

**ДЕКОМПОЗИЦИЯ РАЗЛИЧИЙ В ОПЛАТЕ ТРУДА ОАКСАКИ И БЛАЙНДЕРА:
АНАЛИЗ ЧУВСТВИТЕЛЬНЫХ СТОРОН НА РОССИЙСКИХ ДАННЫХ****Вячеслав Николаевич ОВЧИННИКОВ**

лаборант-исследователь Центра макроэкономических исследований, НИФИ Министерства финансов РФ,
Москва, Российская Федерация
vyacheslav_ovchinnikov_1993@mail.ru
<https://orcid.org/0000-0001-9786-3299>
SPIN-код: 6432-9821

История статьи:

Рег. № 672/2019
Получена 21.10.2019
Получена в доработанном
виде 05.11.2019
Одобрена 19.11.2019
Доступна онлайн
29.11.2019

УДК 336.027**JEL:** C31, D63**Ключевые слова:**

дифференциация, доход,
регрессия, декомпозиция

Аннотация**Предмет.** Анализ различий в оплате труда на российских данных.**Цели.** Рассмотреть наиболее чувствительные стороны одного из популярных в экономической науке подходов к декомпозиции факторов дифференциации оплаты труда индивидов (декомпозиция Оаксаки и Блайндера).**Методология.** Применены линейные регрессии, а также основанная на них декомпозиция Оаксаки и Блайндера.**Результаты.** Продемонстрирована чувствительность декомпозиции к выбору подходящей ненаблюдаемой величины дохода. Ее вариация способна значительным образом изменить суммарные эффекты декомпозиции Оаксаки и Блайндера. Наиболее перспективным вариантом решения данной проблемы является включение в спецификацию модели групповой дамми-переменной. Могут возникнуть разночтения результатов декомпозиции при различных подходах к выбору пропущенной категории дамми-переменной.**Выводы.** Применение метода нормализованной регрессии позволило отразить в декомпозиции все категории дамми-переменной, сформировать унификацию исследовательских результатов.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2019

Для цитирования: Овчинников В.Н. Декомпозиция различий в оплате труда Оаксаки и Блайндера: анализ чувствительных сторон на российских данных // *Финансы и кредит*. — 2019. — Т. 25, № 11. — С. 2468 — 2484.
<https://doi.org/10.24891/fc.25.11.2468>

Введение

Дифференциация денежных доходов граждан, вероятно, одна из наиболее острых и академически востребованных тем экономической науки. Однако по-прежнему исчерпывающе ответить на вопрос, как такая дифференциация влияет на макроэкономическую динамику [1, 2] и какие следовало бы предпринять усилия по сокращению избыточного уровня денежного расслоения граждан [3] не представляется возможным.

В настоящей работе речь пойдет о декомпозиции различий в оплате труда. Тема довольно многогранна по своей природе, поэтому мы обратим внимание только на один из возможных подходов к такой

декомпозиции, а именно на декомпозицию Оаксаки и Блайндера (декомпозиция ОБ). Ее применение позволяет довольно точно оценить совместное влияние тех или иных факторов на межгрупповые различия в заработках. При этом в основание деления общества на группы можно положить практически любой признак: время, пол, тип поселения, легитимность занятости и др., что придает определенную гибкость данному декомпозиционному подходу. К примеру, мы можем быть заинтересованы в понимании факторов разнящихся заработков формально и неформально занятых работников. Природа такой дифференциации может возникать, с одной стороны, по причине того, что формально занятым работникам платят больше за аналогичный труд и в аналогичных

отраслях занятости (эффект факторной отдачи или эффект рыночной оценки). То есть на рынке дискриминируют занятых на неформальных началах. С другой стороны, сами группы работников могут отличаться друг от друга по тем или иным социально-демографическим характеристикам (эффект состава).

Работа построена следующим образом. Далее будет приведен обзор отечественных и иностранных эмпирических исследований, где описывались результаты применения декомпозиции ОБ. Затем особое внимание будет уделено самому математическому аппарату данной декомпозиции. Описанию его наиболее чувствительных сторон, способных привести к несопоставимости исследовательских результатов. Наконец, на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ мы покажем, чем были вызваны различия в оплате труда граждан страны за последние годы и как обеспечить унификацию результатов при осуществлении декомпозиции Оаксаки и Блайндера.

Обзор литературы

В данной части статьи мы подробно остановимся на результатах применения декомпозиции Оаксаки и Блайндера с ее многочисленными расширениями в отечественной и иностранной академической литературе.

Зачастую декомпозиция ОБ являлась лишь промежуточным этапом исследования, которое вовлекало в себя и более сложные вычислительные процедуры, например, оценивание условных и безусловных квантильных регрессий. В работе Л. Гимпельсона и Р. Капелюшникова [4] использовались кросс-секционные данные РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2009 г. в целях объяснения различий в доходах формально и неформально занятых работников на российском рынке труда. Авторы оценивали минцеровские уравнения дохода и условные квантильные регрессии, предельные эффекты которых использовались затем при декомпозиции неравенства. По их мнению,

дифференциация менялась по мере смещения по шкале дохода. И на всех участках распределения различия в доходах были продиктованы в большей степени эффектом рыночной оценки, то есть дискриминацией занятых на неформальных началах.

В несколько похожей по предметности работе использовались уже безусловные квантильные регрессии. Следует сказать, что, с одной стороны, оценивание таких моделей позволяет взглянуть на неравенство на всей плотности распределения дохода. С другой стороны, оцененные квантильные эффекты и выборочные средние потом используются в декомпозиции ОБ, что обеспечивает более глубокое обсуждение роли каждого фактора. Таким образом, если оценки линейных моделей нужны для того, чтобы объяснить различия в средних доходах, то квантильные оценки — для того, чтобы объяснить различия в доходах на каждом квантиле. Так, А.Л. Лукьяновой [5] было показано, что эффекты состава и рыночной оценки фактора неформальности не оказывали существенного влияния на различия в оплате труда граждан страны.

Теперь остановимся на работах, методология которых построена исключительно на декомпозиции ОБ. Р. Леухином и Е. Вакуленко [6] анализировалась проблема дискриминации заработков мигрантов на российском рынке труда, в том числе на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2009—2013 гг. Как следует из описания блока методологии, авторы использовали трехкомпонентную декомпозицию ОБ. Это значит, что выделялись не только эффекты состава и рыночной оценки, но и их пересечение (совместное влияние). Кроме того, учитывались и некоторые тонкости реализации декомпозиции, к примеру, инвариантность результатов к выбору пропущенной категории. Авторы пришли к заключению, что различия в доходах проистекали по причине того, что мигрантов дискриминировали на рынке труда. Наибольший вклад в дискриминацию вносила переменная отраслевой принадлежности. Иными словами, местным работникам платили больше в аналогичных отраслях

занятости (положительная премия в регрессии).

Декомпозиция ОБ использовалась и для объяснения неравенства в заработках различных возрастных групп, мужчин и женщин [7]. Согласно эмпирическим результатам на выборочных данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за период с 2004 по 2015 г. авторы доказали наличие возрастной дискриминации в оплате труда для мужчин, начиная с 45—54 лет, а для женщин с 55—64 лет.

