

ОЦЕНКА КАЧЕСТВА ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ РЕГИОНОВ ЦЕНТРАЛЬНОЙ РОССИИ С УЧЕТОМ ДИФФЕРЕНЦИАЦИИ ДЕНЕЖНЫХ ДОХОДОВ

Татьяна Николаевна АФОНИНА^a, Александр Олегович ЛОМАНОВ^b,
Вадим Георгиевич ШУМЕТОВ^{c*}

^a старший преподаватель кафедры социологии и информационных технологий,
Среднерусский институт управления – Орловский филиал РАНХиГС,
г. Орёл, Российская Федерация
akademmz@yandex.ru
<https://orcid.org/0000-0003-2494-0227>
SPIN-код: 7716-9490

^b аспирант кафедры алгебры и экономических методов в экономике,
Орловский государственный университет им. И.С. Тургенева,
г. Орёл, Российская Федерация
Arhemo@ya.ru
<https://orcid.org/0000-0002-6468-4961>
SPIN-код: 4100-9618

^c доктор экономических наук, профессор кафедры информационных технологий и математики,
Орловский государственный аграрный университет им. Н.В. Парахина,
г. Орёл, Российская Федерация
shumetov@list.ru
<https://orcid.org/0000-0003-1131-2950>
SPIN-код: 3991-5449

* Ответственный автор

История статьи:

Получена 21.06.2018
Получена в доработанном виде 14.08.2018
Одобрена 29.08.2018
Доступна онлайн 15.10.2018

УДК 311.313

JEL: J11, J17, J18

Аннотация

Предмет. Разработка методики и изложение результатов оценки качества жизни населения с учетом неравенства распределения денежных доходов жителей Центрального федерального округа (ЦФО) России в период с 2008 по 2016 г.

Цели. Выбор и обоснование индекса благосостояния населения региона, учитывающего статистические данные по уровню и дифференциации среднедушевых денежных доходов населения.

Методология. При формировании индексов и оценке благосостояния населения регионов ЦФО применены психофизическое шкалирование Харрингтона, а также методы корреляционно-регрессионного и кластерного анализа с использованием аналитических и графических процедур пакета программ анализа данных SPSS.

Результаты. На примере ЦФО предложено уровень благосостояния населения региона оценивать значениями функции желательности, формируемой на основе медианных среднедушевых денежных доходов населения. Построены линейная и степенная двухфакторные регрессионные модели, объясняющие зависимость медианных денежных доходов от среднеарифметических значений среднедушевых денежных доходов населения и децильного коэффициента фондов, отражающего неравномерность их распределения в регионе. Даны оценка эластичности медианного значения денежных доходов по факторам модели. Рассмотрено использование обобщенной функции желательности Харрингтона для расчета индекса благополучия, учитывающего уровень и неравномерность распределения денежных доходов населения. Выполнено ранжирование регионов ЦФО по значениям частных и обобщенной функций желательности.

Ключевые слова:

качество жизни, индекс благополучия, дифференциация денежных доходов, регионы ЦФО, многомерная группировка

Выходы. На примере ЦФО показано, что учет неравенства распределения денежных доходов населения в регионе можно проводить двумя способами: по медианным значениям среднедушевых денежных доходов и по обобщенной функции желательности Харрингтона.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2018

Для цитирования: Афонина Т.Н., Ломанов А.О., Шуметов В.Г. Оценка качества жизни населения регионов центральной России с учетом дифференциации денежных доходов // Региональная экономика: теория и практика. – 2018. – Т. 16, № 10. – С. 1976 – 1994.
<https://doi.org/10.24891/re.16.10.1976>

Оценка качества жизни населения предполагает учет неравенства распределения основных групп потребностей – физических, духовных и социальных, что отмечается в работах многих исследователей (Т.Е. Благовестовой, Н.Ю. Налётовой [1], О.В. Рудаковой, Н.И. Лыгиной, О.А. Крюковой [2], А.В. Сурикова¹ и др.). Так, А.В. Суриков в систему индикаторов качества жизни населения предлагал включить, помимо индекса концентрации доходов Джини, такие региональные показатели, как децильные коэффициенты дифференциации доходов и потребления населения, соотношение средних значений дохода и потребления в верхних и нижних границах децильного интервала, доля децильных групп населения по уровню среднедушевого дохода в совокупном доходе общества. Включение в анализ подобных показателей может существенно изменить оценки качества жизни населения на региональном уровне. В работе В.Г. Шуметова [3] при включении уровня бедности в состав обобщенного индикатора качества жизни населения регионов Центральной России выявлен на первый взгляд неожиданный факт: Москва, лидирующая по ряду показателей, при оценке функции желательности по уровню бедности оказалась в зоне «удовлетворительно» в результате того, что, несмотря на высокие показатели доходов населения в среднем, в Москве имеется значительная часть населения с доходами ниже прожиточного минимума.

Определим степень зависимости обобщенных индикаторов качества жизни от неравенства распределения благ на примере одного из частных региональных индексов – индекса благополучия, рассчитываемого по такому показателю, как среднедушевой денежный доход. В статистических справочниках приводятся данные не только по

среднедушевым денежным доходам населения, но и по распределению общего объема денежных доходов по 20-процентным группам населения, а также по распределению численности населения по величине среднедушевых денежных доходов, что позволяет сравнить регионы по индексу благополучия не только в целом, без учета дифференциации денежных доходов, но также с учетом неравенства их распределения в регионе.

Рассмотрим вопрос о корректности оценки благополучия населения региона по величине среднедушевых денежных доходов. Из научной литературы известно, что распределение данного показателя характеризуется правосторонней асимметрией: в работе А.Е. Суринова [4] отмечается, что в российской статистической практике оценки неравенства населения по доходам базируются на использовании методологии обработки выборочных обследований домашних хозяйств, основанной на гипотезе логарифмически нормального распределения населения по уровню денежных доходов, характеризуемого правосторонней асимметрией. Но тогда более корректно сравнивать степень благополучия населения регионов не по среднеарифметическим значениям показателя, а по медианным. Теоретически, медианные и среднеарифметические значения денежных доходов населения с распределением, подчиняющимся логарифмически нормальному закону, связаны точным соотношением (0,8 к 1), и эта проблема в практическом плане отпадает, однако эмпирические исследования свидетельствуют о серьезном нарушении данной закономерности (С.А. Айвазян [5], А.В. Загребельная и соавторы [6]).

Для выявления различий вариантов расчета индекса благополучия населения региона обратимся к официальным статистическим

¹ Суриков А.В. Основные показатели уровня жизни населения в условиях рыночной экономики // Вестник статистики. 1992. № 12. С. 11–15.

данным за 2016 г.², когда среднедушевой денежный доход составил 30 744 руб. в мес. При этом из регионов ЦФО только Москва и Московская область характеризовались доходами выше российского уровня, а все периферийные регионы – доходами ниже этого уровня. Проанализируем данные по среднедушевым денежным доходам, распределению общего объема денежных доходов по 20-процентным группам, численности населения по величине среднедушевых денежных доходов.

