

Прикладная эконометрика, 2021, т. 62, с. 5–31.

Applied Econometrics, 2021, v. 62, pp. 5–31.

DOI: 10.22394/1993-7601-2021-62-5-31

С. Ю. Роцин, Н. К. Емелина<sup>1</sup>

## Методы декомпозиции гендерного разрыва в заработной плате: сравнительный анализ

*В работе проводится сравнительный анализ методов декомпозиции гендерного разрыва в оплате труда на данных РМЭЗ за 2018 г. Для разложения различий в средних заработных платах используются подходы, в основе которых лежит метод декомпозиции Оахаса–Blinder. Помимо средних заработных плат, особое внимание в исследовании уделяется другим статистикам распределения. С помощью квантильных регрессий проводится разложение разрыва в оплате труда между мужчинами и женщинами относительно таких параметров распределения, как медиана, нижний и верхний децили. Сравняются оценки декомпозиции условных и безусловных (основанных на реценрированных функциях влияния) квантильных регрессиях.*

**Ключевые слова:** рынок труда; оплата труда; гендерный разрыв; декомпозиция; квантильная регрессия; RIF-регрессия; коррекция на самоотбор.

**JEL classification:** J31; J71.

### 1. Введение

**П**роблема гендерного разрыва в оплате труда активно изучается исследователями всего мира с целью выявления причин, объясняющих разницу в заработной плате между мужчинами и женщинами. Решение этой задачи невозможно без применения методов декомпозиции, которые для области экономики труда впервые были предложены Оахаса (1973) и Blinder (1973). В настоящее время метод декомпозиции Оахаса–Blinder является стандартным инструментом, направленным на определение основных причин гендерной дифференциации в оплате труда. Однако существующие недостатки метода привели к появлению различных его модификаций, корректирующих декомпозиционное уравнение. Кроме того, изначально методы декомпозиции применялись только для средних значений заработных плат мужчин и женщин и не подходили для декомпозиции гендерного разрыва на других участках шкалы распределения. За последние годы был разработан ряд методов декомпозиции для квантильных регрессий, позволяющих оценить вклад каждого фактора в гендерный разрыв в заработной плате на различных параметрах распределения (медиане, любых квантилях, дисперсии). Поэтому возникает необходимость всестороннего обзора методов

<sup>1</sup> **Роцин Сергей Юрьевич** — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва; sroshchin@hse.ru.

**Емелина Наталья Константиновна** — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва; nyemelina@hse.ru.

декомпозиции, которые были разработаны после работ Оахаса (1973) и Blinder (1973), и их сравнительного анализа на данных российского рынка труда.

Анализ гендерного разрыва в заработных платах на российских данных с применением метода декомпозиции Оахаса–Blinder проводился многими зарубежными и отечественными исследователями (Reilly, 1999; Arabsheibani, Lau, 1999; Glinskaya, Mroz, 2000; Brainerd, 1998; Hansberry, 2004 и др.). Отдельные авторы для объяснения различий в оплате труда между мужчинами и женщинами использовали модификацию метода Оахаса–Blinder — декомпозиционное уравнение Cotton–Neumark (Рошин, Горелкина, 2004; Johnes, Tanaka, 2005; Semykina, Linz, 2007; Ощепков, 2007 и др.). Оценкой гендерной дифференциации в заработных платах на различных участках распределения на основе построения квантильных регрессий занимались зарубежные исследователи Reilly (1999), Gardeazabal, Ugidos (2005), Antonczyk et al. (2010), Kassenboehmer, Sinning (2014), Atencio, Posadas (2015). Однако применение методов декомпозиции для квантильных регрессий освещено недостаточно, особенно в отношении гендерного разрыва в заработках. Большинство работ на российских данных было посвящено изучению влияния реформ переходного периода начала 90-х годов или финансового кризиса конца 90-х на различные аспекты рынка труда. Мало внимания уделялось современной ситуации, сложившейся в экономике труда, и положению мужчин и женщин с точки зрения дифференциации в оплате труда.

Цель данной работы — сравнительный анализ методов декомпозиции гендерного разрыва в оплате труда на данных обследований российских домохозяйств. Результаты исследования позволят определить причины существенной разницы в оплате труда мужчин и женщин, не связанные с производительностью, что может быть использовано для улучшения мер, предпринимаемых органами власти в отношении сокращения гендерного неравенства в стране.

## 2. Причины формирования гендерных различий в заработной плате на российском рынке труда

Изучению гендерных различий в оплате труда на российском рынке труда было посвящено множество эмпирических работ. Результаты исследований гендерного неравенства в начале 90-х годов свидетельствуют о негативном влиянии реформ переходного периода, в частности, на относительную заработную плату женщин, занятых в экономике. Общий разрыв в оплате труда гендерных групп вырос практически вдвое: с 28.1% в 1991 г. до 56.2% в 1994 г. (Brainerd, 1998). Большая часть различий в заработках мужчин и женщин в этот период была обусловлена отраслевой и профессиональной гендерной сегрегацией (Newell, Reilly, 1996; Ogloblin, 1999). Снижение государственной поддержки бюджетных секторов экономики, таких как образование и здравоохранение, в которых подавляющее большинство занятых составляют женщины, а также низкий уровень заработных плат в этих секторах способствовали увеличению разрыва в оплате труда между мужчинами и женщинами. Такой же вывод делают Desai и Idson (2000), подчеркивая важность асимметричного распределения мужчин и женщин по профессиям при объяснении роста величины гендерного разрыва. Они выяснили, что российские женщины в основном заняты в низкооплачиваемых профессиях в качестве техников, специалистов или служащих. Однако, по мнению Glinskaya и Mroz (2000), занятость женщин в отраслях и профессиях, в которых платят

значительно меньше, может объясняться предпочтениями работников. Высокая оплата труда существенно важнее для мужчин, чем для женщин. Женщины демонстрируют относительно более высокие предпочтения в отношении лучших условий труда, гибких или сокращенных часов работы, а также рабочих мест, которые находятся рядом с домом.

В то же время, как показывают исследования (Ogloblin, 1999; Glinskaya, Mroz, 2000), характерные для переходного периода невыплаты заработной платы имели значимые последствия для гендерного неравенства. Задолженность по зарплате и оплата труда в натуральной форме способствовали сокращению величины гендерного разрыва, особенно среди низкооплачиваемых работников (Gerry et al., 2004). Lehmann и Wadsworth (2001) показали, что отсутствие задержек по выплатам увеличило бы разрыв в средней заработной плате с 19 до 30%. Авторы объясняют это доминированием женщин в низкооплачиваемых профессиях, где задолженности по зарплате более серьезные, чем в других.

Часть работ (Arabsheibani, Lau, 1999; Ogloblin, 1999; Deloach, Hoffman, 2002) оценивает гендерный разрыв в оплате труда в России с поправкой на смещение выборки вследствие самоотбора. Это особенно актуально для женской подвыборки, поскольку в силу социальных норм женщины чаще, чем мужчины, сталкиваются с альтернативными издержками работы на рынке труда (в форме домашнего производства). Следовательно, оценки уравнения заработной платы для женщин могут давать искаженные результаты. Arabsheibani и Lau (1999) установили, что полученные ими значительные различия в уровнях зарплат мужчин и женщин все же ниже, чем в исследованиях, не корректирующих смещение отбора.

В работах (Konstantinova Vernon, 2002; Рошин, Горелкина, 2004; Ogloblin, 2005), посвященных проблемам неравенства в оплате труда мужчин и женщин в период финансово-экономического кризиса конца 90-х, отмечается, что значительная часть гендерного разрыва в заработной плате объясняется, скорее, разницей в вознаграждениях, чем различиями в наблюдаемых характеристиках человеческого капитала у мужчин и у женщин. Профессиональная сегрегация продолжает оставаться характерной особенностью российского рынка труда (Hansberry, 2004). Тем не менее, в 2004 г. наблюдалось снижение уровня профессиональной сегрегации почти на 5 п.п. по сравнению с 1994 г. (Мальцева, Рошин, 2006), что было вызвано перераспределением женщин и мужчин между профессиональными сферами, в которых прежде доминировала та или иная гендерная группа.

Ощепков (2007) в своем исследовании гендерных различий в заработной плате в России получил подтверждение гипотезы о существовании так называемого «стеклянного потолка», когда женщины не имеют возможности подняться выше некоторого уровня в служебной иерархии. Однако в работе (Atencio, Posadas, 2015) было установлено, что эта проблема в большей степени касается женщин из верхней части распределения заработной платы. В качестве факторов преодоления «стеклянного потолка» Рошин и Солнцев (2006) называют возраст и наличие высшего или среднего специального образования. Авторы также отмечают, что семейные обязанности не являются для женщин препятствием для продвижения по карьерной лестнице. К аналогичным выводам приходят авторы работ (Хоткина, 2007; Савельев, 2007), утверждающие, что менталитет современного общества претерпевает изменения, вытесняя традиционный образ женщины как домохозяйки и воспринимая ее как равноправного участника на рынке труда.

Кроме того, медицинские достижения и технический прогресс в домашнем хозяйстве упрощает сегодня процессы приготовления пищи, стирки, ухода за детьми и позволяет женщинам высвобождать время для экономической деятельности. Увеличение рабочих часов

приводит к росту заработной платы женщин и, соответственно, к сокращению гендерного разрыва в оплате труда.

Таким образом, объяснения причин гендерного разрыва в заработной плате на протяжении длительного периода претерпевали изменения. Для выявления основных факторов, влияющих на величину разрыва в заработках между мужчинами и женщинами на современном российском рынке труда, требуются новые оценки с применением современных методов декомпозиции.

### 3. Методология декомпозиции гендерного разрыва

#### 3.1. Декомпозиция гендерного разрыва в средних значениях заработных плат

Методология декомпозиции гендерного разрыва в средних значениях заработных плат, первоначально предложенная Оахаса (1973) и Blinder (1973), опирается на модификацию минцеровского уравнения (Mincer, Polachek, 1974), дополненную характеристиками рабочего места индивида (отрасль, форма собственности предприятия, профессия и др.), условий труда (полная или частичная занятость, продолжительность работы), места проживания индивида (городская/сельская местность, регион). В общем виде уравнение заработков можно записать как

$$\ln(W) = \alpha + \beta X + \varepsilon, \quad (1)$$

где  $\ln(W)$  — логарифм заработных плат индивидов;  $X$  — вектор переменных, включенных в модель;  $\varepsilon$  — случайная ошибка.

