

**ФАКТОРЫ БЕДНОСТИ И ДОХОДНОГО НЕРАВЕНСТВА
В ПРИВОЛЖСКОМ ФЕДЕРАЛЬНОМ ОКРУГЕ****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 17.09.2018
Получена в доработанном
виде 01.10.2018
Одобрена 08.10.2018
Доступна онлайн
15.11.2018

УДК 332.142

JEL: R13, R28

Ключевые слова: бедность,
неравенство, индекс Тейла,
декомпозиция, уравнение
Минцера, метод Филдса,
логит-регрессия

Аннотация

Предмет. Дифференциация доходов в Приволжском федеральном округе (ПФО).
Цели. Выявление и эконометрическое оценивание факторов уровня относительной бедности и доходной дифференциации в ПФО.

Методология. Анализ описательной статистики, спецификация и эконометрическое оценивание логит-регрессий для уровня относительной бедности. Декомпозиционный подход включал в себя технику разложения индекса неравенства Тейла по групповому основанию, Использован также регрессионный метод декомпозиции доходной дифференциации.

Результаты. Получение высшего образования, проживание в городской местности, занятость в гражданском машиностроении, торговле, сельском хозяйстве увеличивают вероятность преодоления порога относительной бедности. В свою очередь, пенсионеры и жители федерального округа, занятые в социальном секторе и правоохранительной деятельности, оказывались экономически наиболее незащищенными категориями граждан. Гендерная принадлежность и уровень образования вносят наиболее ощутимый вклад в дифференциацию доходов на территории ПФО.

Выводы. Полученные результаты могут быть востребованы при проведении экономической политики, направленной на смягчение избыточного уровня неравенства и преодоление бедности в ПФО.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2018

Для цитирования: Овчинников В.Н. Факторы бедности и доходного неравенства в Приволжском федеральном округе // Региональная экономика: теория и практика. – 2018. – Т. 16, № 11. – С. 2044 – 2058.
<https://doi.org/10.24891/re.16.11.2044>

Введение

Тема бедности и ее преодоления всегда отличалась особенной остротой в контексте разгорающихся споров в академическом сообществе и общественно-политических кругах. Следует сказать, что существует масса подходов к определению бедности с количественной и качественной точек зрения. К примеру, бедность можно понимать в абсолютном смысле и говорить о так называемой границе абсолютной бедности. Последняя определяется величиной прожиточного минимума или физиологическим минимумом. Проблема заключается в том, что данная граница

практически не претерпевает изменений на протяжении длительного периода времени даже в условиях экономического роста. Бедность в относительном толковании связана со взвешиванием мер центральной тенденции или, в первую очередь, медианы. Например, в странах Европейского союза (ЕС) при отнесении домохозяйства к категории бедных руководствуются уровнем располагаемого дохода в 60% от национальной медианы [1]. Преимуществом относительного подхода к определению границы бедности является учет не только физиологических потребностей индивидуумов, но и психолого-социальных деприваций [2].

Исследование корреляционных связей экономического роста, бедности и неравенства обсуждалось в значительном количестве работ. В большинстве из них признается позитивное воздействие экономического роста на бедность. Рост, однако, является необходимым, но недостаточным основанием для ее преодоления [3]. Так, в работе [4] с помощью регрессионного анализа доказывается, что распределение дохода между бедными есть важное условие эффективности положительного воздействия экономического роста на бедность.

Обращаясь к проблеме социального расслоения и необходимости его смягчения усилиями государства, отметим, что данный вопрос является во многом дискуссионным, так как нельзя однозначно утверждать об исключительно негативных связях между неравенством и экономическим ростом [5, 6].

Настоящее исследование построено следующим образом. Приведен обзор научных работ на предмет выявления факторов бедности и доходного неравенства в России и за рубежом. Далее представлены описательная статистика данных, оценки и тренды доходного неравенства и уровня бедности в ПФО, описывается методология исследования факторной природы бедности, а также обсуждаются результаты эконометрической оценки логит-регрессии. В заключительной части кратко раскрывается методология декомпозиции доходного неравенства и обсуждены результаты применения декомпозиционных подходов.

Анализ эмпирических исследований

Анализ эмпирических исследований позволяет заключить, что наиболее существенными детерминантами относительной и абсолютной бедности как в России, так и в некоторых странах мира стали характеристики главы домохозяйства, в том числе уровень его образования и статус занятости, а также тип населенного пункта. В частности, М. Биазе и Т. Зване, отталкиваясь от результатов социологических исследований доходов южноафриканских домохозяйств за 2008–2014 гг. и используя панельную пробит-модель

со случайными эффектами, в качестве статистически значимых детерминант экономического благополучия и преодоления бедности назвали уровень образования и статус занятости, а также расовый и гендерный признаки главы домохозяйства. Более того, ученые отметили, что жители сельских поселений чаще оказываются в состоянии бедности [7].

В работе Х. Родригес, посвященных исследованию детерминант бедности в регионах Мексики, граничащих с США, доказывалось, что переменными, негативно коррелирующими с вероятностью обнищания, стали возраст и образовательный уровень главы домохозяйства [8].

Р. Дуарте, базируясь на данных опросов домашних хозяйств Парагвая за 2013 г., пришел к выводу, что ведущими факторами, определяющими бедность, стали: женщина как глава домохозяйства, отсутствие образования, отсутствие медицинской страховки, отсутствие трудового контракта, самозанятость¹. Методологической основой работы служили объединенная модель и логистическая регрессия.

