

Прикладная эконометрика, 2020, т. 59, с. 55–70.

Applied Econometrics, 2020, v. 59, pp. 55–70.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-59-55-70

Е. А. Коломак<sup>1</sup>

## Урбанизация и неравенство доходов: причина или решение проблемы?

*Исследуется влияние урбанизации на дифференциацию доходов населения России. Используются методы описательной статистики, панельная и квантильная регрессии. Подтверждена гипотеза о колоколообразной связи между урбанизацией и индикаторами общего неравенства по доходам: коэффициентом Джини и коэффициентом фондов. В отношении бедности выявлена принципиально другая зависимость, описываемая U-образной кривой.*

**Ключевые слова:** урбанизация; неравенство; бедность; панельная регрессия; квантильная регрессия; регионы России.

**JEL classification:** R12.

### Введение

В исследованиях, посвященных урбанизации, подчеркивается неоднозначное влияние роста городской системы на процессы в экономике и в обществе. Наряду с признанием того, что концентрация населения в городских центрах и агломерациях создает условия для ускорения темпов экономического развития (Fujita et al., 1999; Fujita, Thisse, 2002), также отмечается, что в городах наблюдается высокое имущественное неравенство, богатство и роскошь соседствуют с бедностью и нищетой (Glaeser, 2011).

Влияние урбанизации на неравенство населения по доходам прослеживается через ряд каналов и включает несколько составляющих. Во-первых, сказывается разрыв в уровне доходов городского и сельского населения из-за отраслевой и структурной дифференциации в оплате труда. Различия в доходах, как правило, формируют значительный вклад в общее неравенство в развивающихся странах и на стадии быстрой урбанизации. По расчетам Kanbur, Zhang (1999), более 70% дифференциации в доходах населения Китая в 1983–1995 гг. объяснялось различиями между селом и городом. В периоды быстрого развития и на ранних стадиях индустриализации увеличение средних доходов населения сопровождается усилением имущественного неравенства. Так как данные процессы определяются закономерностями общего экономического роста, то их моделирование использует гипотезу Кузнецца о колоколообразной форме связи (Liddle, 2017; Cali, 2008). Урбанизация является этапом экономического развития и одной из характеристик структурной перестройки, перемещением ресурсов из аграрного сектора в индустриализирующийся город. Знаменитая перевернутая

<sup>1</sup> Коломак Евгения Анатольевна — Новосибирский национальный исследовательский государственный университет; Институт экономики и организации промышленного производства СО РАН; [ekolomak@academ.org](mailto:ekolomak@academ.org).

U-образная кривая Кузнеця предполагает, что миграция людей из села с низкими доходами в город с более высокими доходами сначала приводит к увеличению общего неравенства в доходах, а затем дифференциация снижается (Kuznets, 1955).

Эмпирические оценки, полученные с использованием базы данных Всемирного банка для стран, не отнесенных к категории стран с высоким уровнем дохода, подтвердили присутствие нелинейного эффекта (Liddle, 2017), но выявили принципиально другую связь. При невысоком уровне урбанизации рост доли горожан снижал бедность и дифференциацию доходов между селом и городом, но для более высоких значений доли городского населения ее дальнейшее увеличение усиливало нищету и разрыв в доходах между сельскими и городскими жителями. Эконометрический анализ, выполненный для штатов Индии и провинций Китая, также выявил наличие неперевернутой U-образной связи между сельско-городскими диспропорциями (Cali, 2008; Zhang, 2019). Однако расчеты для Индонезии, Филиппин и Вьетнама подтвердили гипотезу Кузнеця (Kanbur, Zhuang, 2013; Sagala et al., 2014; Nguyen et al., 2019). В статье (Chen et al., 2016), посвященной исследованию связи урбанизации Китая и неравенства доходов с использованием аппарата временных рядов, авторы делают вывод о смягчающем непосредственном и об усугубляющем отложенном влиянии урбанизации.

Вторым компонентом влияния урбанизации на дифференциацию доходов является изменение неравенства внутри самой городской системы, и с ростом доли городского населения вклад этой составляющей увеличивается. Glaeser (2011) отмечает, что даже в развитых экономиках мира пропорция бедных в городах существенно выше, чем в среднем по стране. Так, в США уровень бедности среди городского населения составляет 17.7%, в то время как в пригородах — 9.8%. По оценкам Всемирного банка почти половина городского населения живет в трущобах, более пятой части горожан живет за чертой бедности. При этом чем крупнее город, тем больше разрывы в доходах его жителей, например, около четверти роста дифференциации доходов в США в 1979–2007 гг. объясняется ростом неравенства в крупных агломерациях (Baum-Snow, Pavan, 2013).

В литературе предлагается несколько объяснений высокой дифференциации доходов в городах. Во-первых, Glaeser et al. (2008) считают, что города не приводят к обнищанию, а, наоборот, они предоставляют лучшую инфраструктуру социальных лифтов и возможности улучшить свое состояние в будущем, и этим привлекают бедных людей. Во-вторых, города имеют широкий и диверсифицированный рынок труда, а современные технологические изменения задают тенденции к росту квалификации и к более существенному расслоению работников по уровню навыков. Образованное население сосредоточено в городах, поэтому увеличение отдачи от квалификации и рост неравенства в оплате труда особенно заметны на урбанизированных территориях, и отдача от навыков увеличивается с ростом размера города (Wheeler, 2001; Glaeser et al., 2008). Данные переписи населения США за период с 1950 по 1990 г. подтверждают эти выводы (Wheeler, 2005), неравенство доходов городских жителей США на треть объясняется различиями в квалификации и в навыках (Glaeser et al., 2009). Урбанистами США отмечается феномен последних лет, состоящий в размещении в городах новых высокотехнологичных компаний. Если в 1980-е годы они выбирали Кремниевую долину, пригород Бостона и исследовательские кампусы Северной Каролины, то сейчас предпочитают городские центры Сигтла, Сан-Франциско и Манхеттен. Высокая концентрация технологических фирм и стартапов в больших городах усиливает дифференциацию в квалификации и различия в доходах их жителей. Наконец, города привлекают богатые

семьи, и имеет место «эффект суперзвезды» в «суперзвездных городах» (Behrens et al., 2014; Behrens, Robert-Nicoud, 2014; Gyourko et al., 2013; Rosen, 1981). В результате в городах сосредоточена непропорционально большая по сравнению со всем населением доля домашних хозяйств как нижней (Glaeser et al., 2008), так и верхней частей распределения доходов (Eeckhout et al., 2014), что находит отражение в более высоких оценках неравенства.