В иностранных исследованиях декомпозиция ОБ также в большинстве своем являлась лишь первоначальным этапом анализа причин доходной дифференциации. Ученые обращались ко всей плотности распределения дохода (или оплаты труда). Наиболее современной в данном контексте является работа С. Фирпо и др. [8]. Авторы пытались ответить на вопрос, чем была вызвана поляризация заработков мужчин в американской экономике за последние 30 лет. Несмотря на то что дифференциация в заработках не характеризовалась постоянством на различных участках шкалы дохода, структура определяющих ее факторов оставалась стабильной. Образование, отрасль занятости и членство в профсоюзе являлись ведущими причинами формирования различий в оплате труда.

В иных случаях ученые пытались усовершенствовать сам аппарат декомпозиции ОБ, сравнивая результаты применения его многочисленных расширений. В частности, в работе [9] были предложены альтернативные подходы к снижению чувствительности отдельных сторон ОБ декомпозиции.

Методология

В данной части работы речь пойдет о наиболее известном подходе к декомпозиции дифференциации доходов — подходе Оаксаки и Блайндера [10, 11]. Несмотря на то, что декомпозиция хорошо уже известна иностранному эконометристу, в отечественных эмпирических исследованиях она встречается довольно редко. Поэтому сначала мы обратим свое внимание на базовые принципы ОБ. Затем перейдем к обсуждению

наиболее чувствительных сторон такой декомпозиции. Наконец, основываясь на различных массивах выборочных данных, продемонстрируем результаты декомпозиции на практике.

Базовые принципы ОБ

Главная идея ОБ сводится к вычленению вклада каждого фактора в межгрупповые различия. Это, разумеется, позволяет более пристально взглянуть на факторную природу дифференциации доходов.

Следует сразу оговориться, что декомпозиция зиждется на двух ключевых предположениях.

Первое предположение ОБ декомпозиции сводится к тому, что индивидуальная заработная плата или доход представляют собой линейную аддитивную функцию от наблюдаемых и ненаблюдаемых характеристик индивидов или:

$$Y = X\beta + \varepsilon, \quad (1)$$

где Y — доход;

X — вектор факторов или ковариат;

ε — остаток.

Уравнение заработной платы в литературе упоминается еще, как минцеровское уравнение.

Второе предположение ОБ декомпозиции: условное математическое ожидание величины ε равняется нулю или:

$$E[\varepsilon|X] = 0.$$

Тогда $E[Y] = E[X]\beta$.

Основываясь на этих предположениях, выполним декомпозицию межгруппового неравенства для случая средних величин.

Сначала представим, что имеется две группы индивидов: $g = A, B$. Принадлежность к группе B обозначим через $D_B = 1$. Тогда общий разрыв в доходах представителей двух групп запишем следующим образом [12]:

$$\Delta_o^u = E[Y_B|D_B=1] - E[Y_A|D_B=0] = E[X|D_B=1]\beta_B - E[X|D_B=0]\beta_A. \quad (2)$$

Теперь добавим и вычтем из последнего уравнения величину $E[X|D_B=1]\beta_A$, которую следует интерпретировать так: каким был бы доход у представителей группы В, если бы рыночная оценка их характеристик была позаимствована у группы А. Далее данную величину будем называть контрафактой.

В итоге имеем:

$$\begin{aligned}\Delta_o^u &= E[X|D_B=1]\beta_B - E[X|D_B=1]\beta_A + \\ &+ E[X|D_B=1]\beta_A - E[X|D_B=0]\beta_A = \\ &= E[X|D_B=1](\beta_B - \beta_A) + \\ &+ (E[X|D_B=1] - E[X|D_B=0])\beta_A.\end{aligned}\quad (3)$$

Наконец, если под $E[X|D_B=1]$ и $E[X|D_B=0]$ понимать выборочные средние ковариат для соответствующих групп, имеем:

$$\Delta_o^u = \bar{X}_B(\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) + (\bar{X}_B - \bar{X}_A)\hat{\beta}_A = \hat{\Delta}_S^u + \hat{\Delta}_X^u, \quad (4)$$

где слагаемое $\hat{\Delta}_S^u$ — есть не что иное, как различия в рыночной оценке характеристик двух групп (далее «эффект рыночной оценки»), а $\hat{\Delta}_X^u$ — различия в средних значениях ковариат (далее «эффект состава»).

Главное достоинство ОБ разложения — это его интуитивная ясность и простота вычислений. Например, средние значения ковариат берутся из самих данных, а $\hat{\beta}_B$ и $\hat{\beta}_A$ — из оцененных минцеровских уравнений (МНК-регрессий) для соответствующих групп.

Чувствительность к выбору контрафакты

Сначала обсудим ограничения, связанные с выбором подходящей контрафакты.

Представим, что $\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A = \Delta\beta$ и $\bar{X}_B - \bar{X}_A = \Delta\bar{X}$, тогда уравнение (4) можно переписать следующим образом:

$$\begin{aligned}\Delta_o^u &= \bar{X}_B(\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) + (\bar{X}_B - \bar{X}_A)\hat{\beta}_A = \\ &= \bar{X}_B\Delta\beta + \Delta\bar{X}\hat{\beta}_A.\end{aligned}\quad (5)$$

Что эквивалентно¹:

¹ Докажем данное равенство. В первом случае из уравнения $E[X|D_B=1]\beta_B - E[X|D_B=0]\beta_A$ мы вычитали и прибавляли к нему произведение $E[X|D_B=1]\beta_A$, получая

$$\hat{\Delta}_o^u = \bar{X}_A\Delta\beta + \Delta\bar{X}\hat{\beta}_B, \quad (6)$$

где контрафактой уже является член $\bar{X}_A\hat{\beta}_B$. Интерпретация его прямо противоположная, каким был средний доход у представителей группы А, если бы рыночная оценка их характеристик была позаимствована у группы В.

Проблема заключается в том, что уравнения (5) и (6) приводят к разным результатам декомпозиции [13]. Для преодоления разногласия результатов уравнение (4) модифицировали и привели к следующему виду:

$$\begin{aligned}\hat{\Delta}_o^u &= [(\bar{X}_B\hat{\beta}_B - \bar{X}_B\hat{\beta}^*) + (\bar{X}_A\hat{\beta}^* - \bar{X}_A\hat{\beta}_A)] + \\ &+ [\bar{X}_B\hat{\beta}^* - \bar{X}_A\hat{\beta}^*] = \hat{\Delta}_S^u + \hat{\Delta}_X^u.\end{aligned}$$

Интерпретация параметра $\hat{\beta}^*$ подразумевает такую оценку индивидуальных характеристик на рынке, которая имела бы место при отсутствии дискриминации и предпочтений [9]. Тогда слагаемое $(\bar{X}_B\hat{\beta}_B - \bar{X}_B\hat{\beta}^*)$ в данном случае олицетворяет собой преимущество представителей группы В, которое возникает в результате большей оценки их характеристик на рынке (больших коэффициентов регрессии). В то время как слагаемое $(\bar{X}_A\hat{\beta}^* - \bar{X}_A\hat{\beta}_A)$ — дискриминацию представителей группы А.

