

---

---

# РЕГИОНАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ

---

---

УДК 911.3.001 (81)

## ПОЛИМАСШТАБНЫЙ ПОДХОД К ИССЛЕДОВАНИЮ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ НЕОДНОРОДНОСТИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ДОХОДОВ НАСЕЛЕНИЯ БРАЗИЛИИ

© 2021 г. А.С. Гладкий

*Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова,  
географический факультет, Москва, Россия  
e-mail: antony.gladky@gmail.com*

Цель исследования состоит в выявлении особенностей пространственной неоднородности распределения доходов населения Бразилии на разных масштабных уровнях территориального деления: макрорегионах, штатах, муниципалитетах, а также промежуточных статистических сеток, используемых в Бразилии (мезорегионы и микрорегионы). Экономическое развитие Бразилии в начале XXI в. характеризуется не только снижением общего уровня неравенства населения, но и определенным сокращением территориального неравенства между южными и северо-восточными регионами. Для регионов Бразилии в целом выполняется правило увеличения неоднородности распределения доходов при переходе на более низкие иерархические уровни территориального деления. Анализ мер неоднородности свидетельствует, что несмотря на общее сокращение уровня регионального неравенства в 2000–2010 гг., на низовом масштабном уровне сокращение регионального неравенства происходило наиболее медленными темпами. Применение методики расчета коэффициента географической генерализации выявило увеличение роста информации о гетерогенности пространства при переходе на более низкие уровни территориального деления в Бразилии. Предложена методика полимасштабного картографирования регионального неравенства, основанная на вариации среднего дохода населения на разных масштабных уровнях.

*Ключевые слова:* региональное неравенство, полимасштабный подход, проблема изменяющегося масштаба, коэффициент географической генерализации, распределение доходов, Бразилия.

DOI: 10.5922/1994-5280-2021-2-10

**Введение и постановка проблемы.** Применение метода генерализации данных позволяет произвести обобщение исследуемых характеристик географического пространства, но в то же время неизбежно приводит к потере части информации об исследуемой территории и происходящих на ней явлениях. Для решения проблемы генерализации данных в социально-экономической географии широкое применение получил полимасштабный подход. Обоснованное применение полимасштабного подхода в современных работах встречается достаточно редко, главным образом, из-за отсутствия достаточной базы эмпирических данных об исследуемых социально-экономических явлениях. Более

того, уже сложившаяся во многих странах система сбора статистики по административным территориальным единицам не всегда отражает истинную картину пространственной социально-экономической дифференциации, что ограничивает возможности исследователей или же ставит перед ними непомерные задачи. В общем виде проблема генерализации данных в зарубежной географии получила названия проблемы изменяющегося масштаба [27].

**Обзор ранее выполненных исследований.** В отечественной социально-экономической географии интерес к проблеме изменяющегося масштаба возник еще в середине

прошлого века. Недаром полимасштабный подход по Н.Н. Баранскому является одной из отличительных черт географической науки, а «игра масштабами» – одной из особенностей ее методологии. Отсутствие полимасштабного подхода в исследованиях зачастую может привести к «ошибке в генерализации, которая означает ошибку в общей логике или в логике изображаемых на карте явлений» [2, с. 54]. Основные теоретические принципы полимасштабного подхода сформулированы в работах А.И. Трейвиша [9]. Наиболее детализированную картину пространственной неравномерности можно получить путем анализа статистики на крупномасштабном уровне, поэтому все чаще в отечественных работах на тему неоднородности используются данные на низовом уровне территориального деления [1; 10].

Что касается вопроса территориального неравенства, данная проблематика получила широкое развитие и представлена большим количеством научных публикаций [4; 23; 24]. Территориальное неравенство неразрывно связано с пространственной концентрацией экономики и населения, проявлением агломерационных эффектов и эффекта масштаба [20; 21]. Наибольший интерес исследователей в данном вопросе привлекает соотношение между процессами пространственной концентрации и деконцентрации [6; 7]. При оценке степени территориальной концентрации широко используются такие показатели, как коэффициент Джини и энтропийный индекс Тейла, в особенности их географические «версии». Большое количество работ посвящено декомпозиции индекса Тейла, который позволяет оценить вклад отдельных групп территорий в итоговое неравенство [6; 7; 26; 28]. Тем не менее, отсутствие единой методологии и оперирование данными только на одном масштабном уровне зачастую приводит к противоречивым результатам, и в научной среде пока еще не сформировалось единого мнения, растет ли неравенство в мире или сокращается, то же самое касается отдельных стран и регионов [4; 5; 23].

В настоящий момент можно наблюдать всплеск интереса к теме полимасштабного исследования пространственной дифференциации. Особенно важным представляется

вопрос об оптимальном географическом масштабе для исследований социально-экономического пространства. Так, последние работы по России показали, что переход на низовой уровень территориального деления может быть не всегда обоснован, поскольку «дает меньший вклад в меру пространственной неоднородности» [10, с. 9].

Таким образом первые результаты, полученные на примере исследования российских регионов, нуждаются в подтверждающих примерах на примере работ по зарубежным странам. Наиболее оптимальным вариантом для проведения подобного исследования является Бразилия, поскольку обладает сопоставимыми с Россией масштабами территории и экономики, а также сходными особенностями географического пространства [5; 6].

Общий уровень проработанности темы социального неравенства в Бразилии достаточно велик. Внушительная часть работ по Бразилии затрагивает тему неравенства либо с позиции исследования феномена бедности как объекта социальной политики [18; 22], либо исследования взаимосвязи неравенства и экономического роста [12; 13; 19], в том числе в рамках верификации гипотезы Ф. Бургинона<sup>1</sup> [16]. Большое количество работ посвящено исследованию социального неравенства в пределах отдельных штатов, с применением методики декомпозиции коэффициента Джини. Однако за вычетом всеобъемлющего анализа феномена социального неравенства на двух уровнях: 1) страны в целом; 2) муниципалитетов в пределах отдельных штатов – ощущается недостаток самостоятельных исследований, либо обзорных работ, обобщающих полученные результаты в рамках полимасштабного подхода.

Тем не менее, совершенствование системы сбора статистики БИГС обеспечили широкое применение методов анализа пространственных данных в публикациях последних лет, в том числе с использованием эконометрических методов [11]. Период 2015–2020 гг. ознаменовался большим числом работ по ряду штатов Бразилии: штаты северо-востока [15], юго-востока [14] и юга Бразилии [25, 17]. В 2018 г. была опубликована яркая статья по исследованию пространственной автокорреляции доходов населения

<sup>1</sup> Гипотеза, выдвинутая французским экономистом Франсуа Бургиноном, полагает, что если в некоторой стране высокий уровень социального неравенства, то при сокращении уровня бедности общий уровень благосостояния населения не вырастет в пропорциональном размере [16, с. 9].