Для формирования регионального индекса благосостояния авторы применили методику, предложенную в работах В.Г. Шуметова [3], И.А. Седакова [7], Н.П. Любушкина, Г.Е. Брикача [8]. Методика основана на психофизическом шкалировании Харрингтона [9] и «переводит» числовые значения показателей в функцию желательности с градациями «очень плохо», «плохо», «удовлетворительно», «хорошо», «очень хорошо». Выбор в качестве основы для формирования функции желательности психофизической шкалы Харрингтона обусловлен следующими положительными свойствами: во-первых, сигмоидальный характер функции Харрингтона отвечает интуитивным представлениям о зависимости желательности от величины показателя, причем она практически линейна в зоне «удовлетворительно», где наблюдается максимальный эффект от увеличения показателя; во-вторых, функция Харрингтона нормирована на открытый интервал (0, 1), асимптотически приближаясь к нулю в случае абсолютно неприемлемых значений показателя и к единице в случае очень хороших значений, а это позволяет ее использовать и за пределами изменения показателя в обучающей выборке, упрощает свертку частных функций желательности в обобщенный индикатор в многокритериальном случае.

С учетом статистических характеристик рассматриваемых показателей однородной выборки регионов ЦФО (без «выбросов» –

Москвы и Московской области), приведенных в табл. 1, получаем следующие функции желательности:

– для среднедушевых денежных доходов (СДД):

$$d(\text{СДД}) = \exp(-\exp(25963,5 - \text{СДД})/2309,4); \quad (1)$$

– для территориального индекса среднедушевых денежных доходов (ТИСДД):

$$d(\text{ТИСДД}) = \exp(-\exp(84,45 - \text{ТИСДД})/7,51). \quad (2)$$

Функции (1) и (2) по форме идентичны, поэтому в дальнейшем будем рассматривать только функцию желательности среднедушевых денежных доходов (1).

График функции желательности среднедушевых денежных доходов представлен на рис. 1, а в табл. 2 приведены границы зон желательности.

Выполненные оценки уровня благосостояния населения относятся к регионам «в целом», без учета дифференциации доходов. Однако, согласно статистическим данным, при среднедушевых доходах в 2016 г. в целом по РФ 30 744 руб. в месяц большинство населения регионов центральной России располагало доходами менее 27 тыс. руб. в месяц – от 59,6% в относительно благополучной Белгородской области до 71,9% в «бедной» Владимирской области (исключение составляли население Москвы и Московской области с показателями 27 и 42,7% соответственно).

Более корректным в качестве индикатора благосостояния населения региона является использование медианных значений денежных доходов, предположительно отражающих их дифференциацию. Для оценки медианных значений душевых доходов требуются дополнительные графические построения и/или аналитические расчеты. В этих целях можно использовать публикуемые органами статистики региональные данные о распределении численности населения по величине среднедушевых денежных доходов: на рис. 2 представлен пример оценки медианного значения денежных доходов населения РФ в 2016 г.

² Регионы России. Социально-экономические показатели. 2017: Стат. сб. М.: Росстат, 2017. 1402 с.

В табл. 3 представлены результаты расчета медианных значений денежного дохода населения регионов ЦФО в 2016 г., а также отношения медианных доходов к арифметическим средним. Видно, что это отношение для разных регионов ЦФО различается и варьирует, по данным 2016 г., в диапазоне от 0,75 до 0,82.

По табл. 3 прослеживается стохастическая связь между соотношением медианных и среднеарифметических значений денежного дохода, с одной стороны, и «стандартными» индикаторами дифференциации доходов – коэффициентами фондов Джини, с другой. Анализ данных выявляет сильную отрицательную корреляцию отношения медианных значений денежного дохода к среднеарифметическим с коэффициентами детерминации, близкими к 1.

Конечно, медианные значения денежных доходов, в первую очередь, определяются уровнем среднедушевых доходов (показатели коррелируют с коэффициентом детерминации 0,996), но при переходе к анализу связи соотношения медианных и среднеарифметических значений денежного дохода с уровнем среднедушевых доходов проявляется себя следующая закономерность: отношение медианного денежного дохода к среднеарифметическому с ростом уровня среднедушевых доходов уменьшается (кроме Москвы и Московской области).

Исходя из выявленных закономерностей, можно предположить существование объясняющей их двухфакторной линейной регрессионной модели вида

$$M_e(Y) = b_0 + b_1 Y_{\text{ср.}} + b_2 KF_{10}, \quad (3)$$

где $M_e(Y)$ и $Y_{\text{ср.}}$ – медианное и среднеарифметическое значения душевого дохода соответственно; KF_{10} – децильный коэффициент фондов; b_0 , b_1 и b_2 – параметры модели.

Применив к данным табл. 3 для однородной выборки регионов ЦФО (без Москвы и Московской области) процедуру множественного линейного анализа по

шаговому методу Stepwise³, получаем две модели – однофакторную и двухфакторную. Сводка моделей линейной регрессии приведена в табл. 4, а статистика параметров – в табл. 5.

Из табл. 4 следует, что модель 2 предпочтительнее: стандартная ошибка аппроксимации существенно меньше, а ее большая сложность – три параметра против двух для модели 1 – практически не снижает величину скорректированного коэффициента детерминации.

Как следует из табл. 5, все параметры обеих моделей статистически значимы. Тем не менее в качестве рабочей модели принимаем двухфакторную модель, явный вид которой

$$M_e(Y) = 3\,724,55 + 0,811 Y_{\text{ср.}} - 356,955 KF_{10}. \quad (4)$$

Модель (4) адекватно отражает эмпирические данные, объясняет 99,8% общей дисперсии, характеризуется невысокой относительной ошибкой аппроксимации, в среднем составляющей 0,3%, отрицательный знак параметра b_2 – коэффициента регрессии при децильном коэффициенте фондов – интерпретируется как уменьшение медианного значения денежных доходов с ростом их дифференциации по региону.

В экономическом плане целесообразно оценить эластичность медианного значения денежных доходов по предикторам; в этих целях предпочтительнее перейти от двухфакторной линейной модели (4) к степенной. В результате соответствующих расчетов получаем уравнение регрессии

$$M_e(Y) = e^{0,0831} Y_{\text{ср.}}^{1,017} KF_{10}^{-0,199}, \quad (5)$$

в котором показатели степени при предикторах $Y_{\text{ср.}}$ и KF_{10} – коэффициенты эластичности. $\partial(M_e(Y)/Y_{\text{ср.}}) = 1,017$ – эластичность медианного значения денежных доходов по среднедушевым доходам, $\partial(M_e(Y)/KF_{10}) = -0,199$ – эластичность медианного значения денежных доходов по децильному коэффициенту фондов. Модель

³ SS Base 8.0 для Windows. Руководство по применению. М.: СПСС Русь, 1998. 397 с.

(5), как и модель (4), адекватно отражает эмпирические данные и объясняет 99,8% общей дисперсии.