И. Денисова и М. Картцева на основе анализа опросов 45 тыс. домохозяйств за апрель–май 2003 г., проведенных Росстатом в сотрудничестве со Всемирным банком, ставили целью эконометрически оценить факторы уровня абсолютной бедности. Изначально авторы выделили 4 группы регионов России в зависимости от доли бедного населения, проживающего в их границах, предполагая, что в разных региональных группах детерминанты бедности могут существенно различаться. Вопреки гипотезе авторов, во всех четырех региональных группах ключевыми факторами, понижающими вероятность перехода в разряд бедных, стали доля работающих взрослых в структуре домохозяйства и уровень образования его главы [9].

¹ Duarte R. Socioeconomic Determinants of Poverty in Paraguay. Honors Thesis. Washington, Washington University in St. Louis, Spring 2015, 56 p. URL: http://economics.wustl.edu/files/economics/imce/raul_duarte_thesis_v2.pdf

С. Капелюк при анализе факторов экономической мобильности («погружение» в бедность и выход из нее) применял стандартную пробит-модель на панельных данных. В частности, он установил, что вероятность перейти в состояние бедности снижают такие факторы, как увеличение рабочего времени и более высокий уровень образования главы домохозяйства, а также проживание в городской местности. Влияние данных факторов оказывалось значимым при различных подходах к определению зависимой переменной – с позиции доходов и потребления [10].

Переходя к исследованию проблемы доходной дифференциации в развивающихся экономиках, выделим характеристики главы домохозяйства (уровень образования, статус занятости) в качестве главных факторов и отметим особенности структурной композиции. Например, регрессионный подход к выделению наиболее значимых детерминант неравенства в экономике Индии был использован С. Трипати [11]. Исходя из ряда ограничений в статистике данных, автор рассматривал моделирование среднедушевого уровня потребления в домохозяйстве и соответствующую декомпозицию.

Необходимо также отметить, что вклад факторов неравенства в агрегированный показатель, под которым подразумевался квадрат коэффициента корреляции, исследовался на двух временных интервалах (в 2004–2005 гг. и 2011–2012 гг.) как для сельской местности, так и для городских центров. По мнению автора, наиболее существенный вес вне зависимости от анализируемого временного периода или типа поселения приходится на фактор размера домохозяйства.

Ранее к схожим результатам на временном срезе 2004–2005 гг. пришел М. Биготта [12]. На его взгляд, вновь наиболее важными факторами, влияющими на доход и его дифференциацию, стали размер домохозяйства, уровень образования и статус занятости его главы. В работе Т. Айзава и

соавторов исследована казуальная природа доходного неравенства в Японии и США в 2009–2013 гг. [13]. По мнению исследователей, доминирующий вклад в агрегированный показатель доходного неравенства японских и американских домохозяйств вносят уровень образования и возраст главы домохозяйства.

Что касается работ российских исследователей по декомпозиции доходного неравенства, то обратим внимание на исследование О.А. Кислицыной². Автор оценивала вклад различных факторов в общее неравенство российских домохозяйств в переходный период. Было установлено, что вклад фактора уровня образования главы домохозяйства к 2000 г. достиг 20% всего объясненного регрессией неравенства. Аналогичные результаты были получены Л.Н. Овчаровой и др. [14]. Неравенство декомпозировалось по переменной среднедушевых и эквивалентных денежных расходов. Фактору уровня образования главы домохозяйства принадлежит ощутимый вес.

Несмотря на многообразие работ по измерению и декомпозиции неравенства, данная тема остается без должного внимания на академическом уровне. В большинстве исследований анализ выполнен на домохозяйственном, а не на индивидуальном уровне. В настоящей работе использовалась статистика выборочных обследований совокупных денежных доходов индивидуумов. Обследования проведены РМЭЗ НИУ ВШЭ в 2014–2016 гг.

Переход к индивидуальным опросникам продиктован задачей оценить влияние отраслевого фактора на вероятность перехода в состояние бедности и выявить вклад данной переменной в общее расслоение по доходам. Таким образом, цели работы – выявление и количественная оценка факторов уровня бедности и дифференциации денежных доходов в Приволжском федеральном округе (ПФО).

² Кислицына О.А. Неравенство доходов в России в переходный период: чем оно объясняется? М.: EERC, 2003. 79 с.

Описательная статистика данных, оценки и тренды доходного неравенства и уровня бедности в ПФО

В табл. 1 представлены некоторая описательная статистика по исследуемой выборке, а также оценки по основным показателям доходной дифференциации и бедности на индивидуальном уровне (табл. 1).

Прежде всего обратим внимание на уровень относительной бедности в ПФО. Согласно индивидуальным опросникам РМЭЗ НИУ ВШЭ, чуть менее четверти (21,8%) населения ПФО в 2016 г. пребывало в состоянии бедности. Статистика выборочных наблюдений доходов населения (ВНДН) приводит оценки уровня относительной бедности исходя из доли населения, эквивалентные располагаемые денежные доходы которого оказывались ниже 60% уровня соответствующей медианы. Дело в том, что объектом наблюдения в случае ВНДН Федеральной службы государственной статистики (ФСГС) является домашнее хозяйство, а не индивидуум. Сложившаяся ситуация затрудняет проведение сравнительных процедур. Согласно данным ФСГС, показатель относительной бедности в ПФО составил в 2016 г. 25,5%. Более того, Росстат, агрегируя значения прожиточного минимума лишь на уровне субъектов РФ, не приводит оценки физиологического минимума в разрезе федеральных округов. В связи с данными ограничениями уровень абсолютной бедности не учтен в настоящей работе.

