

**ДЕКОМПОЗИЦИЯ ДИФФЕРЕНЦИАЦИИ ДОХОДОВ МУЖЧИН И ЖЕНЩИН
(НА ПРИМЕРЕ ПРИВОЛЖСКОГО ФЕДЕРАЛЬНОГО ОКРУГА)****Вячеслав Николаевич ОВЧИННИКОВ**

лаборант-исследователь Центра макроэкономических исследований НИФИ Министерства финансов РФ,
Москва, Российская Федерация
vyacheslav_ovchinnikov_1993@mail.ru
ORCID: отсутствует
SPIN-код: отсутствует

История статьи:

Получена 02.10.2018
Получена в доработанном
виде 16.10.2018
Одобрена 30.10.2018
Доступна онлайн 30.01.2019

УДК 338.2

JEL: C31

Ключевые слова:

гендерное неравенство,
декомпозиция, МНК-
регрессия, условная
квантильная регрессия

Аннотация**Предмет.** Дифференциация доходов мужчин и женщин.**Цели.** Попытка количественно оценить факторы гендерной дифференциации в денежных доходах на территории Приволжского федерального округа (ПФО).**Методология.** Использован дескриптивный метод, построены плотности распределения, специфицированы и эмпирически оценены МНК- (метод наименьших квадратов) и условные квантильные регрессии, а также применена декомпозиция Оаксаки и Блайндера (ОБ-декомпозиция) и Мачадо и Маты (ММ-декомпозиция).**Результаты.** В ПФО дифференциация в доходах мужчин и женщин продиктована различиями в рыночной оценке отдельных характеристик их человеческого капитала, иными словами, речь идет о дискриминации женской половой группы. Правда, структура выборочных совокупностей по гендерному признаку позволяет отчасти нивелировать расхождения в денежных доходах. В свою очередь применение условных квантильных регрессий и ММ-подхода к декомпозиции гендерного неравенства позволило доказать, что различия в доходах не претерпевают сильных искажений на всей плотности распределения, оставаясь относительно стабильными.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2018

Для цитирования: Овчинников В.Н. Декомпозиция дифференциации доходов мужчин и женщин (на примере Приволжского федерального округа) // *Финансы и кредит*. — 2018. — Т. 25, № 1. — С. 70 — 85.
<https://doi.org/10.24891/fc.25.1.70>

Введение

Проблема доходного неравенства жителей страны, формируя широкий общественный резонанс, вместе с тем является относительно хорошо академически исследованной. Одни работы связывают проблему дифференциации в доходах и макроэкономическую динамику [1]. Другие работы подробно останавливаются на методологии измерения и факторной декомпозиции неравенства [2]. Кроме того, анализируя проблематику доходного расслоения жителей РФ, невольно задаешься вопросом о необходимости более активного задействования государственного перераспределительного механизма и реформы налоговой системы страны [3].

Следует сказать, что перечень отечественных исследований на тему гендерных различий в

доходах и последствий половой дискриминации гораздо скромнее. Причем за малым исключением [4] реализуются в основном они на теоретико-дескриптивном уровне [5], что не позволяет проследить многогранную природу данной проблемы. Остается открытым и вопрос применения более совершенных методологических приемов, а также исследования гендерного неравенства на уровне отдельных территориальных единиц, а не страны в целом.

Таким образом, целью настоящей работы явилась попытка объяснить гендерную дифференциацию в доходах эмпирическим путем. Иными словами, ответить на вопрос: «Чем вызван разрыв в доходах мужчин и женщин?», различиями в рыночной оценке их человеческого капитала (дискриминацией) или

различиями в социально-демографических характеристиках мужской и женской выборки.

Обзор литературы

Как уже было сказано, проблеме декомпозиции различий в доходах или заработной плате посвящено множество исследований. Причем данные разрывы анализируются по принципиально разным основаниям, от временного признака до расовой или гендерной принадлежности.

В работе Дж. Суха исследовался разрыв в доходах между мужчинами и женщинами в экономике США на отдельных временных отрезках. Во-первых, автор отмечал сокращение гендерного разрыва в средних доходах в период с 1989 по 2005 г., связывая произошедшее с частичным упразднением гендерной дискриминации на американском рынке труда, а также с улучшением качества человеческого капитала, присущего женскому полу. Затем, используя стандартную декомпозицию Оаксаки и Блайндера, а также ее некоторые расширения, автор заключает, что в 1989 и 2005 гг. наиболее значимыми компонентами доходного разрыва стали выборочные средние по количеству отработанных часов и опыту профессиональной деятельности, в то время как выборочная средняя по образовательному фактору, напротив, способствовала нивелированию гендерного неравенства. Любопытно, что отраслевой фактор не оказывал серьезного воздействия ни в сторону увеличения, ни в сторону снижения разрыва в доходах [6].

В исследовании А. Хайнце использовались линейные квантильные регрессии для декомпозиции гендерного неравенства в Германии. В первую очередь автором обращалось внимание на непостоянство доходного разрыва между мужчинами и женщинами на различных участках распределения зависимой переменной. Двигаясь далее, автор разделил пул экзогенных переменных для целей регрессионного анализа и последующей декомпозиции на две части, характеризующие человеческий капитал и особенности

занятости (скажем, масштаб компаний, наличие отраслевого или внутрифирменного коллективного договора). В итоге в качестве наиболее важной детерминанты гендерного неравенства была названа дискриминационный компонента (различия в факторных эластичностях) по переменным, фиксирующим особенности занятости [7].