Подведем промежуточные итоги. По данным однородной выборки регионов ЦФО получены регрессионные модели (4) и (5), объясняющие зависимость медианных денежных доходов населения от двух факторов – уровня благосостояния населения региона, измеряемого среднедушевыми доходами, и неравномерности их распределения в регионе, индикатором которого служит децильный коэффициент фондов. Первый фактор – основной и позитивный, по нему эластичность результативного показателя немногим больше единицы, второй – дополнительный и негативный, то есть с ростом дифференциации денежных доходов результативный показатель уменьшается. Таким образом, при выборе в качестве индикатора благосостояния населения региона медианного значения денежных доходов автоматически будет учтена и неравномерность их распределения в регионе.

С учетом числовых статистических характеристик медианного значения денежных доходов однородной выборки регионов ЦФО (без Москвы и Московской области) – среднего значения 20 462,5 руб./мес. и стандартного отклонения 1 494,3 руб./мес. – получаем следующую функцию желательности:

$$d(M_e(Y)) = \exp(-\exp(20 462,5 - M_e(Y))/1 494,3). \quad (6)$$

Из рис. 3 следует, что в зоне «удовлетворительно» нет ни одного региона, в зоне «хорошо» находятся шесть регионов, два региона – в зоне «плохо» и семь – в зоне «очень плохо». Границы зон желательности и отнесение к ним регионов ЦФО представлены в табл. 6.

Сравнивая данные (табл. 2, 6), можно отметить заметный «сдвиг» большинства регионов ЦФО к менее благополучным зонам. Оценка уровня благосостояния Москвы и Московской области не изменилась, эти регионы по-прежнему относятся к зоне «очень хорошо».

Итак, наряду с выявленной «чувствительностью» модернизированного индикатора благополучия населения регионов в целом, наблюдается его «неработоспособность» в области относительно высоких показателей среднедушевых денежных доходов населения. Возможно в качестве индикатора благосостояния населения региона принятие обобщенной функции желательности, включающей в себя рассмотренную ранее позитивную функцию желательности среднедушевых доходов и негативную функцию желательности индикатора их дифференциации по региону.

Здесь, однако, возникает проблема разработки рационального вида индикатора дифференциации доходов. Выбор показателя дифференциации доходов не вызывает затруднений – это децильный коэффициент фондов, который нагляднее коэффициента Джини и более информативен: по данным 2016 г., в однородной выборке регионов ЦФО (без Москвы и Московской области) его значения варьируют в пределах от минимума 9,4 (Тверская область) до максимума 15,1 (Воронежская область) с коэффициентом вариации 11,5%, тогда как коэффициент Джини изменяется от 0,342 до 0,408 с коэффициентом вариации 4,3%. Недостаток коэффициента фондов лишь в том, что в его расчете используется не вся информация о распределении доходов, а та ее часть, которая характеризует наиболее богатую и наиболее бедную доли населения в 10%.

Более сложный вопрос – выбор вида функции желательности. Децильный коэффициент фондов и коэффициент Джини не заданы односторонне – нельзя стремиться к абсолютной равномерности распределения доходов, так как в этом случае отсутствует материальная заинтересованность населения в результатах труда. По-видимому, оптимальные значения показателей дифференциации существуют, но они ситуативны. Трудно согласиться с точкой зрения В.А. Медведко и А.И. Осипова⁴ о наличии идеальной величины

⁴ Медведко В.А., Осипов А.И. 3D-модель распределения доходов населения // Актуальные проблемы авиации и космонавтики. Социально-экономические и гуманитарные

децильного коэффициента фондов, равного 6,5.

На наш взгляд, при выборе вида функции желательности продуктивным является сопоставление объективных (статистических) и субъективных (социологических) оценок дифференциации доходов, выполненное Е.В. Перовым [10]. Автор исходит из того, что для реальной оценки благосостояния населения важно знать не только объективную информацию о материальном положении граждан, но и его субъективную оценку населением. Избыточная дифференциация доходов населения способствует социально-экономической и политической нестабильности в обществе, но при увеличении доходов населения эта проблема становится менее острой в массовом сознании. Кроме того, сказывается привыкание населения к дифференциации доходов. Коэффициент фондов и коэффициент Джини, по статистическим данным, достигали максимума в 2007–2008 гг., но, по социологическим опросам населения, как наиболее критический выделен период 1995–1999 гг.

Тем не менее, хотя за последние годы и прослеживается убывание коэффициентов фондов и Джини, уровень дифференциации денежных доходов как в РФ в целом, так и в регионах ЦФО очень высок. В работе О.Ф. Чистик [11], посвященной многомерному статистическому анализу среднедушевых денежных доходов в регионах Российской Федерации, отмечается, что наиболее высокий уровень коэффициента Джини в 2013 г. зафиксирован в Москве – 0,481, а доходы 10% наименее и наиболее обеспеченных граждан отличались в 26,6 раза.

В результате выполненного авторами эконометрического моделирования динамики децильного коэффициента фондов в регионах ЦФО в цикле снижения дифференциации доходов (2008–2016 гг.) оказалось, что устойчивое снижение показателей дифференциации денежных доходов в этот

период произошло только в двух регионах – в Москве и Орловской области, тогда как в остальных регионах наблюдается сильная изменчивость децильного коэффициента фондов.

В расчете средних числовых характеристик временных рядов показателя была принята методика, описанная в работе Л.В. Дуканич [12], согласно которой временные ряды децильного коэффициента фондов заменены средним уровнем ряда (KF_{10})_{ср.}, среднегодовым приростом показателя $\Delta_{ср.}(KF_{10})$ и коэффициентом детерминации R^2 ; первые два являются МНК-оценками параметров моделей линейной регрессии, а коэффициент детерминации R^2 характеризует закономерность изменчивости показателя.

Общая картина динамики децильного коэффициента фондов регионов ЦФО представлена в табл. 7. Здесь же приведены еще два критерия качества моделей – критерий Фишера F , который отражает, насколько хорошо модель объясняет общую дисперсию зависимой переменной, а также значения p -уровня – вероятности того, что регрессионная связь носит случайный характер: модель признается статистически значимой, если p -уровень меньше критического значения 0,05, приводимого в руководстве А. Бюоля и П. Щёфеля [13].

В целях уточнения критического значения индикатора дифференциации денежных доходов авторами выполнена многомерная группировка регионов ЦФО по двум средним показателям динамики децильного коэффициента фондов – среднему значению (KF_{10})_{ср.} в 2008–2016 гг. и среднегодовому приросту $\Delta_{ср.}(KF_{10})$, предложенная в работах Л.В. Дуканич [12], М.С. Олдендерфера и Р.К. Блэшфилда [14] и др.

Техника кластерного анализа по предложенной в работе М.С. Олдендерфера и Р.К. Блэшфилда [14] методике детально рассмотрена в работе В.Г. Шуметова⁵ на примере типологизации регионов ЦФО по

⁵ Шуметов В.Г. Методические аспекты типологизации регионов по показателям демографической нагрузки (на примере Центрального федерального округа) // Human Progress. 2016. Т. 2. № 1.

науки. 2010. С. 156–158. URL:
<https://cyberleninka.ru/article/v/3d-model-raspredeleniya-dohodov-nasleneiya>

показателям демографической нагрузки. На первом этапе статистического исследования по дендрограмме иерархического кластерного анализа, выполненного по методу Уорда с квадратичной метрикой на z -преобразованных показателях динамики децильного коэффициента фондов, на уровне сходства регионов 80% установлена их группировка в три кластера, после чего устойчивость отнесения регионов к этим кластерам проверена по методу итеративного кластерного анализа.