Анализируя особенности динамики ключевых измерителей неравенства, следует сказать, что дифференциация в индивидуальных доходах на пространстве Приволжья в последние годы не имела выраженной тенденции. Если в 2014 г. коэффициент Джини составил 0,313, то уже в 2015 г. он увеличился на 3 п.п. с последующим незначительным откатом. К сожалению, в рамках ВНДН не приводятся оценок дифференциации доходов в разрезе федеральных округов. В результате отсутствуют возможности для оценки сопоставимости статистических данных и основанных на них результатов.

Методология исследования факторной природы уровня относительной бедности

В целях анализа факторной природы уровня относительной и абсолютной бедности, как правило, отечественными и иностранными учеными оцениваются модели бинарного выбора. Таким образом, эндогенная переменная в регрессии принимает лишь два значения: 1, если индивидуума можно отнести к категории бедных, и 0 в противоположном случае. Основная идея состоит в моделировании вероятности того, что эндогенная переменная примет значение 1 в зависимости от кумулятивной функции распределения некоторой линейной комбинации регрессоров.

Обобщенный класс моделей бинарного выбора может быть специфицирован следующим образом:

$$P_i = P(y_i = 1) = F(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}),$$

где P_i – вероятность, i – номер индивидуума, $i=1,2,\dots,n$, n – размер выборки, F – кумулятивная функция распределения, β_j – оцениваемые параметры регрессии, $j=0,1,2,\dots,k$, k – количество оцениваемых параметров, x_{ji} – экзогенные переменные.

Для случая логистической регрессии (логит-регрессии):

$$P_i = P(y_i = 1) = F(x_i^T \beta) = \frac{1}{1 + \exp(-x_i^T \beta)},$$

где $x_i^T \beta = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}$.

Вероятность ограничена замкнутым интервалом от 0 до 1. Экзогенные переменные могут быть как дискретными, так и непрерывными. Оценки параметров регрессии вычисляются с помощью метода максимального правдоподобия (ММП).

Среди экзогенных переменных в настоящей работе имеются лишь дискретные. Понятие срединного предельного эффекта подразумевает, на какую величину изменится вероятность $P(y_i=1)$, если один из регрессоров сместит свое значение от нуля к единице, в то время как остальные регрессоры останутся вблизи своих средних уровней.

Результаты исследования факторной природы уровня относительной бедности в ПФО

Экзогенные переменные имели дискретное представление, то есть были ограничены лишь двумя значениями: 1 в случае наличия признака и 0 при его отсутствии. Переменная возраста детерминировала принадлежность индивидуума к одной из пяти возрастных групп: до 25 лет, от 25 до 35 лет, от 35 до 45 лет, от 45 до 60 лет и от 60 лет. Что касается переменной образования, то индивидуум мог быть отнесен лишь к одной из четырех образовательных категорий в зависимости от преодоления того или иного уровня (неполное среднее, полное среднее, среднее специальное и высшее образование). Наконец, в исследуемой выборке содержится внушительный перечень отраслей занятости (более 20).

Эндогенная переменная могла принимать лишь два значения (бинарная логит-регрессия): 1 – индивидуум, доходы которого не превосходят 60% от медианного уровня (относительная бедность) за соответствующий период; 0 – в противном случае. Отметим, что логит-регрессия оценивалась лишь для уровня относительной бедности по причине отсутствия необходимой статистики по величине прожиточного минимума на территории ПФО.

В *табл. 2* представлены коэффициенты и срединные предельные эффекты для каждой экзогенной переменной.

Как свидетельствуют результаты, приведенные в последнем столбце *табл. 2* (2014–2016 гг.), получение высшего образования увеличивает на 12% вероятность преодоления порога относительной бедности. Принадлежность к мужскому полу способствует увеличению аналогичной вероятности на 16,2%; проживание в городе или областном центре – на 23,3%. Таким образом, обозначенные факторы характеризуются наиболее существенной детерминирующей силой.

Если говорить о факторах, повышающих вероятность перехода в состояние относительной бедности, то речь, прежде всего, идет о таких переменных, как принадлежность к самой старшей возрастной группе (от 60 лет) и определенным отраслям хозяйственной деятельности. Например, занятость в военно-промышленном комплексе увеличивает вероятность оказаться относительно бедным по данным объединенной выборки на 22%. В свою очередь, занятость в социальном секторе повышала аналогичную вероятность в 2015 г. на 6%.

Наконец, необходимо отметить, что некоторые виды хозяйственной деятельности, детерминирующие получение более высоких денежных доходов, одновременно оказывали позитивное воздействие и на преодоление границы относительной бедности. Подобное касается, к примеру, занятости в гражданском машиностроении и торговле.

Методология декомпозиции факторов доходного неравенства

Декомпозиция доходной дифференциации в настоящей работе сводится к разложению энтропийных метрик неравенства. В частности, речь идет об индексе неравенства Тейла. Данный индекс представляется возможным разложить без остатка, интерпретация которого всегда затруднительна. Более подробно ознакомиться с методологическими особенностями декомпозиции энтропийных показателей неравенства можно в работе Ф. Коула [15].

Отметим, что у декомпозиционного подхода есть одно существенное ограничение – отсутствие возможности одновременно оценить изолированное влияние каждой детерминанты на общий показатель неравенства. Ограничение может быть преодолено с помощью регрессионного подхода к декомпозиции Г. Филдса [16].

Метод Филдса подразумевает изначальную оценку эконометрической модели в лог-линейной спецификации по типу

расширенного минцеровского уравнения [17]. Затем рассчитывается вклад каждого экзогенного фактора из следующего соотношения:

$$s_j = \frac{\hat{\beta}_j \cdot \text{cov}(X_j, \ln(y))}{\sigma^2 \ln(y)},$$

где $\hat{\beta}_j$ – вектор коэффициентов, полученных из минцеровской регрессии, $\text{cov}(X_j, \ln(y))$ – ковариация между экзогенной переменной j и эндогенной переменной, $\sigma^2 \ln(y)$ – вариация эндогенной переменной.