в Бразилии для выделения границ городских агломераций [3].

Большинство исследований подтверждает, что в результате действия таких факторов, как деиндустриализация и пространственная деконцентрация экономики, с одной стороны, и государственных мер по сокращению неравенства, с другой, во второй половине 1990-х гг. наметился тренд к снижению уровня социального неравенства [19]. В период 2001–2007 гг. исследователи отмечают не только заметное снижение уровня бедности, но и сокращение уровня неравенства между основными регионами: севером и югом Бразилии [13].

Тем не менее, для Бразилии в целом сохраняется высокий уровень территориального неравенства на макроуровне и депрессивный характер развития северо-восточных регионов: в период 1995–2011 гг. несмотря на сформировавшуюся тенденцию к региональной конвергенции, северо-восток сохранял более высокие показатели по уровню социального неравенства, а темпы его сокращения были ниже, чем в среднем по стране [15]. Эконометрические расчеты показали, что для северных регионов степень эластичности показателей среднего дохода населения и уровня бедности ниже, чем в юго-восточном и южном регионах Бразилии<sup>2</sup> [12].

#### **Материалы и методика исследования.**

Сложившаяся система сбора статистических данных в Бразилии превращает страну в весьма привлекательный полигон для исследования пространственной неоднородности на разных масштабных уровнях. По данным Бразильского института географии и статистики (БИГС), в Бразилии имеется достаточно дробная система АД по муниципалитетам (5570 территориальных ячеек), а также несколько дополнительных сеток территориального деления: мезорегионы (*mesorregiões*) и микрорегионы (*microrregiões*). Полный перечень выделяемых в Бразилии административно-территориальных единиц включает 5 крупных макрорегионов (GR), 27 штатов (UF), 137 мезорегионов (ME), 558 микрорегионов (MI) и 5570 муниципалитетов (MU) [30].

Подразделение территории страны на пять крупных макрорегионов (*grande regiões*) имеет много общего с делением России на экономические районы или в более грубом виде – делением на федеральные округа. По той же аналогии микрорегионы Бразилии могут быть сопоставимы с сеткой микро-районирования России по Е.Е. Лейзеровичу. В среднем при переходе между масштабными уровнями общее количество и средняя площадь территориальных ячеек изменяется в 5 раз, за исключением перехода от микрорегионов к муниципалитетам: здесь различия между масштабами возрастают до 10 раз.

#### **Меры пространственной неоднородности**

Для сопоставления разных масштабных уровней целесообразно обращение к классическим статистическим мерам неравенства, наиболее популярной из которых считается коэффициент Джини [4; 21; 24]. Оценка степени пространственной неоднородности базируется на применении географической разновидности коэффициента Джини, в котором вместо социальных групп фигурируют отдельные территориальные ячейки. Общим правилом считается увеличение меры неоднородности при переходе на более низкие масштабные уровни, что можно проиллюстрировать при построении графической интерпретации коэффициента в виде кривой Лоренца. Коэффициент Джини рассчитан для всех доступных масштабных уровней: от макрорегионов Бразилии до муниципалитетов.

Для проверки полученных результатов по региональному неравенству на разных масштабных уровнях используется также энтропийный показатель неоднородности – индекс Тейла. Ключевой особенностью данного показателя является свойство декомпозиции, инвариантность по отношению к умножению, а также большая чувствительность к характеру распределения показателя на краевых частях шкалы [29]. Индекс Тейла в меньшей степени подвержен искажению локальными «выбросами». С целью унификации оценки неравенства на разных масштабных уровнях индекс Тейла нормирован на полуинтервале [0, 1]. Формула расчета нормированного индекса Тейла имеет следующий вид (по [29]):

<sup>2</sup> Иными словами, рост среднего дохода или уменьшение коэффициента Джини на 1% приведет к значительно меньшему сокращению показателя уровня бедности: около 0,68% и 0,77% от компоненты доли бедного населения в факторном анализе [12, с. 51]. Это является одним из подтверждений гипотезы Бургиньона.

$$T_i = \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i}{Y} \cdot \ln \frac{Y_i}{Y} \right)}{\ln n} + 1 = \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i}{Y} \cdot \ln \frac{Y_i}{Y_n} \right)}{\ln n}, \quad (1)$$

где  $Y_i$  – значение показателя в регионе на уровне  $i$ ,  $Y$  – суммарное значение показателя по всем регионам на уровне  $i$ ,  $n$  – общее количество регионов на масштабном уровне  $i$ .

В качестве альтернативы также используется взвешенный по населению вариант расчета индекса Тейла (формула 2), который нормирован в пределах  $[0, 1]$  по следующей формуле преобразования в индекс Аткинсона (формула 3):

$$T_i = \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i}{Y} \ln \frac{Y_i}{Y \frac{X_i}{\sum X_i}} \right)}{\ln n}, \quad (2)$$

где  $Y_i$  – значение показателя в регионе на уровне  $i$ ,  $Y$  – суммарное значение показателя по всем регионам на уровне  $i$ ,  $X_i$  – население на уровне  $i$ ,  $n$  – общее количество регионов на масштабном уровне  $i$ .

$$T_i = 1 - e^{-T_i} \quad (3)$$

Ввиду особенностей расчетов показателей индекса Тейла и Джини возможно проводить сравнение результатов, полученных на разных масштабных уровнях системы. Использование данного показателя целесообразно с использованием свойства декомпозиции: любое неоднородное распределение может быть представлено в виде суммы показателей межгрупповых различий между исследуемыми выборками и различий внутри каждой выборки (формулы 4–6). Разложение индекса Тейла на межгрупповые и внутригрупповые субиндексы имеет следующий вид (по [29]):

$$T = T_b + T_w, \quad (4)$$

$$T_b = \frac{\sum_{j=1}^m \left( \frac{Y_j}{Y} \cdot \ln \frac{Y_j/n_j}{Y/n} \right)}{\ln n}, \quad (5)$$

где  $Y_j$  – значение показателя в регионе на более высоком масштабном уровне  $j$ ,  $Y$  – суммарное значение показателя по всем регионам на уровне  $j$ ,  $n_j$  – количество регионов уровня  $i$ , входящих в состав соответствующего региона более высокого уровня  $j$ ,  $n$  – общее количество регионов на масштабном уровне  $i$ ,  $m$  – общее количество регионов на масштабном уровне  $j$ .

$$T_w = \frac{\sum_{j=1}^k \frac{Y_j}{Y} \sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i}{Y} \cdot \ln \frac{Y_i/n_j}{Y/n} \right)}{\ln k \ln n}, \quad (6)$$

Таким образом, каждая из компонент индекса Тейла может быть рассчитана на основании общего индекса Тейла в уравнении с одной неизвестной (что может упростить задачу при расчете индекса Тейла для внутригрупповых различий).