В соответствии с методом декомпозиции Оахаса–Blinder, отдельно оцениваются уравнения для мужской и женской подвыборок. Общая разница в средних результатах между гендерными группами раскладывается на эффект различий в средних характеристиках мужчин и женщин (эффект состава) и эффект отдач от характеристик как разница в оценках коэффициентов регрессии (эффект структуры заработной платы):

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\hat{\beta}_m + \bar{X}_f(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) + \bar{X}_f(\hat{\alpha}_m - \hat{\alpha}_f) \quad (2)$$

или

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\hat{\beta}_f + \bar{X}_m(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) + \bar{X}_m(\hat{\alpha}_m - \hat{\alpha}_f), \quad (3)$$

где  $\ln(\bar{W}_m)$ ,  $\ln(\bar{W}_f)$  — логарифм заработных плат для мужчин и женщин соответственно;

$\bar{W} = \exp\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(W_i)\right]$  — среднее геометрическое заработной платы  $n$  индивидов;  $\bar{X}_m, \bar{X}_f$  —

векторы средних значений объясняющих переменных для мужчин и женщин соответственно;  $\hat{\beta}_m, \hat{\beta}_f, \hat{\alpha}_m, \hat{\alpha}_f$  — оценки коэффициентов пересечения и наклона в уравнениях заработков мужчин и женщин.

В обоих уравнениях первое слагаемое правой части представляет объясненную долю гендерного разрыва в заработной плате, обусловленную наблюдаемыми характеристиками

работников. Второе и третье слагаемые — это необъясненная доля гендерного разрыва в оплате труда. Разница между уравнениями определяется взвешиванием слагаемых посредством оцененных коэффициентов и средних характеристик работников той или иной гендерной группы. В первом уравнении структуру заработной платы определяет вектор коэффициентов из уравнения регрессии для мужчин (т. е. при одинаковых отдалах на характеристики у мужчин и женщин обе группы получали бы заработную плату как мужчины). Во втором уравнении при одинаковых отдалах на характеристики у мужчин и женщин преобладает женская структура заработной платы, т. к. различия в средних характеристиках взвешиваются коэффициентами из уравнения для женщин (т. е. заработная плата участников рынка труда соответствовала бы заработной плате женщин). В результате декомпозиционные уравнения имеют существенные различия в оценках объясненной части, что является недостатком такого подхода.

Для решения данной проблемы Reimers (1983) предложила оценивать вектор коэффициентов  $\hat{\beta}$  в объясненной части разложения как взвешенную линейную комбинацию коэффициентов уравнений заработков мужчин и женщин:

$$\hat{\beta} = \Omega \cdot \hat{\beta}_m + (I - \Omega) \cdot \hat{\beta}_f, \quad (4)$$

где  $\Omega$  равна либо  $I$  — единичная матрица, если за структуру оплаты труда при одинаковых отдалах на характеристики принимается мужская структура, либо  $0.5 \cdot I$ , если за структуру оплаты труда при одинаковых отдалах на характеристики (так называемую «бездискриминационную» структуру) принимается структура, средняя между мужской и женской (по 50% мужчин и женщин).

Позже Cotton (1988) установил, что структура заработной платы зависит от численности занятых в экономике мужчин и женщин, и предложил взвешивать структуры заработных плат с помощью соответствующих долей гендерных групп. Таким образом, оценку вектора коэффициентов  $\hat{\beta}$  можно определить как

$$\hat{\beta} = F_m \cdot \hat{\beta}_m + F_f \cdot \hat{\beta}_f, \quad (5)$$

где  $F_m$  и  $F_f$  — доля мужчин и женщин, занятых в экономике.

В то же время Neumark (1988) описал другой подход к разложению гендерного разрыва в заработной плате. Согласно его методу, декомпозиционное уравнение различий в оплате труда мужчин и женщин может быть представлено в виде

$$\begin{aligned} \ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = & (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_t + \bar{X}_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_t) + \bar{X}_f (\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_f) \bar{X}_f + \\ & + \bar{X}_m (\hat{\alpha}_m - \hat{\alpha}_t) + \bar{X}_f (\hat{\alpha}_t - \hat{\alpha}_f), \end{aligned} \quad (6)$$

где  $\hat{\alpha}_t, \hat{\beta}_t$  — свободный член и вектор оценок коэффициентов объединенного уравнения заработной платы мужчин и женщин.

Первое слагаемое в правой части уравнения (6) представляет собой разницу в заработной плате, обусловленную гендерными различиями при одинаковой отдале на рассматриваемые характеристики. Вторые два слагаемых показывают долю гендерного разрыва в заработной

плате, связанную с различиями в отдачах на характеристики мужчин и женщин. Последние два слагаемых отражают влияние ненаблюдаемых факторов формирования заработной платы на разрыв в оплате труда мужчин и женщин, таких как личностные характеристики и индивидуальные способности.

В приведенном разложении легко вычислить общее влияние состава и структуры заработной платы, а также вклад каждой переменной в эти два эффекта.

Подход Neumark (1988) применим не только для декомпозиции гендерного разрыва в оплате труда, оцененного с помощью обычной МНК-регрессии, но и в случае скорректированного из-за предвзятости выбора уравнения заработной платы.

Как уже отмечалось, участие женщин в рабочей силе является эндогенным, поскольку из выборки исключаются женщины, которые не желали работать за предлагаемую на рынке труда заработную плату, а предпочли вовсе не работать. Такие предпосылки приводят к смещению оценок коэффициентов, полученных обычным методом наименьших квадратов.

Для решения проблемы самоотбора Heckman (1979) предложил двухэтапную процедуру коррекции. На первом этапе строится пробит-модель, оценивающая вероятность участия индивидов на рынке труда. На основе полученных оценок рассчитывается поправочный коэффициент селективности как обратное отношение Миллса:

$$\lambda_i = \frac{\varphi(Z_i)}{1 - \Phi(Z_i)}, \quad (7)$$

где  $\varphi$  и  $\Phi$  — функция плотности вероятности и функция распределения для стандартной нормальной величины соответственно;  $Z_i$  — вектор характеристик  $i$ -го индивида, объясняющих вероятность попадания в выборку.

На втором шаге эта переменная добавляется в уравнение заработных плат в качестве регрессора, после чего проводится оценка параметров уравнения обычным методом наименьших квадратов.

Описанные выше методы позволяют проводить декомпозицию гендерного разрыва относительно среднего значения заработных плат, однако не могут напрямую применяться для декомпозиции разрыва в оплате труда мужчин и женщин относительно других параметров распределения. Для этих целей используется более сложная методология на основе квантильных регрессий.

### 3.2. Методы декомпозиции гендерного разрыва в заработных платах для квантильных регрессий

В последние годы широкое распространение получили новые подходы к декомпозиции для различных статистик распределения, отличных от среднего (DiNardo et al., 1996; Donald et al., 2000; Machado, Mata, 2005; Melly, 2006; Chernozhukov et al., 2009; Fipiro et al., 2009; Fortin et al., 2011).

Наибольшее распространение получил метод Machado–Mata (2005), основанный на оценках моделей для квантилей условного распределения заработных плат:

$$\ln(W_\theta) = \beta_\theta X + \varepsilon_\theta, \quad 0 < \theta < 1, \quad (8)$$

где  $Q_\theta(\ln W | X) = \beta_\theta X$  —  $\theta$ -й квантиль распределения логарифма заработных плат индивидов;  $X$  — вектор регрессоров;  $\beta_\theta$  — вектор коэффициентов квантильной регрессии, включая константу.

Оценки коэффициентов квантильной регрессии  $\beta_\theta$  можно интерпретировать как отдачу от характеристик работников на рынке труда в разных точках условного распределения заработной платы.

Идея метода Machado–Mata заключается в оценке функции предельной плотности заработной платы, в основе которой лежит теорема об интегральном преобразовании вероятности: если  $U$  — равномерная случайная величина на интервале  $(0, 1)$ , то величина  $F^{-1}(U)$  имеет распределение  $F$ . Таким образом, если  $\theta \sim U(0, 1)$ , то соответствующие оценки условных квантилей заработной платы  $\hat{\beta}_\theta X$  при заданном  $X$  составляют случайную выборку из оцененного условного распределения заработной платы.

Формально процедура Machado–Mata состоит из следующих шагов.

1. Генерируется случайная выборка размера  $m$  из  $U(0, 1)$ :  $u_1, \dots, u_m$ .
2. Для каждой группы А и В (в нашем случае, группы мужчин и женщин) оценивается  $m$  квантильных регрессий

$$Q_{u_i}(\ln W_g | X_g) = F_{\ln W_g | X_g}^{-1}(u_i, X) = X \beta_{u_i;g}, \quad g = A, B, \quad (9)$$

при этом получают  $m$  векторов оценок коэффициентов  $\hat{\beta}_{u_i;g}$ .

3. Генерируется случайная выборка размера  $m$  с заменой из  $\{X_g\}$  ( $X_g$  — матрица регрессоров размерности  $n_g \times k$ ), обозначаемая как  $\{X_{i;g}^*\}_{i=1}^m$ .

4. Создается случайная выборка размера  $m$   $\{\ln(W_i^*) = \hat{\beta}_{u_i;g} X_{i;g}^*\}_{i=1}^m$  из безусловного распределения.

5. Смоделированные распределения для групп А и В сравниваются, чтобы получить влияние структуры заработной платы. Эффект состава вычисляется как дополнение к общей разнице.

Такой подход к оценке контрфактических распределений требует больших вычислительных затрат, особенно для данных объемом более нескольких тысяч. Поэтому Lemieux (2006) и Melly (2006) предложили альтернативный метод декомпозиции, в основе которого лежит полупараметрическая оценка функций распределения с помощью процедуры бутстрапа. Условное распределение заработной платы оценивается посредством квантильных регрессий, а затем его интегрируют по всему диапазону регрессоров для получения оценок безусловного распределения. В результате контрфактические распределения могут быть использованы для разложения различий в распределении заработных плат на три компонента: различие в коэффициентах регрессии, различие в характеристиках и различие в остатках. Отличие этих двух подходов состоит в оценке условных квантилей. Melly (2006) предполагает линейную зависимость условного квантиля относительно регрессоров, в то время как Lemieux (2006) оценивает эту зависимость с помощью логит-модели.

Обобщая разработанные ранее методы декомпозиции различий в заработных платах, Chernozhukov et al. (2009) предлагают более гибкий подход к оценке условного распределения. Для получения контрфактического распределения для группы А строится регрессионная

модель (линейная вероятностная модель, логит- или пробит-модель). На основании полученных оценок параметров  $\hat{\beta}_A$  вычисляются прогнозные значения вероятностей  $\Lambda(X_i \hat{\beta}_A(y))$ , где  $\Lambda(\cdot)$  — функция связи (линейная, логистическая или нормальная), и проводится усреднение по прогнозируемым вероятностям для получения контрфактического распределения  $\hat{F}_{y_A^c}(y)$ :

$$\hat{F}_{y_A^c}(y) = \frac{1}{n_B} \sum_{i \in B} \Lambda(X_i \hat{\beta}_A(y)). \quad (10)$$

После получения контрфактического распределения можно найти контрфактические квантили путем инверсии оцененной функции распределения:

$$Q_{A,\theta}^c = \hat{F}_{y_A^c}^{-1}(\theta). \quad (11)$$

Таким образом, Chernozhukov et al. (2009) предлагают вместо оценки обратных функций условного распределения напрямую оценивать условные распределения, и после получения контрфактического распределения получать контрфактические квантили.

