в первую очередь речь идет о высшем образовании), резко падала его рыночная оценка. Причем интенсивность снижения

рыночной оценки за обладание данным фактором была выше интенсивности его накопления в популяции. Иными словами, если обойтись при декомпозиции анализом только данной переменной, доходы жителей страны стали бы только ниже в реальном выражении. Исходя из этого, усилия государства нужно направить не только на увеличение образовательного уровня населения, но и повышение его качественных характеристик, выражающееся в росте отдачи от образования.

Во-вторых, выравнивались заработные платы жителей городов и сел.

В-третьих, происходило сокращение отрицательной отдачи на переменные, фиксирующие принадлежность к бюджетному сектору и сельскому хозяйству. Оплата труда упомянутых профессиональных категорий «подтягивалась» с течением времени к среднему уровню. Вероятно, это было связано с реализацией недавних мер поддержки аграрного комплекса страны и программами импортозамещения. С другой стороны, прибавка к заработной плате в нефтегазовом секторе претерпела определенный рост. Отсюда и соответствующее влияние на общую дифференциацию.

Иное положение дел разве что с фактором формальных основ занятости. Принадлежность к неформальному сектору экономики облагалась теперь большим штрафом, чем ранее. Поэтому эффект рыночной оценки по данной переменной имел положительный знак. Интересна в данном контексте следующая деталь. Несмотря на то что занятость в формальном секторе экономики определяла более высокую заработную плату, доля работников неформального сектора практически не претерпела изменений. Во всяком случае, в выборочных данных мы не отметили такой тенденции.

Таким образом, мы знаем, что за последние годы различия в средних заработных платах возникли в силу различий в образовании, типе поселения и сферах занятости.

Далее попытаемся понять причины различий в оплате труда на участках шкалы – для разных доходных групп населения. Для этого оценим условный и безусловный квантильный предельный эффект каждого фактора, влияющего на логарифм заработной платы в 2004 и 2017 г. Сразу оговоримся, что визуализация отраслевого фактора вновь была проигнорирована (рис. 3).

Остановимся на ключевых моментах. Как видно из рис. 3, многие факторы меняли силу своего влияния на заработную плату при переходе от одного квантиля к другому. Особенно это касается 2004 г. На нижних участках шкалы отдача на образование была значительно выше, чем на верхних. Это говорит о том, что ранее на российском рынке труда работодатель как будто дискриминировал высокопроизводительных сотрудников. Премия за наличие диплома о высшем образовании у низкопроизводительных работников была сравнительно больше (в относительных величинах), чем у высокопроизводительных. Если обратиться к самим цифрам, то можно заметить, что отдача на высшее образование на 20-процентной перцентили составляла более 100%, в то время как на 80-процентной перцентили – только 60%. В 2017 г. размах такой межквантильной вариации сузился или вовсе исчез – отдача на высшее образование выровнялась по шкале, находясь в диапазоне от 50 до 60%. Отсюда можно сделать вывод, что основные материальные тяготы, связанные с девальвацией диплома о высшем образовании, испытали на себе только те работники, кто получал либо малый, либо средний доход.

В принципе, УКПЭ и БКПЭ описывают похожую динамику развития событий. Правда, следует сказать, что различия в предельных эффектах особенно сократились в 2017 г., когда они были практически идентичны.

Взяв значения предельных эффектов в разные моменты времени (2004 и 2017 г.), можно хорошо проследить их эволюцию. Так, работники, занятые в формальном секторе экономики, теперь получают в два раза большую надбавку к заработку по сравнению с представителями неформального сектора (при прочих равных условиях). Причем это практически не зависит от анализируемого квантиля. Что касается других факторов, то здесь ситуация однозначная – сильное падение предельных эффектов. Ранее мы уже связывали это с действием классического закона убывающей отдачи от переменного ресурса, когда насыщение популяции тем или иным фактором приводит к сокращению его предельного эффекта.