#### **Коэффициент географической генерализации**

Для исследования эффекта, возникающего при переходе к более низкому масштабному уровню, используется коэффициент географической генерализации [10]. Данный показатель выступает в качестве меры, описывающей степень агрегирования и декомпозиции величин при переходе между различными иерархическими масштабными уровнями, то есть количественной оценки генерализации пространственных явлений (формула 7). Формула расчета коэффициента географической генерализации между двумя масштабными уровнями ( $i/j$ ) имеет следующий вид:

$$K_{i/j} = \frac{1}{Y_j} \sqrt{\frac{\sum_i (y_i - Y_j)^2}{n}}, \quad (7)$$

где  $Y_j$  – значение показателя в регионе  $i$ ,  $y_i$  – значение показателя в регионе  $i$ , входящем в состав региона более высокого порядка  $j$ ,  $n$  – число регионов на масштабном уровне  $i$ .

Данный показатель может быть использован для оценки погрешностей, возникающих при агрегировании данных при использовании неподходящей сетки территориального деления или выборе мер неоднородности с недостаточной степенью валидности [10, с. 8]. Сферы применения показателя включают определение наиболее репрезентативного

масштабного уровня и определение степени географической дифференциации.

**Генерализация показателя между уровнями**

Представляется важным разграничить понятия *коэффициента географической генерализации* и *генерализации показателя между уровнями*. Коэффициент географической генерализации рассчитывается на основании распределений конкретного показателя (например, среднего дохода), в то время как понятие генерализации показателя применимо при сравнении полученных значений описательных характеристик всей совокупности территориальных ячеек. Тем самым, результаты расчета показателя совсем не обязательно должны соответствовать коэффициенту географической генерализации. В качестве описательной характеристики по выборке регионов может служить коэффициент Джини, индекс Тейла и даже сам коэффициент географической генерализации (формула 8):

$$k_{i/j} = \frac{\mu_j}{\mu_i}, \quad (8)$$

где  $\mu_j$  – значение описательной характеристики на масштабном уровне  $j$ ,  $\mu_i$  – значение описательной характеристики на более низком масштабном уровне  $i$ .

Согласно формулировке, *генерализация показателя между уровнями* соответствует *коэффициенту роста* ( $k_p$ ), используемого в экономической статистике. Для сопоставления мер неоднородности между уровнями ( $i/j$ ) в работе используются *цепные* коэффициенты роста ( $k_{pc} = \mu_j / \mu_i$ ), которые могут быть представлены как *базисные* путем перемножения коэффициентов между смежными иерархическими уровнями ( $k_{pb} = \mu_j / \mu_p$ ), когда все меры неоднородности сопоставляются с базисным масштабным уровнем ( $i/p$ ) (например, уровнем муниципалитетов Бразилии). Формула приведения *генерализации показателя между уровнями* к некоторому базисному уровню  $p$  имеет вид (формула 9):

$$k_{p/j} = k_{p/i} \times k_{i/j} = \frac{\mu_i}{\mu_p} \times \frac{\mu_j}{\mu_i} = \frac{\mu_j}{\mu_p}, \quad (9)$$

где  $k_{p/j}$  – генерализация показателя при переходе от более низкого ( $p$ ) к более высокому ( $j$ ) масштабному уровню.  $\mu$  – значение опи-

сательной характеристики на масштабном уровне. Масштабные уровни представлены низовым территориальным уровнем  $p$  (англ. «primary»), более высокими уровнями  $i$  и  $j$ .

С учетом вышесказанного, в качестве показателя для анализа пространственной неоднородности в работе используется среднее значение дохода, представленное среднемесячным доходом на душу населения в 2000 и 2010 гг. Показатель может быть агрегирован путем среднего взвешенного значений по территориальным ячейкам, деленной на население ячейки более высокого уровня.

**Полученные результаты.** В период 2000–2010 гг. при движении на более низкие масштабные уровни уровень регионального неравенства возрастает по общему значению коэффициента Джини. Положение средних квартилей регионов Бразилии в период 2000–2010 гг. значительно улучшилось. По уровню среднего дохода отношение границ третьего к первому квартилю сократилось на 20% с 2,70 до 2,17, также сократилось и отношение между крайними децилями на 27%. В цифрах накопленного дохода, помноженного на население территориальных единиц (то, что отражает кривая Лоренца), отношение третьего к первому квартилю сократилось лишь на 16%. Для верхних 10% населения доля в доходах осталась неизменной – на уровне 20%. За счет эффекта низкой базы произошло ощутимое сокращение децильного коэффициента (на 25%, с 35,8 до 26,8), в то время как статистически значимого перераспределения денежных потоков в стране не произошло – что является очередным доказательством гипотезы Бургиньона. При этом средний и медианный доход населения увеличился в 3 раза, с 150 реал в месяц до 500 и более [30].

Неравномерность распределения доходов между регионами Бразилии имеет более умеренный характер, чем уровень неравенства между различными социальными группами. Более того, для всех из представленных масштабных уровней характерно сокращение регионального неравенства в 2000–2010 гг., что коррелирует с результатами исследований динамики общего уровня социального неравенства в Бразилии [12; 19]. При этом региональное неравенство существенно со-

кратилось на более высоких масштабах, в то время как темпы роста коэффициента Джини при движении вниз по иерархии непрерывно сокращаются по модулю (табл. 1). Это может быть свидетельством удачно проводимой региональной политики на национальном уровне, в то время как проблемам развития отдельных городских и сельских территорий не уделяется должного внимания. Увеличение же средней степени генерализации коэффициента Джини между масштабными уровнями в 2000–2010 гг. связано с опережающими темпами сокращения регионального неравенства на макроуровне [19].

Примечательно и соотношение между мерами регионального неравенства в Бразилии и сопоставимыми данными России. В 2010 г. неравенство между бразильскими регионами в было среднем в два раза ниже, чем в России по данным на 2013 г. [10]. Это является интересным свидетельством инвариантности межстрановых различий по уровню регионального неравенства для масштабно сопоставимых иерархических уровней Бразилии и России. При этом в России «при переходе на сетку муниципалитетов некоторые пространственно смежные территории или муниципалитеты с одинаковой численностью населения или функциями имеют близкие значения показателя» [10, с. 10], из-за чего существенного роста территориального неравенства при переходе на низовой масштабный уровень не происходит<sup>3</sup>.