С помощью описанных выше методов разложения можно выполнить агрегированную декомпозицию различий в оплате труда, однако эти методы не обеспечивают выполнение детальной декомпозиции эффектов состава и отдач.

Эту проблему позволяет решить относительно новый подход к разложению разрыва в заработных платах, предложенный Firpo et al. (2009), Fortin et al. (2011). Данный метод выполняет декомпозицию для любой статистики распределения: дисперсии, квантилей, медианы, коэффициента Джини. Суть метода заключается в том, чтобы зависимую переменную  $Y$  в уравнении регрессии, на основе которого проводится декомпозиция, заменить рецентрированной функцией влияния —  $RIF(Y, \nu)$ , где  $\nu$  — конкретный параметр распределения (медиана, квантиль, дисперсия и т. п.).

Рецентрированная функция влияния (RIF) получается суммированием функции влияния и параметра распределения. Для  $\theta$ -го квантиля рецентрированная функция влияния равна

$$RIF(Y, q_\theta, F_Y) = q_\theta + (\theta - \mathbf{1}\{Y \leq q_\theta\}) / f_Y(q_\theta), \quad (12)$$

где  $Y$  — зависимая переменная в регрессионном уравнении;  $q_\theta$  —  $\theta$ -й квантиль зависимой переменной  $Y$ ;  $\mathbf{1}\{Y \leq q_\theta\}$  — индикатор условия;  $f_Y(q_\theta)$  — функция плотности распределения  $Y$  в точке  $q_\theta$ .

Оценка плотности распределения в точке  $q_\theta$  определяется с помощью ядерных функций:

$$\hat{f}_Y(\hat{q}_\theta) = \frac{1}{N \cdot h} \sum_{i=1}^N k_Y \left( \frac{Y_i - \hat{q}_\theta}{h} \right), \quad (13)$$

где  $k_Y(z)$  — ядерная функция с шириной окна  $h$ .

Поскольку математическое ожидание рецентрированной функции влияния равно значению параметра распределения, можно оценить коэффициенты RIF-регрессии, используя метод наименьших квадратов:

$$RIF(Y, \nu) = \gamma^\nu X + \varepsilon. \quad (14)$$



Коэффициенты RIF-регрессии показывают влияние изменений в распределении объясняющих переменных на квантили безусловного распределения результирующей переменной.

На основе оценок RIF-регрессий, построенных отдельно для мужчин и женщин по методу Оахаса–Blinder, можно разложить гендерный разрыв в заработной плате на две составляющие — эффект от различий в средних характеристиках и эффект отдачи от характеристик:

$$RIF(\ln(\bar{W}_m), v) - RIF(\ln(\bar{W}_f), v) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\hat{\gamma}_m^v + \bar{X}_f(\hat{\gamma}_m^v - \hat{\gamma}_f^v). \quad (15)$$

Далее можно определить точный вклад каждого отдельного фактора в гендерный разрыв в заработной плате.

## 4. Данные и эмпирические результаты

### 4.1. Описание данных

Для проведения эмпирического анализа гендерного разрыва в заработной плате в России были использованы микроданные обследований домашних хозяйств Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ)<sup>2</sup> НИУ ВШЭ за 2018 г. Объектом исследования выступили мужчины и женщины, занятые на российском рынке труда. Возрастное ограничение для всех индивидов составило от 24 до 54 лет. Исключение работников младше 24 и старше 54 лет способствовало получению однородной по возрастным характеристикам выборки для мужчин и женщин. Учитывалось только основное место работы индивида.

В качестве показателя заработной платы была взята среднемесячная заработная плата индивида за последние 12 месяцев. Для тех, у кого этот показатель отсутствовал, использовалось значение заработной платы, полученной в течение последних 30 дней.

Анализируя значения медианных заработных плат, получаем, что доля среднемесячной заработной платы женщин в среднемесячной заработной плате мужчин составляет 68%. Если скорректировать данный показатель на количество отработанных в месяц часов, то отношение заработных плат женщин и мужчин увеличится до 80%<sup>3</sup>.

### 4.2. Модели формирования заработных плат для мужчин и женщин

Для исследования влияния детерминант на формирование заработной платы у различных гендерных групп, прежде всего, оценивалось уравнение заработков отдельно для мужской и женской подвыборок, а также для всей совокупности индивидов, с использованием обычного метода наименьших квадратов. В качестве зависимой переменной во всех уравнениях выступает логарифм почасовых заработных плат. Для объяснения различий в оплате труда в уравнения включены следующие регрессоры: индивидуальные характеристики работников (возраст, квадрат возраста, наличие высшего образования, национальность, семейный

<sup>2</sup> Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ НИУ ВШЭ): <https://www.hse.ru/rf/lms>.

<sup>3</sup> Цифровое приложение доступно по ссылке <https://lirt.hse.ru/data/2021/01/13/1347218928/app.pdf>.

статус, наличие детей младше 18 лет), характеристики рабочего места (форма собственности, размер предприятия, сфера деятельности, род занятия). Кроме того, в уравнениях контролируется местность (городская, сельская) и регион проживания. Все расчеты проводились в статистическом пакете Stata.

Оценки коэффициентов многофакторных уравнений регрессии с коррекцией смещения выборки в результате самоотбора и без нее приведены в табл. 1. Заметим, что коэффициент  $\lambda$  (обратное отношение Миллса) значимо отличается от нуля для всех трех выборочных совокупностей, что свидетельствует о связи уравнений участия и уравнений интенсивности. Таким образом, модель Хекмана показывает, что вероятность попадания в выборку как для мужчин, так и для женщин связана с уровнем заработной платы, которую получают индивиды, следовательно, эти оценки являются более надежными по сравнению с обычным МНК. Кроме того, отрицательные значения коэффициентов указывают на то, что занятые индивиды имеют сравнительное преимущество перед случайно отобраным из экономически активного населения индивидами.

Обе модели (с коррекцией и без нее) обнаруживают значимую положительную отдачу от высшего образования и для мужчин, и для женщин, причем для женщин эта отдача значительно выше, чем для мужчин. Высокообразованные женщины получают на 24% больше, чем низкообразованные, в то время как мужчины с высшим образованием зарабатывают на 19% больше мужчин без высшего образования.

**Таблица 1.** Результаты оценки уравнений заработной платы (зависимая переменная — логарифм почасовой заработной платы)

Переменные	Обычный МНК			Коррекция Хекмана на самоотбор		
	Все	Мужчины	Женщины	Все	Мужчины	Женщины
Число наблюдений	1648	645	1003	1648	645	1003
$R^2$	0.492	0.473	0.517			
Скорректированный $R^2$	0.470	0.412	0.483			
Обратное отношение Миллса $\lambda$				-0.192*** (0.057)	-0.186* (0.097)	-0.220*** (0.071)
Константа	4.321*** (0.340)	3.671*** (0.594)	4.852*** (0.422)	4.755*** (0.363)	3.772*** (0.575)	5.517*** (0.471)
Возраст (лет)	0.028* (0.017)	0.070** (0.029)	-0.0001 (0.021)	0.015 (0.017)	0.071** (0.028)	-0.022 (0.022)
Квадрат возраста	-0.0004* (0.0002)	-0.001*** (0.0004)	0.0000 (0.0003)	-0.0002 (0.0002)	-0.001*** (0.0003)	0.0003 (0.0003)
Высшее образование (0 — нет, 1 — есть)	0.220*** (0.027)	0.197*** (0.047)	0.228*** (0.034)	0.202*** (0.028)	0.174*** (0.047)	0.211*** (0.034)
Специальный стаж (лет)	0.0054*** (0.0016)	0.0064** (0.0031)	0.0031 (0.0020)	0.0056*** (0.0016)	0.0065** (0.0029)	0.0032* (0.0019)
Национальность (0 — не русский, 1 — русский)	0.048 (0.040)	-0.016 (0.066)	0.065 (0.052)	0.051 (0.039)	-0.011 (0.062)	0.068 (0.050)
Местность (0 — сельская, 1 — городская)	0.017 (0.046)	0.123 (0.086)	-0.042 (0.055)	0.0039 (0.046)	0.103 (0.082)	-0.051 (0.054)
<i>Сфера деятельности (образование и наука — базовая категория)</i>						
Обрабатывающая промышленность	0.152*** (0.051)	0.226* (0.117)	0.189*** (0.063)	0.146*** (0.050)	0.225** (0.111)	0.183*** (0.0604)
Добывающая промышленность	0.269*** (0.057)	0.421*** (0.118)	0.206** (0.084)	0.259*** (0.055)	0.413*** (0.111)	0.197** (0.081)

Окончание табл. 1

С. Ю. Рошин, Н. К. Емелина

Переменные	Обычный МНК			Коррекция Хекмана на самоотбор		
	Все	Мужчины	Женщины	Все	Мужчины	Женщины
Сельское хозяйство	0.0096 (0.076)	0.135 (0.140)	-0.0044 (0.105)	0.0021 (0.074)	0.124 (0.132)	-0.016 (0.101)
Строительство	0.305*** (0.062)	0.358*** (0.120)	0.383*** (0.105)	0.298*** (0.061)	0.357*** (0.113)	0.359*** (0.102)
Транспорт и связь	0.200*** (0.053)	0.319*** (0.118)	0.162** (0.067)	0.189*** (0.052)	0.311*** (0.112)	0.149** (0.065)
Торговля и услуги	0.163*** (0.047)	0.279** (0.118)	0.158*** (0.055)	0.157*** (0.046)	0.264** (0.112)	0.156*** (0.053)
Информационные технологии	0.272 (0.203)	0.442* (0.240)	0.0000 (0.0000)	0.274 (0.197)	0.446* (0.228)	0.0000 (0.0000)
Жилищно-коммунальное хозяйство	0.013 (0.066)	0.067 (0.133)	0.072 (0.085)	0.017 (0.064)	0.081 (0.126)	0.071 (0.082)
Здравоохранение и социальное обслуживание	0.225*** (0.048)	0.210 (0.152)	0.253*** (0.051)	0.222*** (0.047)	0.217 (0.143)	0.249*** (0.049)
Органы управления	0.025 (0.067)	0.327* (0.174)	-0.020 (0.072)	0.015 (0.066)	0.3136* (0.164)	-0.027 (0.070)
Финансы, страхование, операции с недвижимостью	0.184*** (0.063)	0.329** (0.157)	0.184*** (0.069)	0.176*** (0.061)	0.321** (0.148)	0.178*** (0.067)
Другие	0.108* (0.056)	0.231** (0.117)	0.068 (0.080)	0.099* (0.055)	0.227** (0.110)	0.059 (0.077)
<i>Род занятия (неквалифицированные рабочие всех отраслей — базовая категория)</i>						
Менеджеры и специалисты высшего уровня	0.434*** (0.051)	0.399*** (0.098)	0.468*** (0.060)	0.430*** (0.050)	0.388*** (0.093)	0.469*** (0.058)
Специалисты среднего уровня и офисные служащие	0.211*** (0.048)	0.304*** (0.095)	0.192*** (0.056)	0.210*** (0.046)	0.292*** (0.090)	0.196*** (0.053)
Квалифицированные работники всех отраслей	0.104** (0.046)	0.172** (0.085)	0.074 (0.057)	0.105** (0.045)	0.159** (0.080)	0.081 (0.055)
Форма собственности (0 — частная, 1 — государственная)	-0.089*** (0.029)	-0.095** (0.046)	-0.090** (0.038)	-0.088*** (0.029)	-0.094** (0.045)	-0.089** (0.037)
<i>Размер предприятия, организации (микро- и малые предприятия — базовая категория)</i>						
Среднее	0.068* (0.039)	0.035 (0.067)	0.083* (0.049)	0.067* (0.038)	0.027 (0.063)	0.084* (0.048)
Крупное	0.171*** (0.032)	0.145*** (0.053)	0.181*** (0.042)	0.166*** (0.032)	0.139*** (0.050)	0.175*** (0.040)
<i>Семейный статус (состоит в браке — базовая категория)</i>						
Никогда не состоял(а) в браке	-0.048 (0.042)	-0.249** (0.106)	0.0091 (0.045)	-0.063 (0.042)	-0.187* (0.106)	-0.036 (0.048)
Разведен(а)	-0.034 (0.029)	-0.120** (0.055)	0.013 (0.033)	-0.063** (0.030)	-0.123** (0.053)	-0.037 (0.037)
Вдовец/Вдова	-0.107* (0.061)	-0.424* (0.237)	-0.079 (0.062)	-0.130** (0.062)	-0.398* (0.228)	-0.111* (0.063)
Наличие детей младше 18 лет (0 — нет, 1 — есть)	-0.043 (0.033)	-0.032 (0.060)	-0.037 (0.040)	-0.053 (0.032)	-0.034 (0.056)	-0.052 (0.039)
Регион проживания (контрольная переменная)						