Сам параметр $\hat{\beta}^*$ согласно подходу К. Реймерс, Дж. Коттона [14, 15] находится из уравнения:

$$\hat{\beta}^* = \Omega\hat{\beta}_B + (1 - \Omega)\hat{\beta}_A.$$

Тогда если $\Omega = 1$, то $\hat{\beta}^* = \hat{\beta}_B$. Если $\Omega = 0$, то $\hat{\beta}^* = \hat{\beta}_A$. С точки зрения К. Реймерс [14], $\Omega = 1/2$, иными словами, придается одинаковый вес параметрам $\hat{\beta}_A$ и $\hat{\beta}_B$. Дж. Коттон [15] предложил взвешивать параметры, исходя из доли численности представителей группы N_B в общей

$$E[X|D_B=1](\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) + (E[X|D_B=1] - E[X|D_B=0])\hat{\beta}_A.$$

Однако теперь из аналогичного уравнения вычтем и прибавим к нему произведение. Соответственно, имеем

$$E[X|D_B=0](\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) + (E[X|D_B=1] - E[X|D_B=0])\hat{\beta}_B.$$

численности N_{A+B} . То есть $\Omega = N_B / N_{A+B}$. Д. Неймарк [16] под β^* понимал коэффициент, полученный из объединенной регрессии, $\hat{\beta}_{A+B}$:

$$\hat{\Delta}_o^u = [(\bar{X}_B \hat{\beta}_B - \bar{X}_B \hat{\beta}_{A+B}) + (\bar{X}_A \hat{\beta}_{A+B} - \bar{X}_A \hat{\beta}_A)] + [\bar{X}_B \hat{\beta}_{A+B} - \bar{X}_A \hat{\beta}_{A+B}] = \hat{\Delta}_S^u + \hat{\Delta}_X^u.$$

Позднее Н. Фортин [13] обратил внимание на тот факт, что при отсутствии в спецификации объединенной модели переменной, фиксирующей групповую принадлежность индивида, оценки $\hat{\beta}_{A+B}$ могут оказываться смещенными (преувеличивать предельные эффекты факторов на логарифм дохода). В результате им был предложен следующий подход к нахождению $\beta^* = \gamma$:

$$E[Y|X, D_B] = X\gamma + \delta D_B,$$

где D_B — дамми-переменная, принимающая значение равное 1, если индивид принадлежит к группе B , и 0 — в противном случае.

Тогда:

$$\begin{aligned} \hat{\Delta}_o^u &= E[Y_B|X, D_B=1] - E[Y_A|X, D_B=0] = \\ &= E[X|D_B=1]\gamma + \delta - E[X|D_B=0]\gamma = \\ &= (E[X|D_B=1] - E[X|D_B=0])\gamma + \delta = \hat{\Delta}_X^u + \delta = \\ &= \hat{\Delta}_X^u + \hat{\Delta}_S^u. \end{aligned}$$

В следующей части работы мы подробно покажем, как выбор различных β^* способен повлиять на результаты ОБ декомпозиции.

Чувствительность к выбору пропущенной категории

Как правило, при оценивании уравнения дохода в спецификацию модели входит значительный круг переменных сдвига — дамми-переменных. Это может быть попытка определить вклад уровня образования или отраслевой принадлежности в величину денежного дохода и его дифференциации.

Проблема кроется в том, что различные подходы к выбору пропущенной категории приведут к различной оценке вклада той или иной категории в эффект состава и эффект рыночной оценки, $\hat{\Delta}_X^u$ и $\hat{\Delta}_S^u$. Правда, их общие величины это не затронет.

Тогда у исследователя имеется несколько вариантов поведения.

Во-первых, можно ограничиться выбором лишь одной пропущенной категории, получить необходимые оценки в регрессии и провести декомпозицию ОБ. Но и интерпретация результатов должна быть более тонкая, с подробным описанием того, какая категория была взята в качестве нулевого ориентира. Во-вторых, исследователь может оценить множество уравнений дохода (согласно числу категорий) и затем для каждого из них проводить декомпозицию. Наконец, исследователь может попытаться каким-то образом снизить чувствительность разложения ОБ к выбору пропущенной категории.

Воспользуемся последним подходом. Так, вновь допустим, что имеется две группы индивидов, $g = A, B$. Каждый из них принадлежит к одной из четырех категорий дамми-переменной уровня образования (1 — если условие выполнено, 0 — в противном случае): незаконченное среднее образование ($k=1$), среднее образование ($k=2$), среднее специальное образование ($k=3$) и высшее образование ($k=4$).

Тогда уравнение дохода для индивидов группы B в случае, когда пропущена первая категория, запишем так:

$$\begin{aligned} E[Y_B|X, D_B=1] &= \alpha_B + \sum_{k=2}^4 \theta_{Bk} \beta_{Bk} = \alpha + \theta_{B2} \beta_{B2} + \\ &+ \theta_{B3} \beta_{B3} + \theta_{B4} \beta_{B4}, \end{aligned}$$

где β_{Bk} — соответствующие сдвиги или предельные эффекты каждой из категорий образования на доход.

При этом речь идет о сдвигах относительно $k=1$. Д. Сьютс [17] обратил внимание на тот факт, что уравнение выше можно представить в более удобной с точки зрения интерпретации форме, не пропуская ни одну из категорий. Для этого достаточно прибавить к β_{Bk} некоторую величину σ и вычесть ее из константы α . Сумма квадратов модельных ошибок при этом не изменится.

$$\sigma_B = -(\beta_{B1} + \beta_{B2} + \beta_{B3} + \beta_{B4})/4,$$

при условии, что $\beta_{B1} = 0$.

Тогда²:

$$E[Y_B|X, D_B=1] = \alpha_B - \sigma_B + \sum_{k=1}^4 \theta_{Bk}(\beta_{Bk} + \sigma_B) = \\ + (\alpha_B - \sigma_B) + \theta_{B1}(\beta_{B1} + \sigma_B) + \theta_{B2}(\beta_{B2} + \sigma_B) + \\ + \theta_{B3}(\beta_{B3} + \sigma_B) + \theta_{B4}(\beta_{B4} + \sigma_B),$$

где каждая величина $(\beta_{Bk} + \sigma_B)$ фактически представляет собой отклонение сдвига конкретной категории от усредненного сдвига. Интерпретация в нашем случае с образованием подразумевает, к примеру, отклонение (девиацию) премии за диплом о высшем/среднем специальном/среднем образовании от некоей усредненной премии.

Теперь предположим, мы имеем еще одну дамми-переменную с подмножеством категорий. Это может быть, например, отрасль занятости индивида группы B , в том числе добывающая промышленность ($h=1$), обрабатывающая промышленность ($h=2$) и сфера услуг населению ($h=3$).

Запишем его уравнение дохода при условии, что пропущены категории $k=1$ и $h=1$:

$$E[Y_B|X, D_B=1] = \alpha_B + \sum_{k=2}^4 \theta_{Bk} \beta_{Bk} + \sum_{h=2}^3 \eta_{Bh} \varphi_{Bh}.$$

Тогда, если к каждой величине β_{Bk} прибавить σ и к каждой величине φ_{Bh} прибавить Ω , вычитать из константы $(\sigma + \Omega)$, то сумма квадратов остатков не изменится.

$$\Omega_B = -(\varphi_{B1} + \varphi_{B2} + \varphi_{B3})/3,$$

² Поясним сказанное на примере. Допустим, индивид принадлежит к категории высшего образования, то есть $k=4$, и группе B . Тогда уравнение дохода для данного индивида в случае, если пропущена первая категория, запишем так:

$E[Y_B|X, D_B=1] = \alpha_B + \theta_{B4} \beta_{B4}$. Интерпретация предполагает, как диплом о высшей степени образования увеличивает индивидуальный доход относительно диплома о среднем образовании. Теперь вычтем из константы α_B величину σ_B и прибавим ее к β_{B4} . Перепишем уравнение дохода:

$E[Y_B|X, D_B=1] = (\alpha_B - \sigma_B) + \theta_{B4}(\beta_{B4} + \sigma_B)$. Интерпретация подразумевает, как диплом о высшем образовании увеличивает доход относительно среднего уровня, причем

$$E[Y_B|X, D_B=1] = (\alpha_B - \sigma_B) + \theta_{B4}(\beta_{B4} + \sigma_B) = \alpha_B + \theta_{B4} \beta_{B4}.$$

при условии, что $\varphi_{B1} = 0$.