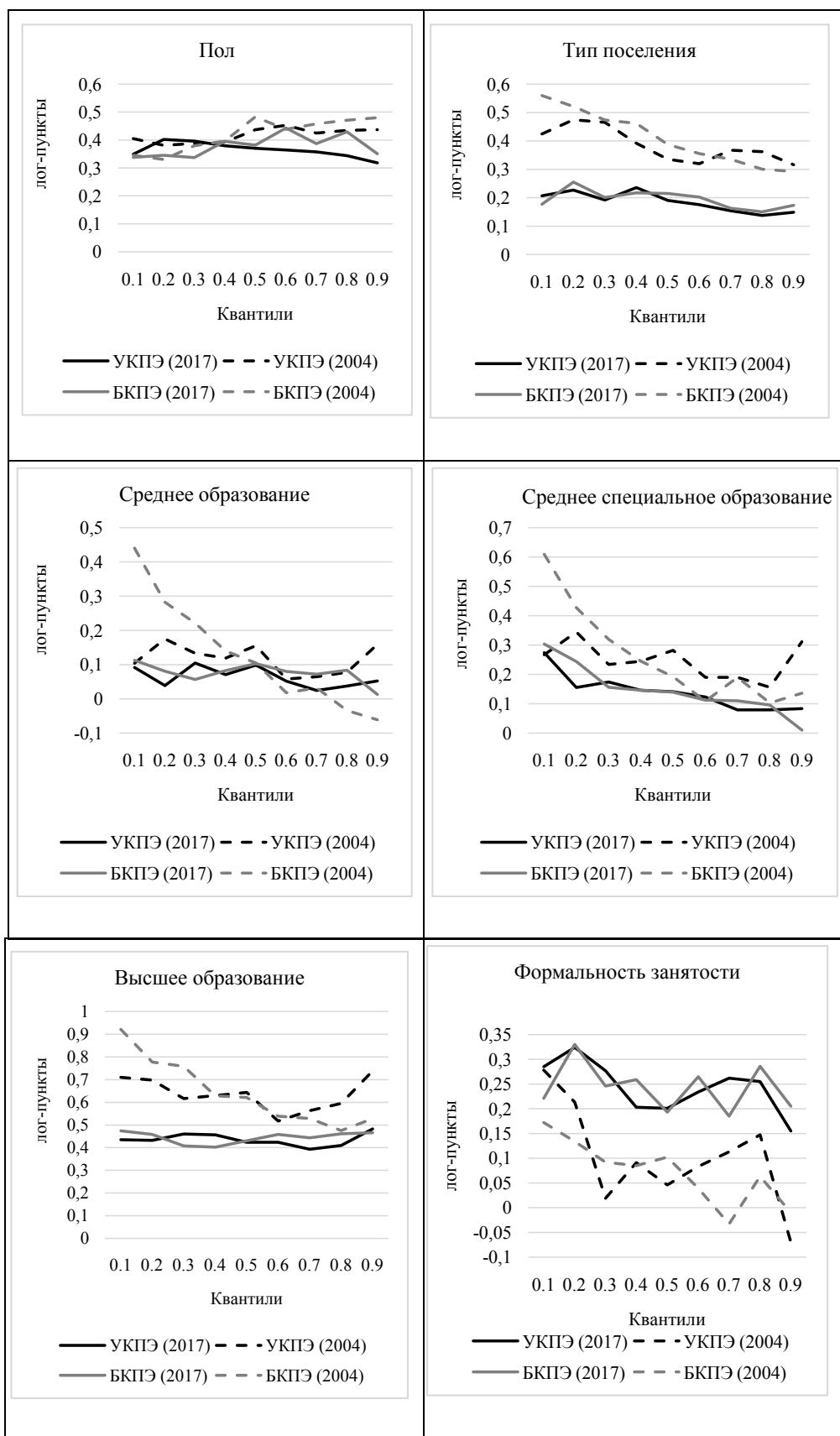


Рис. 3. Результаты оценивания УКР и БКР (РФВ-МНК) для 2004 и 2017 г.
Источник: рассчитано авторами по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Зная безусловные предельные эффекты по всей шкале распределения, можно произвести ОБ-декомпозицию, ответив на вопрос, какие факторы в первую очередь определяли различия в заработной плате и какой эффект (состава или рыночной оценки) оказался ведущим на каждом квантиле (рис. 4).