Положительная корреляция урбанизации с городской бедностью в Китае объясняется высокой конкуренцией на рынке труда между мигрирующими крестьянами и городскими рабочими, а также провалом политики борьбы с бедностью в городах (Zhang, 2019). Как отмечается в работе (Meng et al., 2005), несмотря на то, что в последние десятилетия в городском Китае наблюдался впечатляющий рост доходов, сокращение социального обеспечения и дерегулирование цен на продовольствие привели к росту неравенства и бедности в городах.

В докладе OECD (2018) в качестве фактора, работающего на усиление неравенства в городе и снижающего эффективность политических мер, направленных на борьбу с ним, выдвигается проблема сегрегации. Отмечается, что в хорошо организованных городах люди имеют возможность получать качественное образование, они обеспечены социальной и коммуникационной инфраструктурой и услугами, имеют доступ к рабочим местам и включены в общественное взаимодействие независимо от их местонахождения. Но часто эти условия в городах существенно различаются по районам проживания или даже не везде предоставляются. В докладе анализируется состояние в городских районах 12 стран OECD и государств — партнеров организации. Авторы приходят к выводу, что сегрегация наиболее выражена в Бразилии, Южной Африке и США, но имеет меньшее распространение в странах с низким уровнем общего неравенства, таких как Австралия, Дания, Нидерланды и Новая Зеландия.

В России вопросы неравенства и бедности активно обсуждаются, они всегда стоят на научной и политической повестке, но исследования связи дифференциации доходов в стране с процессами урбанизации в литературе не представлены. Настоящая работа является вкладом в данную дискуссию и предлагает тестирование предположений о влиянии урбанизации на различия в доходах на российском эмпирическом материале. При этом предлагается расширить спектр характеристик неравенства по доходам и рассматривать наряду с бедностью такие показатели дифференциации, как индекс Джини и коэффициент фондов. Статья имеет следующую структуру: в первом разделе дается характеристика выборки и приводится описательная статистика, затем обсуждается спецификация модели и методы ее оценивания, в третьем разделе анализируются полученные оценки, в заключении обобщаются полученные результаты и выводы.

## 1. Урбанизация и неравенство в России (описание выборки)

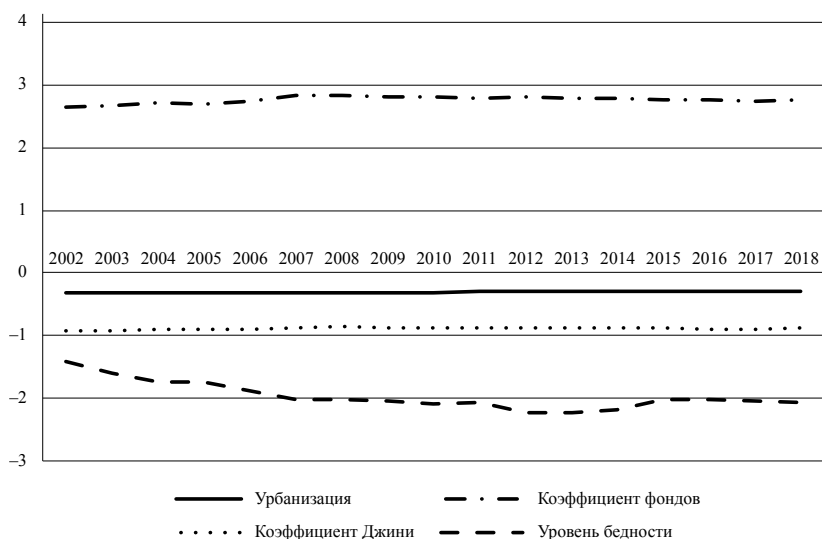
В России этап быстрого роста городов как следствие структурного аграрно-индустриального сдвига давно завершен. Предсказывалось существенное расширение городской системы в постсоветский период в ответ на устранение ограничений на миграцию населения, ослабление требований регистрации и снижение активности регулирования государством процессов пространственного размещения (Gang, Stuart, 1999; Markevich, Mikhailova, 2013; Shepotylo, 2012). Но по ряду причин эти прогнозы не оправдались, увеличения темпов урбанизации в стране благодаря рыночным реформам не наблюдается (рис. 1). Доля городского населения почти за 30 лет выросла с 73.8% в 1991 г. всего до 74.6% в 2018 г.



**Рис. 1.** Изменение доли городского населения в России в 1991–2018 гг.

Соответственно, вклад компонента миграции населения из села в город в изменение неравенства в России, в отличие от развивающихся стран, не может быть очень большим. Основное влияние должны оказывать разрывы в доходах населения города и села и динамика дифференциации доходов городских жителей.