И уравнение дохода без пропущенных категорий:

$$E[Y_B|X, D_B=1] = (\alpha_B - \sigma_B - \Omega_B) + \\ + \sum_{k=1}^4 \theta_{Bk}(\beta_{Bk} + \sigma_B) + \sum_{h=1}^3 \eta_{Bh}(\varphi_{Bh} + \Omega_B).$$

Интерпретация в данном случае подразумевает, как премия за дипломы различного образовательного уровня (усредненная для всех отраслей занятости) и премия за принадлежность к конкретной отрасли занятости (усредненная для всех категорий образования) отклоняется от среднестранового показателя.

Ученый М.-С. Юн [18] позднее предложил для такой регрессии название нормализованной или ограниченной, продемонстрировав, как она может быть использована для ОБ декомпозиции. Правда, он слегка видоизменил общую запись модели:

$$\sigma_B = (\beta_{B1} + \beta_{B2} + \beta_{B3} + \beta_{B4})/4,$$

при условии, что $\beta_{B1} = 0$.

$$E[Y_B|X, D_B=1] = \alpha_B + \sigma_B + \sum_{k=1}^4 \theta_{Bk}(\beta_{Bk} - \sigma_B).$$

Если мы имеем только одну дамми-переменную, эффекты состава и рыночной оценки ОБ декомпозиции находятся следующим образом:

$$\Delta_X^u = \sum_{k=1}^4 (\bar{X}_{Bk} - \bar{X}_{Ak})(\beta_{Bk} - \sigma_B).$$

$$\Delta_S^u = (\alpha_B - \alpha_A) + (\sigma_B - \sigma_A) \\ + \sum_{k=1}^4 \bar{X}_{Ak}[(\beta_{Bk} - \sigma_B) - (\beta_{Ak} - \sigma_A)].$$

В следующей главе мы подробно проанализируем расхождение результатов декомпозиции при различных подходах к выбору пропущенной категории.

Результаты

Анализ начнем с описательной статистики выборочных данных.

Настоящая работа была построена на выборочных данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ) НИУ ВШЭ за период с 2004 по 2017 г. РМЭЗ НИУ ВШЭ представляет собой уникальное хранилище выборочных данных по домашним хозяйствам и индивидам. Правда, сам массив обладает и некоторыми ограничениями. Прежде всего это касается несбалансированности выборки во времени. К примеру, в 2004 г. объектная представительность данных насчитывала чуть более 3 тыс. индивидов, а в 2017 г. — около 5 тыс. (с учетом исключения пропусков). Еще одним ограничением статистики РМЭЗ следует считать наличие широкого круга пропущенных значений, элиминация которых накладывает известный отпечаток как на репрезентативность самих данных, так и на оценки модельных параметров. В то же время сам процесс заполнения пропусков с помощью тех или иных методологических приемов как своего рода альтернатива все-таки довольно субъективен и плохо воспроизводим.

Выбор крайних временных точек в настоящем исследовании был продиктован тем, что, с одной стороны, мы постарались относительно исчерпывающе взглянуть на эволюцию вклада различных факторов в дифференциацию оплаты труда. С другой стороны, мы постарались обеспечить определенную временную сопоставимость вопросников РМЭЗ.

Что касается зависимой переменной, то ею стала переменная $j10$ (Сколько денег в течение последних 30 дней Вы получили по основному месту работы после вычета налогов и отчислений?). Факторами являлись переменные пола, возраста, уровня образования и отрасли занятости.

Так как декомпозиция ОБ построена в том числе на выборочных средних, на *рис. 1* приведена соответствующая информация в разрезе ключевых задействованных в исследовании факторов (визуализация переменной отрасли занятости была проигнорирована по причине экономии пространства). В большинстве своем переменные брались в бинарном

представлении за исключением, разумеется, самой зависимой переменной (*рис. 1*).

Остановимся на некоторых деталях. Во-первых, вычитая из среднего значения реальной заработной платы за 2017 г. соответствующий показатель за 2004 г., можно с легкостью определить разрыв в оплате труда, который впоследствии и будет подвергнут декомпозиции. В нашем случае он составил 0,58 лог-пункта. Во-вторых, несколько скорректировались частоты встречаемости лиц с различным образовательным уровнем — граждан страны с высшим уровнем образования определенно стало больше.

В *табл. 1* представлены результаты оценивания уравнений оплаты труда в трех различных спецификациях. Первые две спецификации подразумевали получение оценок коэффициентов в отдельности для каждого года. В случае объединенной регрессии в спецификацию модели вводилась дамми-переменная времени, принимающая значение, равное единице для 2017 г. и ноль — для 2004 г. Фиксация времени в виде дамми необходима для последующей декомпозиции ОБ.

В первую очередь легко пронаблюдать снижение коэффициентов с течением времени. Это касается всех объясняющих переменных. Например, все меньшую прибавку к оплате труда дают факторы типа поселения и половой принадлежности индивидов. Иными словами, на отечественном рынке труда теперь уже в меньшей степени дискриминируют по поселенческому и гендерному признакам. В то же время произошло сильное сокращение премии за дипломы любого образовательного уровня. Что касается отраслевого признака занятости, то здесь отметим отчасти позитивные перемены. Снизилась отрицательная премия за принадлежность к наиболее уязвимым отраслям экономики (сельскому хозяйству и бюджетному сектору). Снижение коснулось и машиностроения с ВПК.

Хотелось бы также обратить внимание на последнюю спецификацию регрессии. Хорошо заметно, как значительно отличаются оценки при включении в модель дамми-

переменной времени и улучшаются прогностические свойства модели.

Прежде чем перейти к анализу различных форм чувствительности декомпозиции ОБ, выполним ее для простейшего случая, когда $\beta^* = \beta_B$ и пропущена категория неполного среднего образования (рис. 2). Это позволит определить сам вектор толкования результатов.

Как видно из рис. 2, если эффект состава свидетельствует в пользу доходной дифференциации с течением времени (положительное значение), то эффект рыночной оценки, напротив, ее снижает.

Возьмем, к примеру, одну из категорий переменной «уровень образования». Численность индивидов с дипломом о высшем образовании увеличилась, в свою очередь с течением времени положительная прибавка к заработку за наличие такого диплома значительно сократилась. В итоге наблюдается положительный эффект состава и отрицательный эффект рыночной оценки. Мы уже отмечали в табл. 2, что снижение премии затронуло и переменную типа поселения, в то время как количество сельских жителейросло. Поэтому и вклад в неравенство оплаты труда отрицательный с обеих сторон.

Таким образом, с течением времени индивиды все больше инвестировали в свой человеческий капитал, но рынок оценивал последний все меньшей величиной премии.

Теперь продемонстрируем различия результатов декомпозиции ОБ для некоторых случаев выбора контрафакты (табл. 2).