Сумма вкладов всех экзогенных переменных эквивалентна значению квадрата коэффициента корреляции. При этом вклад модельной ошибки равен:

$$s_{\square} = 1 - R^2.$$

Результаты декомпозиции факторов доходного неравенства в ПФО

На *рис. 1* представлены результаты декомпозиции индекса Тейла (I_1) по гендерному основанию, возрасту, типу поселения и уровню образования индивидуумов в среднем за 2014–2016 гг. При этом I_w и I_b (*табл. 2*) есть внутригрупповая и межгрупповая компоненты индекса Тейла соответственно; данные компоненты представлены в абсолютном и относительном выражении.

Декомпозиция по половой принадлежности указывает на относительно существенную дискриминацию женского пола на рынке труда Приволжья. Кроме того, одно из самых высоких значений межгрупповой компоненты приходилось и на признак уровня образования индивидуумов. Наиболее богатыми стали представители с законченным высшим образованием, денежные доходы которых превосходили среднее значение по всей совокупности на 21,7% в 2016 г. Помимо этого, следует сказать, что именно внутри данной группы индивидуумов уровень дифференциации денежных доходов оказался в 2016 г. минимальным. Разложение индекса Тейла по возрастному признаку предполагало

распределение индивидуумов по пяти возрастным группам: до 25 лет, от 25 до 35 лет, от 35 до 45 лет, от 45 до 60 лет, от 60 лет. Как и следовало предполагать, индивидуумы второй и третьей возрастных групп сконцентрировали денежные доходы, большие по величине. Самыми бедными стали представители последней возрастной группы – от 60 лет. Результаты декомпозиции индекса Тейла по типу поселения тесно коррелировали с таковыми по возрастному признаку.

Исходя из результатов декомпозиции индекса Тейла по групповому основанию, можно заключить, что факторы половой принадлежности, уровня образования, возраста и типа поселения вносят существенный вклад в дифференциацию денежных доходов на территории ПФО.

Далее представлены результаты оценивания многофакторных регрессионных моделей на логарифм индивидуальных совокупных денежных доходов. Регрессии такого плана в академической литературе упоминаются под названием уравнений Минцера. Регрессии специфицировались как для каждого временного периода, так и в рамках объединенной модели. Некоторые экзогенные переменные по причине мультиколлинеарности пришлось удалить из итоговых регрессионных уравнений. Полученные выборочные ковариации между регрессорами эконометрических моделей и их ошибками (тест Хаусмана) указывали на экзогенную природу регрессоров, при этом проведенный тест Уайта отметил отсутствие гетероскедастичности в оцененных моделях (*табл. 3*).

В целом знаки перед регрессорами в оцененных моделях соответствуют ожиданиям. Так, мужчины в среднем зарабатывают на 52% больше, чем женщины, если обратиться к результатам оценки объединенной регрессии. Кроме того, наличие диплома о законченном высшем образовании в среднем увеличивает денежные доходы жителей ПФО на 40%. Логично, что представители наиболее трудоспособных

возрастных групп (от 25 до 35 лет, от 35 до 45 лет) в среднем зарабатывают ощутимо больше остальных. Анализируя влияние переменной «тип поселения», следует сказать, что денежные доходы представителей городской местности опережают доходы жителей сел на 44% (согласно объединенной модели). Статистически значимое и положительное влияние на денежные доходы жителей ПФО оказывает принадлежность к таким отраслям экономики, как торговля и гражданское машиностроение. Однако занятость в силовых структурах не предполагает высокого дохода. С одной стороны, данное заключение в определенной степени расходится с реальностью, так как заработная плата в силовых ведомствах претерпела существенные позитивные сдвиги. Дело в том, что средняя заработная плата по отрасли, как следует из описательной статистики исследуемой выборки, отставала от агрегированной средней (по всем отраслям экономики ПФО) на протяжении всего временного среза приблизительно на 20%.

На *рис. 2* представлены результаты декомпозиции доходного неравенства в ПФО на основе оцененных минцеровских уравнений. Результаты регрессионной декомпозиции неравенства на пространстве ПФО в определенной степени согласуются с результатами декомпозиции по групповому основанию, придавая ощутимый вес факторам гендера, уровня образования и типа поселения. Следует сказать, что вклад обозначенных детерминант оставался стабильным на протяжении анализируемого временного ряда – более 70% всей объясненной дифференциации в доходах. Что касается возрастного и отраслевого факторов, то вес данных параметров был подвержен высокой волатильности.

Таким образом, представляется, что преодоление существующего разрыва в денежных доходах возможно лишь путем формирования общественного запроса на получение качественного высшего образования, отчасти гарантирующего более существенное денежное вознаграждение, а

также упразднения гендерной дискриминации по мере дальнейшего развития рыночных механизмов.

Выводы

На основании полученных результатов представляется возможным сделать следующие выводы.

Исследование факторной природы уровня относительной бедности с помощью оценивания логит-регрессий позволило установить, что получение высшего образования, проживание в городской местности, занятость в гражданском машиностроении, торговле, сельском хозяйстве увеличивали вероятность преодоления порога относительной бедности. Пенсионеры и жители федерального округа, занятые в социальном секторе, а также работники правоохранительных структур оказались экономически наиболее незащищенными категориями граждан.