В России в целом за последние два десятилетия кардинальных изменений не наблюдалось не только в уровне урбанизации, но и в таких показателях доходного неравенства, как коэффициент Джини и коэффициент фондов. На рисунке 2 приведены в логарифмической шкале графики изменения урбанизации и трех индикаторов неравенства: индекса Джини, индекса фондов и доли бедного населения. За период с 2002 по 2018 г. индекс Джини вырос



**Рис. 2.** Динамика логарифмов урбанизации и показателей неравенства по доходам в России в 2002–2018 гг.

Таблица 1. Разброс уровней урбанизации и неравенства по доходам в регионах России

	Минимум	Максимум	Медиана	Среднее	Стандартное отклонение	Коэффициент вариации
<i>Урбанизация, %</i>						
2002	26.40 (26.40)	100.00 (92.60)	69.00 (68.70)	69.17 (68.41)	13.40 (12.65)	0.19 (0.18)
2018	29.20 (29.20)	100.00 (96.10)	72.10 (71.80)	70.84 (70.15)	13.03 (12.40)	0.18 (0.18)
Разность	2.80 (2.80)	0.00 (3.50)	3.10 (3.10)	1.67 (1.74)	-0.37 (-0.25)	-0.01 (0.00)
<i>Коэффициент Джини</i>						
2002	0.30 (0.30)	0.61 (0.45)	0.35 (0.35)	0.35 (0.35)	0.04 (0.03)	0.12 (0.09)
2018	0.34 (0.34)	0.44 (0.44)	0.37 (0.37)	0.37 (0.37)	0.02 (0.02)	0.06 (0.06)
Разность	0.04 (0.04)	-0.17 (-0.01)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	-0.02 (-0.01)	-0.06 (-0.03)
<i>Коэффициент фондов</i>						
2002	7.10 (7.10)	51.00 (20.30)	9.75 (9.70)	10.79 (9.30)	5.19 (2.66)	0.48 (0.26)
2018	9.20 (9.20)	18.40 (18.40)	11.50 (11.50)	12.01 (11.93)	2.10 (2.06)	0.17 (0.17)
Разность	2.10 (2.10)	-32.60 (-1.90)	1.75 (1.8)	1.22 (2.63)	-3.09 (-0.60)	-0.31 (-0.16)
<i>Доля бедного населения, %</i>						
2002	7.70 (7.70)	87.40 (87.40)	31.10 (31.25)	32.45 (32.74)	11.69 (11.70)	0.36 (0.36)
2018	5.80 (5.80)	34.40 (34.40)	13.60 (13.65)	14.19 (14.37)	5.10 (5.02)	0.36 (0.35)
Разность	-1.90 (-1.90)	-53.00 (-53.00)	-17.50 (-17.60)	-18.26 (-18.37)	-6.59 (-6.68)	0.00 (-0.01)

Примечание. В скобках указаны значения для выборки без Москвы и Санкт-Петербурга.

с 0.398 до 0.413, индекс фондов — с 14.0 до 15.6, но при этом почти в 2 раза снизилась доля бедного населения в стране, которая рассчитывается как часть населения с доходами ниже прожиточного минимума: с 24.6 до 12.6%. Таким образом, наблюдалась разнонаправленная динамика, сокращение уровня бедности сопровождалось ростом неравенства по доходам.

Разнообразие регионов РФ находит отражение и в процессах урбанизации, и в распределении доходов населения. За рассматриваемый период уровни урбанизации в разных регионах отличались более чем в 3 раза, коэффициенты Джини — в 2 раза, коэффициенты фондов — в 7 раз, уровни бедности — в 11 раз (табл. 1). Большой вклад в размах вариации индекса Джини и коэффициента фондов в 2002 г. вносила Москва, где эти показатели были максимальными. Но следует отметить, что в стране наблюдается сокращение межрегиональной дифференциации с течением времени, по всем этим показателям уменьшается размах вариации и снижается дисперсия в 2002–2018 гг.

**Таблица 2.** Темп роста изменений в регионах России за 2002–2018 гг., %

	Минимум	Максимум	Медиана	Среднее	Стандартное отклонение	Коэффициент вариации
Урбанизация	–10.46	30.90	2.65	2.74	5.39	1.97
Коэффициент Джини	–31.86	21.02	8.16	6.89	8.77	1.27
Коэффициент фондов	–69.02	62.92	21.42	19.07	23.14	1.21
Уровень бедности	–80.05	–16.59	–56.30	–54.02	14.62	–0.27

Однако темпы и даже направления изменений рассматриваемых характеристик в российских регионах различаются (табл. 2). Из них только уровень бедности снижался во всех субъектах федерации, но этот процесс шел с разной степенью успеха, в 2018 г. сокращение варьировалось от 17 до 80% к состоянию 2002 г. Индекс Джини и коэффициент фондов в некоторых регионах снижался, а в некоторых увеличивался. При этом, несмотря на глобальный тренд в мире к расширению городской системы, на отдельных территориях России шла дезурбанизация и увеличение доли сельского населения. Большое разнообразие динамики и тенденций в социальных и экономических процессах в регионах России дает возможность проводить эмпирические оценки связи дифференциации доходов населения и урбанизации на данной выборке.

## 2. Спецификация модели и методы оценивания

Дискуссия в литературе и представленные эмпирические оценки являются основанием для предположения о нелинейной связи между неравенством доходов населения и расширением городской системы, это подтверждают и диаграммы рассеяния, построенные для регионов России (см. Приложение). Так как урбанизация и экономическое развитие взаимосвязаны, то гипотеза Кузнеца о колоколообразной зависимости может проявляться в связях между дифференциацией доходов и долей городских жителей. При этом необходимо учитывать влияние связанного с урбанизацией процесса экономического роста, который в рамках принятой концепции логично моделировать с помощью перевернутой U-образной кривой. Обобщающим показателем экономического развития является вновь созданная стоимость. В отношении региона такой характеристикой выступает валовой региональный продукт на душу населения, который не только отражает интегральную продуктивность экономики, но и располагаемые финансовые ресурсы территории.