Как видно из табл. 3, вариация контрафакты накладывает довольно серьезный отпечаток на значения эффектов состава и рыночной оценки, не нарушая итоговой величины доходной дифференциации. Кстати говоря, результаты декомпозиции в последнем случае ($\beta^* = \gamma$), были близки к оценкам, полученным на основе применения подхода Дж. Коттона [15]. Об этом зачастую упоминается и в западных исследованиях [13]. Включение в спецификацию временной дамми позволило убрать смещенность коэффициентов

МНК-регрессии, что в итоге обеспечило получение поправленных оценок эффектов по сравнению с подходом Д. Неймарка [16].

Далее коснемся расхождения результатов декомпозиции ОБ для различных случаев выбора пропущенной категории дамми-переменной. Так как в правой части наших моделей регрессии имелись в основном лишь категориальные переменные, причем многие из них принимали два и более значений, пренебрегать чувствительностью ОБ разложения к выбору пропущенной категории явно не стоит.

Сначала хотелось бы доказать тот факт, что результаты ОБ декомпозиции действительно чувствительны к такому выбору. Для этого в первом случае в качестве пропущенной примем категорию неполного среднего образования, во втором — среднего образования, в третьем — среднего специального образования, наконец, в четвертом — высшего образования. Безусловно, в таком случае необходимо заново оценить предельные эффекты (сдвиги) для тех категорий образования, которые остались отражены в спецификации (табл. 3).

Отсюда изменятся и вклады различных категорий образования в эффекты состава и рыночной оценки. Об этом свидетельствуют рис. 3 и 4.

Сконцентрируем, к примеру, свое внимание на категории среднего образования. Из рис. 1 мы знаем, что доля индивидов со средним образованием в последние годы значительно уменьшилась. Кто-то из них мог получить высшее образование и принадлежать уже к другой категории. Так же мы знаем, что предельный эффект данной категории в МНК-регрессии был положительным (см. первый столбец табл. 3). Тогда сокращение численности тех, кто обеспечивал положительную прибавку к оплате труда, разумеется, снижало эффект состава дифференциации оплаты труда (1). Однако уже в эффектах состава (2) и (3) ситуация принципиально меняется. Это связано с тем, что в качестве пропущенных категорий при МНК-оценивании брались категории среднего специального и высшего образования,

относительно которых премия за среднее образование становилась отрицательной. Иными словами, сокращение численности низкооплачиваемых групп приводило к увеличению расслоения.

Влияние высшего образования на эффекты состава оказывалось наиболее ощутимым. Это связано с тем, что, с одной стороны, за последние 13 лет доля индивидов с высшим образованием значительно приросла. С другой стороны, все-таки именно диплом о высшем образовании представляет собой одну из ключевых детерминант финансового благополучия граждан.

Аналогичные искажения отмечаются и для эффекта рыночной оценки. Так как премии на все категории образования с 2004 г. упали, это определило отрицательный вклад переменной «образование» в эффект рыночной оценки (1). В эффектах рыночной оценки (2) и (3) категория среднего образования вновь имела уже положительный вклад. Причиной тому — выбор среднего специального и высшего образования в качестве пропущенных категорий в МНК-регрессиях. Тогда снижение со временем отрицательной премии только усилит неравенство в оплате труда.

Наконец, сместиться эффекту рыночной оценки не позволяет константа, которая меняется вслед за категориями образования. Ее визуализация была проигнорирована по причине более ясного отображения на *рис. 4* влияния фактора «образование».

Таким образом, этот незамысловатый пример хорошо показывает, как чувствительна декомпозиция ОБ к выбору пропущенной категории. В нашем случае мы оценили восемь регрессий, что позволяет в итоге усреднить предельные эффекты всех образовательных категорий без пропуска хоть одной из них. Однако что, если речь идет о влиянии более насыщенного категориями фактора, когда необходимо прежде оценить десятки регрессий? Решением становится спецификация и оценивание лишь одной нормализованной регрессии и последующий переход к декомпозиции.

На *рис. 5* представлены вклады всех категорий образования в эффект состава и рыночной оценки. Диплом о высшем образовании по-прежнему является ключевым фактором заработной платы и дифференциации. Важной характеристикой неравенства стала и категория среднего образования. В меньшей степени это относится к двум другим категориям.

Следует сказать, что провести декомпозицию ОБ на базе нормализованной регрессии для отраслевого фактора сложно по причине разной представительности отраслей в волнах 2004 и 2017 гг. Если в случае 2004 г. количество секторов занятости равнялось 15, то в 2017 г. — более 30.

Не представляет труда объединить два подхода [13, 18], чтобы в итоге сделать декомпозицию, которая, с одной стороны, позволит учесть выбор подходящей контрафакты, а, с другой стороны, отобразит все категории образования в эффекте состава и рыночной оценки, не пропуская ни одну из них.

Закключение

В настоящей работе были проанализированы чувствительные стороны декомпозиции ОБ на российских данных.

В первую очередь мы продемонстрировали чувствительность декомпозиции к выбору подходящей контрафакты. Ее вариация меняет величины эффектов состава и рыночной оценки. Наиболее перспективным вариантом является использование подхода Н. Фортина, поскольку он позволяет убрать смещенность коэффициентов регрессии включением в спецификацию модели групповой дамми-переменной.

В то же время могут возникнуть разночтения результатов декомпозиции при различных подходах к выбору пропущенной категории дамми-переменной. Метод нормализованной регрессии позволяет отразить в декомпозиции все категории дамми-переменной, формируя унификацию исследовательских результатов.

Таблица 1
Результаты оценивания регрессий на логарифм оплаты труда

Table 1
The results of estimating regressions on the logarithm of wage

Переменная	Коэффициент (стандартная ошибка)		
	Спецификация 1	Спецификация 2	Спецификация 3
2017 год	—	—	0,553*** (0,016)
Пол	0,42*** (0,029)	0,359*** (0,021)	0,387*** (0,017)
Возраст	–0,002* (0,001)	–0,004*** (0,0008)	–0,003*** (0,0006)
Уровень образования:			
– высшее образование	0,665*** (0,056)	0,454*** (0,036)	0,529*** (0,031)
– среднее специальное образование	0,314*** (0,054)	0,186*** (0,037)	0,241*** (0,031)
– среднее образование	0,15*** (0,052)	0,088*** (0,036)	0,109*** (0,03)
Тип населенного пункта	0,382*** (0,033)	0,19*** (0,022)	0,264*** (0,019)
R^2	0,241	0,182	0,295
N	3 263	4 872	8 135

* Коэффициент значим на уровне 10%.

** Коэффициент значим на уровне 5%.

*** Коэффициент значим на уровне 1%.

Источник: составлено автором по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

Таблица 2

Результаты декомпозиции ОБ для различных случаев выбора контрафакты

Table 2

The results of Oaxaca-Blinder decomposition for various counterfactuals

Показатель	Эффект состава Δ_x^μ	Эффект рыночной оценки Δ_s^μ		Сумма Δ_o^μ
		$\bar{X}_B(\beta_B - \beta^*)$	$\bar{X}_A(\beta^* - \beta_A)$	
1. $\beta^* = \beta_B$	0,023	—	-0,309+const (0,86)	0,574
2. $\beta^* = \beta_A$	0,041	-0,328+const (0,86)	—	0,573
3. $\beta^* = \Omega\beta_B + (1-\Omega)\beta_A, \Omega = N_B / N_{A+B}$	0,03	-0,131+const (0,34)	-0,185+const (0,52)	0,574
4. $\beta^* = \beta_{A+B}$	0,047	-0,203+const (0,41)	-0,131+const (0,45)	0,573
5. $\beta^* = \gamma$	0,03	-0,138+const (0,68)	-0,178+const (0,18)	0,574