Обращаясь к российскому опыту в изучении факторов и природы гендерного неравенства, отметим исследование И.Е. Калабихиной¹. В данной работе представлена теоретико-описательная аргументация в пользу необходимости нивелирования гендерного неравенства, в частности описываются многочисленные экономические и демографические потери, связанные с ним. Что касается эмпирических исследований на предмет декомпозиции различий в доходах, то упомянем довольно интересную работу Е.Ю. Поляковой и Л.И. Смирных [8]. Она была посвящена анализу факторов дифференциации трудовых доходов между местными работниками и индивидами с иммиграционным прошлым. Методологическая ее часть сводилась к ОБ-разложению и методу Брауна, последний позволяет оценить влияние межсекторной сегрегации на дифференциацию в заработках. Авторы приходят к заключению, что разрыв в трудовых доходах между местными работниками и этнически нерусскими индивидами с иммиграционным прошлым определяется не различиями в социально-демографических характеристиках групп, а дифференциацией в рыночной оценке данных характеристик. Особую роль авторы отвели и фактору межсекторной сегрегации рабочих мест, который увеличивал неравенство почти на 30%.

Наконец, В.Е. Гимпельсон и Р.И. Капелюшников в работе «Нормально ли быть неформальным?» разложили неравенство в доходах формально и неформально занятых работников на вклад характеристик (ковариат) и рыночной оценки (дискриминация или вклад коэффициентов), используя стандартный

¹ Калабихина И.Е. Почему важно развивать институты гендерного равенства в России? // Научные исследования экономического факультета. 2011. Т. 3. № 1. С. 146–163.

ОБ-подход, правда, расширенный для случая квантильной регрессии. Именно вклад коэффициентов, по мнению авторов, обеспечивал доминирующую долю разрыва в доходах между двумя группами наемных работников на всех участках распределения [9]. В более поздней работе А.Л. Лукьянова [10] применила декомпозиционный аппарат условных и безусловных квантильных регрессий (регрессии для рецентрированных функций влияния или РФВ-регрессии) при оценке воздействия неформальности на неравенство. Особенность РФВ-регрессий состоит в том, что они в отличие от условных квантильных регрессий позволяют вычленить изолированный вклад той или иной ковариаты на конкретном участке распределения. Прежде всего, автор, оценив МНК-регрессии и используя декомпозиционный подход ОБ, установил, что эффект состава играл все меньшую роль в дифференциации зарплаток формально и неформально занятых работников, начиная с 2004 г. Иными словами, качество человеческого капитала формально и неформально занятых постепенно сближалось. Далее с помощью условных и безусловных квантильных регрессий автор продемонстрировал, что различия в зарплатах между формально и неформально занятыми оказываются максимальными для низкооплачиваемых категорий работников практически на всем анализируемом временном интервале.

В результате можно заключить, что в отечественной академической литературе существует довольно ограниченный перечень исследований, посвященных декомпозиции различий в доходах по тому или иному основанию с использованием моделей условных и безусловных квантильных регрессий. Иными словами, данная методология является относительно новой в отечественной практике по сравнению, скажем, с разложением Оаксаки и Блайндера, но имеет ряд существенных преимуществ перед ней.

Методология и описание данных

Декомпозиционный подход Оаксаки и Блайндера следует считать наиболее ранней

методологией к исследованию воздействия тех или иных факторов на существующие разрывы в денежных доходах [11, 12], которые могут возникать, как уже было отмечено, по гендерному, возрастному или расовому признаку. При этом следует сразу оговориться, что декомпозиции подвергаются разрывы в средних величинах денежных доходов ($\Delta \bar{Y}$).

Представим, что Y есть функция от комбинации ковариат и модельных ошибок в линейной записи:

$$Y_{gi} = \beta_{g0} + \sum_{k=1}^K X_{ik} \beta_{gk} + \epsilon_{gi},$$

где X — вектор ковариат ($X = [X_{i1}, \dots, X_{iK}]$), ϵ является нормально распределенной величиной, не коррелированной с вектором ковариат, а $g \in \{A, B\}$.

Тогда общий разрыв в доходах между представителями группы и может быть записан как:

$$\Delta \bar{Y} = \bar{Y}_B - \bar{Y}_A.$$

В случае если подвергнуть его декомпозиции:

$$\Delta \bar{Y} = \left[\sum_{k=1}^K (X_{Bk} - X_{Ak}) \hat{\beta}_{Ak} \right] + \left[\sum_{k=1}^K X_{Bk} (\hat{\beta}_{Bk} - \hat{\beta}_{Ak}) + (\hat{\beta}_{B0} - \hat{\beta}_{A0}) \right],$$

где $\hat{\beta}_{g0}$ и $\hat{\beta}_{gk}$ ($k=1, \dots, K$) — оцененные параметры для $g \in \{A, B\}$ [13].

Если первое слагаемое объясняет ту часть межгрупповой дифференциации в доходах, которая связана с различиями в социально-демографических характеристиках каждой из групп, скажем, сравнительно более высокий процент индивидов с дипломом о высшем образовании в мужской совокупности, то второе определяет различия в рыночной оценке этих характеристик. К примеру, работодатель может посчитать, что диплом о высшем образовании мужчины стоит несколько дороже женского, формируя таким путем дифференциацию в заработной плате и, соответственно, доходах.

Несмотря на простоту вычислений и интуитивную ясность, метод Оаксаки и Блайндера имеет известные ограничения. Напомним, что в их случае речь идет об исследовании разрыва лишь между выборочными средними. Отсюда и невозможность распространить практику данной декомпозиции на другие выборочные статистики, за исключением средней. Например, что если исследователь заинтересован в анализе гендерного разрыва на различных участках распределения денежного дохода?

Сразу оговоримся, что прямой переход от МНК к условным квантильным регрессиям и последующей ОБ-декомпозиции нельзя считать математически верным в строгом смысле слова. Все дело в том, что распространить выводы, основанные на условном распределении ($E[Y_i|X_i]$), на случай фактического или безусловного распределения ($E[Y_i]$) корректно, если речь идет только об МНК-оценивании ($E[Y_i|X_i]=E[Y_i]$). Для квантильной же регрессии имеем $Q_\tau(Y_i|X_i) \neq Q_\tau(Y_i)$ где τ — любой квантиль распределения.