По результатам расчета индекса Тейла (в том числе среднего взвешенного по на-

селению) получилась картина, аналогичная распределению регионов по коэффициенту Джини. Существенный вклад в положительную составляющую индекса Тейла вносят регионы Сан-Паулу и Рио-де-Жанейро. Наибольший отрицательный вклад в суммарный индекс Тейла вносят штаты северо-восточного региона Бразилии: Байя, Сеара, Пернамбуку и Мараньян. Следом за ним идут территории штатов Пара, Алагоас, Амазонас, Параиба, а также ряд мезорегионов штата Минас-Жерайс. В распределении весов компонентов индекса Тейла имеет место ярко выраженная географическая тенденция: это ведущие экономические центры на юго-востоке, где практически все территории имеют уровень благосостояния выше среднего по стране. При дроблении территориального деления начинает больше проявляться центр-периферийная структура многих штатов Бразилии, за счет чего происходит существенный рост взвешенного индекса Тейла (рис. 2).

Применение свойства декомпозиции индекса Тейла позволяет определить межгрупповую дифференциацию путем расчета индекса для межгрупповых различий ( $T_b$ ) для относительно более крупных регионов, в то время как индекс внутригрупповых различий ( $T_w$ ) отражает пространственную дифференциацию между входящими в их состав территориальными ячейками (табл. 2).

Более высокие веса межгруппового индекса ( $T_b$ ) в общем индексе Тейла весьма очевидны: крупные регионы Бразилии существенно отличаются между собой по

**Таблица 1.** Коэффициент Джини для среднемесячных душевых доходов населения на разных масштабных уровнях в Бразилии, 2000–2010 гг.

Масштабный уровень	Региональный коэффициент Джини		Динамика показателя, 2000–2010 гг.			Генерализация показателя между соседними уровнями	
	2000 г.	2010 г.	$\Delta T_{\text{абс.}}$	$\Delta T_{\text{отн.}}, \%$	$T_1/T_0$	$T_1/T_1', 2000 \text{ г.}$	$T_1/T_1', 2010 \text{ г.}$
Бразилия в целом	0	0	–	–	–	–	–
Регионы (GR)	0,1547	0,1437	–0,0110	–7,09	0,9291		
Штаты (UF)	0,1949	0,1876	–0,0073	–3,75	0,9625	1,2599	1,3052
Мезорегионы (ME)	0,2341	0,2295	–0,0046	–1,96	0,9804	1,2011	1,2234
Микрорегионы (MI)	0,2569	0,2562	–0,0007	–0,29	0,9971	1,0974	1,1161
Муниципалитеты (MU)	0,3019	0,3030	0,0011	0,35	1,0035	1,1752	1,1827

Источник: составлено автором по данным: [30].

<sup>3</sup> Здесь необходимо сделать поправку на особенности методологии сбора статистики в России, которая в контексте доходов населения зачастую дает весьма противоречивые результаты (и достоверно не отражает распределение доходов в реальном секторе экономики) [5; 6; 7].

**Таблица 2.** Декомпозиция индекса Тейла для среднемесячных душевых доходов населения на разных масштабных уровнях в Бразилии, 2000–2010 гг.

Масштабный уровень	Нормированный региональный индекс Тейла							
	2000 г.			2010 г.			2000–2010 гг.	
	T	T <sub>b</sub>	T <sub>w</sub>	T	T <sub>b</sub>	T <sub>w</sub>	$\Delta T_{b,abc}$	$\Delta T_{w,abc}$
Регионы (GR)	0,1995	0,0000	0,1995	0,1833	0,0000	0,1833	0,0000	-0,0162
Штаты (UF)	0,2266	0,1710	0,0556	0,2116	0,1443	0,0673	-0,0267	0,0117
Мезорегионы (ME)	0,1989	0,0681	0,1308	0,1934	0,0561	0,1373	-0,0121	0,0066
Микрорегионы (MI)	0,2393	0,1410	0,0983	0,2389	0,1295	0,1094	-0,0115	0,0111
Муниципалитеты (MU)	0,2997	0,1840	0,1157	0,2999	0,1758	0,1241	-0,0082	0,0084
Муниципалитеты (MU) в пределах МА	0,3125	0,0799	0,2326	0,2999	0,0785	0,2214	-0,0015	-0,0111

Источник: составлено автором по данным: [30].

уровню благосостояния. Здесь прослеживается контраст между регионами севера и юга Бразилии, а также между прибрежными и внутриконтинентальными территориями. Для мезорегионов Бразилии вклад индекса межгрупповых различий составляет около 30%. Это может быть связано с тем, что при переходе от уровня штатов к мезорегионами в наибольшей степени растет вариация значений по территориальным ячейкам (рис. 2).

Оценка вклада территорий, входящих в состав выделяемых БИГС метрополитенских ареалов (городских агломераций), производилась на основании декомпозиции индекса Тейла, с тем лишь различием, что разделение выборки производилось на 2 группы ячеек (метрополитенские ареалы и остальные территории). Индекс межгрупповых различий

составил всего 25% от общего индекса за обе даты. Это свидетельствует о том, что в Бразилии в исследуемый период не произошло сокращения различий между крупными городскими агломерациями и остальной территорией – интересное свидетельство композиции влияния факторов «первой» и «второй природы» [20]. Здесь уже можно говорить об инвариантности развития экономических центров территории по отношению к проводимой региональной политике: различия между городскими центрами и остальной территорией остаются на том же уровне.

Оценка степени агрегирования показателя среднего дохода на разных масштабных уровнях в виде коэффициента географической генерализации дает весьма интересные результаты. При движении вниз по иерархии АД значение показателя плавно возрастает,

**Таблица 3.** Коэффициент географической генерализации для среднемесячных душевых доходов населения на разных масштабных уровнях в Бразилии, 2000–2010 г.