Источник: составлено автором по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

Таблица 3

Результаты оценивания регрессий на логарифм оплаты труда

Table 3

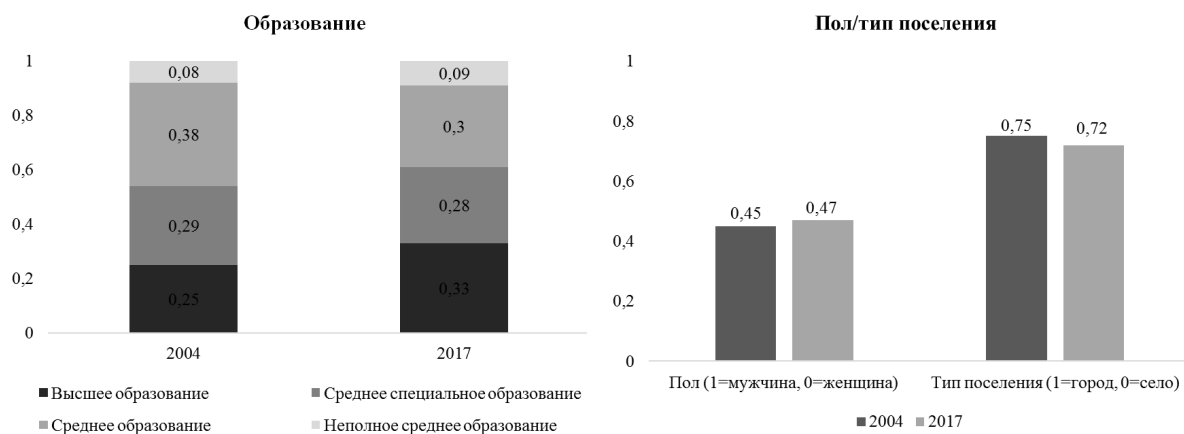
The results of estimating regressions on the logarithm of wage

Уровень образования	Коэффициент (стандартная ошибка)							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	2004	2017	2004	2017	2004	2017	2004	2017
Высшее образование	0,665* (0,056)	0,454* (0,036)	0,516* (0,036)	0,366* (0,024)	0,351* (0,037)	0,268* (0,024)	—	—
Среднее специальное образование	0,314* (0,054)	0,186* (0,037)	0,165* (0,033)	0,097* (0,025)	—	—	-0,351* (0,037)	-0,268* (0,024)
Среднее образование	0,15* (0,052)	0,088* (0,036)	—	—	-0,165* (0,033)	-0,097* (0,025)	-0,517* (0,036)	-0,366* (0,024)
Неполное среднее образование	—	—	-0,15* (0,052)	-0,088* (0,036)	-0,314* (0,054)	-0,186* (0,037)	-0,665* (0,056)	-0,454* (0,036)

* Коэффициент значим на уровне 5%.

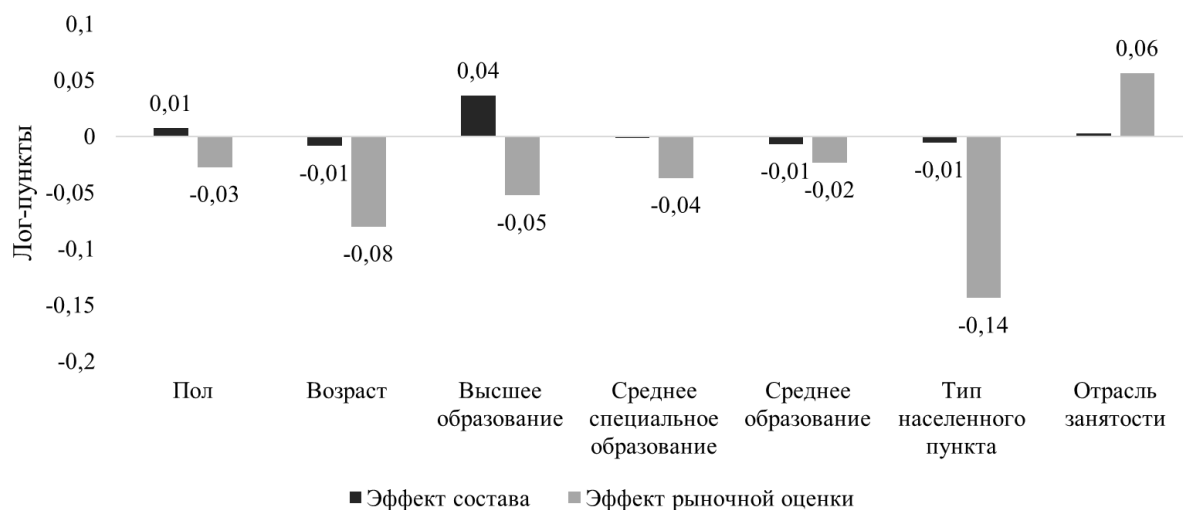
Источник: составлено авторами по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

Рисунок 1**Описательная статистика факторных переменных****Figure 1****Descriptive statistics of factor variables**

Источник: составлено авторами по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

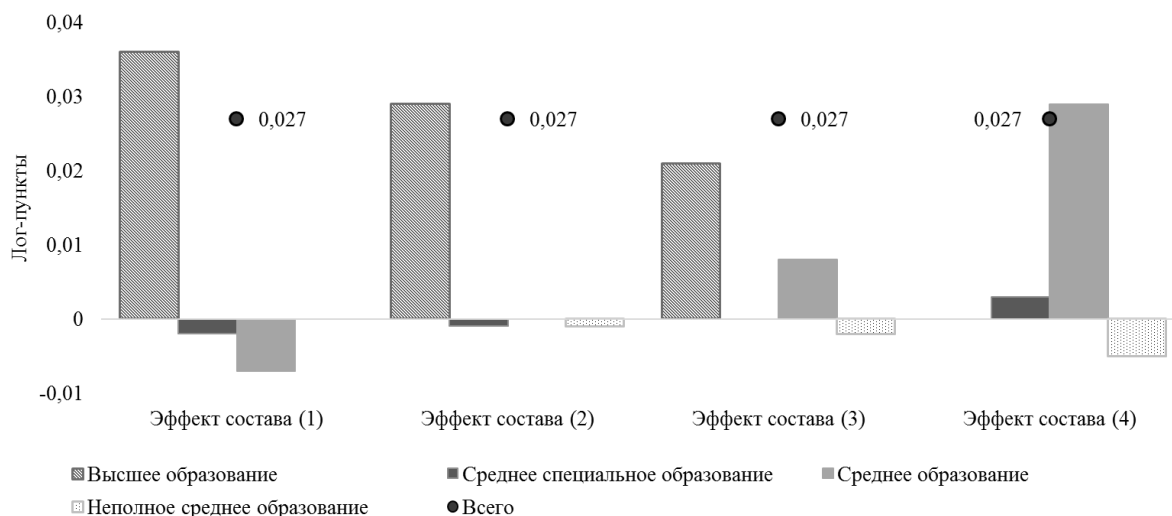
Рисунок 2**Результаты декомпозиции ОБ****Figure 2****Оахаса-Blinder decomposition results**

Источник: составлено авторами по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