К примеру, представим, что индивид А находится в нижнем дециле безусловного распределения переменной денежного дохода, а индивид В — в верхнем дециле. Затем оценим отдачу на образование (количество полных лет обучения) с помощью стандартной квантильной регрессии, иными словами, перейдем к условному распределению переменной дохода. Сразу оговоримся, что индивид А располагает 5 годами обучения за плечами, а индивид В — 10 годами. Однако каждый из них относится к 90-процентной доходной перцентилю для своего срока обучения. Теперь сделаем допущение, что для низкодоходных групп коэффициент регрессии оказался сравнительно меньше, чем для высокодоходных групп. Тогда стандартная квантильная регрессия приводит нас к такому заключению: для индивидов А и В свойственна идентичная отдача на образование. А это, разумеется, противоречит исходным данным.

Ученые Х. Мачадо и Х. Мата вскоре предложили декомпозицию различий в доходах, базирующуюся на условных квантильных моделях регрессии (ММ-декомпозиция) [13].

Первым этапом ММ-декомпозиции является собственно спецификация и оценивание условных линейных квантильных регрессий. Данный методологический прием хорошо уже известен по работам Р. Конкера [14, 15].

Вторым шагом ММ-декомпозиции следует считать генерацию случайных выборок из плотностей распределения дохода мужчин и женщин, затем случайные выборки делят на контфактические подмножества для каждой из ковариат.

Математически формально ММ-декомпозиция выглядит следующим образом:

$$\begin{aligned} & \alpha(f(\omega(1))) - \alpha(f(\omega(0))) = \\ & = [\alpha(f^*(\omega(1); Z(0))) - \alpha(f^*(\omega(0)))] + \\ & + [\alpha(f^*(\omega(1))) - \alpha(f^*(\omega(1); Z(0)))] + residual, \end{aligned}$$

где $\alpha(f(\omega(1))) - \alpha(f(\omega(0)))$ — разрыв в безусловных плотностях распределения доходов мужчин и женщин на различных квантилях (α); $\alpha(f^*(\omega(1); Z(0)))$ — контфактическая плотность распределения дохода для квантиля α . Под последней будем понимать некое вероятностное суждение о том, какова была бы плотность распределения дохода у мужчин, если бы ковариата уровня образования (предположим, что имеется лишь одна ковариата в регрессии) имела бы плотность распределения, свойственную женскому полу. Наконец, $\alpha(f^*(\omega(1)))$ и $\alpha(f^*(\omega(0)))$ представляют собой сгенерированные плотности распределения мужского и женского дохода для квантиля α ; *residual* — остаток. Сравнение $f^*(\omega(1); Z(0))$ с $f^*(\omega(0))$ позволяет судить о вкладе коэффициентов условной квантильной регрессии в дифференциацию доходов мужчин и женщин. В свою очередь соотношение $f^*(\omega(1))$ с $f^*(\omega(1); Z(0))$ свидетельствует уже о вкладе самих ковариат.

Кстати говоря, простые контрафакты встречались и в случае ОБ-разложения, только толкование их было слегка иное: каков был бы средний доход мужчины, если бы он располагал средними характеристиками женской половой группы [16].

Остановимся и на ограничениях ММ-подхода. С одной стороны, применение ММ-декомпозиции требует значительных по объему сложных вычислительных процедур [17]. С другой стороны, ММ-декомпозиция позволяет точно измерить лишь агрегированные эффекты на различных участках распределения. Речь идет об эффектах различий в социально-демографических характеристиках групп и их рыночной оценке. Проводить анализ в разрезе каждой детерминанты дохода можно лишь с известной долей условности.

Отметим также, что позднее В. Черножуков и другие несколько расширили круг условных регрессионных моделей для целей подобной декомпозиции, применив также модели времени жизни, в частности регрессию Кокса [18].

В настоящей работе представленные методологические приемы апробировались на данных выборочных обследований «Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения» (РМЭЗ) НИУ ВШЭ. Собранная статистика охватывала лишь индивидуальные опросники за трехлетний период времени (2014–2016 гг.). Данные агрегировались на уровне Приволжского федерального округа (ПФО). Ранее рыночные оценки некоторых компонент человеческого капитала в разрезе федеральных округов приводились лишь в ограниченном круге работ (если затрагивать статистику РМЭЗ НИУ ВШЭ) [19].

На *рис. 1* представлены плотности распределения мужских и женских доходов в логарифмической шкале, а также проведено бутстреп-тестирование на сходство данных распределений. Как видно из *рис. 1*, различия в доходах мужчин (сплошная линия) и женщин (пунктирная линия) довольно ощутимы (0,38 лог-пункта). Это

свидетельствует о том, что риски попадания в нижние децили распределения сравнительно выше у представителей женского пола. Также отметим, что дифференциация более-менее стабильна на различных участках распределения дохода.

В *табл. 1* приведена описательная статистика в отдельности для мужской и женской выборочных совокупностей за объединенный временной ряд. Большинство ковариат имели дискретное представление (1 = если условие выполнено и 0 = в противном случае) за исключением возрастного признака. В случае переменной «тип поселения» под цифрой 1 понималось проживание индивида в городской местности.

Структуры обеих выборок отчасти оказались близки, расхождения отмечаются разве что по переменной уровня образования. Процент встречаемости индивидуумов с самой высокой ступенью и средним специальным образованием оказался выше в женской выборочной совокупности, в случае же среднего полного образования, напротив, мужчины обладают им чаще женщин.