Масштабный уровень	Коэффициент географической генерализации		Динамика показателя, 2000–2010 гг.			Генерализация показателя между соседними уровнями	
	2000 г.	2010 г.	$\Delta K_{abc}$	$\Delta K_{отн.}, \%$	$K_1/K_0$	$K_1/K_1, 2000 \text{ г.}$	$K_1/K_1, 2010 \text{ г.}$
Бразилия в целом						-	-
Регионы (GR)	0,3222	0,2863	-0,0359	-11,14	0,8886	0,7775	0,9605
Штаты (UF)	0,2505	0,2750	0,0245	9,78	1,0978	1,2188	1,0950
Мезорегионы (ME)	0,3053	0,3012	-0,0042	-1,37	0,9863	1,0504	1,0361
Микрорегионы (MI)	0,3207	0,3120	-0,0087	-2,71	0,9729	1,3739	1,1804
Муниципалитеты (MU)	0,4406	0,3683	-0,0723	-16,42	0,8358	-	-

Источник: составлено автором по данным [30].

достигая предельных значений на уровне муниципалитетов (табл. 3). Важным представляется определение формальных критериев оценки уровня статистической значимости коэффициента географической генерализации при оперировании небольшим количеством территориальных ячеек (например, для 5 макрорегионов Бразилии).

Особый интерес вызывают значения коэффициента для пар «штаты – мезорегионы» и «мезорегионы – микрорегионы». Это свидетельствует о том, что переход между уровнями дает одинаковый вклад в изменение меры пространственной неоднородности. В то же время наибольший прирост неоднородности характерен при переходе на уровень муниципальных образований, что связано с возрастанием роли конфигурации территориальных структур (узловых районов и, как частный случай, городских агломераций). Подобные результаты нельзя интерпретировать только лишь аксиомами теории вероятностей и математико-статистических мер неоднородности, также определенную роль играют те или иные географические факторы и исторические особенности развития территории.

Представляется возможным сопоставление уровней генерализации рассчитанных ранее мер неоднородности и объединение результатов расчетов в виде некоторой итоговой величины. В качестве показателя, усредняющего полученные меры агрегирования показателей, предлагается расчет итогового коэффициента путем расчета

среднего арифметического коэффициентов прироста генерализации между собой (табл. 4). Итоговый коэффициент представляет интегральную оценку степени географической генерализации.

В качестве иллюстрации к вышесказанному представляется возможным проведение полимасштабного картографирования распределения показателя среднего дохода на смежных масштабных уровнях. Одна из методик картографирования предполагает отражение в виде картодиаграмм величину среднего, максимального и минимального значения признака в пределах рассматриваемых единиц территориального деления [8]. Так, например, распределение показателя среднего дохода на уровне штатов Бразилии показывает, насколько велики различия между максимальными и минимальными значениями среднего дохода среди всех мезорегионов конкретного штата: иначе говоря, отражают размах вариации признака (рис. 1). Отображение удельных показателей в виде значков содержательно оправдано особенностям проводимого исследования. Важно отметить, что масштаб «кружков» по населению для промежуточных уровней территориального деления (мезорегионов и микрорегионов) вполне сопоставимый: межквартильный размах не превышает 115% от медианного значения населения. Иными словами, половина территориальных ячеек имеют значения в интервале 55–170% от медианной численности населения, что позволяет их ви-

**Таблица 4.** Сравнение степени генерализации мер неоднородности и расчет итогового коэффициента генерализации на разных масштабных уровнях в Бразилии, 2000–2010 гг.

Масштабный уровень	Региональный коэффициент Джини		Нормированный региональный индекс Тейла		Нормированный взвешенный региональный индекс Тейла		Коэффициент географической генерализации		Итоговый коэффициент	
	2000 г.	2010 г.	2000 г.	2010 г.	2000 г.	2010 г.	2000 г.	2010 г.	2000 г.	2010 г.
Регионы (GR)	1,2599	1,3052	1,1358	1,1546	1,2936	1,3076	0,7775	0,9605	0,4668	0,7279
Штаты (UF)	1,2011	1,2234	0,8778	0,9140	1,4420	1,4481	1,2188	1,0950	0,7396	0,6805
Мезорегионы (ME)	1,0974	1,1161	1,2031	1,2350	1,1964	1,2187	1,0504	1,0361	0,5474	0,6059
Микрорегионы (MI)	1,1752	1,1827	1,2524	1,2555	1,3294	1,2299	1,3739	1,1804	1,1308	0,8485
Муниципалитеты (MU)										

Источник: составлено автором по данным [30].



зуальное отображение в виде подобного рода картодиаграмм.

Получившееся распределение экстремальных значений среднего дохода на уровне штатов и мезорегионов свидетельствует о весьма неоднозначных закономерностях. Визуально может показаться, что при переходе от уровня штатов к мезорегионам дифференциация сокращается, однако на самом деле картина несколько иная: мезорегионы значительно отличаются между собой в пределах конкретного штата (см. рис. 1), однако дифференциация пространства в пределах самих мезорегионов в большинстве случаев значительно ниже (рис. 2). Исключением являются мезорегионы с наличием крупногородских микрорегионов (метрополитенских ареалов), в которых наблюдается наибольшее превышение центра по уровню доходов по отношению к периферии мезорегиона. Характерными примерами являются метрополитенские ареалы в юго-восточном и южных регионах Бразилии (см. рис. 2).

**Выводы.** Таким образом, применение полимасштабного подхода позволило выявить ряд закономерностей и особенностей отражения регионального неравенства различными сетками территориального деления в Бразилии:

1. На бразильском примере установлено, что при движении к более низким масштабным уровням информация об уровне благополучия населения территории становится более детальной и разнородной. В Бразилии переход между соподчиненными иерархическими уровнями происходит с увеличением дробности территориального деления в среднем в 5 раз, что позволяет производить количественную оценку роста гетерогенности пространства. При этом большей эластичностью обладает коэффициент Джини и взвешенный по населению индекс Тейла, а коэффициент географической генерализации оказался наименее чувствителен к изменениям сетки территориального деления. При этом, чем ниже целевой масштабный уровень, тем с мень-