Рисунок 3
Результаты оценивания эффекта состава

Figure 3
The results of estimating the effect of composition

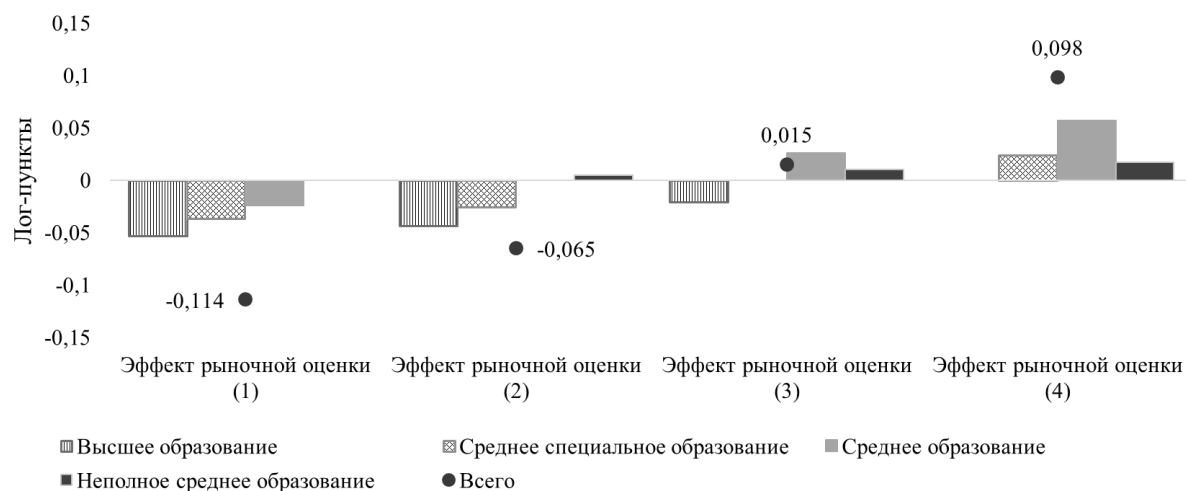


Источник: составлено авторами по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

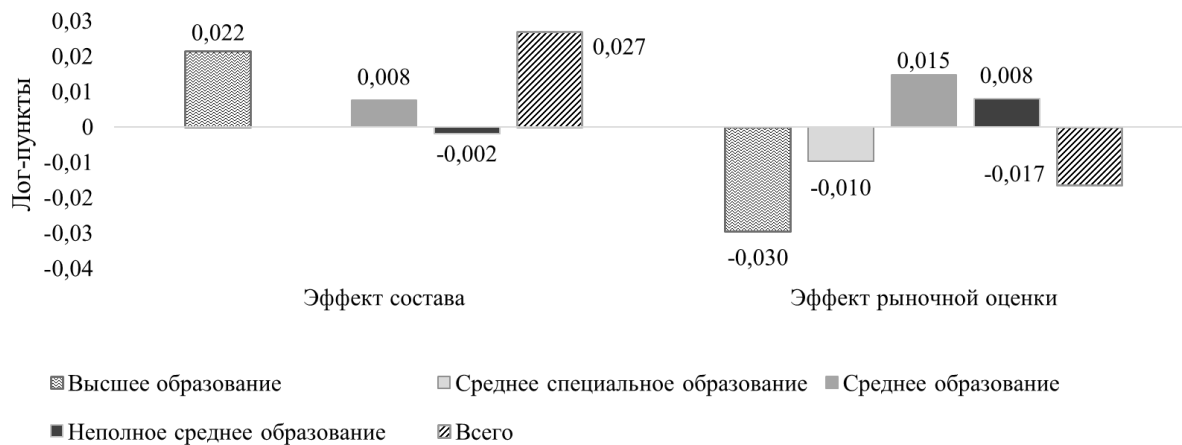
Рисунок 4
Результаты оценивания эффекта рыночной оценки

Figure 4
The results of estimating the effect of market valuation



Источник: составлено авторами по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

Рисунок 5**Скорректированные результаты декомпозиции ОБ****Figure 5****Corrected results of Oaxaca-Blinder decomposition**

Источник: составлено авторами по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

Список литературы

1. Капелюшников Р.И. Неравенство: как не примитивизировать проблему // Вопросы экономики. 2017. № 4. С. 117—139. URL: <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2017-4-117-139>
2. Лазарян С.С., Черноматова М.А. Глобальная угроза роста неравенства // Научно-исследовательский финансовый институт. Финансовый журнал. 2017. № 4. С. 34—46. URL: https://nifi.ru/images/FILES/Journal/Archive/2017/4/articles_2017_4/fm_2017_4_03.pdf
3. Горлин Ю.М., Ляшок В.Ю. Льготы по НДФЛ в России и за рубежом: критический анализ // Научно-исследовательский финансовый институт. Финансовый журнал. 2018. № 6. С. 34—46. URL: https://www.finjournal-nifi.ru/images/FILES/Journal/Archive/2018/6/statii/fm_2018_6_03.pdf
4. Гимпельсон В.Е., Капелюшников Р.И. Нормально ли быть неформальным? // Экономический журнал ВШЭ. 2013. Т. 17. № 1. С. 3—40. URL: <https://ej.hse.ru/en/2013-17-1/84540458.html>
5. Лукьянова А.Л. Использование безусловных квантильных регрессий при оценке влияния неформальности на неравенство // Прикладная эконометрика. 2013. № 4. С. 3—28. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/ispolzovanie-bezuslovnyh-kvantilnyh-regressiy-pri-otsenke-vliyaniya-neformalnosti-na-neravenstvo-1>
6. Вакуленко Е., Леухин Р. Дискриминируются ли иностранные работники на российском рынке труда // Экономическая политика. 2016. Т. 11. № 1. С. 121—143. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/diskriminiruyutsya-li-inostrannye-rabotniki-na-rossiyskom-rynke-truda>
7. Клепикова Е.А., Колосницына М.Г. Эйджизм на российском рынке труда: дискриминация в заработной плате // Российский журнал менеджмента. 2017. Т. 15. № 1. С. 69—88. URL: <https://publications.hse.ru/mirror/pubs/share/direct/211147500>

8. Firpo S., Fortin N., Lemieux T. Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions. *Econometrics*, 2018, vol. 6, iss. 2, pp. 1–40.
URL: <https://doi.org/10.3390/econometrics6020028>
9. Śloczyński T. The Oaxaca–Blinder Unexplained Component as a Treatment Effects Estimator. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2015, vol. 77, iss. 4, pp. 588–604.
URL: <https://doi.org/10.1111/obes.12075>
10. Blinder A.S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 1973, vol. 8, no. 4, pp. 436–455.
URL: <https://pdfs.semanticscholar.org/afea/90b12e6ce5f413f9211c6554fb39ffa19f3f.pdf>
11. Oaxaca R. Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets. *International Economic Review*, 1973, vol. 14, no. 3, pp. 693–709. URL: <https://doi.org/10.2307/2525981>
12. Fortin N., Lemieux T., Firpo S. Decomposition Methods in Economics. *Handbook of Labor Economics*, 2011, vol. 4, part A, pp. 1–102. URL: [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)00407-2](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)00407-2)
13. Fortin N. The Gender Wage Gap among Young Adults in the United States: The Importance of Money vs. People. *Journal of Human Resources*, 2008, vol. 43, no. 4, pp. 884–918.
URL: <https://doi.org/10.3368/jhr.43.4.884>
14. Reimers C.W. Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men. *Review of Economics and Statistics*, 1983, vol. 65, no. 4, pp. 570–579.
15. Cotton J. On the Decomposition of Wage Differentials. *Review of Economics and Statistics*, 1988, vol. 70, no. 2, pp. 236–243. URL: <https://doi.org/10.2307/1928307>
16. Neumark D. Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *Journal of Human Resources*, 1988, vol. 23, no. 3, pp. 279–295.
17. Suits D.B. Dummy Variables: Mechanism v. Interpretation. *The Review of Economics and Statistics*, 1984, vol. 66, no. 1, pp. 177–180.
18. Yun M.-S. Normalized Equation and Decomposition Analysis: Computation and Inference. *IZA Discussion Papers*, 2005, no. 1822, pp. 1–22. URL: <http://ftp.iza.org/dp1822.pdf>

Информация о конфликте интересов

Я, автор данной статьи, со всей ответственностью заявляю о частичном и полном отсутствии фактического или потенциального конфликта интересов с какой бы то ни было третьей стороной, который может возникнуть вследствие публикации данной статьи. Настоящее заявление относится к проведению научной работы, сбору и обработке данных, написанию и подготовке статьи, принятию решения о публикации рукописи.