Результаты и их обсуждение

Начнем наш анализ с того, что оценим методом наименьших квадратов уравнение денежного дохода. При этом гендерная дифференциация в последнем будет измерена с помощью включения в модель соответствующей дамми-переменной (1 = мужчина, 0 = женщина). В *табл. 2* представлены результаты МНК-оценивания объединенной модели регрессии. Таким образом, мужчины зарабатывают в среднем на 53,7% больше женщин. Однако возникает вопрос, стабильна ли данная дифференциация для различных доходных групп. На *рис. 2* представлены результаты такой оценки с помощью условной линейной квантильной регрессии для случая объединенной выборки. Заметно, что гендерная дифференциация в доходах оказывается максимальной вблизи верхних квантилей распределения.

Затем, чтобы понять, какие факторы влияют на отмеченный разрыв в доходах,

специфицируем и оценим МНК-регрессии в отдельности для мужской и женской выборочных совокупностей (*табл. 2*). Все знаки перед переменными вполне удовлетворяют экономической логике. Отметим лишь существенные детали. Во-первых, отдача на все уровни образования среди представителей мужского пола оказалась сравнительно ощутимее. Во-вторых, довольно сильное расхождение в факторных эластичностях у представителей мужской и женской выборочных совокупностей наблюдается по переменной возрастного признака. В оцененной регрессии возраст умеренно негативно влияет на денежный доход. Тип поселения также является важной детерминантой индивидуальных денежных доходов вне зависимости от гендерного основания. Правда, коэффициент при данной переменной у мужчин уступал соответствующей оценке по женской выборочной совокупности. Что касается отраслевого фактора, то значимость его влияния на денежные доходы оказалась малосущественна, и мы проигнорировали его представление в *табл. 2*.

Полученные коэффициенты МНК-регрессий и выборочные средние позволяют выполнить декомпозицию разрыва в средних доходах мужчин и женщин с помощью подхода Оаксаки и Блайндера. С учетом высокой чувствительности результатов ОБ-разложения к выбору референтной группы в настоящей работе для расчета одноименных модельных коэффициентов использовался подход Дж. Коттона [20] (*рис. 3*).

Согласно ОБ-подходу разрыв в средних доходах мужчин и женщин продиктован в основном дискриминацией (эффектом рыночной оценки), а не различиями социально-демографических характеристик анализируемых выборок (эффектом состава). Скорее напротив, эффект состава обеспечивает частичное сокращение разрыва в доходах.

Анализ полученных результатов в разрезе каждой переменной следует проводить таким образом. Скажем, структура выборок оказалась приблизительно типична по

возрасту (женщины слегка старше мужчин). Кроме того, как следует из МНК-регрессии, возраст негативно влияет на денежные доходы. Соответственно, имеем частичное увеличение гендерного разрыва — эффект состава по переменной возраста. Затем, вновь учитывая знак МНК-регрессии, отметим, что коэффициент при переменной возраста ощутимо выше у мужчин. Итог — сильное сокращение гендерного неравенства. Если обратиться к переменным уровня образования, то ситуация иная. Условно коэффициенты МНК-регрессий между мужчинами и женщинами сравнительно схожи, но состав выборки по данным переменным расходится (это уже было отмечено в *табл. 1*). Тогда, если среди женщин чаще встречается высшее образование и оно положительно влияет на доход, то эффект состава должен свидетельствовать в пользу сокращения гендерного неравенства. Аналогичный вывод имеем и для случая среднего специального образования. Зная о том, что различия в коэффициентах незначительны, эффект рыночной оценки должен быть слабовыраженным.

Затем перейдем к первому этапу декомпозиционного подхода Мачадо и Маты — спецификации и оцениванию условных линейных квантильных регрессий на денежный доход для мужской и женской выборок.

На *рис. 4* приведены отдельные коэффициенты оцененных квантильных регрессий для мужской и женской выборочных совокупностей. Как видно из *рис. 4*, коэффициенты при ковариатах в оцененных регрессиях подвергались значительным флуктуациям и редко оставались стабильными. Например, переменная возраста вне зависимости от пола все в большей степени влияет на финансовое благосостояние по мере перемещения от нижних квантилей распределения к верхним. Аналогично возрасту для мужчин и женщин отдача на высшее образование оказывалась максимальной в области 80%-перцентили. Расхождения по полу отмечались разве что для переменной типа поселения.

На втором этапе, следуя ММ-алгоритму, выполним декомпозицию предельных расхождений в распределении переменной логарифма дохода на две компоненты — изменения в ковариатах и изменения в оцененных коэффициентах (табл. 3).

Результаты в табл. 3 демонстрируют, что гендерный разрыв несколько сократился на верхних участках распределения. Также обращают на себя внимание отрицательные знаки в столбце под названием «эффект состава». Речь идет о том, что схожая структура выборок позволяет в какой-то степени ликвидировать имеющуюся дифференциацию в доходах. Об этом мы уже говорили, в частности, при анализе рис. 3 и описательной статистики в табл. 1. В то же время, как и ожидалось, дискриминация объясняет большую часть изменений в распределении дохода.

Выводы

Настоящая работа является одной из попыток применить условные квантильные регрессии к декомпозиции гендерного разрыва по доходу.

Данные модели позволяют проследить доходную дифференциацию между мужчинами и женщинами на всей плотности распределения в отличие от стандартного разложения Оаксаки и Блайндера.

Полученные результаты ОБ-декомпозиции свидетельствуют о том, что в ПФО дифференциация в доходах мужчин и женщин продиктована различиями в рыночной оценке некоторых характеристик человеческого капитала, то есть наличие дискриминация в пользу представителей мужского пола. Правда, структура выборок позволяет отчасти нейтрализовать расхождения в денежных доходах.

Применение условных квантильных регрессий к декомпозиции гендерного неравенства позволило доказать, что различия в доходах не претерпевают сильных искажений на всей плотности распределения, оставаясь относительно стабильными. Более того, вновь можно с определенной степенью уверенности утверждать, что эффекты рыночной оценки играют доминирующую роль в формировании гендерной дифференциации в доходах.