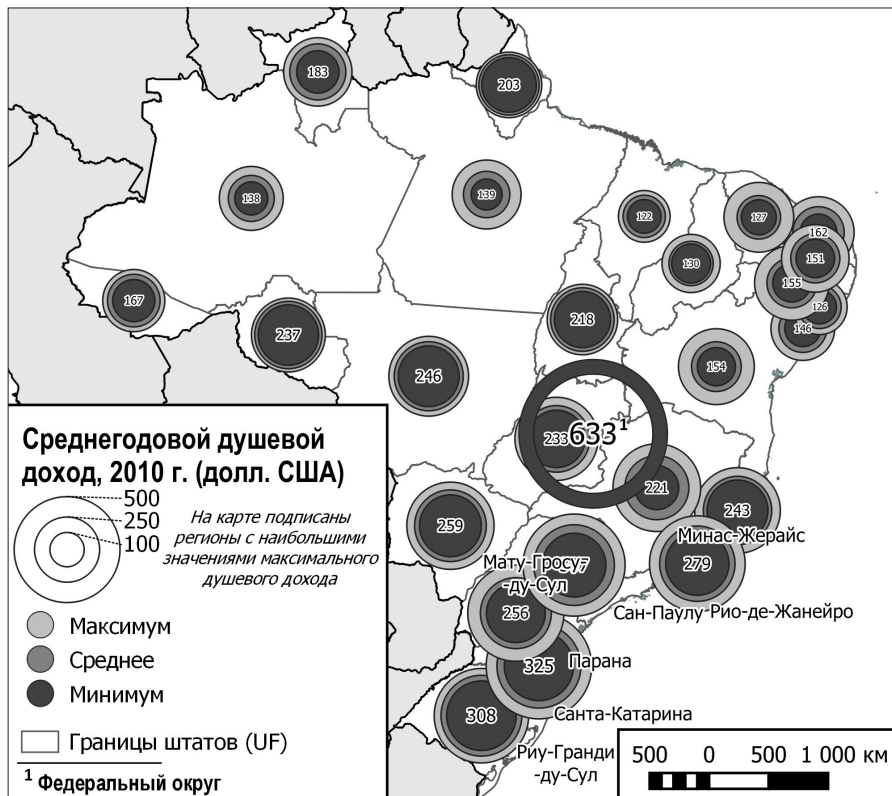
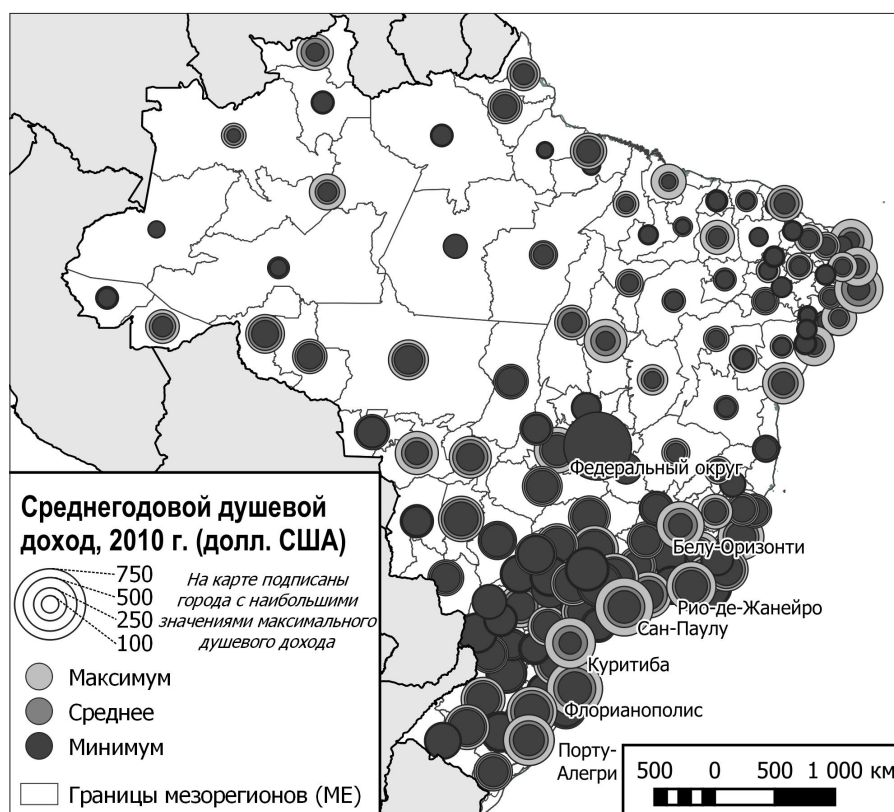


Рис. 1. Описательные характеристики среднего душевого дохода по штатам Бразилии

Источник: составлено автором по данным: [30].



**Рис. 2.** Описательные характеристики среднего душевого дохода по мезорегионам Бразилии  
Источник: составлено автором по данным: [30].

шей отдачей происходит рост абсолютных значений мер неоднородности.

2. Динамика регионального неравенства в Бразилии в 2000–2010 гг. свидетельствует о преобладании процессов региональной конвергенции на всех рассмотренных масштабных уровнях. На более высоких уровнях сокращение регионального неравенства происходило с наибольшими темпами. Это свидетельствует об успехах региональной политики на макроуровне, в то время как на муниципальном уровне неоднородность пространства изменилась незначительно. Определенную роль сыграли и последствия мирового экономического кризиса, снивелировав результаты проведенной экономической политики в 2010 г. Декомпозиция индекса Тейла для метрополитенских ареалов показала, что отрыв крупногородских территорий от остальной территории по уровню развития практически не изменился.

3. Существенную роль в формировании итогового неравенства по уровню благосо-

стояния играют все те же факторы географического положения территории регионов. В Бразилии региональное развитие оценивают на основании сопоставления экономического центра и депрессивных регионов северо-востока. Наибольший вклад в значения индекса Тейла вносят регионы с большими масштабами по населению при несущественных отклонениях по уровню среднего дохода: с одной стороны, это ведущие экономические центры (Сан-Паулу и Рио-де-Жанейро), с другой – отставшие по уровню развития, но не по масштабам, регионы северо-восточных штатов (Байя, Сеара, Пернамбуку и Мараньян).

4. Было установлено, что использование дополнительных систем территориального деления (мезорегионы и микрорегионы) правомерно для исследования пространственной дифференциации доходов населения. Введенные БИГС промежуточные сетки не только обеспечивают кратность территориального деления между соподчиненными

масштабными уровнями, но и характеризуются более репрезентативным распределением населения по территориальным ячейкам (что было показано на примере расчета вариации численности населения на примере картодиаграмм). Это позволяет говорить об их большем соответствии географическим критериям районирования территории.