Примечание. В скобках указаны стандартные ошибки коэффициентов. \* —  $p < 0.1$ ; \*\* —  $p < 0.05$ ; \*\*\* —  $p < 0.01$ .

Значимый положительный эффект возраста отмечается только для мужской совокупности работников. С увеличением возраста заработная плата мужчин растет, чего нельзя сказать про женскую совокупность, где коэффициент возраста получился отрицательным и статистически незначимым.

Почасовые заработные платы женщин, состоящих в браке, выше заработных плат незамужних женщин, однако значимым это различие является только для вдов. Для мужской подвыборки коэффициенты статистически значимы, и можно утверждать, что неженатые мужчины в среднем зарабатывают меньше, чем женатые. Это обусловлено тем, что брак накладывает и на женщин, и на мужчин дополнительную нагрузку, связанную с необходимостью обеспечивать семейный бюджет. Однако наличие в семье детей младше 18 лет никак не влияет на уровень почасовых заработных плат обеих гендерных групп.

Значимыми факторами формирования заработной платы индивидов являются характеристики предприятия и рабочего места: размер, форма собственности, отрасль и профессия индивида.

Уровень почасовых заработных плат в государственном секторе экономики ниже уровня почасовых заработных плат в частном секторе, для мужчин на 10%, для женщин на 9%. Относительно размера предприятия можно сказать, что на крупных предприятиях заработки выше, чем на малых и микро-предприятиях: в среднем для женщин эта разница составляет 19%, для мужчин — 15%. Между средними и малыми предприятиями разница в величине заработных плат незначительная, для женщин она составляет всего 9%, а для мужчин практически отсутствует.

Анализ различий в заработных платах в разрезе видов деятельности показывает более высокую межотраслевую дифференциацию у мужчин, чем у женщин. Во всех сферах экономики у мужчин уровень заработных плат выше, чем в сфере образования (базовая категория) и варьируется от 25% в обрабатывающей промышленности до 56% в IT-сфере, при этом в здравоохранении, сельском и жилищно-коммунальном хозяйствах различия в оплате труда по сравнению с образованием незначимые. Незначимые различия в заработках у женщин наблюдаются между сферами образования, государственного управления, сельского и жилищно-коммунального хозяйства.

Что касается рода занятий, то получены положительно значимые результаты, что свидетельствует о существенной дифференциации заработков между работниками различной квалификации. Женщины-менеджеры и специалисты высокого уровня квалификации зарабатывают в среднем на 60% больше низкоквалифицированных работников. Для мужчин эта разница несколько меньше, чем для женщин, и составляет 47%. Однако для мужчин-специалистов среднего уровня по сравнению с неквалифицированными рабочими отдача от квалификации выше, чем у женщин в этих категориях (на 34% у мужчин и на 22% у женщин).

Результаты оценки уравнения участия с коррекцией Хекмана приведены в табл. 2. Как и ожидалось, замужество и наличие более 6-ти детей младше 18 лет для женщин являются негативными факторами при принятии решения о работе<sup>4</sup>. Для мужчин, состоящих в браке, напротив, вероятность занятости на рынке труда выше, чем для мужчин, которые

<sup>4</sup> Переменные «Логарифм нетрудового дохода членов домохозяйства» и «6 и более несовершеннолетних детей» были включены в уравнение участия при проведении процедуры Хекмана как отличные от переменных уравнения интенсивности. Авторами проверено, что меньшее число детей в семье не влияет на отбор женщин в занятость на рынке труда.

никогда не состояли в браке. Важным фактором при решении о трудоустройстве выступает нетрудовой доход членов домохозяйства: чем он выше, тем вероятность занятости ниже.

**Таблица 2.** Результаты оценки уравнения участия в процедуре Хекмана

Переменные	Все	Мужчины	Женщины
Константа	-4.115*** (0.699)	-1.398 (1.209)	-5.150*** (0.877)
Возраст (лет)	0.1136*** (0.035)	-0.010 (0.059)	0.161*** (0.044)
Квадрат возраста	-0.0012*** (0.0004)	0.0001 (0.0007)	-0.0017*** (0.0005)
Высшее образование (0 — нет, 1 — есть)	0.137** (0.054)	0.189** (0.094)	0.094 (0.067)
Местность (0 — сельская, 1 — городская)	0.125** (0.054)	0.168* (0.088)	0.089 (0.069)
<i>Семейный статус (состоит в браке — базовая категория)</i>			
Никогда не состоял(а) в браке	0.200** (0.095)	-0.501*** (0.188)	0.426*** (0.112)
Разведен(а)	0.539*** (0.071)	0.464*** (0.125)	0.598*** (0.087)
Вдовец/вдова	0.459*** (0.145)	0.497 (0.468)	0.428*** (0.152)
Наличие 6-ти и более детей младше 18 лет (0 — нет, 1 — есть)	-0.378 (0.406)	0.490 (0.686)	-1.075* (0.648)
Логарифм нетрудового дохода членов домохозяйства	-0.157*** (0.0087)	-0.184*** (0.016)	-0.146*** (0.011)
Число наблюдений	2905	1119	1786
$\chi^2$	1415.23	460.82	973.97
P-значение	0.000	0.000	0.000

*Примечание.* Статус занятости (0 — безработный, 1 — занятый) — зависимая переменная. В скобках указаны стандартные ошибки коэффициентов. \* —  $p < 0.1$ ; \*\* —  $p < 0.05$ ; \*\*\* —  $p < 0.01$ .

#### 4.3. Декомпозиция гендерного разрыва в средних значениях заработных плат

Для определения вклада каждой объясняющей переменной в гендерный разрыв в оплате труда использовался модифицированный метод декомпозиции Оахаса–Blinder. Результаты разложения разницы почасовых заработных плат мужчин и женщин для разных видов представления «бездискриминационной» структуры оплаты труда, т. е. коэффициента  $\hat{\beta}_i$ , отражены в табл. 3. При декомпозиции разрыва в заработной плате в качестве базовых коэффициентов использовались оценки «женского» уравнения.

Нормализация категориальных переменных, таких как «Семейное положение», «Размер предприятия», «Род занятий», «Сфера деятельности», «Регион» проводилась по методу Yun (2005), согласно которому «истинный» вклад категориальных переменных в разницу в заработной плате представляет собой среднее значение оценок коэффициентов уравнений с различными базовыми категориями.

Таблица 3. Декомпозиция Оахаса–Blinder гендерного разрыва в заработных платах

	Подход Neumark для МНК без размера предприятия	Подход Neumark для МНК с размером предприятия	Равный вклад в структуру мужчин и женщин	Подход Cotton	Подход Neumark для модели Хекмана
	<i>Значение показателя</i>				
$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f)$	0.247*** (0.026)	0.263*** (0.029)	0.263*** (0.030)	0.263*** (0.030)	0.390*** (0.044)
Эффект состава	-0.060*** (0.017)	-0.028 (0.020)	-0.0085 (0.022)	-0.014 (0.021)	-0.028 (0.020)
Эффект отдал	0.307*** (0.026)	0.291*** (0.028)	0.271*** (0.030)	0.276*** (0.029)	0.418*** (0.043)
	<i>Эффект состава</i>				
Образование	-0.030*** (0.0065)	-0.025*** (0.0070)	-0.023*** (0.0069)	-0.023*** (0.0070)	-0.025*** (0.0070)
Возраст	-0.0034 (0.0025)	-0.0008 (0.0019)	-0.0003 (0.0018)	-0.0010 (0.0018)	-0.0008 (0.0019)
Специальный стаж	-0.0019 (0.0022)	-0.0021 (0.0024)	-0.0019 (0.0026)	-0.0013 (0.0025)	-0.0021 (0.0024)
Национальность	0.0009 (0.0010)	0.0014 (0.0015)	0.0017 (0.0015)	0.0017 (0.0015)	0.0014 (0.0015)
Местность	-0.0006 (0.0042)	0.0021 (0.0040)	0.0023 (0.0044)	0.0022 (0.0042)	0.0021 (0.0040)
Сфера деятельности	0.024*** (0.0066)	0.0092 (0.0077)	0.010 (0.0076)	0.011 (0.0076)	0.0092 (0.0077)
Род занятий	-0.063*** (0.0109)	-0.066*** (0.012)	-0.067*** (0.012)	-0.070*** (0.013)	-0.066*** (0.012)
Форма собственности	0.013*** (0.0044)	0.029*** (0.0065)	0.029*** (0.0068)	0.029*** (0.0068)	0.029*** (0.0065)
Размер предприятия		0.021*** (0.0063)	0.021*** (0.0062)	0.021*** (0.0062)	0.021*** (0.0063)
Семейный статус	-0.0018 (0.0054)	0.0007 (0.0060)	0.017** (0.0087)	0.014* (0.0079)	0.0007 (0.0060)
Наличие детей	0.0051 (0.0046)	0.0029 (0.0047)	0.0039 (0.0046)	0.0039 (0.0045)	0.0029 (0.0047)
Регион	-0.0022 (0.0046)	-0.0016 (0.0057)	-0.0017 (0.0060)	-0.0017 (0.0059)	-0.0016 (0.0057)
	<i>Эффект отдал</i>				
Образование	-0.018 (0.016)	-0.019 (0.019)	-0.021 (0.021)	-0.020 (0.021)	-0.022 (0.019)
Возраст	0.676 (0.688)	1.099 (0.785)	1.098 (0.784)	1.099 (0.784)	1.103 (0.791)
Специальный стаж	0.018 (0.026)	0.052* (0.029)	0.052* (0.031)	0.051* (0.030)	0.052* (0.029)
Национальность	0.0086 (0.075)	0.0055 (0.085)	0.0053 (0.073)	0.0053 (0.073)	0.0121 (0.086)
Местность	0.076** (0.037)	0.082** (0.041)	0.082** (0.041)	0.082** (0.041)	0.063 (0.042)
Сфера деятельности	0.047 (0.044)	0.055 (0.052)	0.054 (0.052)	0.053 (0.051)	0.057 (0.052)
Род занятий	0.0083 (0.016)	0.0051 (0.018)	0.0068 (0.020)	0.0092 (0.021)	0.0033 (0.018)