Таким образом, задачу снижения дифференциации денежных доходов населения регионов ЦФО необходимо считать актуальной, и исходя из результатов выполненных статистических исследований, целесообразно при формировании функции желательности децильного коэффициента фондов принять за верхнюю границу зоны «удовлетворительно» среднюю арифметическую величину показателя по однородной выборке, равную 12,729. С учетом величины стандартного отклонения, равной 1,505, получаем выражение для функции желательности индикатора дифференциации денежных доходов:

$$d(KF_{10}) = \exp(-\exp(KF_{10} - 12,729)/1,505). \quad (7)$$

В формуле (7) знак перед выражением в скобках изменен на противоположный, так как децильный коэффициент денежных доходов – негативный показатель.

График функции желательности среднедушевых денежных доходов представлен на рис. 4, а в табл. 8 приведены границы зон желательности. Согласно табл. 8, большинство регионов ЦФО (11 из 18) характеризуются оценками «плохо» и «очень плохо», что отражает негативную ситуацию в отношении дифференциации денежных доходов населения.

Обобщенную картину по индексу благополучия в ЦФО дает диаграмма, где результаты выполненных в данной работе статистических исследований представлены в графическом виде на плоскости с координатами индикаторов благосостояния населения «среднедушевые денежные доходы

в 2016 г.» – «средний децильный коэффициент фондов в 2008–2016 гг.» и нанесенными на нее границами зон желательности (рис. 5). По диаграмме (рис. 5а) видно, насколько велика межрегиональная неравномерность распределения денежных доходов: метки 18 и 10 (Москва и Московская область) значительно удалены от компактного «скопления» меток периферийных регионов.

Из диаграмм (рис. 5) следует, что России в целом по уровню среднедушевых денежных доходов уступают все периферийные регионы ЦФО, а задача снижения межрегиональной и внутрирегиональной дифференциации актуальна для всех регионов без исключения, и в этом отношении все регионы ЦФО следует считать проблемными.

В заключение рассчитаем обобщенный индекс благополучия, рассматривая его как объединение двух частных функций желательности – среднедушевых денежных доходов $d(CDD)$ и децильного коэффициента фондов $d(KF_{10})$ – в единую функцию желательности. По однородной выборке регионов ЦФО частные функции желательности коррелируют с отрицательным коэффициентом корреляции $R = -0,719$, что обуславливает аддитивную форму их свертки, а их веса логично принять пропорциональными коэффициентам эластичности согласно степенной регрессии (5). С учетом этого обобщенный индекс благополучия приобретает следующий вид:

$$d_{общ} = w_{1d}(CDD) + w_{2d}(KF_{10}) = 0,836d(CDD) + 0,164d(KF_{10}). \quad (8)$$

Легко убедиться, что результаты ранжирования регионов ЦФО по обобщенной функции желательности идентичны полученным ранее при ранжировании по медианным денежным доходам (табл. 6).

Таким образом, поставленные задачи решены. На примере регионов ЦФО показано, что учет неравенства распределения денежных доходов населения в регионе можно проводить двумя способами: по медианным значениям среднедушевых денежных доходов и по обобщенной функции желательности

Харрингтона, являющейся аддитивной сверткой двух частных функций желательности – среднеарифметической величины денежных доходов и децильного коэффициента фондов. Второй способ предпочтительнее, поскольку основан на публикуемых статистических

показателях, не требует дополнительных графических построений или аналитических расчетов по оценке медианных значений денежных доходов и позволяет проводить более глубокий анализ ситуации в целом по федеральному округу.

Таблица 1

Статистические характеристики однородной выборки регионов ЦФО (без Москвы и Московской области)

Table 1

Statistical characteristics of a homogeneous sample of the Central Federal District regions (without Moscow and the Moscow Oblast)

| Статистическая характеристика | Среднедушевой денежный доход, руб./мес. | Территориальный индекс СДД–2016, % к РФ |
|-------------------------------|---|---|
| Среднее арифметическое | 25 963,5 | 84,45 |
| Стандартное отклонение | 2 309,4 | 7,51 |

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 2

Границы зон благосостояния и ранжирование регионов ЦФО по среднедушевому денежному доходу, 2016 г.

Table 2

Boundaries of welfare zones and the ranking of the Central Federal District regions by average per capita cash income in 2016

| Зона благосостояния | Среднедушевой денежный доход 2016 г., руб./мес. | Регионы |
|---------------------|---|---|
| Очень хорошо | Более 29 450 | Москва, Московская, Белгородская и Воронежская обл. |
| Хорошо | 29 450–27 800 | Калужская, Липецкая и Ярославская обл. |
| Удовлетворительно | 27 800–26 000 | Тульская и Тамбовская обл. |
| Плохо | 26 000–24 850 | Курская и Брянская обл. |
| Очень плохо | Менее 24 850 | Рязанская, Смоленская, Костромская, Тверская, Ивановская, Орловская и Владимирская обл. |

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 3

Статистика среднедушевых и медианных значений денежного дохода населения регионов ЦФО в 2016 г.

Table 3

Statistics of average per capita and median values of cash income of the population of the Central Federal District regions in 2016

| Регион | Код региона | Среднедушевой денежный доход, руб./мес. | Медианный денежный доход, руб./мес | Соотношение медианного и среднедушевого денежного дохода |
|-------------------|-------------|---|------------------------------------|--|
| Белгородская обл. | 1 | 29 579 | 22 600 | 0,764 |
| Брянская обл. | 2 | 25 336 | 19 700 | 0,778 |
| Владимирская обл. | 3 | 22 853 | 18 500 | 0,81 |
| Воронежская обл. | 4 | 29 569 | 22 300 | 0,754 |
| Ивановская обл. | 5 | 23 679 | 19 000 | 0,802 |
| Калужская обл. | 6 | 28 592 | 22 650 | 0,792 |
| Костромская обл. | 7 | 23 970 | 19 300 | 0,805 |
| Курская обл. | 8 | 25 815 | 20 200 | 0,782 |
| Липецкая обл. | 9 | 28 455 | 22 150 | 0,778 |
| Московская обл. | 10 | 40 509 | 31 500 | 0,778 |
| Орловская обл. | 11 | 23 237 | 18 500 | 0,796 |
| Рязанская обл. | 12 | 24 574 | 19 450 | 0,791 |
| Смоленская обл. | 13 | 24 469 | 19 500 | 0,797 |
| Тамбовская обл. | 14 | 26 169 | 20 350 | 0,778 |
| Тверская обл. | 15 | 23 883 | 19 650 | 0,823 |
| Тульская обл. | 16 | 27 417 | 21 800 | 0,795 |
| Ярославская обл. | 17 | 27 819 | 21 750 | 0,782 |
| Москва | 18 | 59 203 | 43 550 | 0,736 |
| РФ в целом | 1 000 | 30 744 | 23 050 | 0,75 |