5. Использование коэффициента географической генерализации показывает

степень агрегирования данных на разных масштабных уровнях системы. Расчет коэффициента для смежных уровней территориальной организации позволяет определить, какой вклад в уровень гетерогенности пространства вносят законы теории вероятностей и математической статистики, а какую роль играет реальное увеличение дифференциации географического пространства.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Антонов Е.В. Территориальная концентрация экономики и населения в странах Европейского союза и в России и роль глобальных городов // Региональные исследования. 2019. № 3 (65). С. 26–41.
2. Баранский Н.Н. Избранные труды. Научные принципы географии. М.: Мысль, 1980. 239 с.
3. Гладкий А.С. Оценка соответствия метрополитенских ареалов в Бразилии критериям трудовых взаимосвязей // Вестн. Моск. ун-та. Сер. 5. Геогр. 2018. № 2. С. 78–84.
4. Григорьев Л. М. Социальное неравенство в мире – интерпретация неочевидных тенденций // Журнал Новой экон. ассоциации. 2016. № 3 (31). С. 160–170.
5. Зубаревич Н.В., Сафронов С.Г. Неравенство социально-экономического развития регионов и городов России 2000-х годов: рост или снижение? // Обществ. науки и современность. 2013. № 6. С. 15–26.
6. Коломак Е.А. Неравномерное пространственное развитие в России: объяснения новой экономической географии // Вопросы экономики. 2013. № 2. С. 132–150.
7. Овчарова Л.Н., Попова Д.О., Рудберг А.М. Декомпозиция факторов неравенства доходов в современной России // Журнал Новой экон. ассоциации. 2016. № 3 (31). С. 170–186.
8. Самсонов Т.Е., Юрова Н.Д. Применение картограмм и картодиаграмм на мультимасштабных социально-экономических картах // Геодезия и картография. 2014. № 11. С. 30–38.
9. Трейвиш А.И. Географическая полимасштабность развития России: город, район, страна и мир: дисс. ... докт. геогр. наук: 25.00.24 / Ин-т географии РАН. М., 2006. 309 с.
10. Шевчук Е.И., Кириллов П.Л., Петросян А.Н. Проблема генерализации данных в исследованиях пространственной неоднородности социально-экономических явлений на разных масштабных уровнях // Региональные исследования. 2019. № 3 (65). С. 4–15.
11. Almeida E. Econometria espacial aplicada. Campinas: Editora Alínea, 2012. 498 p.
12. Araújo J.A. Economic growth and income concentration and their effects on poverty in Brazil // CEPAL review. 2017. Vol. 123, № 4. P. 34–53.
13. Barros R.P., Carvalho M., Franco S., Mendona R. Determinantes da queda da desigualdade de renda Brasileira. Texto para Discussão № 1460. Rio de Janeiro, 2010. 50 p.
14. Beirão É.S., Barbosa E.V.P., Esdras Leite M. Desigualdade na distribuição de renda nos municípios do estado de Minas Gerais // Acta Scientiarum. Human and Social Sciences. 2019. Vol. 41, № 2. P. 1–11.
15. Bessa D.C., Ferreira C.R. Decomposição das Parcelas de Rendimento Domiciliar per capita para o Brasil e Região Nordeste, de 1995 a 2011 // VIII SOBER Nordeste. Parnaíba. 2013. 19 p.
16. Bourguignon F. The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods // Inequality and Growth: Theory and Policy Implications. Eicher T. and Turnovsky S., eds. The MIT Press, 2007. P. 3–26.
17. Brambilla M.A., Marconato M., Nascimento S.P. Análise espacial do nível de desenvolvimento dos municípios do estado do Paraná // Revista Economia & Região. Londrina. 2015. Vol. 3, № 1. P. 81–102.
18. Elbers C., Lanjouw J., Lanjouw P. Micro-level estimation of poverty and inequality // Econometría. 2003. Vol. 71, № 1. P. 355–364.
19. Gaulard M. Balance sobre la cuestión de las desigualdades en Brasil // Problemas del desarrollo. 2011. Vol. 42, № 166. P. 111–134.
20. Krugman P. R., Venables A.J. Globalization and the Inequality of Nations // The Quarterly Journal of Economics. 1995. Vol. 110, № 4. P. 857–880.
21. Kuznets S. Economic growth and income inequality // American Economic Review. 1953. Vol. 45, № 1. P. 1–28.
22. Marques E., Torres H. São Paulo. Segregação, pobreza e desigualdades sociais. São Paulo: Editora do Senac, 2005, 324 p.
23. Milanovic B. True World Income Distribution, 1988 and 1993: First Calculation Based on Household Surveys Alone // World Bank Policy Research Working Paper № 2244. November 1999. 40 p.
24. Milanovic B. Worlds Apart. Measuring International and Global Inequality. Princeton: Princeton University Press, 2005. 240 p.
25. Neves C., Rondina Neto A., Esteves E.G.Z., Parré J.L., Amaral A.E., Câmara M.R.G. Concentração de renda nos Municípios da Região Sul entre 2000 e 2010: Análise geográfica temporal utilizando a abordagem exploratória de dados espaciais // Espacios. 2015. Vol. 36, № 23. P. 6.

26. Novotny J. On the measurement of regional inequality: does spatial dimension of income inequality matter? // *Annals of Regional Science*. 2007. Vol. 41, № 3. P. 563–580.
27. Openshaw S. The modifiable areal unit problem. Concepts and techniques in modern geography. Norwich: GeoBooks, 1984. 86 p.
28. Shorrocks A, Wan G. Spatial decomposition of inequality // *Journal of Economic Geography*, 2005, vol. 5, no. 1, pp. 59–81.
29. Theil H. Statistical decomposition analysis. Amsterdam: North Holland, 1972. 337 p.
30. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [Электр. ресурс]. URL: <http://www.ibge.gov.br> (дата обращения: 15.04.2020).

Поступила в редакцию 18 сентября 2020 г.

После доработки 31 марта 2021 г.

Статья принята к публикации 28 июня 2021 г.

### Об авторе

*Гладкий Антон Сергеевич* – аспирант кафедры социально-экономической географии зарубежных стран географического факультета МГУ имени М.В. Ломоносова, г. Москва.

### Для цитирования:

*Гладкий А.С.* Полимасштабный подход к исследованию пространственной неоднородности распределения доходов населения Бразилии // *Региональные исследования*. 2021. № 2. С. 111–123. DOI: 10.5922/1994-5280-2021-2-10

## A multi-scale approach to the study of spatial inequality of population income in Brazil

A.S. Gladkiy

*Lomonosov Moscow State University, Faculty of Geography, Moscow, Russia*  
*e-mail: antony.gladky@gmail.com*

The aim of the research is to identify the key features of spatial inequality of income distribution in Brazil and its representation on different spatial scales: on the regional, state or municipal level, as well as special statistical grids (mesoregions and microregions). The economic development of Brazil in the beginning of the XXI century is characterized by reducing of the level of income inequality, as well as a certain decrease of the level of spatial inequality between the southern and northeastern regions. The common rule is that the heterogeneity of income distribution gradually increases from top to the lower levels of spatial division. The analysis of inequality measures has proven that despite of the general decrease of regional inequality in 2000–2010, the lower levels of territorial division have shown the lowest progress in reducing regional inequality. The paper also proposes the ways to illustrate spatial inequality when applying polyscale method, based on mapping the variation of average population income in Brazil on different scale levels.