Окончание табл. 3

	Подход Neumark для МНК без размера предприятия	Подход Neumark для МНК с размером предприятия	Равный вклад в структуру мужчин и женщин	Подход Cotton	Подход Neumark для модели Хекмана
Форма собственности	0.034 (0.022)	0.0066 (0.024)	0.0062 (0.025)	0.0060 (0.025)	0.0075 (0.024)
Размер предприятия		0.033 (0.025)	0.034 (0.025)	0.034 (0.025)	0.035 (0.025)
Семейный статус	0.1389*** (0.038)	0.167*** (0.048)	0.150** (0.064)	0.154** (0.065)	0.142*** (0.054)
Наличие детей	0.0082 (0.055)	-0.0033 (0.062)	-0.0042 (0.055)	-0.0042 (0.056)	-0.0016 (0.062)
Регион	-0.031 (0.041)	0.031 (0.047)	0.031 (0.047)	0.031 (0.047)	0.020 (0.047)
Константа	-0.662 (0.688)	-1.224 (0.786)	-1.224 (0.786)	-1.224 (0.786)	-1.054 (0.795)

Примечание. В скобках указаны стандартные ошибки коэффициентов. \* —  $p < 0.1$ ; \*\* —  $p < 0.05$ ; \*\*\* —  $p < 0.01$ .

Сравнивая результаты декомпозиции гендерного разрыва для разных подходов к оценке вектора коэффициентов  $\hat{\beta}_i$ , можно наблюдать практически одинаковые значения коэффициентов, различающиеся лишь в сотых долях. Это связано со сбалансированностью выборки по числу наблюдений относительно гендерных групп. Однако следует отметить существенные различия в результатах декомпозиции между моделями без коррекции Хекмана и с ней. В первом случае получается 30%-ная величина гендерного разрыва в оплате труда, во втором — она составляет 48%. Причем объясненная часть разрыва в заработной плате в обеих моделях полностью совпадает. Различия в моделях наблюдаются в доле необъясненной части разложения разрыва, которая в 1.4 раза больше в модели Хекмана.

Для сопоставимости результатов декомпозиции с предшествующими исследованиями гендерного разрыва в заработной плате по России была использована спецификация моделей, включающая в качестве характеристик рабочего места род занятий, сферу деятельности и форму собственности (табл. 3). Поскольку коэффициенты размера предприятия во всех трех уравнениях демонстрируют значимые различия в заработных платах между малыми, средними и крупными предприятиями (табл. 1), то в оценку декомпозиции была добавлена еще одна характеристика рабочего места — размер предприятия.

Результаты предыдущих исследований показали, что различия в заработной плате на 30% объясняются отраслевой сегрегацией (Ogloblin, 1999; Ощепков, 2007). Неравномерное распределение мужчин и женщин по профессионально-квалификационным группам способствовало увеличению гендерного разрыва на 20–30% (Рошин, Горелкина, 2004; Hansberg, 2004). Наши результаты декомпозиции, напротив, показали, что более высокий уровень квалификации женщин сокращает различия в оплате труда. Обратный эффект профессиональной квалификации работников на гендерный разрыв в заработной плате был также установлен на данных РМЭЗ за 2011 г. (Atencio, Posadas, 2015). Отрицательный эффект состава указывает на то, что женщины имеют избыточную квалификацию по сравнению с мужчинами. Высокий уровень образования и квалификации женщин по данным выборочной совокупности положительно влияет на заработные платы женщин и способствует сокращению гендерного разрыва в оплате труда на 9.3% за счет образования и на 25% за счет квалификации работника.

Отрицательный эффект данных характеристик не перекрывается положительными эффектами других характеристик. Высокие заработные платы в частном секторе экономики и на крупных предприятиях, где доминируют мужчины, приводят к увеличению гендерного разрыва в оплате труда на 19%. Неравномерное распределение мужчин и женщин по сферам деятельности, в отличие от предыдущих исследований (Ощепков, 2007; Роцин, Горелкина, 2004), увеличивает разрыв всего на 10%. После включения в модель размера предприятия получаем, что распределение мужчин и женщин по сферам деятельности становится незначимым фактором, а величина гендерного разрыва на 8% растет за счет размера предприятия, что может объясняться сосредоточением предприятий определенного размера в отдельных отраслях экономики. Например, 85% предприятий сферы образования и 80% предприятий финансовой сферы являются малыми предприятиями, в то время как добывающая отрасль на 60% состоит из крупных предприятий.

Аналогично результатам (Glinskaya, Mroz, 2000; Atencio, Posadas, 2015), было получено, что эффект структуры заработной платы больше, чем гендерный разрыв в оплате труда. Это говорит о том, что рынок труда оценивает одни и те же характеристики у мужчин выше, чем у женщин. О том, насколько эти оценки меняются в зависимости от квантиля распределения заработной платы, позволяют говорить квантильные регрессии, результаты которых представлены ниже.

#### 4.4. Условные и безусловные квантильные регрессии

Для определения различий в формировании заработных плат мужчин и женщин на разных участках распределения проведено оценивание условных квантильных регрессий и RIF-регрессий (безусловных квантильных регрессий) (табл. 4). Необходимость оценивания и условных, и безусловных квантильных регрессий обусловлена различиями в смысловой нагрузке параметров моделей. Коэффициенты стандартной квантильной регрессии представляют собой отдачу от индивидуальных характеристик и характеристик рабочего места для разных квантилей при прочих равных условиях внутри каждой квантильной группы, в то время как оценки коэффициентов RIF-регрессии не зависят от других переменных и показывают, насколько изменится величина соответствующего квантиля при увеличении доли разных групп характеристик (Firpo et al., 2009). Таким образом, результаты RIF-регрессии не аналогичны результатам условной квантильной регрессии из-за специфики каждого метода оценивания.

Анализируя коэффициенты моделей, представленных в табл. 4, можно сказать, что в целом оценки RIF-регрессии и стандартной квантильной регрессии отличаются по значимости и величине, а в отдельных случаях и по направлению эффекта. Это еще раз свидетельствует о различиях в содержательной интерпретации коэффициентов регрессии.

Влияние высшего образования положительно значимо на всех рассматриваемых квантилях для условной и безусловной квантильной регрессий как для мужчин, так и для женщин. По результатам RIF-регрессии можно сказать, что изменение образовательного состава в пользу высокообразованных и, как правило, более высокооплачиваемых работников сначала увеличивает разницу в заработных платах, а затем уменьшает ее, поскольку малообразованных и низкооплачиваемых работников становится меньше. Коэффициенты стандартной квантильной регрессии на образование показывают самую высокую отдачу от высшего



образования в нижнем дециле для мужчин, в середине распределения для женщин, и самую низкую в верхнем дециле распределения для обеих гендерных групп. Таким образом, получение высшего образования для женщин, находящихся в нижних частях распределения, будет способствовать росту уровня их оплаты труда и сокращению гендерного разрыва.

Коэффициенты возраста и квадрата возраста при использовании обоих методов статистически значимы только в нижнем дециле распределения — как для мужчин, так и для женщин. Это обусловлено тем, что возраст и опыт работы играют важную роль на низкооплачиваемых работах, где работники получают большую отдачу в заработках от каждого дополнительного года. То же самое можно сказать о специальном стаже работника, который, помимо работников с низкими заработными платами, значим для работников со средними доходами. Однако для последних прибыль от специального стажа ниже, чем для низкодоходных работников независимо от гендерной принадлежности. Для мужчин во всех квантилях распределения отдача от специального стажа выше, чем для женщин. Это позволяет женщинам менять место работы с меньшими штрафом в заработной плате по сравнению с мужчинами.

Национальность отражается только на заработной плате работников женской гендерной группы. Женщины русской национальности в середине распределения получают на 12% больше, чем женщины других национальностей при прочих равных условиях.

Наличие детей в семье имеет негативный эффект на заработные платы женщин только в нижнем квантиле распределения, что обусловлено высокой долей многодетных семей среди низкодоходных групп населения. В верхнем квантиле и для мужчин, и для женщин уровень заработных плат не зависит ни от семейного статуса, ни от наличия детей в семье.

Значимые различия в заработных платах относительно сферы образования наблюдаются почти для всех направлений экономической деятельности как для мужчин, так и для женщин, преимущественно в середине распределения. Наибольший эффект от сферы деятельности для женщин фиксируется в верхнем дециле, что объясняется невысокими средними заработками в образовательной отрасли у занятых там женщин. У мужчин, занимающих верхние позиции в распределении доходов, заработки в любой отрасли не имеют значимых различий с заработками в сфере образования. Результаты безусловной квантильной регрессии показывают, что изменение в отраслевой структуре женщин в целом не окажет большого влияния на распределение их заработных плат. Напротив, изменение отраслевой структуры мужчин приведет к значительным изменениям в распределении заработков. Увеличение доли работников-мужчин в строительстве, обрабатывающей и добывающей промышленности, в государственной и финансовой сферах, торговле и транспортной отрасли будет способствовать увеличению заработной платы в нижних частях распределения.

Форма собственности предприятия играет важную роль только для мужчин со средним уровнем доходов, причем величина заработной платы в государственном секторе экономики на 13% ниже, чем в частном. С увеличением доли государственных предприятий уровень заработных плат женщин, чьи заработки выше медианных, сократится. Увеличение доли крупных предприятий, наоборот, будет способствовать увеличению оплаты труда для всех категорий работников, поскольку уровень заработных плат на таких предприятиях выше, чем на других.

Отдача от уровня квалификации для обеих гендерных групп растет по мере увеличения заработков работников, в особенности для менеджеров и специалистов высшего уровня. Кроме того, при увеличении доли высококвалифицированных работников в профессиональной структуре занятости уровень заработных плат во всех децильных группах будет расти.