Разложение индекса Тейла по групповому основанию привело к заключению, что признаки гендерной принадлежности и уровня образования индивидуумов вносят наиболее ощутимый вклад в доходную дифференциацию на территории ПФО.

В оцененных минцеровских уравнениях ключевыми детерминантами, повышающими денежные доходы жителей ПФО, стали переменные, фиксирующие принадлежность к мужскому полу, наиболее трудоспособным возрастным группам, проживание в городской местности, наличие диплома о высшем образовании, занятость в торговле и гражданском машиностроении. Представители самой старшей возрастной группы, а также военнослужащие, работники правоохранительных органов в среднем располагали денежными доходами, меньшими по величине.

Результаты регрессионной декомпозиции неравенства оказались близки к сформулированным выводам и расширяют их содержательно, в частности за счет включения в анализ отраслевого фактора.

Таблица 1**Описательная статистика выборочной совокупности, показатели неравенства и бедности на индивидуальном уровне****Table 1****Descriptive statistics of the sample, and the indicators of inequality and poverty at the individual level**

| Показатель | 2014 г. | 2015 г. | 2016 г. |
|----------------------------------------------------------------------|---------|---------|---------|
| <i>Общая статистика</i> | | | |
| Размер выборки | 1 191 | 1 116 | 1 067 |
| Средний возраст, лет | 41,3 | 41,7 | 42,1 |
| Медиана совокупного денежного дохода в текущих ценах, тыс. руб. | 15,4 | 16,5 | 18 |
| Доля женщин, % | 54,2 | 52,8 | 51,3 |
| Доля населения, проживающего на селе и в поселках городского типа, % | 15,6 | 17,8 | 17,8 |
| Доля населения с соответствующим уровнем образования, %: | | | |
| -неполное среднее | 7,4 | 7,4 | 7,1 |
| -полное среднее | 33,6 | 32,9 | 30,6 |
| -среднее специальное | 27,9 | 28,8 | 29,1 |
| -высшее | 31,2 | 30,9 | 33,2 |
| <i>Показатели неравенства</i> | | | |
| Индекс Джини | 0,313 | 0,322 | 0,321 |
| Коэффициент фондов | 8,277 | 8,91 | 8,643 |
| Индекс Тейла | 0,171 | 0,174 | 0,173 |
| Индекс Аткинсона | 0,163 | 0,169 | 0,167 |
| <i>Показатели бедности</i> | | | |
| Относительная бедность | 19,6 | 17,8 | 21,8 |

Источник: составлено автором по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the Russian Longitudinal Monitoring Survey – HSE data

Таблица 2**Результаты оценивания логит-регрессий для уровня относительной бедности****Table 2****The results of estimating logit regressions for the relative poverty level**

| Переменная | Коэффициент (предельный эффект) | | | |
|------------------------------------------|---------------------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 2014 г. | 2015 г. | 2016 г. | 2014–2016 гг. |
| Пол | -1,198* (-0,15) | -1,578* (-0,16) | -1,377* (-0,182) | -1,369* (-0,162) |
| Уровень образования: | | | | |
| высшее | -0,91* (-0,104) | -1,446* (-0,122) | -1,306* (-0,15) | -1,15* (0,12) |
| Возраст: | | | | |
| от 25 до 35 лет | -0,567* (-0,066) | - | - | -0,397* (-0,044) |
| от 35 до 45 лет | -0,858* (-0,094) | -0,519* (-0,048) | - | -0,59* (-0,064) |
| 60 лет и выше | 0,821* (0,132) | 1,097* (0,156) | 1,57* (0,3) | 1,069* (0,172) |
| Тип поселения | -1,23* (-0,205) | -1,472* (-0,211) | -1,727* (-0,315) | -1,432* (-0,233) |
| Отрасль занятости: | | | | |
| -торговля | -0,54* (-0,061) | -0,808* (-0,068) | - | -0,581* (-0,061) |
| -гражданское машиностроение | -1,174* (-0,102) | -1,481* (-0,09) | -1,035* (0,099) | -1,21* (-0,097) |
| -армия и правоохранительная деятельность | 0,713* (0,112) | - | - | 0,413* (0,056) |
| -военно-промышленный комплекс | 1,277* (0,233) | - | 1,85* (0,376) | 1,268* (0,22) |

| | | | | |
|---------------------------------------------------------------------------------------------|-------|------------------|------------------|------------------|
| –другая отрасль тяжелой промышленности | – | –2,667* (–0,117) | – | –1,157* (–0,094) |
| –социальный сектор (образование, здравоохранение, наука, культура. социальное обслуживание) | – | 0,508* (0,06) | – | – |
| –сельское хозяйство | – | – | –2,838* (–0,158) | –3,03* (–0,141) |
| R^2 -Макфаддена | 0,161 | 0,203 | 0,212 | 0,195 |
| N | 1 191 | 1 116 | 1 067 | 3 374 |

Примечание. * – коэффициент значим на уровне 5%.