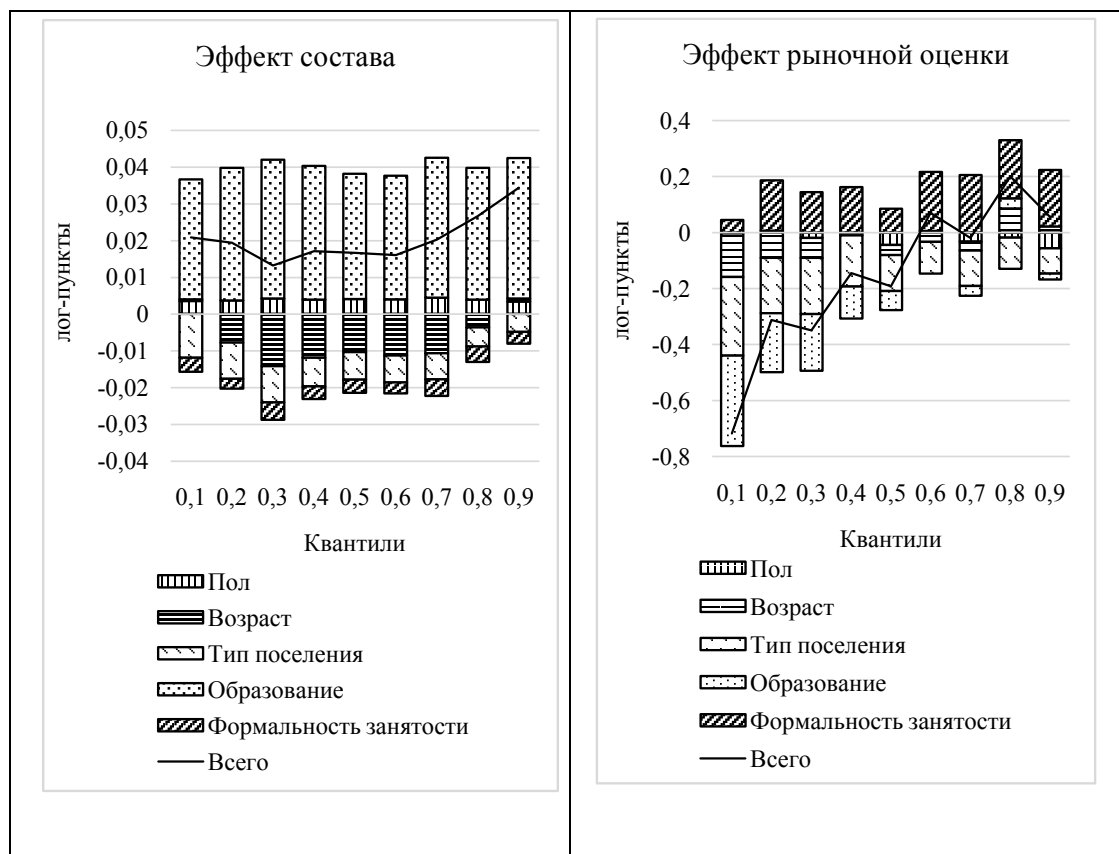


Рис. 4. Результаты ОБ-декомпозиции для случая РФВ-МНК-регрессии
Источник: рассчитано авторами по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Как и предполагалось, различия в заработной плате значительно меняются при смещении по шкале распределения. Результаты тесно пересекаются с теми, что были представлены на рис. 1. Наиболее сильные негативные изменения в заработной плате произошли в нижних квантилях. Это безусловно повлияло на рост межквантильной дифференциации доходов.

Ключевую роль в изменении оплаты труда играл эффект рыночной оценки, который значительно превосходил (по модулю) величину эффекта состава. Поэтому при обсуждении результатов декомпозиции следует остановиться именно на первом.

Практически все обсуждаемые в данной работе факторы, кроме легитимности занятости, сокращали эффект рыночной оценки и дифференциацию, соответственно. Наибольший вклад пришелся на образовательный уровень индивида. Но это характерно лишь для нижних квантилей. На верхних участках образование слабо воздействовало на дифференциацию. Вместе с тем официальный статус занятости более или менее равномерно влиял на дифференциацию заработков всех категорий трудящихся с незначительным смещением в пользу верхних квантилей.

Таким образом, декомпозиция с помощью РФВ-МНК-регрессий позволила отчасти расширить сделанные ранее выводы. В частности, мы говорили о сокращении отдачи на высшее образование для средних по заработку граждан, но теперь хорошо извест-

но, что высшее образование практически не потеряло своей стоимости среди высокооплачиваемых работников.