*Key words:* regional inequality, multi-scale approach, modifiable areal unit problem, geographical generalization index, income distribution, Brazil.

### REFERENCES

1. Antonov E.V. Demographic and economic concentration in the European Union countries and Russia and the role of Global Cities. *Regional'nye issledovaniya*, 2019, no. 3 (65), pp. 26–41. (In Russ.).
2. Baranskiy N.N. *Izbrannye trudy. Nauchnye principy geografii* [Selected Works. Scientific principles of Geography]. Moscow: Mysl' Publ., 1980. 239 p. (in Russ.).
3. Gladkiy A.S. Assessment of the compliance of metropolitan areas in Brazil with labor commuting criteria. *Vestnik Moskovskogo Universiteta. Seriya. 5. Geografiya*, 2018, no. 2, pp. 78–84. (In Russ.).
4. Grigoryev L.M. Social Inequality in the World – an Interpretation of not-evident tendencies. *Zhurnal novej ekonomicheskoi associacii*, 2016, no. 3 (31), pp. 160–170. (In Russ.).
5. Zubarevich N.V., Safronov S.G. The inequality of social and economic development of regions and cities of Russia of the 2000s: Growth or decline? *Obshchestvennyye nauki i sovremennost*, 2013, no. 6, pp. 15–26. (In Russ.).
6. Kolomak E.A. Uneven spatial development in Russia: Explanations of New Economic Geography. *Voprosy ekonomiki*, 2013, no. 2, pp. 132–150. (In Russ.).
7. Ovcharova L.N., Popova D.O., Rudberg A.M. Decomposition of income inequality in contemporary Russia. *Zhurnal novej ekonomicheskoi associacii*, 2016, no. 3 (31), pp. 170–186. (In Russ.).
8. Samsonov. T.E., Yurova N.D. The use of cartograms and cartodiagrams with multi scale social and economy maps. *Geodeziya i Kartografiya*, 2014, no. 11, pp. 30–38. (In Russ.).

9. Treivish A.I. *Geograficheskaja polimasshtabnost' razvitiya Rossii: gorod, rajon, strana i mir* [Polyscale development of Russia: the City, the Region, the Country and the World]: D.Sc. thesis in Geography: 25.00.24, Moscow, 2006. 309 p. (In Russ.).
10. Shevchuk E.I., Kirillov P.L., Petrosian A.N. Data generalization for spatial socio-economic disparities on different research scales. *Regional'nye issledovaniya*, 2019, no. 3 (65), pp. 4–15. (In Russ.).
11. Almeida E. *Econometria espacial aplicada*. Campinas: Editora Alínea, 2012. 498 p. (In Port.).
12. Araújo J.A. Economic growth and income concentration and their effects on poverty in Brazil. *CEPAL Review*, 2017, vol. 123, no. 4, pp. 34–53.
13. Barros R.P., Carvalho M., Franco S., Mendona R. *Determinantes da queda da desigualdade de renda Brasileira*. Texto para Discussão No. 1460. Rio de Janeiro, 2010. 50 p. (In Port.).
14. Beirão É.S., Barbosa E.V.P., Esdras Leite M. Desigualdade na distribuição de renda nos municípios do estado de Minas Gerais. *Acta Scientiarum. Human and Social Sciences*, 2019, vol. 41, no. 2, pp. 1–11. (In Port.).
15. Bessa D.C., Ferreira C.R. *Decomposição das Parcelas de Rendimento Domiciliar per capita para o Brasil e Região Nordeste, de 1995 a 2011. VIII SOBER Nordeste*. Parnaíba, 2013. 19 p. (In Port.).
16. Bourguignon F. The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods. In: *Inequality and Growth: Theory and Policy Implications*, 2003. Eicher T. and Turnovsky S., eds, pp. 3–26.
17. Brambilla M.A., Marconato M., Nascimento S.P. Análise espacial do nível de desenvolvimento dos municípios do estado do Paraná. *Revista Economia & Região*, 2015, vol. 3, no. 1, pp. 81–102. (In Port.).
18. Elbers C., Lanjouw J., Lanjouw P. Micro-level estimation of poverty and inequality. *Econometrica*, 2003, vol. 71, no. 1, pp. 355–364.
19. Gaulard M. Balance sobre la cuestión de las desigualdades en Brasil. *Problemas del desarrollo*, 2011, vol. 42, no. 166, pp. 11–134. (In Esp.).
20. Krugman P.R., Venables A.J. Globalization and the Inequality of Nations. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, vol. 110, no. 4, pp. 857–880.
21. Kuznets S. Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 1953, vol. 45, no. 1, pp. 1–28.
22. Marques E., Torres H. *São Paulo. Segregação, pobreza e desigualdades sociais*. São Paulo: Editora do Senac, 2005, 324 p. (In Port.).
23. Milanovic B. True World Income distribution, 1988 and 1993: First calculation based on household surveys alone. *World Bank Policy Research Working Paper no. 2244*, November 1999. 40 p.
24. Milanovic B. *Worlds Apart. Measuring International and Global Inequality*. Princeton: Princeton University Press, 2005. 240 p.
25. Neves C., Rondina Neto A., Esteves E.G.Z., Parré J.L., Amaral A.E., Câmara M.R.G. Concentração de renda nos Municípios da Região Sul entre 2000 e 2010: Análise geográfica temporal utilizando a abordagem exploratória de dados espaciais. *Espacios*, 2015, vol. 36, no. 23, pp. 6. (In Port.).
26. Novotny J. On the measurement of regional inequality: does spatial dimension of income inequality matter? *Annals of Regional Science*, 2007, vol. 41, no. 3, pp. 563–580.
27. Openshaw S. *The Modifiable Areal Unit Problem. Concepts and Techniques in Modern Geography*. Norwich: GeoBooks, 1984. 86 p.
28. Shorrocks A, Wan G. Spatial decomposition of inequality. *Journal of Economic Geography*, 2005, vol. 5, no. 1, pp. 59–81.
29. Theil H. *Statistical Decomposition Analysis*. Amsterdam: North Holland, 1972. 337 p.
30. *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística* [Brazilian Institute of Geography and Statistics]. URL: <http://www.ibge.gov.br> [Accessed 15.04.2020].

Received 18.09.2020

After revision 31.03.2021

Accepted 28.06.2021