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 4

Сводка моделей линейной регрессии

Table 4

Summary of linear regression models

| Модель | Коэффициент корреляции | Коэффициент детерминации | Скорректированный коэффициент детерминации | Стандартная ошибка аппроксимации |
|--------|------------------------|--------------------------|--|----------------------------------|
| 1 | 0,981 | 0,963 | 0,96 | 299,177 |
| 2 | 0,999 | 0,998 | 0,998 | 65,642 |

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 5

Статистика параметров моделей линейной регрессии

Table 5

Statistics of parameters of linear regression models

| Модель | Предиктор | Параметр | Стандартная ошибка | Бета-коэффициент | t-критерий | Значимость |
|--------|---------------------|-----------|--------------------|------------------|------------|------------|
| 1 | (Constant) | 3 980,054 | 871,687 | – | 4,566 | 0 |
| | СДД-2016, руб./мес. | 0,635 | 0,033 | 0,981 | 18,979 | 0 |
| 2 | (Constant) | 3 724,55 | 191,868 | – | 19,412 | 0 |
| | СДД-2016, руб./мес. | 0,811 | 0,013 | 1,253 | 63,079 | 0 |
| | Коэффициент фондов | −356,955 | 21,416 | −0,331 | −16,668 | 0 |

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 6**Границы зон благосостояния и ранжирование регионов ЦФО по медианному денежному доходу в 2016 г.****Table 6****Boundaries of welfare zones and the ranking of the Central Federal District regions by median cash income in 2016**

| Зона благосостояния | Медианный денежный доход в 2016 г., руб./мес. | Регионы |
|---------------------|---|---|
| Очень хорошо | Более 22 650 | Москва и Московская обл. |
| Хорошо | 22 650–21 630 | Калужская, Белгородская, Воронежская и Липецкая, Тульская и Ярославская обл. |
| Удовлетворительно | 21 630–20 500 | – |
| Плохо | 20 500–19 750 | Тамбовская и Курская обл. |
| Очень плохо | Менее 19 750 | Брянская, Тверская, Смоленская, Рязанская, Костромская, Ивановская, Владимирская и Орловская обл. |

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 7**Параметры и критерии качества линейных моделей динамики децильного коэффициента фондов в ЦФО в 2008–2016 гг.****Table 7****Parameters and quality criteria for linear models of the dynamics of R/P 10% coefficient of funds in the Central Federal District in 2008–2016**

| Регион | МНК-оценки параметров | | Критерии качества | | |
|-------------------|---|---|--------------------------------|-------------------|-----------|
| | Средний уровень (KF_{10}) _{cp} | Среднегодовой прирост $D_{cp}(KF_{10})$ | Коэффициент детерминации R^2 | Критерий Фишера F | p-уровень |
| Белгородская обл. | 14,344 | -0,09 | 0,201 | 1,76 | 0,227 |
| Брянская обл. | 13,078 | 0,0383 | 0,053 | 0,39 | 0,553 |
| Владimirская обл. | 11,044 | 0,075 | 0,123 | 0,98 | 0,355 |
| Воронежская обл. | 15,033 | 0,0883 | 0,334 | 3,52 | 0,103 |
| Ивановская обл. | 10,933 | 0,0583 | 0,095 | 0,73 | 0,421 |
| Калужская обл. | 13,078 | -0,06 | 0,052 | 0,39 | 0,554 |
| Костромская обл. | 10,8 | -0,0417 | 0,186 | 1,6 | 0,246 |
| Курская обл. | 12,778 | 0,0683 | 0,094 | 0,73 | 0,422 |
| Липецкая обл. | 13,311 | 0,1 | 0,186 | 1,6 | 0,247 |
| Московская обл. | 15,267 | -0,25 | 0,493 | 6,82 | 0,035 |
| Орловская обл. | 13,2 | -0,435 | 0,806 | 29,15 | 0,001 |
| Рязанская обл. | 12,044 | 0,07 | 0,077 | 0,58 | 0,471 |
| Смоленская обл. | 11,967 | -0,085 | 0,314 | 3,21 | 0,116 |
| Тамбовская обл. | 14,433 | -0,2767 | 0,442 | 5,56 | 0,051 |
| Тверская обл. | 10,133 | -0,1033 | 0,226 | 2,04 | 0,196 |
| Тульская обл. | 11,989 | 0,04 | 0,041 | 0,3 | 0,6 |
| Ярославская обл. | 12,956 | 0,0717 | 0,128 | 1,03 | 0,344 |
| Москва | 25,733 | -2,215 | 0,947 | 125,9 | 0 |
| РФ в целом | 16,256 | -0,1517 | 0,919 | 79,15 | 0 |

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 8

Границы зон желательности децильного коэффициента фондов и ранжирование регионов ЦФО по среднему значению показателя в 2008–2016 гг.

Table 8

Boundaries of desirability zones of R/P 10% coefficient of funds and the ranking of the Central Federal District regions by average indicator value in 2008–2016

| Зона желательности | Децильный коэффициент фондов | Регионы (в порядке роста показателя) |
|--------------------|------------------------------|--|
| Очень хорошо | Менее 10,5 | Тверская обл. |
| Хорошо | 10,5–11,55 | Костромская, Ивановская и Владимирская обл. |
| Удовлетворительно | 11,55–12,7 | Смоленская, Тульская и Рязанская обл. |
| Плохо | 12,7–13,5 | Курская, Ярославская, Брянская, Калужская, Орловская и Липецкая обл. |
| Очень плохо | Более 13,5 | Белгородская, Тамбовская, Воронежская и Московская обл., Москва |

Источник: авторская разработка

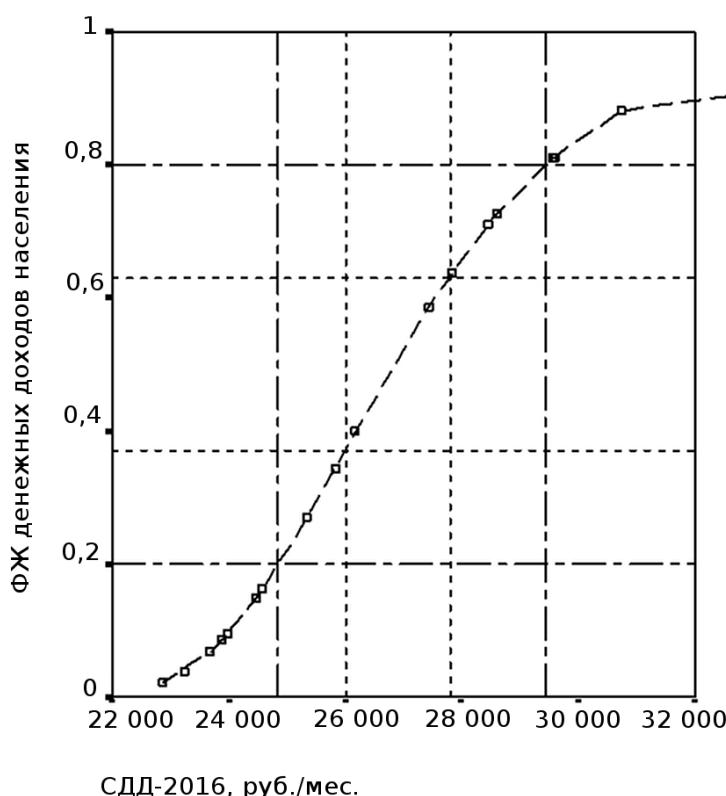
Source: Authoring

Рисунок 1

Функция желательности среднедушевых денежных доходов населения ЦФО

Figure 1

The desirability function of average per capita cash income of the Central Federal District population