Более того, природа самих факторов, воздействующих на дифференциацию оплаты труда, существенно меняется при переходе от одного квантиля к другому. Понимание этого позволит повысить адресность и, соответственно, эффективность мер социально-экономической политики государства.

Выводы

Полученные исследовательские результаты позволили сформулировать следующие выводы.

В работе было показано, что дифференциация в оплате труда в первую очередь определялась эффектом рыночной оценки, а не эффектом состава. В последние годы заработки жителей городов и сел выравнивались. Оплата труда представителей бюджетного и аграрного секторов экономики продолжала подтягиваться к средним уровням. Высшее образование приносило все меньше «премии» к заработной плате. Однако с такого рода обесценением диплома о высшем образовании не столкнулись высокооплачиваемые работники. Наконец, мы уловили тенденцию увеличения штрафа за принадлежность к неформальному сектору экономики, хотя количество таких работников практически не изменилось.

ЛИТЕРАТУРА

- Гимпельсон, В. Е., & Капелюшников, Р. И. (2013). Нормально ли быть неформальным? // *Экономический журнал ВШЭ*, (1), 3–40.
- Горлин, Ю., & Ляшок, В. (2018). Льготы по НДС в России и за рубежом: критический анализ // *Финансовый журнал*, (6), 34–46. DOI: 10.31107/2075-1990-2018-6-34-46.
- Капелюшников, Р. (2017). Неравенство: как не примитивизировать проблему // *Вопросы экономики*, (4), 117–139.
- Лазарян, С., & Черноталова, М. (2017). Глобальная угроза роста неравенства // *Финансовый журнал*, (4), 34–46.
- Лукиянова, А. Л. (2013). Использование безусловных квантильных регрессий при оценке влияния неформальности на неравенство // *Прикладная эконометрика*, (32), 3–28.
- Aaberge, R., Eika, L., Langørgen, A., & Mogstad, M. (2018). *Local governments, in-kind transfers, and economic inequality*. Discussion Papers №888, Statistics Norway Research department, November.
- Behr, A., & Pötter, U. (2010). What determines wage differentials across the EU? // *The Journal of Economic Inequality*, 8(1), 101–120.
- Blinder, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates // *Journal of Human Resources*, (8), 436–455.
- Burdetta, K., Carrillo-Tudel, C., & Coles, M. (2016). Wage inequality: A structural decomposition // *Review of Economic Dynamics*, 19, 20–37.
- Chernozhukov, V., Fernandez-Val, I., & Melly, B. (2009). *Inference on Counterfactual Distribution*. Centre for Microdata Methods and Practice, Institute for Fiscal Studies, CeMMAP working papers, 81. DOI: 10.2139/ssrn.1235529.
- Ciminelli, G., Ernst, E., Merola, R., & Giuliadori, M. (2019). The composition effects of tax-based consolidation on income inequality // *European Journal of Political Economy*, 57, 107–124.
- Cotton, J. (1988). On the Decomposition of Wage Differentials // *Review of Economics and Statistics*, 70(2), 236–243.

- DiNardo, J., Fortin, N., & Lemieux, T. (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973–1992: A Semiparametric Approach // *Econometrica*, 64(5), 1001–1044.
- Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2009). Unconditional Quantile Regressions // *Econometrica*, 77(3), 953–973.
- Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2018). Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions // *Econometrics*, 6(2), 1–40.
- Fortin, N. (2008). The Gender Wage Gap among Young Adults in the United States: The Importance of Money vs. People // *Journal of Human Resources*, 43(4), 884–918.
- Fortin, N., Lemieux, T., & Firpo, S. (2010). *Decomposition Methods in Economics*. NBER Working Paper Series, 16045, pp. 1–92.
- Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Regression Quantiles // *Econometrica*, 46(1), 33–50.
- Koenker, R. (2004). Quantile regression for longitudinal data // *Journal of Multivariate Analysis*, 91(1), 74–89.
- Machado, J., & Mata, J. (2005). Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression // *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 444–465.
- Malkina, M. Yu. (2017). Contribution of various income sources to interregional inequality of the per capita income in Russian Federation // *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 12(3), 399–416.
- Mincer, J. A. (1974). The Human Capital Earnings Function, pp. 83–96 / In: J. A. Mincer. *Schooling, Experience, and Earnings (Human behavior and social institutions)*. National Bureau of Economic Research, Inc., 152 p.
- Neumark, D. (1988). Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination // *Journal of Human Resources*, 23(3), 279–295.
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets // *International Economic Review*, 14(3), 693–709.
- Okamoto, M. (2011). Source decomposition of changes in income inequality: the integral-based approach and its approximation by the chained Shapley-value approach // *Journal of Economic Inequality*, 9, 145–181.
- Reimers, C. (1983). Labor market discrimination against Hispanic and black men // *Review of Economics and Statistics*, 65(4), 570–579.
- Woo, J. (2011). Growth, income distribution, and fiscal policy volatility // *Journal of Development Economics*, 96, 289–313.