**Таблица 4.** Результаты оценки условных и безусловных квантильных регрессий. Зависимая переменная — логарифм почасовой заработной платы

Переменные	Квантильная регрессия (муж.)				Квантильная регрессия (жен.)				RIF-регрессия (жен.)			
	10%	50%	90%	90%	10%	50%	90%	90%	10%	50%	90%	90%
Константа	2.450*** (0.830)	4.357*** (0.655)	4.194*** (1.101)	2.534** (1.243)	4.536*** (0.803)	2.430** (1.211)	3.266*** (0.653)	4.969*** (0.442)	5.953*** (0.945)	2.617*** (0.740)	3.837*** (0.616)	6.881*** (0.973)
Возраст (лет)	0.122*** (0.041)	0.029 (0.032)	0.069 (0.054)	0.100* (0.059)	0.027 (0.039)	0.167*** (0.061)	0.069** (0.032)	-0.011 (0.022)	-0.041 (0.047)	0.066* (0.037)	0.048 (0.031)	-0.049 (0.048)
Квадрат возраста	-0.002*** (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	-0.001* (0.000)	-0.001 (0.000)	0.001 (0.001)
Высшее образование (0 — нет, 1 — есть)	0.313*** (0.066)	0.193*** (0.052)	0.190** (0.088)	0.062* (0.037)	0.215*** (0.064)	0.223** (0.099)	0.230*** (0.052)	0.250*** (0.035)	0.157** (0.076)	0.099* (0.059)	0.227*** (0.049)	0.260*** (0.078)
Специальный стаж (лет)	0.009** (0.004)	0.007** (0.003)	-0.001 (0.006)	0.016** (0.006)	0.008** (0.004)	-0.001 (0.006)	0.007** (0.003)	0.005** (0.002)	0.003 (0.004)	0.005 (0.003)	0.007** (0.003)	-0.006 (0.005)
Национальность (0 — не русский, 1 — русский)	0.025 (0.092)	-0.065 (0.073)	-0.177 (0.122)	0.097 (0.135)	-0.084 (0.089)	0.005 (0.138)	0.061 (0.080)	0.114** (0.054)	-0.034 (0.117)	0.157* (0.091)	0.137* (0.076)	0.023 (0.120)
Местность (0 — сельская, 1 — городская)	0.061 (0.120)	0.148 (0.095)	0.343*** (0.159)	0.039 (0.175)	0.154 (0.116)	0.096 (0.180)	0.037 (0.085)	-0.044 (0.057)	-0.093 (0.123)	0.065 (0.096)	-0.010 (0.080)	-0.120 (0.126)
<i>Сфера деятельности (образование и наука — базовая категория)</i>												
Обрабатывающая промышленность	0.234 (0.164)	0.262** (0.129)	-0.047 (0.217)	0.548** (0.239)	0.326** (0.159)	-0.003 (0.246)	0.198** (0.097)	0.208*** (0.066)	0.266* (0.140)	0.253** (0.110)	0.172* (0.092)	0.066 (0.145)
Добывающая промышленность	0.242 (0.165)	0.546*** (0.130)	0.336 (0.218)	0.471* (0.240)	0.592*** (0.159)	0.284 (0.247)	0.231* (0.130)	0.267*** (0.088)	0.254 (0.189)	0.158 (0.148)	0.081 (0.123)	0.297 (0.194)
Сельское хозяйство	0.091 (0.196)	0.181 (0.154)	0.034 (0.259)	0.452 (0.285)	0.248 (0.189)	0.029 (0.293)	0.016 (0.162)	-0.127 (0.110)	0.023 (0.235)	0.149 (0.184)	0.063 (0.153)	-0.066 (0.242)
Строительство	0.275 (0.168)	0.392*** (0.132)	0.050 (0.222)	0.556** (0.245)	0.482*** (0.162)	0.307 (0.251)	0.284* (0.162)	0.316*** (0.110)	0.631*** (0.234)	0.222 (0.183)	0.376** (0.153)	0.511** (0.241)
Транспорт и связь	0.300* (0.165)	0.316** (0.130)	0.216 (0.219)	0.652*** (0.241)	0.405** (0.160)	0.154 (0.248)	0.119 (0.104)	0.199*** (0.070)	0.287* (0.150)	-0.050 (0.118)	0.100 (0.098)	0.149 (0.155)
Торговля и услуги	0.221 (0.165)	0.327** (0.130)	0.108 (0.219)	0.483** (0.241)	0.411** (0.159)	-0.004 (0.247)	0.128 (0.085)	0.213*** (0.058)	0.195 (0.123)	0.235** (0.097)	0.129 (0.080)	0.037 (0.127)
Информационные технологии	-0.010 (0.336)	0.572** (0.265)	0.231 (0.445)	0.218 (0.490)	0.523 (0.325)	1.146** (0.503)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Жилищно-коммунальное хозяйство	0.041 (0.186)	0.250* (0.147)	-0.181 (0.247)	0.283 (0.272)	0.138 (0.180)	0.089 (0.279)	0.231* (0.131)	0.097 (0.089)	0.078 (0.190)	0.214 (0.149)	0.026 (0.124)	-0.151 (0.196)
Здравоохранение и социальное обслуживание	0.234 (0.168)	0.134 (0.168)	0.185 (0.282)	0.073 (0.310)	0.506** (0.205)	-0.127 (0.318)	0.237*** (0.078)	0.210*** (0.053)	0.427*** (0.114)	0.145 (0.089)	0.161** (0.074)	0.506*** (0.117)
Органы управления	0.197 (0.243)	0.347* (0.191)	0.233 (0.322)	0.680* (0.354)	0.667*** (0.235)	-0.026 (0.363)	-0.021 (0.112)	0.070 (0.076)	0.167 (0.162)	0.036 (0.127)	-0.080 (0.106)	-0.023 (0.167)

Окончание табл. 4

Переменные	Квантильная регрессия (муж.)				RIF-регрессия (муж.)				Квантильная регрессия (жен.)				RIF-регрессия (жен.)			
	10%	50%	90%		10%	50%	90%		10%	50%	90%		10%	50%	90%	
Финансы, страхование, операции с недвижимостью	0.179 (0.219)	0.389** (0.173)	0.234 (0.291)	0.482 (0.320)	0.556*** (0.212)	0.679** (0.328)	0.179* (0.107)	0.167** (0.073)	0.340** (0.155)	0.182 (0.121)	0.131 (0.101)	0.178 (0.160)				
Другие	0.193 (0.164)	0.314** (0.129)	0.044 (0.217)	0.480** (0.239)	0.369** (0.158)	-0.040 (0.245)	0.075 (0.124)	0.210** (0.084)	0.266 (0.179)	-0.139 (0.140)	0.116 (0.117)	0.277 (0.184)				
<i>Род занятая (неквалифицированные рабочие всех отраслей — базовая категория)</i>																
Менеджеры и специалисты высшего уровня	0.302** (0.138)	0.465*** (0.109)	0.602*** (0.182)	0.533*** (0.201)	0.247* (0.133)	0.591*** (0.206)	0.318*** (0.093)	0.450*** (0.063)	0.583*** (0.135)	0.545*** (0.106)	0.490*** (0.088)	0.529*** (0.139)				
Специалисты среднего уровня и офисные служащие	0.303** (0.133)	0.304*** (0.105)	0.441** (0.176)	0.581*** (0.193)	0.107 (0.128)	0.485** (0.199)	0.129 (0.086)	0.180*** (0.058)	0.126 (0.124)	0.316*** (0.097)	0.200** (0.081)	0.029 (0.128)				
Квалифицированные работники всех отраслей	0.130 (0.119)	0.162* (0.094)	0.295* (0.158)	0.318* (0.173)	-0.024 (0.115)	0.278 (0.178)	-0.031 (0.088)	0.085 (0.060)	0.065 (0.127)	0.126 (0.100)	0.014 (0.083)	0.011 (0.131)				
Форма собственности (0 — частная, 1 — государственная)	-0.068 (0.066)	-0.124** (0.052)	-0.158 (0.088)	-0.044 (0.097)	-0.148** (0.064)	-0.085 (0.100)	-0.008 (0.059)	-0.059 (0.040)	-0.083 (0.086)	-0.051 (0.067)	-0.072 (0.056)	-0.286*** (0.088)				
<i>Размер предприятия, организации (микро- и малые предприятия — базовая категория)</i>																
Среднее	-0.002 (0.093)	0.028 (0.074)	0.131 (0.124)	-0.080 (0.136)	0.021 (0.090)	0.046 (0.140)	0.054 (0.076)	0.083 (0.052)	0.139 (0.111)	-0.065 (0.087)	0.043 (0.072)	0.181 (0.114)				
Крупное	0.189** (0.074)	0.124** (0.058)	0.169* (0.098)	0.187* (0.107)	0.142** (0.071)	0.064 (0.110)	0.168*** (0.064)	0.222*** (0.043)	0.206** (0.093)	0.103 (0.073)	0.180*** (0.061)	0.292*** (0.096)				
<i>Семейный статус (состоит в браке — базовая категория)</i>																
Никогда не состоял(а) в браке	0.087 (0.148)	-0.214* (0.117)	-0.308 (0.196)	-0.284 (0.216)	-0.295** (0.143)	-0.076 (0.222)	0.085 (0.070)	0.008 (0.047)	0.015 (0.101)	-0.020 (0.079)	-0.028 (0.066)	-0.031 (0.104)				
Разведен(а)	-0.164** (0.076)	-0.152** (0.060)	-0.018 (0.101)	-0.167 (0.111)	-0.136* (0.074)	0.069 (0.114)	0.015 (0.052)	-0.018 (0.035)	0.127* (0.075)	-0.056 (0.059)	-0.042 (0.049)	0.160** (0.077)				
Вдовец/Вдова	-0.041 (0.331)	-0.361 (0.261)	-0.572 (0.439)	-1.136** (0.482)	-0.553* (0.320)	-0.217 (0.495)	-0.069 (0.095)	-0.060 (0.065)	-0.132 (0.138)	0.153 (0.108)	-0.143 (0.090)	-0.067 (0.142)				
Наличие детей младше 18 лет	-0.124 (0.083)	0.003 (0.066)	-0.064 (0.110)	-0.222* (0.121)	0.039 (0.080)	-0.103 (0.125)	-0.138** (0.062)	-0.011 (0.042)	0.050 (0.089)	-0.224*** (0.070)	-0.034 (0.058)	0.105 (0.092)				
(0 — нет, 1 — есть)	645	645	645	645	645	645	1003	1003	1003	1003	1003	1003				
Число наблюдений	0.385	0.315	0.343	0.239	0.372	0.250	0.333	0.355	0.339	0.227	0.379	0.290				
Псевдо R <sup>2</sup>				0.152	0.301	0.164				0.174	0.336	0.241				
Скорректированный R <sup>2</sup>																

Примечание. В скобках указаны стандартные ошибки коэффициентов. \* —  $p < 0.1$ ; \*\* —  $p < 0.05$ ; \*\*\* —  $p < 0.01$ . Регион проживания — контрольная переменная.

Таким образом, построение условных и безусловных регрессий, а также детальный анализ детерминант, определяющих различия в заработных платах для работников с разным уровнем оплаты труда, позволили выявить значительные различия в рассмотренных методах с точки зрения полученных оценок коэффициентов. Это связано с методологией построения моделей и принятыми предпосылками, что приводит к соответствующему содержанию наполнению результатов оценивания.