Примечание. Пунктирными и штрихпунктирными линиями показаны границы зон желательности.
Источник: авторская разработка

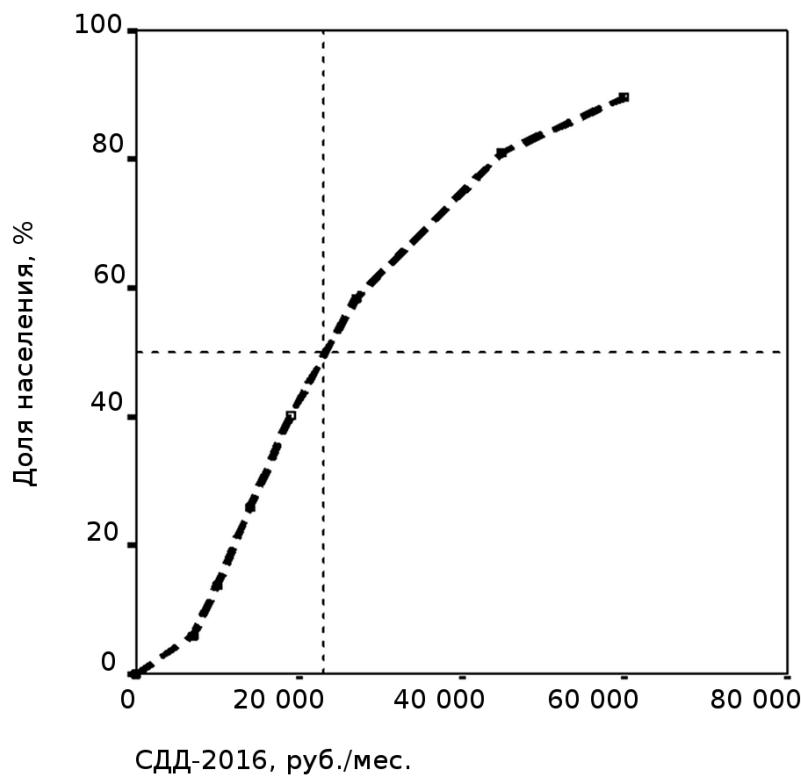
Source: Authoring

Рисунок 2

Кумулятивная кривая распределения населения РФ по денежным доходам в 2016 г.

Figure 2

Cumulative distribution curve of the population of the Russian Federation by cash income in 2016



Примечание. Пунктиром показано графическое определение медианного значения дохода.

Источник: авторская разработка

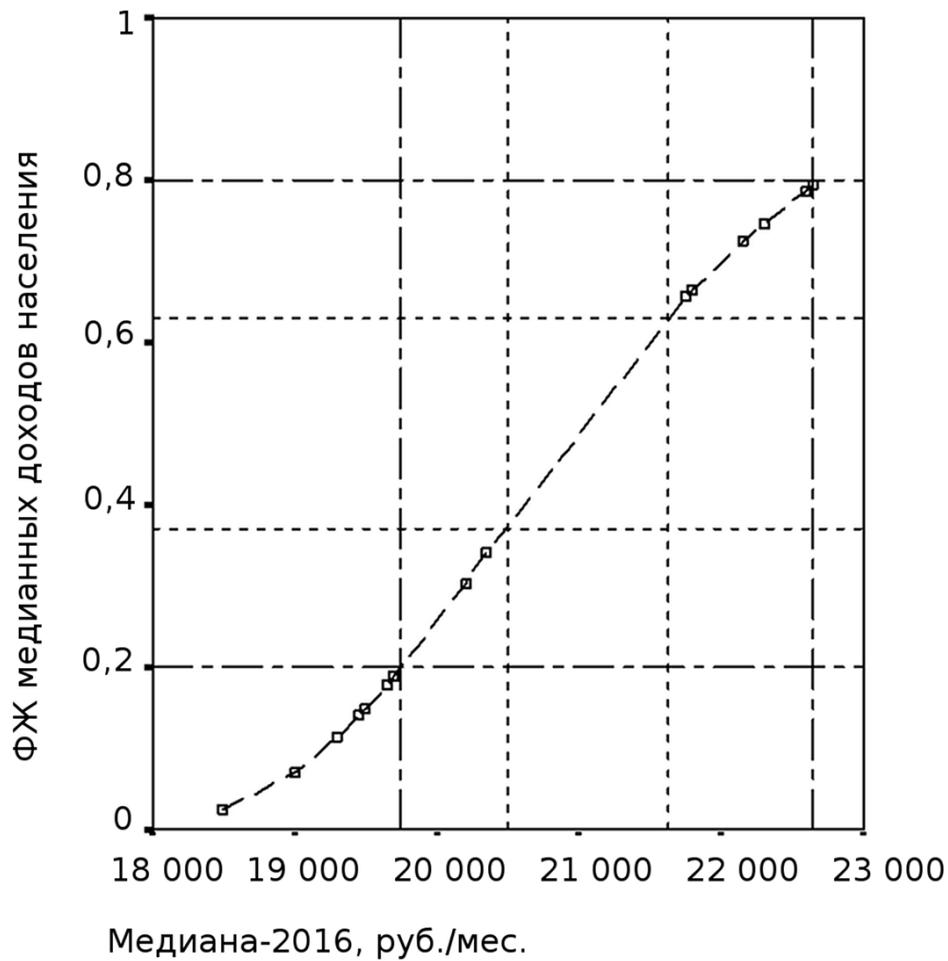
Source: Authoring

Рисунок 3

Функция желательности медианных денежных доходов населения регионов ЦФО

Figure 3

The desirability function of median cash income of the Central Federal District population



Примечание. Пунктирными и штрихпунктирными линиями показаны границы зон желательности.
Источник: авторская разработка