REFERENCES

- Aaberge, R., Eika, L., Langørgen, A., & Mogstad, M. (2018). *Local governments, in-kind transfers, and economic inequality*. Discussion Papers №888, Statistics Norway Research department, November.
- Behr, A., & Pötter, U. (2010). What determines wage differentials across the EU? *The Journal of Economic Inequality*, 8(1), 101–120.
- Blinder, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, (8), 436–455.
- Burdetta, K., Carrillo-Tudel, C., & Coles, M. (2016). Wage inequality: A structural decomposition. *Review of Economic Dynamics*, 19, 20–37.
- Chernozhukov, V., Fernandez-Val, I., & Melly, B. (2009). *Inference on Counterfactual Distribution*. Centre for Microdata Methods and Practice, Institute for Fiscal Studies, CeMMAP working papers, 81. DOI: 10.2139/ssrn.1235529.

- Ciminelli, G., Ernst, E., Merola, R., & Giuliadori, M. (2019). The composition effects of tax-based consolidation on income inequality. *European Journal of Political Economy*, 57, 107–124.
- Cotton, J. (1988). On the Decomposition of Wage Differentials. *Review of Economics and Statistics*, 70(2), 236–243.
- DiNardo, J., Fortin, N., & Lemieux, T. (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973–1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64(5), 1001–1044.
- Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77(3), 953–973.
- Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2018). Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions. *Econometrics*, 6(2), 1–40.
- Fortin, N. (2008). The Gender Wage Gap among Young Adults in the United States: The Importance of Money vs. People. *Journal of Human Resources*, 43(4), 884–918.
- Fortin, N., Lemieux, T., & Firpo, S. (2010). *Decomposition Methods in Economics*. NBER Working Paper Series, 16045, pp. 1–92.
- Gimpelson, V. E., & Kapelyushnikov, R. I. (2013). Is it Normal to be Informal? *HSE Economic Journal*, 17(1), 3–40. (In Russian.)
- Gorlin, Y. M., & Lyashok, V. Y. (2018). Tax Incentives in Russia and Other Countries: Critical Analysis. *Financial Journal*, (6), 34–46. (In Russian.)
- Kapeliushnikov, R. (2017). Inequality: How not to primitivize the problem. *Voprosy Ekonomiki*, (4), 117–139. (In Russian.)
- Koenker, R. (2004). Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91(1), 74–89.
- Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33–50.
- Lazaryan, S. S., & Chernotalova, M. A. (2017). Global Risk of Rising Inequality. *Financial Journal*, (3), 34–46. (In Russian.)
- Lukiyanova, A. (2013). The impact of informality on earnings inequality: Unconditional quantile regressions. *Applied Econometrics*, (32), 3–28. (In Russian.)
- Machado, J., & Mata, J. (2005). Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 444–465.
- Malkina, M. Yu. (2017). Contribution of various income sources to interregional inequality of the per capita income in Russian Federation. *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 12(3), 399–416.
- Mincer, J. A. (1974). The Human Capital Earnings Function, pp. 83–96 / In: J. A. Mincer. *Schooling, Experience, and Earnings (Human behavior and social institutions)*. National Bureau of Economic Research, Inc., 152 p.
- Neumark, D. (1988). Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. *Journal of Human Resources*, 23(3), 279–295.
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709.
- Okamoto, M. (2011). Source decomposition of changes in income inequality: the integral-based approach and its approximation by the chained Shapley-value approach. *Journal of Economic Inequality*, 9, 145–181.
- Reimers, C. (1983). Labor market discrimination against Hispanic and black men. *Review of Economics and Statistics*, 65(4), 570–579.
- Woo, J. (2011). Growth, income distribution, and fiscal policy volatility. *Journal of Development Economics*, 96, 289–313.