МОДЕЛИРОВАНИЕ ТЕМПОВ РОСТА ЧИСЛЕННОСТИ НАСЕЛЕНИЯ ГОРОДОВ РОССИИ: ПРОСТРАНСТВЕННЫЙ АСПЕКТ

УДК 330.43

Ольга Сергеевна Балаш,
к. э н., доцент, зав. каф. финансов и кредита Саратовского государственного университета им. Н.Г. Чернышевского
Тел.: 8 (903) 328-30-98
Эл. почта: olgabalash@mail.ru

В статье проводится анализ темпов роста численности населения городов России в зависимости от их размера и региона. Выявлено, что темпы роста численности населения городов неодинаковы для регионов России. Проводится эконометрический анализ данных, имеющих географическую привязку методом географически взвешенной регрессии. Для определения причин роста городов используется показатель географического рыночного потенциала, предложенный Soo.

Ключевые слова: факторы роста численности населения городов, пространственно зависимые данные, анализ пространственно неоднородных данных, методы пространственной эконометрики, географически взвешенная регрессия, географический рыночный потенциал.

Olga S. Balash,
PhD in Economics, Associate Professor, the head of the Department of Finance and Credit, Saratov State University,
Tel.: 8 (903) 328-30-98
E-mail: olgabalash@mail.ru

MODELING POPULATION GROWTH RATE IN RUSSIAN CITIES: SPATIAL ASPECTS

The article analyzes the growth rate of the urban population in Russia according to their size and region. It is revealed that the growth rate of the urban population are not the same for the regions of Russia. An econometric analysis of the data with geo-referenced using geographically weighted regression is conducted. In order to determine the causes of urban growth rate geographic market potential offered by Soo is used.

Keywords: factors of population growth in cities, spatially dependent data, the analysis of spatially heterogeneous data, methods of spatial econometrics, geographically weighted regression, the geographic market potential.

1. Введение

В настоящее время для анализа экономической информации используются данные, имеющие пространственную привязку, в том числе, данные геоинформационных систем (ГИС). Использование таких сведений значительно обогащает возможности статистического анализа, так как учитывает пространственную вариацию социально-экономических явлений или процессов. В настоящее время оформилось научное направление пространственной статистики и эконометрики [1, 2, 3].

Важными задачами при построении эконометрических моделей по геостатистическим данным является отражение пространственной зависимости и пространственной неоднородности. Пространственная зависимость имеет место тогда, когда значения показателей у близлежащих объектов положительно или отрицательно коррелированны. Под пространственной неоднородностью понимают зависимость проявления изучаемого явления от уникальных характеристик, связанных с его местоположением.

Применение стандартных методов регрессионного анализа к пространственно зависимым или неоднородным данным сопровождается рядом проблем. Среди них неустойчивость коэффициентов модели, неправильно исчисленные стандартные ошибки коэффициентов, границы доверительных интервалов и результаты проверки гипотез. Для их устранения предложены специальные методы эконометрического анализа, учитывающие пространственную зависимость в регрессионных моделях. Это модели пространственного лага зависимой переменной, независимых переменных или случайного члена [1].

Если полагать, что сочетание ненаблюдаемых факторов зависит от местоположения и достаточно плавно изменяется по территории, то для отражения пространственной зависимости или неоднородности используют модели с переменной структурой (переменными коэффициентами). Этот метод получил название географически взвешенной регрессии (ГВР). Далее мы применим ГВР к анализу темпов роста городов по численности населения России.

2. Факторы, влияющие на рост городов России

Модели экономической географии доказывают, что рыночный потенциал играет важную роль в определении привлекательности города для работников и фирм на территории страны или региона, и положительно влияет на рост городов за счет притока экономически активного населения.

Мы предполагаем, что темпы роста численности населения городов зависят, во-первых, от размеров города, во-вторых от региона (Европейская часть, Сибирь и Дальний Восток), в-третьих, для быстрорастущих городов важна близость к крупным городам или столицам.

Для анализа использовали данные переписи населения 2002 г. и 2010 г. для 1042 городов России. Проведена группировка городов по численности населения: менее 10 тыс. жителей, от 10 тыс. до 30 тыс. чел., от 30 тыс. до 50 тыс. чел., от 50 тыс. до 100 тыс. чел., от 100 тыс. до 300 тыс. чел., от 300 тыс. до 500 тыс. чел., от 500 тыс. до 1 млн. чел., от 1 млн. чел и выше. Неравные интервалы вызваны тем, что количество малых городов больше средних и крупных.

Как видно из рис. 1 темпы роста численности населения малых городов существенно ниже, чем у средних и крупных. Для городов с населением от 50 тыс. до 1 млн. чел. темпы роста практически постоянны – колеблются в пределах от 100 до 100,2%, в то время как у малых – изменяются от 92 до 100%, у крупных – наблюдается сильный рост от 102 до 109%.