Источник: составлено автором по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the Russian Longitudinal Monitoring Survey – HSE data

Таблица 3

Результаты многофакторного регрессионного оценивания уравнений Минцера

Table 3

The results of the Mincer Earnings Function multiple regression estimation

| Переменная | Коэффициент (стандартная ошибка) | | | |
|------------------------------------------|----------------------------------|----------------|----------------|----------------|
| | 2014 г. | 2015 г. | 2016 г. | 2014–2016 гг. |
| Пол | 0,38* (0,032) | 0,44*(0,032) | 0,437*(0,034) | 0,417*(0,019) |
| Уровень образования: высшее | 0,318*(0,035) | 0,37*(0,035) | 0,325*(0,036) | 0,336*(0,021) |
| Возраст: | | | | |
| –от 25 до 35 лет | 0,127*(0,04) | 0,12*(0,04) | 0,124*(0,043) | 0,124*(0,023) |
| –от 35 до 45 лет | 0,223*(0,041) | 0,190*(0,04) | 0,178*(0,041) | 0,197*(0,023) |
| –60 лет и выше | –0,161*(0,064) | –0,209*(0,064) | –0,249*(0,063) | –0,207*(0,037) |
| Тип поселения | 0,324*(0,044) | 0,408*(0,042) | 0,367*(0,043) | 0,368*(0,025) |
| Отрасль занятости: | | | | |
| –торговля, | 0,162*(0,041) | 0,204*(0,041) | 0,120*(0,043) | 0,163*(0,024) |
| –гражданское машиностроение, | 0,217*(0,079) | 0,33*(0,08) | 0,233*(0,08) | 0,259*(0,046) |
| –армия и правоохранительная деятельность | –0,176*(0,068) | –0,137*(0,07) | –0,103(0,069) | –0,135*(0,04) |
| Дамми для временных периодов: | | | | |
| 2015 | – | – | – | 0,065*(0,022) |
| 2016 | – | – | – | 0,112*(0,023) |
| R^2 | 0,24 | 0,313 | 0,278 | 0,273 |
| N | 1 191 | 1 116 | 1 067 | 3 374 |

Примечание. * – коэффициент значим на уровне 5%.

Источник: составлено автором по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

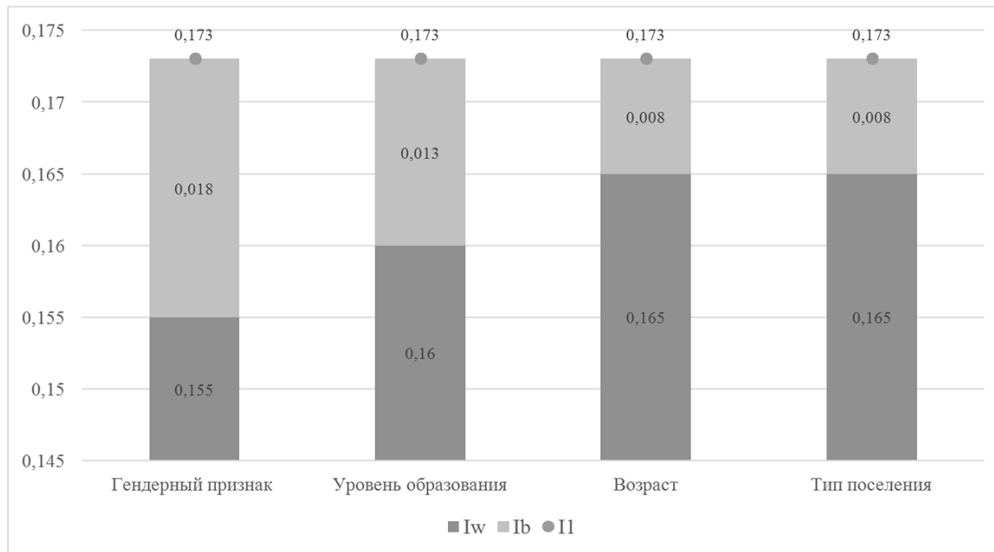
Source: Authoring, based on the Russian Longitudinal Monitoring Survey – HSE data

Рисунок 1

Результаты декомпозиции индекса Тейла (I_1) по групповому основанию

Figure 1

The results of the Theil index (I_1) decomposition by group



Источник: составлено автором по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

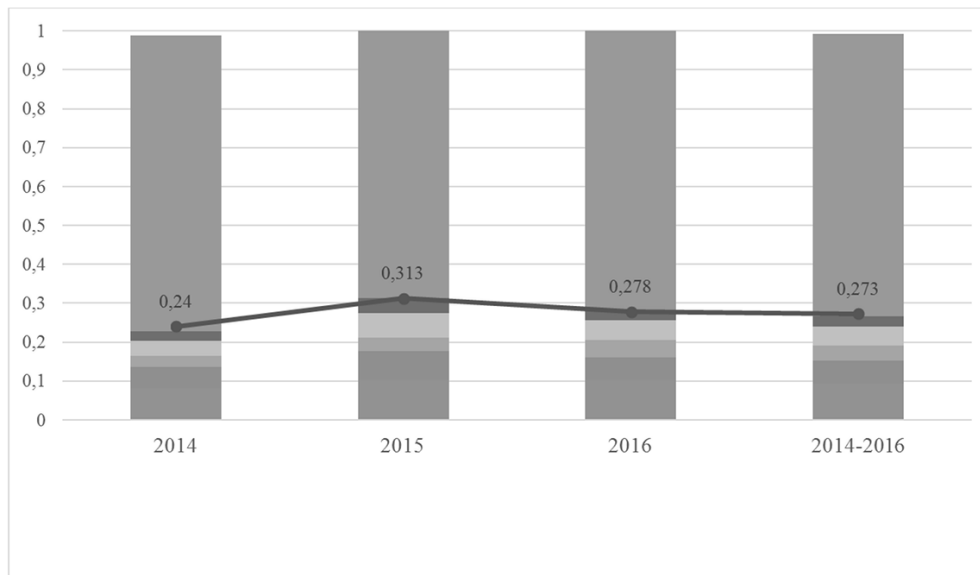
Source: Authoring, based on the Russian Longitudinal Monitoring Survey – HSE data

Рисунок 2

Результаты декомпозиции неравенства по методу Филдса

Figure 2

The results of the Fields inequality decomposition



Примечание. Столбцы обозначают (сверху вниз): остаток, отрасль занятости, тип поселения, возраст, уровень образования, пол. Ломаная линия обозначает R^2 .