Таблица 1

Описательная статистика выборочных совокупностей

Table 1

Descriptive statistics of the samples

Переменная	Выборочное среднее	
	мужчины	женщины
Возраст	40,7	42,6
Уровень образования:		
– среднее полное	0,42	0,24
– среднее специальное	0,25	0,32
– высшее	0,24	0,39
Тип поселения	0,81	0,85
Размер выборки (N)	1 593	1 781

Источник: авторская разработка по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

Таблица 2**Результаты построения МНК-регрессий для объединенной выборки и в разрезе гендерных групп****Table 2****The results of OLS regressions construction for the pooled sample and gender groups**

Переменная	Коэффициент (стандартная ошибка)		
	объединенная выборка	мужчины	женщины
Константа	9,277* (0,054)	9,842* (0,073)	9,173* (0,075)
Гендер	0,442* (0,019)	—	—
Возраст	-0,007* (0,0008)	-0,01* (0,001)	-0,005* (0,0001)
Уровень образования:			
– среднее полное	0,07 (0,038)	0,115* (0,051)	0,006 (0,059)
– среднее специальное	0,185* (0,039)	0,213* (0,054)	0,137* (0,058)
– высшее образование	0,468* (0,039)	0,46* (0,055)	0,455* (0,057)
Тип поселения	0,34* (0,025)	0,302* (0,036)	0,379* (0,036)
R ²	0,246	0,164	0,189
N	3 374	1 593	1 781

* Коэффициент значим на уровне 5%.

Источник: авторская разработка по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

Таблица 3**Результаты декомпозиции гендерного разрыва в доходах для случая условной квантильной регрессии****Table 3****The results of decomposition of the gender income gap for the case of conditional quantile regression**

Условный квантиль	Общий разрыв	Эффект состава	Эффект рыночной оценки
0,1	0,379	-0,0614	0,441
0,2	0,4	-0,0812	0,481
0,3	0,401	-0,0709	0,472
0,4	0,385	-0,0859	0,471
0,5	0,366	-0,0818	0,447
0,6	0,39	-0,0636	0,453
0,7	0,36	-0,101	0,46
0,8	0,348	-0,0915	0,439
0,9	0,348	-0,0882	0,436

Источник: авторская разработка по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

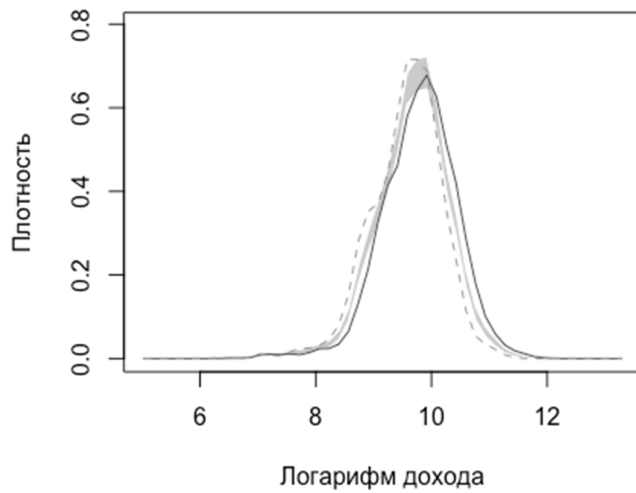
Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

Рисунок 1

Плотности распределения дохода в разрезе гендерных групп (логарифмическая шкала)

Figure 1

Distribution densities of income for gender groups (logarithmic scale)



Источник: авторская разработка по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

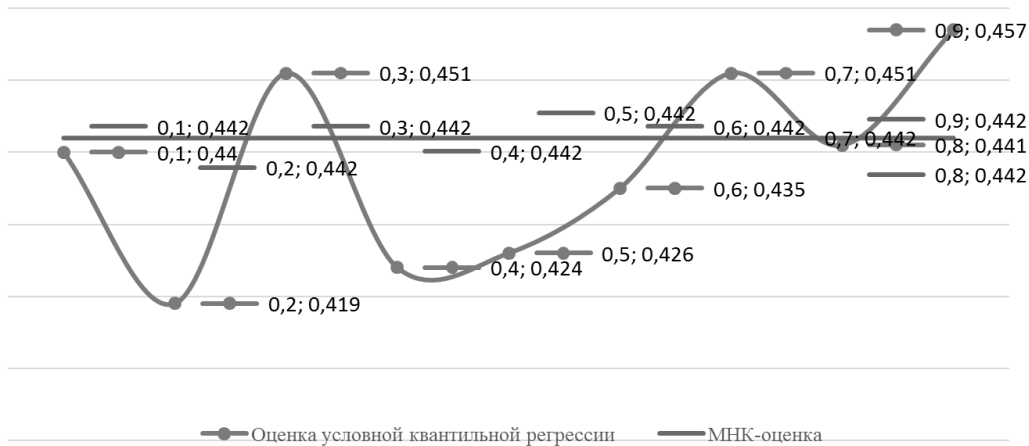
Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

Рисунок 2

Оценка эмпирического коэффициента ковариаты «гендер» на различных квантилях распределения дохода

Figure 2

Assessment of the empirical coefficient of the *Gender* covariate on different quantiles of income distribution



Источник: авторская разработка по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