Существенное влияние на распределение доходов в регионе оказывает также степень сбалансированности локального рынка труда. В этой связи важной детерминантой доходного неравенства может выступать уровень безработицы. Среди занятого населения дифференциация в заработной плате может быть существенной, но факт наличия работы снижает вероятность оказаться за чертой бедности.

Таким образом, предварительными гипотезами анализа являются:

- колоколообразная зависимость между неравенством по доходам населения и урбанизацией;
- колоколообразная связь между дифференциацией доходов и уровнем экономического развития;
- отрицательное влияние безработицы на различия в доходах населения.

Анализ информации по урбанизации и характеристикам доходного неравенства показал наличие существенной межрегиональной дифференциации и динамических изменений в наблюдаемом периоде. Данные имеют панельную структуру, их источником является официальная информация Федеральной службы государственной статистики (Росстат). Они включают наблюдения с 2002 по 2018 г. для 82 субъектов Российской Федерации, панель является сбалансированной, регионы, для которых информация за отдельные периоды отсутствует, были исключены из выборки. Все это позволяет контролировать как региональные особенности, так и специфику макроэкономической ситуации в каждый отдельный момент времени с помощью региональных и временных эффектов соответственно. В результате спецификация модели, построенная на основе приведенных аргументов, имеет следующий вид:

$$\ln I_{rt} = \beta_0 + \beta_1 \ln U_{rt} + \beta_2 (\ln U_{rt})^2 + \beta_3 \ln Y_{rt} + \beta_4 (\ln Y_{rt})^2 + \beta_5 \ln E_{rt} + \mu_r + \lambda_t + \varepsilon_{rt}, \quad (1)$$

где  $I_{rt}$  — индикатор неравенства по доходам (индекс Джини, коэффициент фондов или уровень бедности) в регионе  $r$  в год  $t$ ;  $U_{rt}$  — уровень урбанизации (доля городского населения) в регионе  $r$  в году  $t$ ;  $Y_{rt}$  — валовой региональный продукт (ВРП) на душу населения в регионе  $r$  в году  $t$  (используется оценка ВРП в сопоставимых ценах по данным индексам физического объема Росстата);  $E_{rt}$  — уровень безработицы в регионе  $r$  в году  $t$  (оценка по данным выборочных обследований рабочей силы, в процентах);  $\mu_r$  — постоянный во времени региональный эффект для региона  $r$ ;  $\lambda_t$  — общий для всех регионов временной эффект для года  $t$ .

Наличие связи между урбанизацией и производительностью труда получило теоретическое и эмпирическое подтверждение для экономик разного масштаба. Безработица также оказывает влияние на показатели региональной продуктивности. Эти факты могут создавать проблему мультиколлинеарности для предложенного набора независимых переменных. Однако корреляционная матрица для всего массива данных не подтвердила данное опасение, оценки коэффициентов корреляции между урбанизацией, региональной продуктивностью и безработицей находятся на приемлемом уровне (табл. 3).

Корреляции зависимых переменных с выбранными факторами согласуются с выводами, полученными из описательной статистики. Индекс Джини и коэффициент фондов положительно коррелируют с урбанизацией, в то время как бедность имеет отрицательную линейную связь с долей городского населения. Корреляции индикаторов неравенства с другими независимыми переменными не противоречат выводам, полученным из описательной статистики, и предварительным гипотезам. Более высокая производительность труда увеличивает неравенство, но снижает бедность, безработица снижает неравенство, но увеличивает бедность.

Тест Хаусмана выявил существенные различия в оценках модели с фиксированными эффектами и модели со случайными эффектами. Это говорит о несостоятельности оценок последней и необходимости использовать модель с фиксированными региональными и временными эффектами, где для оценивания используется простой метод наименьших квадратов.

Концепция Кузнецца предполагает, что имеет место взаимная зависимость между неравенством и экономическим развитием. Не только уровень развития определяет распределение доходов, но и неравенство тоже влияет на динамику роста, играя стимулирующую или сдерживающую роль в зависимости от степени дифференциации доходов. В связи с этим спецификация модели может создавать проблему эндогенности и рисков несостоятельного

**Таблица 3.** Корреляционная матрица исходных данных

	Коэффициент Джини	Коэффициент фондов	Уровень бедности	Урбанизация	ВРП на душу населения	Безработица
Коэффициент Джини	1.000	0.997	–0.661	0.304	0.628	–0.376
Коэффициент фондов	0.997	1.000	–0.598	0.313	0.635	–0.385
Уровень бедности	–0.661	–0.598	1.000	–0.406	–0.641	0.563
Урбанизация	0.304	0.313	–0.406	1.000	0.535	–0.567
ВРП на душу населения	0.628	0.635	–0.641	0.535	1.000	–0.490
Безработица	–0.376	–0.385	0.563	–0.567	–0.490	1.000

оценивания при использовании простого метода наименьших квадратов. Для изучения возможного присутствия эндогенности использовалась система инструментов и проведено оценивание методом инструментальных переменных. В качестве инструментов использовались лаговые значения независимых переменных, которые из-за инерционности социально-экономических процессов имеют высокую корреляцию с инструментируемыми переменными, но не связаны с текущей ошибкой оценивания.

Значимость различий в оценках, полученных методом инструментальных переменных и с использованием простого метода наименьших квадратов, оценивалась с помощью теста Хаусмана. Подтвердилась гипотеза о том, что различия между результатами двух методов несистематические, соответственно, оценки простого метода наименьших квадратов можно считать несмещенными и состоятельными. Поскольку они являются более эффективными по сравнению с инструментальными, то именно они использовались при дальнейшем анализе.