Источник: составлено автором по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ

Source: Authoring, based on the Russian Longitudinal Monitoring Survey – HSE data

Список литературы

1. Foster J.E. Absolute versus Relative Poverty. *The American Economic Review*, May 1998, vol. 88, no. 2, pp. 335–341. URL: <https://ophi.org.uk/wp-content/uploads/ssFoster-1998.pdf>
2. Гришина Е.Е. Депривационный подход к оценке бедности семей с детьми в России и странах Европы // Научно-исследовательский финансовый институт. Финансовый журнал. 2017. № 4. С. 47–55. URL: http://www.nifi.ru/images/FILES/Journal/Archive/2017/4/articles_2017_4/fm_2017_4_04.pdf
3. Mulok D., Kogid M., Asid R., Lily J. Is Economic Growth Sufficient for Poverty Alleviation? Empirical Evidence from Malaysia. *Cuadernos de Economia*, 2012, vol. 35, iss. 97, pp. 26–32. URL: [https://doi.org/10.1016/S0210-0266\(12\)70020-1](https://doi.org/10.1016/S0210-0266(12)70020-1)
4. Salvatore D. Growth and Poverty in a Globalizing World. *Journal of Policy Modeling*, 2004, vol. 26, iss. 4, pp. 543–551. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2004.04.009>
5. Лазарян С.С., Черномалова М.А. Глобальная угроза роста неравенства // Научно-исследовательский финансовый институт. Финансовый журнал. 2017. № 4. С. 34–46. URL: http://www.nifi.ru/images/FILES/Journal/Archive/2017/4/fm_2017_4.pdf
6. Капелюшников Р.И. Неравенство: как не примитивизировать проблему // Вопросы экономики. 2017. № 4. С. 117–139.
7. Biyase M., Zwane T. An Empirical Analysis of the Determinants of Poverty and Household Welfare in South Africa. *The Journal of Developing Areas*, 2018, vol. 52, no. 1, pp. 115–130. URL: <https://doi.org/10.1353/jda.2018.0008>
8. Garza-Rodriguez J. The Determinants of Poverty in the Mexican States of the US-Mexico Border. *Estudios Fronterizos*, 2016, vol. 17, no. 33, pp. 141–167. URL: <http://ref.uabc.mx/ojs/index.php/ref/article/view/565/964>
9. Denisova I., Kartseva M. Poverty Is No Crime: Measuring Poverty in Russian Regions. *CEFIR / NES Working Paper Series. Working Paper*, 2005, no. 84, 60 p. URL: http://www.cefir.ru/papers/WP84Denisova_Kartseva_2005_modified.pdf
10. Капелюк С.Д. Региональная минимальная заработная плата в России: эконометрический анализ // Вестник НГУЭУ. 2014. № 1. С. 157–169. URL: <https://nsuem.elpub.ru/jour/article/view/257/255>
11. Tripathi S. Source of Inequality in Consumption Expenditure in India: A Regression-Based Inequality Decomposition Analysis. *MPRA Paper*, 2016, no. 72117, 34 p. URL: https://mpr.ub.uni-muenchen.de/72117/1/MPRA_paper_72117.PDF
12. Bigotta M., Krishnakumar J., Rani U. Further Results on the Regression-Based Approach to Inequality Decomposition with Evidence from India. *Empirical Economics*, 2015, vol. 48, iss. 3, pp. 1233–1266. URL: <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0819-5>
13. Aizawa T., Dekle R., Helble M. Sources of Income Inequality: A Comparison of Japan and the United States. *ADBI Working Paper Series*, 2017, no. 663, 13 p. URL: <https://www.think-asia.org/bitstream/handle/11540/8671/adbi-wp663.pdf?sequence=1>
14. Овчарова Л.Н., Попова Д.О., Рудберг А.М. Декомпозиция факторов неравенства доходов в современной России // Журнал Новой экономической ассоциации. 2016. № 3. С. 170–186. URL: <http://journal.econorus.org/pdf/NEA-31.pdf>

15. *Cowell F.* Theil, Inequality Indices and Decomposition. *ECINEQ Working Paper Series*, 2005, no. 1, 18 p. URL: <http://www.ecineq.org/milano/WP/ECINEQ2005-01.pdf>
16. *Fields G.S.* Accounting for Income Inequality and its Change: A New Method, With Application to the Distribution of Earnings in the United States. *Research in Labor Economics*, 2003, vol. 22, pp. 1–38. URL: <https://digitalcommons.ilr.cornell.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1267&context=articles>
17. *Mincer J.A.* The Human Capital Earnings Function. In: *Schooling, Experience, and Earnings*. Cambridge, Massachusetts, NBER, 1974, pp. 83–96. URL: <http://www.nber.org/chapters/c1767.pdf>

Информация о конфликте интересов

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

CONTRIBUTORS TO POVERTY AND INCOME INEQUALITY IN THE VOLGA FEDERAL DISTRICT

Vyacheslav N. OVCHINNIKOV

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 17 September 2018
Received in revised form
1 October 2018
Accepted 8 October 2018
Available online
15 November 2018

JEL classification: R13, R28

Keywords: poverty,
inequality, Theil index,
decomposition, Mincer
Earnings Function, Fields
method, logit regression

Abstract

Subject The article examines and discusses the issues of income differentiation and inequality in the Volga Federal District of the Russian Federation.

Objectives The article aims to identify and assess in the econometric aspect the factors of relative poverty and income differentiation in the Volga Federal District.