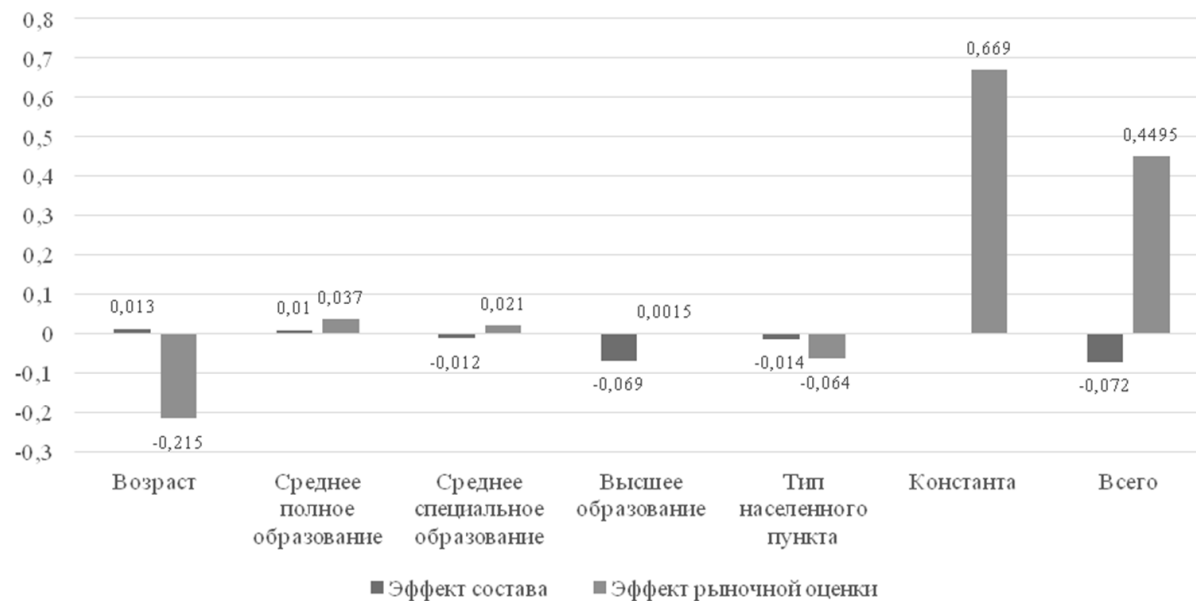
Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

Рисунок 3

Результаты декомпозиции разрыва в средних доходах мужчин и женщин (логарифмическая шкала)

Figure 3

The results of decomposition of the gender average income gap (logarithmic scale)

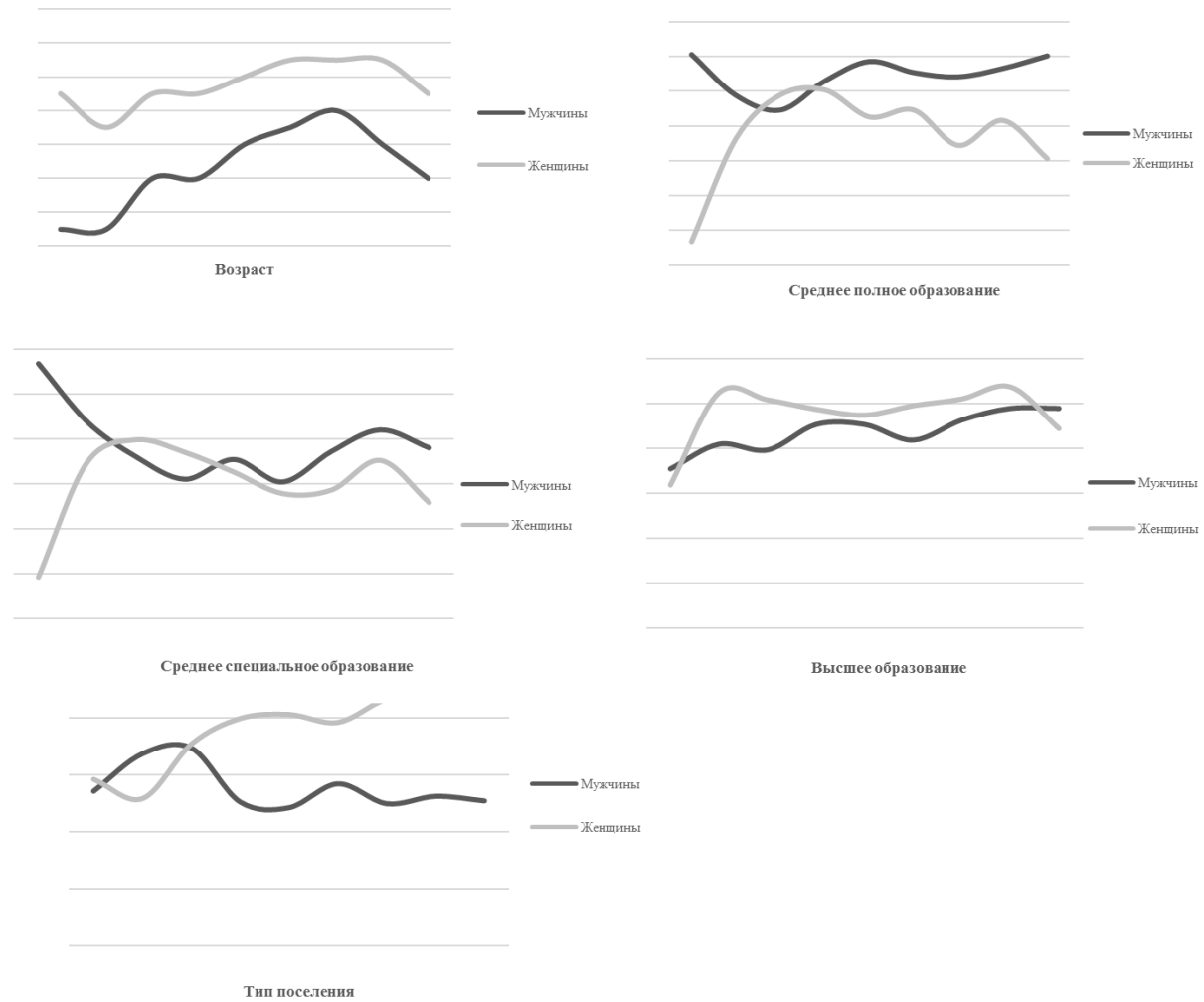


Источник: авторская разработка по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