Из описания выборки следует, что и размеры, и направление изменений доли городского населения существенно различались в российских регионах (табл. 1, 2). Есть субъекты федерации со 100%-ной урбанизацией, преимущественно сельским типом экономики и высокими темпами роста городских жителей, и примеры дезурбанизации, где сокращалось не только абсолютное, но и относительное число горожан. Так как разным регионам России соответствуют кардинально различающиеся траектории и экономические модели развития, то не исключена неоднородность связей между неравенством и урбанизацией. Для изучения данного феномена можно привлечь метод квантильных регрессий, который позволяет протестировать эффект гетерогенности связей между неравенством и урбанизацией. Разница в оценках для разных квантилей показывает, насколько отличается влияние урбанизации для разного уровня доходного неравенства в регионах, и, соответственно, позволяет выявить особенности этой связи — является ли она нейтральной или присутствует городское–сельское смещение.



### 3. Результаты оценивания

Результаты оценок регрессии методом наименьших квадратов представлены в табл. 4. Колоколообразная связь подтвердилась между урбанизацией и двумя характеристиками неравенства: индексом Джини и коэффициентом фондов. Оценки коэффициентов уравнения регрессии (1) при линейном члене  $\beta_1$  — статистически значимые и положительные, а при квадратичном члене  $\beta_2$  — статистически значимые и отрицательные. С ростом уровня урбанизации сначала наблюдается увеличение доходного неравенства, а затем идет его сокращение. Аналогичная форма связи присутствует для этих характеристик и с ВРП на душу населения. Тем самым в уравнениях для индекса Джини и коэффициента фондов гипотеза Кузнецца нашла подтверждение и в отношении урбанизации, и в отношении продуктивности экономики.

**Таблица 4.** Результаты МНК-оценок регрессии

Независимые переменные	Зависимая переменная		
	Коэффициент Джини	Коэффициент фондов	Уровень бедности
Урбанизация	2.399*** (0.549)	5.902*** (1.468)	-12.559*** (3.615)
(Урбанизация) <sup>2</sup>	-0.310*** (0.068)	-0.762*** (0.182)	1.545*** (0.444)
ВРП на душу населения	0.281*** (0.040)	0.673*** (0.110)	-1.816*** (0.265)
(ВРП на душу населения) <sup>2</sup>	-0.029*** (0.005)	-0.067*** (0.013)	0.164*** (0.032)
Безработица	-0.013** (0.006)	-0.038** (0.017)	0.033 (0.024)
$R^2$	0.862	0.867	0.896
Число наблюдений	1312	1312	1312

*Примечание.* Все переменные выражены в логарифмах; в скобках указаны стандартные ошибки в форме Уайта; \*\*, \*\*\* — значимость на 5 и 1%-ном уровне соответственно.

В регрессии для уровня бедности выявлена принципиально другая форма зависимости. Здесь имеет место U-образная кривая: коэффициент при линейном члене — статистически значимый и отрицательный, а при квадратичном — значимый и положительный. Такие же результаты были получены для Индии, Китая и для межстрановых оценок по базе данных Всемирного Банка, где бедность рассматривалась как единственный показатель неравенства (Liddle, 2017; Cali, 2008; Chen et al., 2016; Zhang, 2019). При низкой степени урбанизации увеличение доли городского населения ассоциируется со снижением бедности, но высокая урбанизация провоцирует рост бедности.

Критическое значение переменной урбанизации, при достижении которого влияние урбанизации на неравенство меняет свое направление на противоположное, определяется по формуле

$$\varphi = \exp\left(-\frac{\beta_1}{2\beta_2}\right).$$

Таблица 5. Результаты оценок квантильной регрессии

Независимые переменные	Квантиль	Зависимая переменная		
		Коэффициент Джини	Коэффициент фондов	Уровень бедности
Урбанизация	0.25	3.501*** (0.671)	8.479*** (1.534)	-20.711*** (5.276)
	0.50	3.592*** (0.494)	8.418*** (1.372)	-13.233** (5.456)
	0.75	2.503*** (0.659)	6.608*** (2.142)	-10.140*** (3.762)
Тест на совпадение коэффициентов в квантилях ( <i>P</i> -значение)		0.211	0.699	0.055
(Урбанизация) <sup>2</sup>	0.25	-0.443*** (0.083)	-1.075*** (0.188)	2.575*** (0.641)
	0.50	-0.459*** (0.062)	-1.079*** (0.166)	1.630** (0.672)
	0.75	-0.324*** (0.083)	-0.854*** (0.268)	1.228*** (0.457)
Тест на совпадение коэффициентов в квантилях ( <i>P</i> -значение)		0.215	0.702	0.042
ВРП на душу населения	0.25	0.255*** (0.069)	0.583*** (0.155)	-1.990*** (0.259)
	0.50	0.273*** (0.054)	0.628*** (0.111)	-2.171*** (0.165)
	0.75	0.259*** (0.054)	0.560*** (0.122)	-1.605*** (0.313)
Тест на совпадение коэффициентов в квантилях ( <i>P</i> -значение)		0.896	0.903	0.032
(ВРП на душу населения) <sup>2</sup>	0.25	-0.025*** (0.008)	-0.056*** (0.018)	0.178*** (0.030)
	0.50	-0.026*** (0.006)	-0.058*** (0.013)	0.207*** (0.018)
	0.75	-0.027*** (0.006)	-0.060*** (0.015)	0.142*** (0.036)
Тест на совпадение коэффициентов в квантилях ( <i>P</i> -значение)		0.987	0.976	0.043
Безработица	0.25	0.001 (0.006)	-0.008 (0.019)	0.051* (0.029)
	0.50	-0.006 (0.006)	-0.019 (0.017)	0.016 (0.032)
	0.75	-0.012* (0.006)	-0.039*** (0.015)	0.032 (0.031)
Тест на совпадение коэффициентов в квантилях ( <i>P</i> -значение)		0.287	0.349	0.515

Примечание. В скобках указаны стандартные ошибки; \*, \*\*, \*\*\* — значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно.