#### 4.5. Оценки декомпозиции разрыва в заработной плате на различных участках распределения

Для определения вклада каждой переменной в гендерный разрыв на основе квантильных регрессий проведем декомпозицию гендерного разрыва в заработной плате. Разложение гендерного разрыва в оплате труда с использованием стандартной квантильной регрессии базируется на методе декомпозиции, представленном в работе (Chernozhukov et al., 2009). Этот метод позволяет выделить эффект от наблюдаемых характеристик (эффект состава) и эффект от коэффициентов (эффект отдач). Результаты декомпозиции гендерного разрыва в заработной плате на основе условных квантильных регрессий отражены в табл. 5.

Результаты декомпозиции показывают, что наибольший разрыв в заработной плате между мужчинами и женщинами (35.1%) наблюдается в середине шкалы распределения, т.е. для медианных заработков. В группе с низким уровнем оплаты труда мужчины получают на 24.8% больше, чем женщины с теми же наблюдаемыми характеристиками, а в группе с высокими заработками разница в заработных платах у мужчин и женщин составляет 28.5%. Это обеспечивается наиболее высоким уровнем эффекта отдач в середине распределения. Тем самым, навыки мужчин с медианными заработками ценятся больше, чем навыки женщин в том же квантиле, что обусловлено либо ограничением доступа женщин с теми же характеристиками, что и у мужчин, к высокооплачиваемой работе (Atencio, Posadas, 2015), либо добровольным выбором женщинами не высокооплачиваемых работ (Ogloblin, 1999).

Аналогичный результат получается при применении RIF-регрессий, для которых самый высокий уровень гендерного разрыва в 40.9% также наблюдается в пятом дециле распределения и, существенно ниже — 26.1 и 29.6% соответственно, в первом и девятом децилях

**Таблица 5.** Декомпозиция гендерного разрыва в заработных платах на основе условных квантильных регрессий

	МНК	Условная квантильная регрессия		
	Среднее	Нижний дециль (10%)	Медиана (50%)	Верхний дециль (90%)
Разница между распределениями	0.263*** (0.029)	0.222*** (0.040)	0.301*** (0.035)	0.251*** (0.049)
Эффект от характеристик	-0.028 (0.020)	-0.027 (0.030)	-0.011 (0.029)	-0.031 (0.033)
Эффект от коэффициентов	0.291*** (0.028)	0.248*** (0.041)	0.312*** (0.037)	0.282*** (0.049)

*Примечание.* В скобках указаны стандартные ошибки коэффициентов. \* —  $p < 0.1$ ; \*\* —  $p < 0.05$ ; \*\*\* —  $p < 0.01$ .

распределения. Высокая концентрация работников-мужчин в середине распределения усиливает разрыв в оплате труда между мужчинами и женщинами.

При детальном исследовании гендерного разрыва, основанном на RIF-регрессиях, как и в (Atencio, Posadas, 2015), получено, что причины гендерных различий в заработках существенно отличаются на разных участках шкалы распределения<sup>5</sup>. Для нижнего дециля значимую роль в сокращении гендерного разрыва играют специальный стаж и род занятий, а размер предприятия, наоборот, способствует увеличению неравенства между мужчинами и женщинами. Такой же эффект размер предприятия оказывает на разрыв в медианной заработной плате, наряду с формой собственности. Факторы, способствующие сокращению гендерного разрыва в средней части распределения — это образование и профессиональный статус. Впрочем, последний показатель имеет отрицательный эффект на уровень гендерного разрыва в оплате труда и в верхнем дециле. Таким образом, профессиональная сегрегация из негативного фактора, увеличивающего гендерный разрыв в заработной плате (Ogloblin, 1999; Ощепков, 2007), превратилась в позитивный фактор, уменьшающий разрыв, причем на всех участках распределения. Такие же результаты были получены на данных РМЭЗ 2011 г. (Atencio, Posadas, 2015), что свидетельствует о росте уровня квалификации женщин в последнем десятилетии, который приводит к сокращению неравенства между мужчинами и женщинами. Основной переменной, определяющей разрыв в оплате труда в 9-м дециле, является форма собственности предприятия. Однако разнонаправленный эффект значимых для гендерного разрыва факторов взаимно компенсируется, нивелируя совокупный вклад индивидуальных характеристик работников в разрыв заработных плат мужчин и женщин.

Гендерные различия в оплате труда обусловлены различиями в отдачах одних и тех же характеристик у занятых на рынке труда мужчин и женщин. В целом, эффект отдач имеет наибольшую объяснительную силу в 50%-ном квантиле, чуть меньшую — в 90%-ном, а самую низкую — в 10%-ном. Полученный результат указывает на то, что гипотеза о «стеклянном потолке», согласно которой гендерный разрыв обусловлен различиями в наблюдаемых характеристиках работников нижней части распределения и различиями в вознаграждении в верхней части распределения, не подтверждается на наших данных. Это объясняется ростом профессионально-квалификационного уровня среди женщин. Однако даже высокие позиции в должностной иерархии не позволяют женщинам получать такую же заработную плату, как мужчины с теми же характеристиками.

Таким образом, применение квантильных регрессий при разложении гендерного разрыва в оплате труда, в отличие от обычных регрессий, позволяет проверить гипотезу о «стеклянном потолке».

## 5. Заключение

В работе проведен сравнительный анализ методов декомпозиции разрыва в оплате труда, получивших широкое применение в эмпирических исследованиях. Основополагающим для разложения заработных плат является метод Оахаса–Blinder (1973), позволяющий оценить не только совокупный вклад состава и структуры заработной платы, но и детализировать эти эффекты. Исследователи, использующие в качестве структуры заработной платы вектор

<sup>5</sup> Цифровое приложение доступно по ссылке <https://lirt.hse.ru/data/2021/01/13/1347218928/app.pdf>.

оценок коэффициентов либо мужского, либо женского уравнения, рассматривают крайние ситуации, которые, во-первых, невозможны на рынке труда, а во-вторых, дают разные результаты декомпозиции. Модификация метода, предложенная Neumark (1988), позволяет решить проблему установления структуры оплаты труда при одинаковых производительностях, определяя ее коэффициентами из общего для мужчин и женщин уравнения регрессии, а также получить более точные оценки необъясненной части разложения. Ограничением данных методов является их применение только для разложения средних заработных плат.

Поскольку практический интерес исследователей выходит за рамки среднего, был разработан целый ряд подходов к разложению заработной платы относительно других параметров распределения. Методы декомпозиции, основанные на условных квантильных регрессиях, имеют существенный недостаток с точки зрения агрегированности разложения, в то время как методы декомпозиции для RIF-регрессий позволяют определить вклад каждой переменной модели в величину разрыва. Оценка коэффициентов двух видов квантильных регрессий, как условной, так и безусловной, является важным для всестороннего изучения гендерных различий в заработной плате в силу разного содержательного наполнения параметров моделей.

Практическая часть приведенного сравнительного анализа методов декомпозиции касалась проблемы гендерного разрыва в оплате труда в России. Обзор прикладных работ по вопросам гендерного неравенства на российском рынке труда показал, что доминирующим фактором, увеличивающим разрыв в заработках мужчин и женщин начиная с 1991 г., являлась отраслевая и профессиональная гендерная сегрегация. Однако в последнее десятилетие наблюдается перераспределение мужчин и женщин по сферам деятельности и видам занятий, что в свою очередь способствует снижению уровня гендерной сегрегации, и, соответственно, уменьшению различий в заработках мужчин и женщин. Несмотря на то что более высокий уровень человеческого капитала и более сильная отдача от образования у женщин снижает разницу в оплате труда между гендерными группами, это не может компенсировать негативное влияние эффекта отдачи от характеристик на величину гендерного разрыва в заработных платах.

Проведенный анализ декомпозиции разрыва в оплате труда между мужчинами и женщинами в России на данных 2018 г. показал, что в целом гендерные различия в характеристиках не оказывают влияния на величину разрыва, и рост неравенства обусловлен исключительно эффектом отдачи от характеристик. Однако после детального анализа эффекта состава было получено, что гендерные различия в заработках связаны, прежде всего, с характеристиками рабочего места. При этом профессиональный статус работника способствует сокращению разрыва в заработных платах во всех частях распределения, что обусловлено значительным ростом профессионально-квалификационного уровня женщин за последнее десятилетие и отмечалось в последних исследованиях (Atencio, Posadas, 2015).

Настоящее исследование не подтвердило гипотезу о доминирующем влиянии отраслевой гендерной сегрегации на величину гендерного разрыва в заработной плате. В отличие от предыдущих исследований (Ощепков, 2007; Рошин, Горелкина, 2004), в данной работе показано, что неравномерное распределение мужчин и женщин по сферам деятельности увеличивает разрыв всего на 10%. После включения в модель размера предприятия распределение мужчин и женщин по сферам деятельности становится незначимым фактором, а величина гендерного разрыва возрастает на 8% за счет размера предприятия и на 11% за счет формы собственности, что может объясняться сосредоточением предприятий определенного размера в отдельных отраслях экономики.

Различия в индивидуальных характеристиках работников, таких как образование и специальный стаж, вносят существенный вклад в уменьшение неравенства в оплате труда между мужчинами и женщинами только в нижней части распределения. Таким образом, получение высшего образования и продолжительная занятость на одном рабочем месте для женщин, находящихся в нижних частях распределения, будет способствовать росту уровня их оплаты труда.

Результаты декомпозиции гендерного разрыва в оплате труда на разных участках распределения показали, что эффект отдачи имеет наибольшую объяснительную силу в 50%-ном квантиле, чуть меньшую в 90%-ном квантиле и самую низкую в 10%-ном, тем самым указывая на невозможность подтвердить гипотезу о наличии «стеклянного потолка» на российском рынке труда. Проверка этой гипотезы невозможна без проведения декомпозиции гендерного разрыва в заработной плате, основанной на квантильных регрессиях.

**Благодарности.** Исследование выполнено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ.

### Список литературы

Мальцева И., Рошин С. (2006). *Гендерная сегрегация и мобильность на российском рынке труда*. М.: Изд. Дом ГУ ВШЭ.

Ощепков А. Ю. (2007). Гендерные различия в оплате труда. В кн.: *Заработная плата в России: эволюция и дифференциация*, 250–297. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ.

Рошин С. Ю., Горелкина О. (2004). Гендерные различия в заработной плате: микроэкономический анализ факторов и тенденций. В кн.: *Гендерное неравенство в современной России сквозь призму статистики*. Под общ. ред. М. Е. Баскакова, 130–146. М.: URSS.

Рошин С., Солнцев С. (2006). Кто преодолевает «стеклянный потолок»: вертикальная гендерная сегрегация в российской экономике. *Препринт WP4/2006/03*. М.: ГУ ВШЭ.

Савельев Ю. (2007). *Либеральный гендерный порядок и гендерные стереотипы*. М.: МАКС Пресс.

Хоткина З. (2007). *Стереотипы и дискриминация на рынке труда*. М.: МАКС Пресс.