Если рассмотреть вариацию темпов роста численности населения городов по их размерам в зависимости от региона, то обнаружим, что для Европейской части России и региона Сибири и Дальнего Востока они различаются между собой (рис. 2). Так для городов Европейской части России с численностью населения от 100 тыс. до 1 млн. чел. темп роста практически одинаков – 102%, в то время как отсутствие роста численности населения городов Сибири и Дальнего Вос-

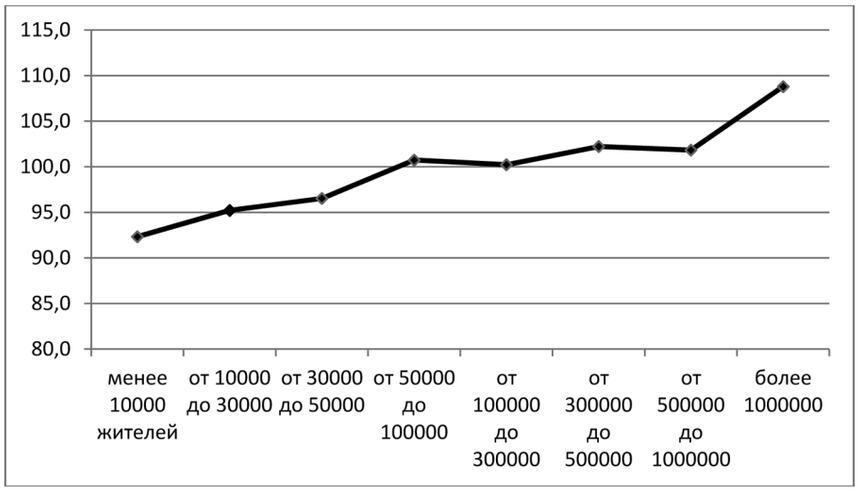

Рис. 1. Изменение темпов роста городов по численности населения в зависимости от размеров города

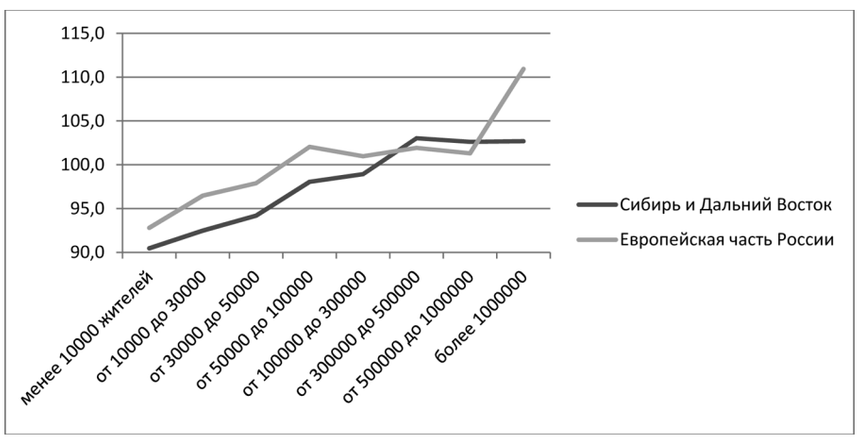

Рис. 2. Изменение темпов роста городов по численности населения в зависимости от размеров города и регионов России

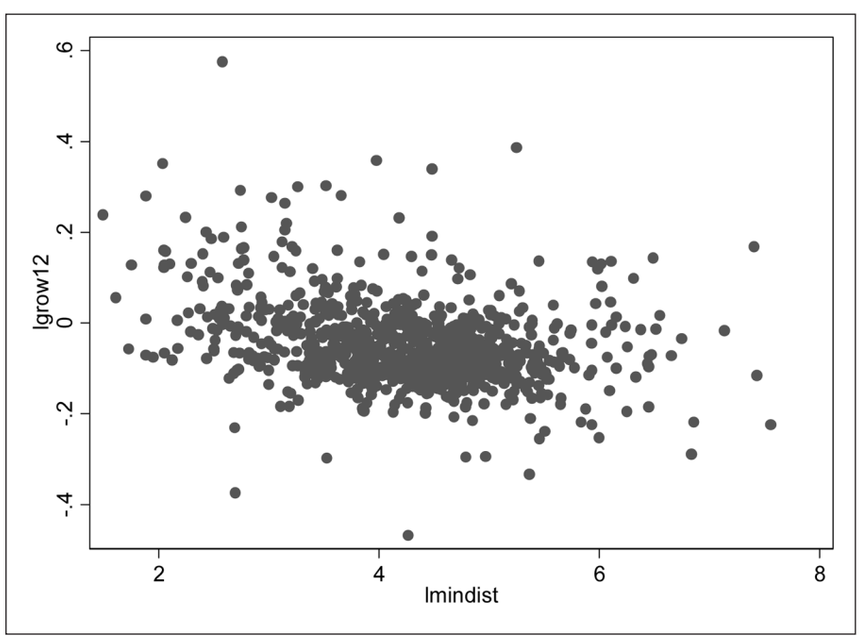

Рис. 3. Изменение темпов роста городов России по численности населения в зависимости от логарифма расстояния от городов с населением более 300 тыс. чел.

тока наблюдается для поселений выше 500 тыс. чел. Для городов Европейской части России с населением от 500 тыс. чел. рост численности резко увеличивается, в то время как для населенных пунктов Сибири и Дальнего Востока остается постоянным.