Methods For the study, I used the methods of analysis of descriptive statistics, specification and econometric estimation of logit regressions for the level of relative poverty. The decomposition approach includes the technique of decomposition of the Theil inequality index by group, as well as the regression method of decomposition of income differentiation.

Results The article describes the factors contributing to the differentiation of income of the population, and those ones that increase the likelihood of overcoming the threshold of relative poverty.

Conclusions and Relevance Gender and educational status make the most appreciable contribution to differentiation of incomes in the Volga Federal District. The results obtained can be used in a targeted economic policy aimed to mitigate the excess level of inequality and overcome poverty in the District.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2018

Please cite this article as: Ovchinnikov V.N. Contributors to Poverty and Income Inequality in the Volga Federal District. *Regional Economics: Theory and Practice*, 2018, vol. 16, iss. 11, pp. 2044–2058.
<https://doi.org/10.24891/re.16.11.2044>

References

1. Foster J.E. Absolute versus Relative Poverty. *The American Economic Review*, May 1998, vol. 88, no. 2, pp. 335–341. URL: <https://ophi.org.uk/wp-content/uploads/ssFoster-1998.pdf>
2. Grishina E.E. [The material deprivation rate for households with children in Russia and European countries]. *Nauchno-issledovatel'skii finansovyi institut. Finansovyi zhurnal = Financial Journal*, 2017, no. 4, pp. 47–55. URL: http://www.nifi.ru/images/FILES/Journal/Archive/2017/4/articles_2017_4/fm_2017_4_04.pdf (In Russ.)
3. Mulok D., Kogid M., Asid R., Lily J. Is Economic Growth Sufficient for Poverty Alleviation? Empirical Evidence from Malaysia. *Cuadernos de Economia*, 2012, vol. 35, iss. 97, pp. 26–32. URL: [https://doi.org/10.1016/S0210-0266\(12\)70020-1](https://doi.org/10.1016/S0210-0266(12)70020-1)
4. Salvatore D. Growth and Poverty in a Globalizing World. *Journal of Policy Modeling*, 2004, vol. 26, iss. 4, pp. 543–551. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jpplmod.2004.04.009>

5. 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.nifi.ru/images/FILES/Journal/Archive/2017/4/fm_2017_4.pdf (In Russ.)
6. Kapelyushnikov R.I. [Inequality: How not to primitivize the problem]. *Voprosy Ekonomiki*, 2017, no. 4, pp. 117–139. (In Russ.)
7. Biyase M., Zwane T. An Empirical Analysis of the Determinants of Poverty and Household Welfare in South Africa. *The Journal of Developing Areas*, 2018, vol. 52, no. 1, pp. 115–130.
URL: <https://doi.org/10.1353/jda.2018.0008>
8. Garza-Rodriguez J. The Determinants of Poverty in the Mexican States of the US-Mexico Border. *Estudios Fronterizos*, 2016, vol. 17, no. 33, pp. 141–167.
URL: <http://ref.uabc.mx/ojs/index.php/ref/article/view/565/964>
9. Denisova I., Kartseva M. Poverty Is No Crime: Measuring Poverty in Russian Regions. *CEFIR / NES Working Paper Series. Working Paper*, 2005, no. 84, 60 p.
URL: http://www.cefir.ru/papers/WP84Denisova_Kartseva_2005_modified.pdf
10. Kapelyuk S.D. [Regional minimum salary in Russia: econometric analysis]. *Vestnik NGUEU = Vestnik NSUEM*, 2014, no. 1, pp. 157–169.
URL: <https://nsuem.elpub.ru/jour/article/view/257/255> (In Russ.)
11. Tripathi S. Source of Inequality in Consumption Expenditure in India: A Regression-Based Inequality Decomposition Analysis. *MPRA Paper*, 2016, no. 72117, 34 p.
URL: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/72117/1/MPRA_paper_72117.PDF
12. Bigotta M., Krishnakumar J., Rani U. Further Results on the Regression-Based Approach to Inequality Decomposition with Evidence from India. *Empirical Economics*, 2015, vol. 48, iss. 3, pp. 1233–1266. URL: <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0819-5>
13. Aizawa T., Dekle R., Helble M. Sources of Income Inequality: A Comparison of Japan and the United States. *ADBI Working Paper Series*, 2017, no. 663, 13 p.
URL: <https://www.think-asia.org/bitstream/handle/11540/8671/adbi-wp663.pdf?sequence=1>
14. Ovcharova L.N., Popova D.O., Rudberg A.M. [Decomposition of income inequality in contemporary Russia]. *Zhurnal Novoi ekonomicheskoi assotsiatsii = Journal of the New Economic Association*, 2016, no. 3, pp. 170–186.
URL: <http://journal.econorus.org/pdf/NEA-31.pdf> (In Russ.)
15. Cowell F. Theil, Inequality Indices and Decomposition. *ECINEQ Working Paper Series*, 2005, no. 1, 18 p. URL: <http://www.ecineq.org/milano/WP/ECINEQ2005-01.pdf>
16. Fields G.S. Accounting for Income Inequality and its Change: A New Method, With Application to the Distribution of Earnings in the United States. *Research in Labor Economics*, 2003, vol. 22, pp. 1–38. URL: <https://digitalcommons.ilr.cornell.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1267&context=articles>
17. Mincer J.A. The Human Capital Earnings Function. In: *Schooling, Experience, and Earnings*. Cambridge, Massachusetts, NBER, 1974, pp. 83–96.
URL: <http://www.nber.org/chapters/c1767.pdf>

Conflict-of-interest notification

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