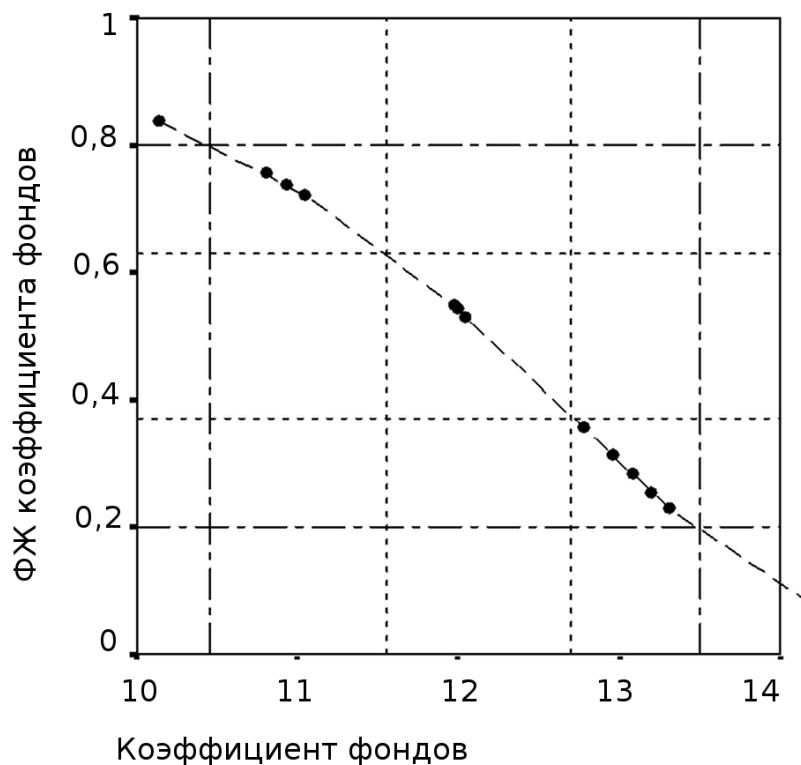
Source: Authoring

Рисунок 4

Функция желательности децильного коэффициента фондов

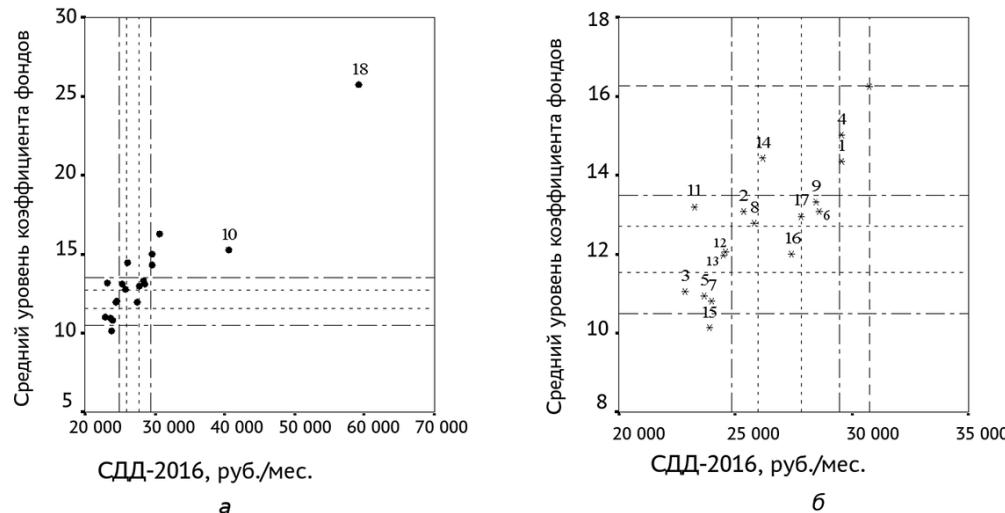
Figure 4

The desirability function of R/P 10% coefficient of funds



Примечание. Пунктирными и штрихпунктирными линиями показаны границы зон желательности.
Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Рисунок 5**Расположение регионов ЦФО по зонам желательности индикаторов благосостояния населения****Figure 5****Location of the regions of the Central Federal District by zone of welfare desirability indicators**

Примечание. Точечно- и штрихпунктирными линиями показаны границы зон желательности, пунктирующими – уровень по РФ в целом; а – полная выборка регионов; б – однородная выборка.

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Список литературы

1. Благовестова Т.Е., Налётова Н.Ю. Качество жизни населения: методика оценки // Псковский регионологический журнал. 2014. № 20. С. 56–66.
URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/kachestvo-zhizni-naseleniya-metodika-otsenki>
2. Рудакова О.В., Лыгина Н.И., Крюкова О.А. Доходы населения в системе экономического роста // Среднерусский вестник общественных наук. 2017. Т. 12. № 6. С. 219–232.
URL: <https://doi.org/10.22394/2071-2367-2017-12-6-219-232>
3. Шуметов В.Г. О нормировании показателей уровня жизни населения // Вестник ОрелГАУ. 2015. № 6. С. 106–113. URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/o-normirovaniii-pokazateley-urovnya-zhizni-naseleniya>
4. Суринов А.Е. Доходы населения: опыт количественных измерений: монография. М.: Финансы и статистика, 2000. 432 с.
5. Айвазян С.А. Модель формирования распределения населения России по величине среднедушевого дохода (экспертно-статистический подход) // Экономика и математические методы. 1997. Т. 33. Вып. 4. С. 74–86.
6. Загребельная А.В., Савельева А.Ю., Подопригора И.В., Золотарева Г.А. Моделирование динамики денежных доходов населения России // Вестник науки Сибири. 2015. № 4. С. 1–10. URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/modelirovanie-dinamiki-denezhnyh-dohodov-naseleniya-rossii>

7. Седаков И.А. Общие методологические подходы к моделированию и прогнозированию социально-экономического развития региона // Проблемы прогнозирования. 2008. № 4. С. 151–155. URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/obschie-metodologicheskie-podhody-k-modelirovaniyu-i-prognozirovaniyu-sotsialno-ekonomicheskogo-razvitiya-regiona>
8. Любушин Н.П., Брикач Г.Е. Использование обобщенной функции желательности Харрингтона в многопараметрических экономических задачах // Экономический анализ: теория и практика. 2014. Т. 13. Вып. 18. С. 2–10. URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/ispolzovanie-obobschennoy-funktsii-zhelatelnosti-harringtona-v-mnogoparametricheskikh-ekonomicheskih-zadachah>
9. Harrington E.C. The Desirability Function. *Industrial Quality Control*, 1965, vol. 21, iss. 10, pp. 494–498.
10. Перов Е.В. Дифференциация доходов населения как признак социально-экономической конфликтогенности общества // Управление экономическими системами. 2015. № 3. URL: <http://uecs.ru/uecs-75-752015/item/3396-2015-03-10-12-46-53>
11. Чистик О.Ф. Среднедушевые денежные доходы населения и их многомерный статистический анализ в регионах Российской Федерации // Региональное развитие. 2015. № 4. URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/srednedushevye-denezhnye-dohody-naseleniya-i-ih-mnogomernyy-statisticheskiy-analiz-v-regionah-rossiyskoy-federatsii>
12. Дуканич Л.В. Типологизация регионов с учетом динамики классификационных признаков: некоторые методические подходы и решения // Экономический вестник Ростовского государственного университета. 2007. Т. 5. № 1. С. 123–127. URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/tipologizatsiya-regionov-s-uchetom-dinamiki-klassifikatsionnyh-priznakov-nekotorye-metodicheskie-podhody-i-resheniya>
13. Бююль А., Цёфель П. SPSS: Искусство обработки информации. Анализ статистических данных и восстановление скрытых закономерностей. СПб.: ДиаСофтЮП, 2005. 608 с.
14. Олдендерфер М.С., Блэшфилд Р.К. Кластерный анализ. В кн.: Факторный, дискриминантный и кластерный анализ. М.: Финансы и статистика, 1989. С. 139–215.