Рисунок 4
Результаты оценивания линейных условных квантильных моделей регрессии

Figure 4
The results of assessment of linear conditional quantile regression models



Источник: авторская разработка по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the RLMS-HSE data

Список литературы

1. Лазарян С.С., Черноталова М.А. Глобальная угроза роста неравенства // Научно-исследовательский финансовый институт. Финансовый журнал. 2017. № 4. С. 34–46. URL: http://www.finjournal-nifi.ru/images/FILES/Journal/Archive/2017/4/fm_2017_4.pdf
2. Капелюшников Р.И. Неравенство: как не примитивизировать проблему // Вопросы экономики. 2017. № 4. С. 117–139.
3. Леухин Р.С., Суслина А.Л. Прогрессивность налогов на труд в России: текущая ситуация и оценка последствий возможных вариантов реформы НДС // Научно-исследовательский финансовый институт. Финансовый журнал. 2017. № 6. С. 50–63. URL: http://www.finjournal-nifi.ru/images/FILES/Journal/Archive/2017/6/fm_2017_6.pdf
4. Ниворожкина Л.И. Гендерная дифференциация: влияние локальных рынков труда // TERRA ECONOMICUS. 2005. Т. 3. № 1. С. 23–33. URL: <http://cyberleninka.ru/article/n/tendernaya-differentsiatsiya-vliyanie-lokalnyh-rynkov-truda>
5. Гриненко С.В., Богомолова И.С., Задорожня Е.К. Гендерные особенности развития человеческого капитала // Национальные интересы: приоритеты и безопасность. 2014. № 38. С. 20–35. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/gendernye-osobennosti-razvitiya-chelovecheskogo-kapitala>
6. Suh J. Decomposition of the Change in the Gender Wage Gap. *Research in Business and Economics Journal*, 2015, 18 p. URL: <http://www.aabri.com/manuscripts/08076.pdf>
7. Heinze A. Beyond the Mean Gender Wage Gap: Decomposition of Differences in Wage Distributions Using Quantile Regression. *ZEW – Centre for European Economic Research Discussion Paper*, 2010, no. 10-043, pp. 1–32. URL: <https://doi.org/10.2139/ssrn.1638858>
8. Полякова Е.Ю., Смирных Л.И. Дифференциация трудовых доходов между местными работниками и индивидами с иммиграционным прошлым: имеет ли значение этничность? // Прикладная эконометрика. 2016. № 3. С. 52–72. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/differentsiatsiya-trudovyh-dohodov-mezhdu-mestnymi-rabotnikami-i-individami-s-immigratsionnym-proshlym-imeet-li-znachenie-etnichnost>
9. Гимпельсон В.Е., Капелюшников Р.И. Нормально ли быть неформальным? // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2013. Т. 17. № 1. С. 3–40. URL: <https://www.hse.ru/pubs/share/direct/document/69008328>
10. Лукьянова А.Л. Использование безусловных квантильных регрессий при оценке влияния неформальности на неравенство // Прикладная эконометрика. 2013. № 32. С. 3–28. URL: https://www.hse.ru/mirror/pubs/lib/data/access/ram/ticket/57/1547124263a3f270dc01ac77877dc2745455a6206b/pe_2013_4_03-28.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. 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://doi.org/10.2307/144855>
13. Machado J.A.F., Mata J. Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression. *Journal of Applied Econometrics*, 2005, vol. 20, iss. 4, pp. 444–465. URL: <https://doi.org/10.1002/jae.788>

14. Koenker R., Bassett G. Jr. Regression Quantiles. *Econometrica*, 1978, vol. 46, no. 1, pp. 33–50. URL: <https://doi.org/10.2307/1913643>
15. Koenker R. Quantile Regression for Longitudinal Data. *Journal of Multivariate Analysis*, 2004, vol. 91, iss. 1, pp. 74–89. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jmva.2004.05.006>
16. DiNardo J., Fortin N.M., Lemieux T. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973–1992: A Semiparametric Approach. *NBER Working Paper*, 1995, no. 5093. URL: <https://doi.org/10.3386/w5093>
17. Fortin N., Lemieux T., Firpo S. Decomposition Methods in Economics. *NBER Working Paper*, 2010, no. 16045. URL: <https://www.nber.org/papers/w16045.pdf>
18. Chernozhukov V., Fernandez-Val I., Melly B. Inference on Counterfactual Distributions. *Econometrica*, 2013, vol. 81, iss. 6, pp. 2205–2268. URL: <https://doi.org/10.3982/ECTA10582>
19. Cheidvesser S., Benitez-Silva H. The Educated Russian's Curse: Returns to Education in the Russian Federation during the 1990s. *Labour*, 2007, vol. 21, iss. 1, pp. 1–41. URL: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9914.2007.00365.x>
20. 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>

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.

**GENDER INCOME GAP DECOMPOSITION:
EVIDENCE FROM THE VOLGA FEDERAL DISTRICT**

Vyacheslav N. OVCHINNIKOV

Macroeconomic Research Center of Financial Research Institute of Ministry of Finance of Russian Federation (FRI),
Moscow, Russian Federation
vyacheslav_ovchinnikov_1993@mail.ru
ORCID: not available

Article history:

Received 2 October 2018
Received in revised form
16 October 2018
Accepted 30 October 2018
Available online
30 January 2019

JEL classification: C31

Keywords: decomposition,
gender inequality, conditional
quantile regression, OLS
regression

Abstract

Subject The paper considers the issues of gender income gap breakdown.

Objectives The paper aims to quantify the factors of gender income spread in the Volga Federal District.