**OAXACA–BLINDER DECOMPOSITION OF WAGE INEQUALITY:
SENSITIVITY ANALYSIS ON RUSSIAN DATA****Vyacheslav N. OVCHINNIKOV**Financial Research Institute of Ministry of Finance of Russian Federation, Moscow, Russian Federation
vyacheslav_ovchinnikov_1993@mail.ru
<https://orcid.org/0000-0001-9786-3299>**Article history:**

Article No. 672/2019

Received 21 October 2019

Received in revised form

5 November 2019

Accepted 19 November 2019

Available online

29 November 2019

Abstract**Subject** The article addresses differences in payment for labor, using the Russian data.**Objectives** It analyzes the most sensitive aspects of Oaxaca–Blinder decomposition.**Methods** The study employs linear regression and Oaxaca–Blinder decomposition.**Results** The paper demonstrates the sensitivity of decomposition to the choice of suitable average counterfactuals, which variation may change the total effects of Oaxaca–Blinder decomposition. The most effective option is to include a subgroup dummy variable in the model specification. There may be discrepancies in the decomposition results for different approaches to the choice of the omitted dummy category.**Conclusions** The method of normalized regression enabled to reflect all categories of dummy variables in the decomposition, and unify the results.**Keywords:** differentiation,
income, regression,
decomposition

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2019

Please cite this article as: Ovchinnikov V.N. Oaxaca–Blinder Decomposition of Wage Inequality: Sensitivity Analysis on Russian Data. *Finance and Credit*, 2019, vol. 25, iss. 11, pp. 2468–2484.
<https://doi.org/10.24891/fc.25.11.2468>**References**

1. Kapelyushnikov R.I. [Inequality: How not to primitivize the problem]. *Voprosy Ekonomiki*, 2017, no. 4, pp. 117–139. (In Russ.) URL: <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2017-4-117-139>
2. Lazaryan S.S., Chernotalova M.A. [Global risk of rising inequality]. *Nauchno-issledovatel'skii finansovyi institut. Finansovyi zhurnal = Financial Research Institute. Financial Journal*, 2017, no. 4, pp. 34–46. (In Russ.)
URL: https://nifi.ru/images/FILES/Journal/Archive/2017/4/articles_2017_4/fm_2017_4_03.pdf
3. Gorlin Yu.M., Lyashok V.Yu. [Tax Incentives in Russia and Other Countries: Critical Analysis]. *Nauchno-issledovatel'skii finansovyi institut. Finansovyi zhurnal = Financial Research Institute. Financial Journal*, 2018, no. 6, pp. 34–46. URL: https://www.finjournal-nifi.ru/images/FILES/Journal/Archive/2018/6/statii/fm_2018_6_03.pdf (In Russ.)
4. Gimpel'son V.E., Kapelyushnikov R.I. [Is it normal to be informal?]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE = HSE Economic Journal*, 2013, vol. 17, no. 1, pp. 3–40.
URL: <https://ej.hse.ru/en/2013-17-1/84540458.html> (In Russ.)
5. Luk'yanova A.L. [The impact of informality on earnings inequality: unconditional quantile regressions]. *Prikladnaya ekonometrika = Applied Econometrics*, 2013, no. 4, pp. 3–28.
URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/ispolzovanie-bezuslovnyh-kvantilnyh-regressiy-pri-otsenke-vliyaniya-neformalnosti-na-neravenstvo-1> (In Russ.)

6. Vakulenko E., Leukhin R. [Wage Discrimination Against Foreign Workers in Russia]. *Ekonomicheskaya politika = Economic Policy*, 2016, vol. 11, no. 1, pp. 121–143.
URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/diskriminiruyutsya-li-inostrannye-rabotniki-na-rossiyskom-rynke-truda> (In Russ.)
7. Klepikova E.A., Kolosnitsyna M.G. [Ageism in the Russian labor market: Wage discrimination]. *Rossiiskii zhurnal menedzhmenta = Russian Management Journal*, 2017, vol. 15, no. 1, pp. 69–88.
URL: <https://publications.hse.ru/mirror/pubs/share/direct/211147500> (In Russ.)
8. Firpo S., Fortin N., Lemieux T. Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions. *Econometrics*, 2018, vol. 6, iss. 2, pp. 1–40.
URL: <https://doi.org/10.3390/econometrics6020028>
9. Słoczyński T. The Oaxaca–Blinder Unexplained Component as a Treatment Effects Estimator. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2015, vol. 77, iss. 4, pp. 588–604.
URL: <https://doi.org/10.1111/obes.12075>
10. Blinder A.S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 1973, vol. 8, no. 4, pp. 436–455.
URL: <https://pdfs.semanticscholar.org/afea/90b12e6ce5f413f9211c6554fb39ffa19f3f.pdf>
11. Oaxaca R. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 1973, vol. 14, no. 3, pp. 693–709. URL: <https://doi.org/10.2307/2525981>
12. Fortin N., Lemieux T., Firpo S. Decomposition Methods in Economics. *Handbook of Labor Economics*, 2011, vol. 4, part A, pp. 1–102. URL: [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)00407-2](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)00407-2)
13. Fortin N. The Gender Wage Gap among Young Adults in the United States: The Importance of Money versus People. *Journal of Human Resources*, 2008, vol. 43, no. 4, pp. 884–918.
URL: <https://doi.org/10.3368/jhr.43.4.884>
14. Reimers C.W. Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men. *The Review of Economics and Statistics*, 1983, vol. 65, no. 4, pp. 570–579.
15. Cotton J. On the Decomposition of Wage Differentials. *The Review of Economics and Statistics*, 1988, vol. 70, no. 2, pp. 236–243. URL: <https://doi.org/10.2307/1928307>
16. Neumark D. Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *Journal of Human Resources*, 1988, vol. 23, no. 3, pp. 279–295.
17. Suits D.B. Dummy Variables: Mechanics v. Interpretation. *The Review of Economics and Statistics*, 1984, vol. 66, no. 1, pp. 177–180.
18. Yun M.-S. Normalized Equation and Decomposition Analysis: Computation and Inference. *IZA Discussion Papers*, 2005, no. 1822, pp. 1–22. URL: <http://ftp.iza.org/dp1822.pdf>

Conflict-of-interest notification

I, the author of this article, bindingly and explicitly declare of the partial and total lack of actual or potential conflict of interest with any other third party whatsoever, which may arise as a result of the publication of this article. This statement relates to the study, data collection and interpretation, writing and preparation of the article, and the decision to submit the manuscript for publication.