Antonczyk D., Fitzenberger B., Sommerfeld K. (2010). Rising wage inequality, the decline of collective bargaining, and the gender wage gap. *Labour Economics*, 17, 835–847.

Arabsheibani R., Lau L. (1999). Mind the gap: An analysis of gender wage differentials in Russia. *Labour*, 13 (4), 761–774.

Atencio A., Posadas J. (2015). Gender gap in pay in the Russian Federation: Twenty years later, still a concern. *Policy Research WP No. 7407*. World Bank, Washington, DC.

Blinder A. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8 (4), 436–455.

Brainerd El. (1998). Winners and losers in Russia's economic transition. *The American Economic Review*, 88 (5), 1094–1116.

Chernozhukov V., Fernandez-Val Iv., Melly B. (2009). Inference on counterfactual distributions. *Cemmap working paper CWP09/09*. The Institute for Fiscal Studies Department of Economics, UCL.

Cotton J. (1988). On the decomposition of wage differentials. *The Review of Economics and Statistics*, 70 (2), 236–243.

Deloach S., Hoffman A. (2002). Russia's second shift: Is housework hurting women's wages. *Atlantic Economic Journal*, 30 (4), 422–432.

Desai P., Idson T. (2000). *Work without wages: Russia's nonpayment crisis*. Cambridge: The MIT Press.

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.

Donald S., Green D., Paarsch A., Harry J. (2000). Differences in wage distributions between Canada and the US: An application of a flexible estimator of distribution functions in the presence of covariates source. *Review of Economic Studies*, 67 (4), 609–633.

Firpo S., Fortin N., Lemieux T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77 (3), 953–973.

Fortin N., Lemieux T., Firpo S. (2011). Decomposition methods in economics. In: *Handbook of Labor Economics*, v. 4a, 1–102.

Gardeazabal J., Ugidos A. (2005). Gender wage discrimination at quantiles source. *Journal of Population Economics*, 18 (1), 165–179.

Gerry C., Kim B.-Y., Li C. (2004). The gender wage gap and wage arrears in Russia: Evidence from the RLMS. *Journal of Population Economics*, 17 (2), 267–288.

Glinskaya E., Mroz T. (2000). The gender wage gap in wages in Russia from 1992 to 1995. *Journal of Population Economics*, 13 (2), 353–386.

Hansberry R. (2004). An analysis of gender wage differentials in Russia from 1996–2002. *Working Paper No. 720*. William Davidson Institute.

Heckman J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47 (1), 153–161.

Kassenboehmer S., Sinning M. (2014). Distributional changes in the gender wage gap. *ILR Review*, 67 (2), 335–361.

Konstantinova Vernon V. (2002). Returns to human capital in transitional Russia. <https://econwpa.ub.uni-muenchen.de/econ-wp/lab/papers/0204/0204003.pdf>.

Lehmann H., Wadsworth J. (2001). Wage arrears and the distribution of earnings in Russia. *Working Paper No. 421*. William Davidson Institute.

Lemieux T. (2006). Increasing residual wage inequality: Composition effects, noisy data, or rising demand for skills. *American Economic Review*, 96 (3), 461–498.

Machado J., Mata J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20 (4), 445–465.

Melly B. (2006). Applied quantile regression. Dissertation No. 3255. University of St. Gallen.

Mincer J., Polachek S. (1974). Family investments in human capital: Earnings of women. *Journal of Political Economy*, 82 (2), S76–S108.

Neumark D. (1988). Employers discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. *The Journal of Human Resources*, 23 (3), 279–295.

Newell A., Reilly B. (1996). The gender wage gap in Russia: Some empirical evidence. *Labour Economics*, 3 (3), 337–356.

Oaxaca R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14 (3), 693–709.

Ogloblin C. (1999). The gender earnings differential in the Russian transition economy. *Industrial and Labor Relations Review*, 52 (4), 602–627.

Ogloblin C. (2005). The gender earnings differential in Russia after a decade of economic transition. *Applied Econometrics and International Development*, 5 (3), 5–26.



Reilly B. (1999). The gender pay gap in Russia during the transition, 1992–96. *Economics of Transition*, 7 (1), 245–264.

Reimers C. (1983). Labor market discrimination against Hispanic and black men. *The Review of Economics and Statistics*, 65 (4), 570–579.

Yun M. S. (2005). A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. *Economic Inquiry*, 43 (4), 766–772.

Поступила в редакцию 29.09.2020;  
принята в печать 01.04.2021.

Roshchin S. Yu., Yemelina N. K. Gender wage gap decomposition methods: comparative analysis. *Applied Econometrics*, 2021, v. 62, pp. 5–31.

DOI: 10.22394/1993-7601-2021-62-5-31

### Sergey Roshchin

HSE University, Moscow, Russian Federation;  
sroshchin@hse.ru

### Natalya Yemelina

HSE University, Moscow, Russian Federation;  
nyemelina@hse.ru

## Gender wage gap decomposition methods: Comparative analysis

This study introduces a comparative analysis of the gender wage gap decomposition methods with the Russian Longitudinal Monitoring Survey (RLMS) data for 2018. To decompose the differences in average wages, approaches based on the Oaxaca–Blinder decomposition are used. Apart from the mean wages, the study focuses on other distribution statistics. Using the quantile regressions, the wage gap between men and women is decomposed for the distribution parameters such as median, lower and upper deciles. The decomposition estimates of conditional and unconditional (based on recentered influence functions) quantile regressions are compared.

**Keywords:** labour market; gender wage gap; decomposition; quantile regression; RIF-regression; selection correction.

**JEL classification:** J31; J71.

## References

Maltseva I., Roshchin S. (2006). *Gender segregation and mobility on the Russian labor market*. The Higher School of Economics Publishing House (in Russian).

Oshchepkov A. Y. (2007). Gender differences in pay. In: *Labor wages in Russia: Evolution and differentiation*. (Edited by V. Gimpelson, R. Kapeliushnikov). Higher School of Economics Publishing House (in Russian).

Roshchin S. Ju., Gorelkina O. (2004). Gendernye razlichija v zarabotnoj plate: mikroekonomicheskij analiz faktorov i tendencij. V kn.: *Gendernoe neravenstvo v sovremennoj Rossii skvoz' prizmu statistiki*. Pod obshh. red. M. E. Baskakova, 130–146. M.: URSS (in Russian).

Roshchin S. Y., Solntcev S. A. (2006). Who overcomes «glass ceiling»: Vertical gender segregation in Russian economy. *Working paper WP4/2006/03*. Higher School of Economics (in Russian).

Savelyev Ju. (2007). *Liberal'nyj gendernyj porjadok i gendernye stereotipy*. M.: MAKS Press (in Russian).

Hotkina Z. (2007). *Stereotipy i diskriminacija na rynke truda*. M.: MAKS Press (in Russian).

Antonczyk D., Fitzenberger B., Sommerfeld K. (2010). Rising wage inequality, the decline of collective bargaining, and the gender wage gap. *Labour Economics*, 17, 835–847.

Arabsheibani R., Lau L. (1999). Mind the gap: An analysis of gender wage differentials in Russia. *Labour*, 13 (4), 761–774.

Atencio A., Posadas J. (2015). Gender gap in pay in the Russian Federation: Twenty years later, still a concern. *Policy Research WP No. 7407*. World Bank, Washington, DC.

Blinder A. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8 (4), 436–455.

Brainerd El. (1998). Winners and losers in Russia's economic transition. *The American Economic Review*, 88 (5), 1094–1116.

Chernozhukov V., Fernandez-Val Iv., Melly B. (2009). Inference on counterfactual distributions. *Cemmap working paper CWP09/09*. The Institute for Fiscal Studies Department of Economics, UCL.

Cotton J. (1988). On the decomposition of wage differentials. *The Review of Economics and Statistics*, 70 (2), 236–243.

Deloach S., Hoffman A. (2002). Russia's second shift: Is housework hurting women's wages. *Atlantic Economic Journal*, 30 (4), 422–432.

Desai P., Idson T. (2000). *Work without wages: Russia's nonpayment crisis*. Cambridge: The MIT Press.

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.

Donald S., Green D., Paarsch A., Harry J. (2000). Differences in wage distributions between Canada and the US: An application of a flexible estimator of distribution functions in the presence of covariates source. *Review of Economic Studies*, 67 (4), 609–633.

Firpo S., Fortin N., Lemieux T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77 (3), 953–973.

Fortin N., Lemieux T., Firpo S. (2011). Decomposition methods in economics. In: *Handbook of Labor Economics*, v. 4a, 1–102.

Gardeazabal J., Ugidos A. (2005). Gender wage discrimination at quantiles source. *Journal of Population Economics*, 18 (1), 165–179.

Gerry C., Kim B.-Y., Li C. (2004). The gender wage gap and wage arrears in Russia: Evidence from the RLMS. *Journal of Population Economics*, 17 (2), 267–288.

Glinskaya E., Mroz T. (2000). The gender wage gap in wages in Russia from 1992 to 1995. *Journal of Population Economics*, 13 (2), 353–386.

Hansberry R. (2004). An analysis of gender wage differentials in Russia from 1996–2002. *Working Paper No. 720*. William Davidson Institute.

Heckman J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47 (1), 153–161.

Kassenboehmer S., Sinning M. (2014). Distributional changes in the gender wage gap. *ILR Review*, 67 (2), 335–361.

Konstantinova Vernon V. (2002). Returns to human capital in transitional Russia. <https://econwpa.ub.uni-muenchen.de/econ-wp/lab/papers/0204/0204003.pdf>.

Lehmann H., Wadsworth J. (2001). Wage arrears and the distribution of earnings in Russia. *Working Paper No. 421*. William Davidson Institute.

Lemieux T. (2006). Increasing residual wage inequality: Composition effects, noisy data, or rising demand for skills. *American Economic Review*, 96 (3), 461–498.

Machado J., Mata J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20 (4), 445–465.

Melly B. (2006). Applied quantile regression. Dissertation No. 3255. University of St. Gallen.

Mincer J., Polachek S. (1974). Family investments in human capital: Earnings of women. *Journal of Political Economy*, 82 (2), S76–S108.

Neumark D. (1988). Employers discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. *The Journal of Human Resources*, 23 (3), 279–295.

Newell A., Reilly B. (1996). The gender wage gap in Russia: Some empirical evidence. *Labour Economics*, 3 (3), 337–356.

Oaxaca R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14 (3), 693–709.

Ogloblin C. (1999). The gender earnings differential in the Russian transition economy. *Industrial and Labor Relations Review*, 52 (4), 602–627.

Ogloblin C. (2005). The gender earnings differential in Russia after a decade of economic transition. *Applied Econometrics and International Development*, 5 (3), 5–26.

Reilly B. (1999). The gender pay gap in Russia during the transition, 1992–96. *Economics of Transition*, 7 (1), 245–264.

Reimers C. (1983). Labor market discrimination against Hispanic and black men. *The Review of Economics and Statistics*, 65 (4), 570–579.

Yun M. S. (2005). A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. *Economic Inquiry*, 43 (4), 766–772.

*Received 29.09.2020; accepted 01.04.2021.*