Информация о конфликте интересов

Мы, авторы данной статьи, со всей ответственностью заявляем 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.

ASSESSMENT OF THE QUALITY OF LIFE OF THE POPULATION OF CENTRAL RUSSIA, TAKING INTO ACCOUNT THE DIFFERENTIATION OF CASH INCOME

Tat'yana N. AFONINA^a, Aleksandr O. LOMANOV^b, Vadim G. SHUMETOV^{c*}

^a Orel Branch of Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration, Orel, Russian Federation
akademmmz@yandex.ru
<https://orcid.org/0000-0003-2494-0227>

^b Orel State University named after I.S. Turgenev, Orel, Russian Federation
Arhemo@ya.ru
<https://orcid.org/0000-0002-6468-4961>

^c Orel State Agrarian University (Orel SAU), Orel, Russian Federation
shumetov@list.ru
<https://orcid.org/0000-0003-1131-2950>

* Corresponding author

Article history:

Received 21 June 2018

Received in revised form

14 August 2018

Accepted 29 August 2018

Available online

15 October 2018

JEL classification: J11, J17,
J18

Abstract

Subject This article develops a methodology of assessment of quality of life of the population of the Central Federal District of the Russian Federation, taking into account the income distribution inequality within the period from 2008 till 2016.

Objectives The article aims to select and substantiate the population welfare index of the region that takes into account statistical data on the level and differentiation of per capita monetary incomes.

Methods For the study, we used Harrington's psycho-physical scaling, the methods of correlation, regression, and cluster analyses, applying the SPSS Statistics software package.

Results The article proposes to assess the welfare of the region's population through the values of the desirability function formed on the basis of median values of per capita income. It introduces linear and power two-factor regression models explaining the dependence of median cash income on the arithmetic mean values of per capita monetary incomes and R/P 10% coefficient of funds reflecting their uneven distribution in the region. The article also ranks the Central Federal District regions according to the values of desirability partial and generalized functions.

Conclusions The article shows that the income distribution inequality in the region can be accounted for in the two following ways: by median values of per capita cash incomes and the generalized Harrington's desirability function.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2018

Please cite this article as: Afonina T.N., Lomanov A.O., Shumetov V.G. Assessment of the Quality of Life of the Population of Central Russia, Taking into Account the Differentiation of Cash Income. *Regional Economics: Theory and Practice*, 2018, vol. 16, iss. 10, pp. 1976–1994.
<https://doi.org/10.24891/re.16.10.1976>

References

1. Blagovestova T.E., Naletova N.Yu. [Quality of life of the population in a region: estimation procedure]. *Pskovskii regionologicheskii zhurnal*, 2014, no. 20, pp. 56–66. URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/kachestvo-zhizni-naseleniya-regiona-metodika-otsenki> (In Russ.)

2. Rudakova O.V., Lygina N.I., Kryukova O.A. [Population income in the system of economic growth]. *Srednerusskii vestnik obshchestvennykh nauk = Central Russian Journal of Social Sciences*, 2017, vol. 12, no. 6, pp. 219–232. (In Russ.)
URL: <https://doi.org/10.22394/2071-2367-2017-12-6-219-232>
3. Shumetov V.G. [About rationing indicators of living standards]. *Vestnik OrelGAU*, 2015, no. 6, pp. 106–113. URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/o-normirovani-pokazateley-urovnya-zhizni-naseleniya> (In Russ.)
4. Surinov A.E. *Dokhody naseleniya: opyt kolichestvennykh izmerenii: monografiya* [Population incomes: experience of quantitative measurements: a monograph]. Moscow, Finansy i statistika Publ., 2000, 432 p.
5. Aivazyan S.A. [A forming model of distribution of the Russian population by per capita income: an expert and statistical approach]. *Ekonomika i matematicheskie metody = Economics and Mathematical Methods*, 1997, vol. 33, iss. 4, pp. 74–86. (In Russ.)
6. Zagrebel'naya A.V., Savel'eva A.Yu., Podoprigora I.V., Zolotareva G.A. [Modeling the dynamics of cash income of Russian population]. *Vestnik nauki Sibiri = Siberian Journal of Science*, 2015, no. 4, pp. 1–10. URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/modelirovanie-dinamiki-denezhnyh-dohodov-naseleniya-rossii> (In Russ.)
7. Sedakov I.A. [General methodological approaches to modeling and forecasting of socio-economic development of the region]. *Problemy prognozirovaniya = Problems of Forecasting*, 2008, no. 4, pp. 151–155. URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/obschie-metodologicheskie-podhody-k-modelirovaniyu-i-prognozirovaniyu-sotsialno-ekonomiceskogo-razvitiya-regiona> (In Russ.)
8. Lyubushin N.P., Brikach G.E. [Harrington's desirability generalized function in multiple parameter economic tasks]. *Ekonomicheskii analiz: teoriya i praktika = Economic Analysis: Theory and Practice*, 2014, vol. 13, iss. 18, pp. 2–10. URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/ispolzovanie-obobschennoy-funktii-zhelatelnosti-harringtona-v-mnogoparametricheskikh-ekonomiceskikh-zadachah> (In Russ.)
9. Harrington E.C. The Desirability Function. *Industrial Quality Control*, 1965, vol. 21, iss. 10, pp. 494–498.
10. Perov E.V. [The income differentiation of the population as a characteristic socio-economic conflictogenity of society]. *Upravlenie ekonomiceskimi sistemami*, 2015, no. 3. (In Russ.)
URL: <http://uecs.ru/uecs-75-752015/item/3396-2015-03-10-12-46-53>
11. Chistik O.F. [Average per capita monetary income of the population and their multidimensional statistical analysis in regions of the Russian Federation]. *Regional'noe razvitiye*, 2015, no. 4. (In Russ.) URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/srednedushevye-denezhnye-dohody-naseleniya-i-ih-mnogomernyy-statisticheskiy-analiz-v-regionah-rossiyskoy-federatsii>
12. Dukanich L.V. [Typologization of the regions considering the classification factors dynamics: some methodical approaches and solutions]. *Ekonomicheskii vestnik Rostovskogo gosudarstvennogo universiteta = Economic Herald of Rostov State University*, 2007, vol. 5, no. 1, pp. 123–127. URL: <https://cyberleninka.ru/article/v/tipologizatsiya-regionov-s-uchetom-dinamiki-klassifikatsionnyh-priznakov-nekotorye-metodicheskie-podhody-i-resheniya> (In Russ.)
13. Bühl A., Zöfel P. *SPSS: Iskusstvo obrabotki informatsii. Analiz statisticheskikh dannykh i vosstanovlenie skrytykh zakonomernostei* [SPSS Version 10. Einführung in die moderne Datenanalyse unter Windows]. St. Petersburg, DiaSoftYUP Publ., 2005, 608 p.

14. Aldenderfer M.S., Blashfield R.K. *Klasternyi analiz. V kn.: Faktornyj, diskriminantnyj i klasternyj analiz* [Cluster Analysis. In: Factor, Discriminant, and Cluster Analysis]. Moscow, Finansy i statistika Publ., 1989, pp. 139–215.

Conflict-of-interest notification

We, the authors 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.