Methods For the study, I used a descriptive method, distribution density scheme, the methods of ordinary least squares (OLS) and conditional quantile regressions, as well as the Blinder–Oaxaca decomposition and the Machado-Mata approach.

Results The paper shows that the differentiation in the income of men and women in the Volga Federal District is caused by differences in the market valuation of individual characteristics of their human capital.

Conclusions The paper concludes that market valuation effects of human capital play a dominant role in shaping a gender differentiation in income.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2018

Please cite this article as: Ovchinnikov V.N. Gender Income Gap Decomposition: Evidence from the Volga Federal District. *Finance and Credit*, 2019, vol. 25, iss. 1, pp. 70–85.
<https://doi.org/10.24891/fc.25.1.70>

References

1. Lazaryan S.S., Chernotalova M.A. [Global Risk of Rising Inequality]. *Nauchno-issledovatel'skii finansovyi institut. Finansovyi zhurnal = Financial Journal*, 2017, no. 4, pp. 34–46.
URL: http://www.finjournal-nifi.ru/images/FILES/Journal/Archive/2017/4/fm_2017_4.pdf
(In Russ.)
2. Kapelyushnikov R.I. [Inequality: How not to primitivize the problem]. *Voprosy Ekonomiki*, 2017, no. 4, pp. 117–139. (In Russ.)
3. Leukhin R.S., Suslina A.L. [Labour Taxes Progressivity in Russia: Ways to Reform Personal Income Tax]. *Nauchno-issledovatel'skii finansovyi institut. Finansovyi zhurnal = Financial Journal*, 2017, no. 6, pp. 50–63. URL: http://www.finjournal-nifi.ru/images/FILES/Journal/Archive/2017/6/fm_2017_6.pdf (In Russ.)
4. Nivorozhkina L.I. [Gender differentiation: influence of local labor markets]. *TERRA ECONOMICUS*, 2005, vol. 3, iss. 1, pp. 23–33.
URL: <http://cyberleninka.ru/article/n/tendernaya-differentsiatsiya-vliyanie-lokalnyh-rynkov-truda>
(In Russ.)
5. Grinenko S.V., Bogomolova I.S., Zadorozhnyaya E.K. [Gender specifics of human capital]. *Natsional'nye interesy: priority i bezopasnost'* = *National Interests: Priorities and Security*, 2014, no. 38, pp. 20–35. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/gendernye-osobennosti-razvitiya-chelovecheskogo-kapitala> (In Russ.)

6. Suh J. Decomposition of the Change in the Gender Wage Gap. *Research in Business and Economics Journal*, 2015, 18 p. URL: <http://www.aabri.com/manuscripts/08076.pdf>
7. Heinze A. Beyond the Mean Gender Wage Gap: Decomposition of Differences in Wage Distributions Using Quantile Regression. *ZEW – Centre for European Economic Research Discussion Paper*, 2010, no. 10-043, pp. 1–32. URL: <https://doi.org/10.2139/ssrn.1638858>
8. Polyakova E.Yu., Smirnykh L.I. [The earning differential between natives and individuals with immigrant background in Russia: The role of ethnicity]. *Prikladnaya ekonometrika = Applied Econometrics*, 2016, no. 3, pp. 52–72. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/differentsiatsiya-trudovyh-dohodov-mezhdu-mestnymi-rabotnikami-i-individami-s-immigratsionnym-proshlym-imeet-li-znachenie-etnichnost> (In Russ.)
9. Gimpel'son V.E., Kapelyushnikov R.I. [Is It Normal to Be Informal?]. *Ekonomicheskii zhurnal Vysshei shkoly ekonomiki = The HSE Economic Journal*, 2013, vol. 17, iss. 1, pp. 3–40. URL: <https://www.hse.ru/pubs/share/direct/document/69008328> (In Russ.)
10. Luk'yanova A.L. [Application of unrestricted quantile regressions in assessment of impact of informality on inequality]. *Prikladnaya ekonometrika = Applied Econometrics*, 2013, no. 32, pp. 3–28. URL: https://www.hse.ru/mirror/pubs/lib/data/access/ram/ticket/57/1547124263a3f270dc01ac77877dc2745455a6206b/pe_2013_4_03-28.pdf (In Russ.)
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. 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://doi.org/10.2307/144855>
13. Machado J.A.F., Mata J. Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression. *Journal of Applied Econometrics*, 2005, vol. 20, iss. 4, pp. 444–465. URL: <https://doi.org/10.1002/jae.788>
14. Koenker R., Bassett G. Jr. Regression Quantiles. *Econometrica*, 1978, vol. 46, no. 1, pp. 33–50. URL: <https://doi.org/10.2307/1913643>
15. Koenker R. Quantile Regression for Longitudinal Data. *Journal of Multivariate Analysis*, 2004, vol. 91, iss. 1, pp. 74–89. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jmva.2004.05.006>
16. DiNardo J., Fortin N.M., Lemieux T. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973–1992: A Semiparametric Approach. *NBER Working Paper*, 1995, no. 5093. URL: <https://doi.org/10.3386/w5093>
17. Fortin N., Lemieux T., Firpo S. Decomposition Methods in Economics. *NBER Working Paper*, 2010, no. 16045. URL: <https://www.nber.org/papers/w16045.pdf>
18. Chernozhukov V., Fernandez-Val I., Melly B. Inference on Counterfactual Distributions. *Econometrica*, 2013, vol. 81, iss. 6, pp. 2205–2268. URL: <https://doi.org/10.3982/ECTA10582>
19. Cheidvesser S., Benitez-Silva H. The Educated Russian's Curse: Returns to Education in the Russian Federation during the 1990s. *Labour*, 2007, vol. 21, iss. 1, pp. 1–41. URL: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9914.2007.00365.x>
20. 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>

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.