Для индекса Джини, коэффициента фондов и уровня бедности подобные критические значения находятся за пределами области определения переменной доли городского населения (от 0 до 1). Следовательно, закономерность является общей для всей территории страны — с расширением городской системы растет неравенство, но снижается бедность.

Анализ однородности влияния урбанизации для разных уровней доходного неравенства проводился с помощью квантильной регрессии. Для каждого показателя неравенства выделялись три квантиля: первый квартиль, медиана и третий квартиль. Медиана и среднее значение рассматриваемых переменных имеют близкие, но несовпадающие значения (табл. 1), их распределения не являются нормальными, поэтому различия в оценках классической и медианной регрессии неизбежны. Оценки квантильных регрессий и результаты тестирования на совпадение коэффициентов для разных квартилей приведены в табл. 5.

Тесты показали отсутствие статистически значимых различий в оценках коэффициентов эластичностей как при переменной урбанизации, так и при переменной квадрата урбанизации для квантильных регрессий, где зависимыми переменными выступали индекс Джини и коэффициент фондов. Следовательно, можно говорить об универсальном характере зависимости между общей дифференциацией доходов и урбанизацией.

Однако в отношении бедности присутствует статистически значимая неоднородность в оценках для разных квантилей. С ростом доли бедного населения абсолютные значения эластичностей при переменных урбанизации и квадрата урбанизации уменьшаются. Вклад урбанизации в сокращение бедности самый большой в регионах с самым низким уровнем бедности, а с ростом бедности положительное влияние урбанизации сокращается. Коэффициент эластичности для третьего квартиля по абсолютной величине примерно в 2 раза меньше по сравнению с оценкой для первого квартиля, но остается достаточно высоким. Данный результат можно объяснить тем, что бедность является серьезным барьером для получения образования и развития человеческого капитала, а города предъявляют спрос и предлагают высокооплачиваемые позиции для квалифицированных кадров. Поэтому эффективность урбанизации и городской экономики в качестве средства борьбы с бедностью снижается с ростом масштаба проблемы.

## Заключение

Города выступают источниками роста и инноваций, создают условия для ускорения экономического развития, но при этом они иногда демонстрируют примеры высокого имущественного расслоения, нищеты и сегрегации. В данной работе изучались связи уровня урбанизации с несколькими характеристиками неравенства доходов населения регионов России: индексом Джини, коэффициентом фондов, уровнем бедности. Поскольку расширение городской системы отражает закономерный этап структурной перестройки деловой активности в процессе экономического развития, то тестировалась гипотеза Кузнецова о нелинейном характере связи между неравенством и урбанизацией.

Проведенный эконометрический анализ выявил статистически значимые зависимости неравенства от уровня урбанизации в регионах России. С ростом уровня урбанизации наблюдается увеличение общего неравенства по доходам, характеристиками которого выступают индекс Джини и коэффициент фондов, но при этом расширение городской системы сопровождается сокращением бедности. Этот феномен не является парадоксальным, сокращение

числа людей, имеющих доходы меньше прожиточного минимума, сочетается с усилением дифференциации доходов остальной части населения. Его можно считать индикатором работы социальных лифтов и позитивной функции городов, которые справляются и компенсируют самые острые и нежелательные проявления увеличения различий в доходах населения, сохраняя стимулирующий компонент.

Полученные результаты согласуются с эмпирическими оценками для других стран. Рост городов за счет миграции населения из села в город позволяет сокращать бедность, сосредоточенную в значительной мере в аграрном секторе, но внутри города различия в доходах населения остаются высокими. Международный опыт показывает, что наиболее успешными в решении проблемы городского неравенства являются государственные программы помощи в образовании, переподготовке, повышении квалификации и расширение инклюзивных форм обучения. Динамичный и диверсифицированный рынок труда города отличается высокой отдачей от уровня квалификации и навыков работников, поэтому вложения в человеческий капитал оказываются особенно эффективными.

### Список литературы

- Baum-Snow N., Pavan R. (2013). Inequality and city size. *Review of Economics and Statistics*, 95 (5), 1535–1548.
- Behrens K., Duranton G., Robert-Nicoud F. (2014). Productive cities: Agglomeration, sorting, and selection. *Journal of Political Economy*, 122 (3), 507–553.
- Behrens K., Robert-Nicoud F. (2014). Survival of the fittest in cities: Urbanisation and inequality. *Economic Journal*, 124 (581), 1371–1400.
- Cali M. (2008). Urbanisation, inequality and economic growth: Evidence from Indian states and towns. Background note for the World Development Report 2009. <https://www.odi.org/sites/odi.org.uk/files/odi-assets/publications-opinion-files/3387.pdf>.
- Chen G., Glasmeier A., Zhang M., Shao Y. (2016). Urbanization and income inequality in post-reform China: A causal analysis based on time series data. *PloS One*, 11 (7), e0158826.
- Eeckhout J., Pinheiro R., Schmidheiny K. (2014). Spatial sorting. *Journal of Political Economy*, 122 (3), 554–620.
- Fujita M., Krugman P., Venables A. (1999). *The spatial economy: Cities, regions, and international trade*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Fujita M., Thisse J.-F. (2002). *Economics of agglomeration: Cities, industrial location and globalization*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gang I., Stuart R. (1999). Mobility where mobility is illegal: Internal migration and city growth in the Soviet Union. *Journal of Population Economics*, 12 (1), 117–134.
- Glaeser E. (2011). *Triumph of the city: How our greatest invention makes us richer, smarter, greener, healthier, and happier*. Pan Books.
- Glaeser E., Kahn M., Rappaport J. (2008). Why do the poor live in cities? The role of public transportation. *Journal of Urban Economics*, 63 (1), 1–24.
- Glaeser E., Resseger M., Tobio K. (2009). Inequality in cities. *Journal of Regional Science*, 49 (4), 617–646.

- Gyourko J., Mayer C., Sinai T. (2013). Superstar cities. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5 (4), 167–199.
- Kanbur R., Zhang X. (1999). Which regional inequality? The evolution of rural–urban and inland–coastal inequality in China from 1983 to 1995. *Journal of Comparative Economics*, 27 (4), 686–701.
- Kanbur R., Zhuang J. (2013). Urbanization and inequality in Asia. *Asian Development Review*, 30 (1), 131–147.
- Kuznets S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45 (1), 1–28.
- Liddle B. (2017). Urbanization and inequality/poverty. *Urban Science*, 1 (4), 35.
- Markevich A., Mikhailova T. (2013). *Economic geography of Russia*. The Oxford Handbook of the Russian Economy.
- Meng X., Gregory R., Wang Y. (2005). Poverty, inequality, and growth in urban China, 1986–2000. *Journal of Comparative Economics*, 33 (4), 710–729.
- Nguyen M., Nguyen D., Pham T.-K. (2019). The impact of urbanization on income inequality: A study in Vietnam. *Journal of Risk and Financial Management*, 12 (3), 146.
- OECD (2018). *Divided Cities. Understanding intra-urban inequalities*. OECD Publishing, Paris.
- Rosen S. (1981). The economics of superstars. *The American Economic Review*, 71 (5), 845–858.
- Sagala P., Akita T., Yusuf A. (2014). Urbanization and expenditure inequality in Indonesia: Testing the Kuznets hypothesis with provincial panel data. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 7 (3), 133–147.
- Shepotylo O. (2012). Cities in transition. *Comparative Economic Studies*, 54 (3), 661–688.
- Wheeler C. (2001). Search, sorting, and urban agglomeration. *Journal of Labor Economics*, 19 (4), 879–899.
- Wheeler C. (2005). Cities, skills, and inequality. *Growth and Change*, 36 (3), 329–353.
- Zhang Y. (2019). Urbanization, inequality, and poverty in the People's Republic of China. In: *Cities of Dragons and Elephants: Urbanization and Urban Development in China and India*, 641–673. Oxford Scholarship Online.

Поступила в редакцию 04.05.2020;  
принята в печать 10.06.2020.

## Приложение

В приводимых ниже диаграммах рассеяния использованы данные по 82 регионам России за 2002–2018 гг.

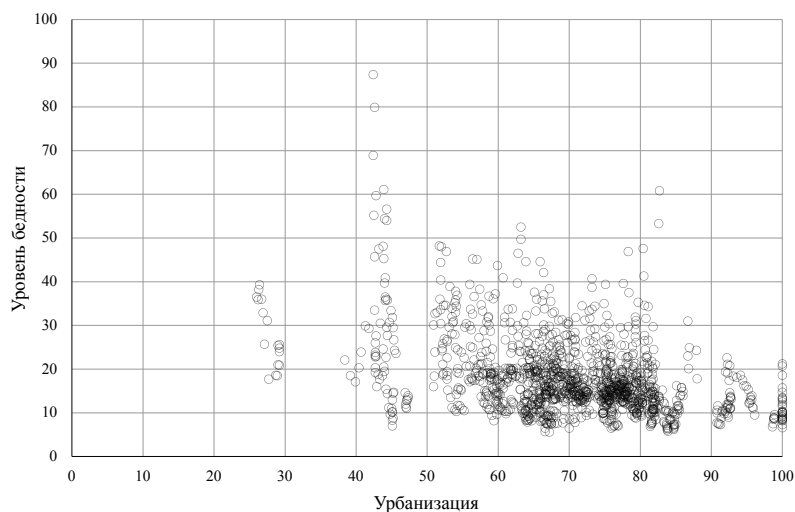


Рис. П1. Диаграмма рассеяния урбанизации и уровня бедности

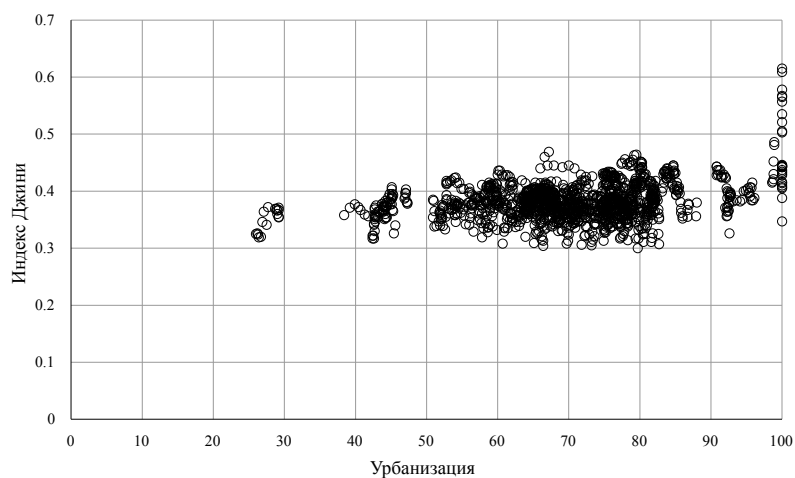


Рис. П2. Диаграмма рассеяния урбанизации и индекса Джини

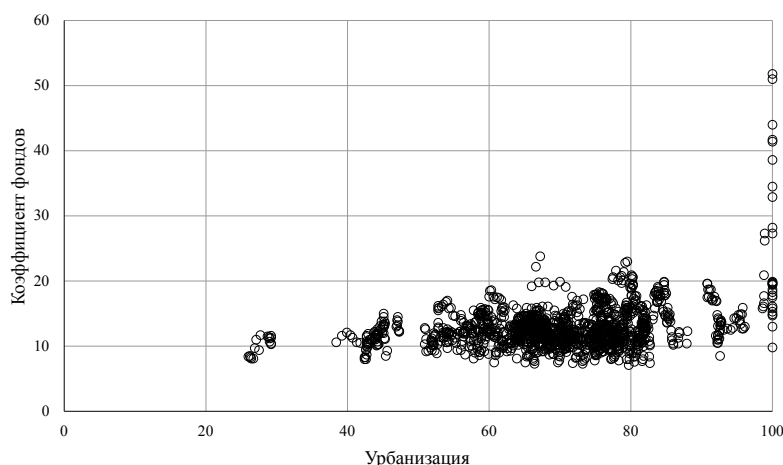


Рис. ПЗ. Диаграмма рассеяния урбанизации и коэффициента фондов

Kolomak E. Urbanization and income inequality: Cause or solution? *Applied Econometrics*, 2020, v. 59, pp. 55–70.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-59-55-70

### Evgeniya Kolomak

Institute of Economics and Industrial Engineering SB RAS (IEIE SB RAS),  
Novosibirsk State University (NSU), Novosibirsk, Russian Federation;  
ekolomak@academ.org

### Urbanization and income inequality: Cause or solution?

The influence of urbanization on the income differentiation of the Russian population is studied. Methods of descriptive statistics, panel regression and quantile regression are used. The hypothesis of a bell-shaped relationship between urbanization and indicators of income inequality: the Gini coefficient and the coefficient of funds were confirmed. A principally different relationship for the poverty has been identified, U-shaped dependence is revealed.

**Keywords:** urbanization; inequality; poverty; panel regression; quantile regression; regions of Russia.

**JEL classification:** R12.

### References

Baum-Snow N., Pavan R. (2013). Inequality and city size. *Review of Economics and Statistics*, 95 (5), 1535–1548.

Behrens K., Duranton G., Robert-Nicoud F. (2014). Productive cities: Agglomeration, sorting, and selection. *Journal of Political Economy*, 122 (3), 507–553.

Behrens K., Robert-Nicoud F. (2014). Survival of the fittest in cities: Urbanisation and inequality. *Economic Journal*, 124 (581), 1371–1400.

Cali M. (2008). Urbanisation, inequality and economic growth: Evidence from Indian states and towns. Background note for the World Development Report 2009. <https://www.odi.org/sites/odi.org.uk/files/odi-assets/publications-opinion-files/3387.pdf>.

Chen G., Glasmeier A., Zhang M., Shao Y. (2016). Urbanization and income inequality in post-reform China: A causal analysis based on time series data. *PloS One*, 11 (7), e0158826.

Eeckhout J., Pinheiro R., Schmidheiny K. (2014). Spatial sorting. *Journal of Political Economy*, 122 (3), 554–620.

Fujita M., Krugman P., Venables A. (1999). *The spatial economy: Cities, regions, and international trade*. Cambridge, MA: MIT Press.

Fujita M., Thisse J.-F. (2002). *Economics of agglomeration: Cities, industrial location and globalization*. Cambridge: Cambridge University Press.

Gang I., Stuart R. (1999). Mobility where mobility is illegal: Internal migration and city growth in the Soviet Union. *Journal of Population Economics*, 12 (1), 117–134.

Glaeser E. (2011). *Triumph of the city: How our greatest invention makes us richer, smarter, greener, healthier, and happier*. Pan Books.

Glaeser E., Kahn M., Rappaport J. (2008). Why do the poor live in cities? The role of public transportation. *Journal of Urban Economics*, 63 (1), 1–24.

Glaeser E., Resseger M., Tobio K. (2009). Inequality in cities. *Journal of Regional Science*, 49 (4), 617–646.

Gyourko J., Mayer C., Sinai T. (2013). Superstar cities. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5 (4), 167–199.

Kanbur R., Zhang X. (1999). Which regional inequality? The evolution of rural–urban and inland–coastal inequality in China from 1983 to 1995. *Journal of Comparative Economics*, 27 (4), 686–701.

Kanbur R., Zhuang J. (2013). Urbanization and inequality in Asia. *Asian Development Review*, 30 (1), 131–147.

Kuznets S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45 (1), 1–28.

Liddle B. (2017). Urbanization and inequality/poverty. *Urban Science*, 1 (4), 35.

Markevich A., Mikhailova T. (2013). *Economic geography of Russia*. The Oxford Handbook of the Russian Economy.

Meng X., Gregory R., Wang Y. (2005). Poverty, inequality, and growth in urban China, 1986–2000. *Journal of Comparative Economics*, 33 (4), 710–729.

Nguyen M., Nguyen D., Pham T.-K. (2019). The impact of urbanization on income inequality: A study in Vietnam. *Journal of Risk and Financial Management*, 12 (3), 146.

OECD (2018). *Divided Cities. Understanding intra-urban inequalities*. OECD Publishing, Paris.

Rosen S. (1981). The economics of superstars. *The American Economic Review*, 71 (5), 845–858.

Sagala P., Akita T., Yusuf A. (2014). Urbanization and expenditure inequality in Indonesia: Testing the Kuznets hypothesis with provincial panel data. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 7 (3), 133–147.

Shepotylo O. (2012). Cities in transition. *Comparative Economic Studies*, 54 (3), 661–688.

Wheeler C. (2001). Search, sorting, and urban agglomeration. *Journal of Labor Economics*, 19 (4), 879–899.

Wheeler C. (2005). Cities, skills, and inequality. *Growth and Change*, 36 (3), 329–353.

Zhang Y. (2019). Urbanization, inequality, and poverty in the People's Republic of China. In: *Cities of Dragons and Elephants: Urbanization and Urban Development in China and India*, 641–673. Oxford Scholarship Online.

Received 04.05.2020; accepted 10.06.2020