Что касается малых городов, то из графика видно, что темпы роста численности населения городов Европейской части России в среднем на 2–3% выше, чем Сибири и Дальнего Востока.

Проанализируем, связаны ли темпы роста численности населения городов с их удаленностью от административных центров либо от других крупных поселений. Для этого используем переменную *mdist* – расстояние от областного центра или города с населением более 300 тыс. жителей.

Дистанция между городами рассчитывается как расстояние между точками на поверхности Земли по сфере радиуса 6373 км:

$$D = arctg\left(\frac{\sqrt{(\cos\phi_2 \sin\Delta\lambda)^2 + (\cos\phi_1 \cos\phi_2 \cos\Delta\lambda)^2}}{\sin\phi_1 \sin\phi_2 + \cos\phi_1 \cos\phi_2 \cos\Delta\lambda}\right),$$

где λ_1, λ_2 – долгота и
φ_1, φ_2 – широта двух точек в радианах,
$\Delta\lambda$ – разность координат по долготе.

На рис. 3 видна тенденция падения темпов роста городов по мере удаления от административных центров. Если города-спутники характеризуются положительными темпами роста, то для изолированных поселений наблюдается снижение численности населения.

В то же время, для развития городов важно не только расстояние до крупного города, но и в целом плотность расселения в регионе. Для обнаружения этого влияния Soo предложил показатель географического рыночного потенциала [4]:

$$MP_{it} = \sum_{i \neq j} \frac{p_{it}}{D_{it}},$$

где D_{it} – расстояние между городами $i \neq j$ в год t,
p_{it} – численность населения города i в год t.

Географический рыночный потенциал области j в год t является суммой численности населения всех городов, взвешенных обратно пропорционально расстоянию от областного центра. Он отражает существующий потенциал рынка и конкуренции. У малых городов, близко расположенных к столицам г. Москвы и г. Санкт-Петербургу, должно быть большее значение гео-

графического рыночного потенциала, чем у аналогичных городов, например, Поволжья или Сибири, из-за того, что они расположены в густонаселенном регионе и, следовательно, имеют больше соседей, чем аналогичные города Сибири и Дальнего Востока.

Как видно из рис. 4 существует тесная зависимость логарифма темпа роста численности населения городов России (*lgrow*12) и логарифма географически рыночного потенциала (*lmarketpotential*). Чем выше географически рыночный потенциал города, тем сильнее его рост.

Рассмотрим модель, предполагающую независимость темпов роста численности населения городов от их размеров и географического рыночного потенциала:

$$\ln(grow)_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(Population)_i + \\ + MP_i + \varepsilon_i,$$

где $\ln(grow)$ – логарифм темпа роста городов по численности населения,

$\ln(Population)$ – логарифм численности населения базисного года,

MP_i – географический рыночный потенциал,

ε_i – случайная ошибка.

Для эмпирического анализа были взяты данные переписи населения 2002 и 2010 годов для 1042 городов и поселков городского типа России.

Получили оценку уравнения:

$$\ln(grow) = -1{,}03 + 0{,}025\ln(Population) + \\ (0{,}0)\quad(0{,}03) \\ + 0{,}036\ln MP. \\ (8{,}6)$$

В скобках приводятся значения *t*-статистики.

Как видно, переменная «логарифм географического рыночного потенциала», значима на 5% уровне значимости. Коэффициент детерминации, однако, равен 0,16, что отражает нелинейность и неравномерность данных по территории.

При введении переменных географический рыночный потенциал в квадрате, в кубе и т.п. обнаружено, что коэффициенты при этих переменных также значимы, а коэффициент детерминации увеличился до 0,23, уравнение в целом также значимо.

Подтвердилось предположение, что темп роста численности населения городов уменьшается с увеличением расстояния от крупного населенного центра, о чем свидетельствует отрицательный коэффициент при переменной» логарифм расстояния от города с численностью более 300 тыс. чел.»:

$$\ln(grow) = -0{,}53 + 0{,}025\ln(Population) + \\ (-6{,}3)\quad(10{,}5) \\ + 0{,}036\ln MP - 0{,}013\ln(dist). \\ (4{,}2)\qquad(-3{,}7)$$

Далее мы получили оценку модели отдельно для 653 городов Европейской части России:

$$\ln(grow) = -0{,}99 + 0{,}021\ln(population02) + \\ (-11)\quad(0{,}7) \\ + 0{,}06\ln(marketpotential). \\ (8{,}6)$$

и для 386 городов Сибири и Дальнего Востока:

$$\ln(grow) = -0{,}45 + 0{,}027\ln(population02) + \\ (-5{,}6)\quad(0{,}9) \\ + 0{,}009\ln(marketpotential). \\ (1{,}3)$$

Для городов Сибири и Дальнего Востока коэффициент при логарифме рыночного потенциала и логарифме географически рыночного потенциала меньше по величине и незначим на 5% уровне значимости, а для населенных пунктов Европейской части России все коэффициенты значимы.

Полученные уравнения показывают различные оценки при коэффициентах регрессии для двух регионов, что доказывает пространственную нестационарность коэффициентов уравнения.

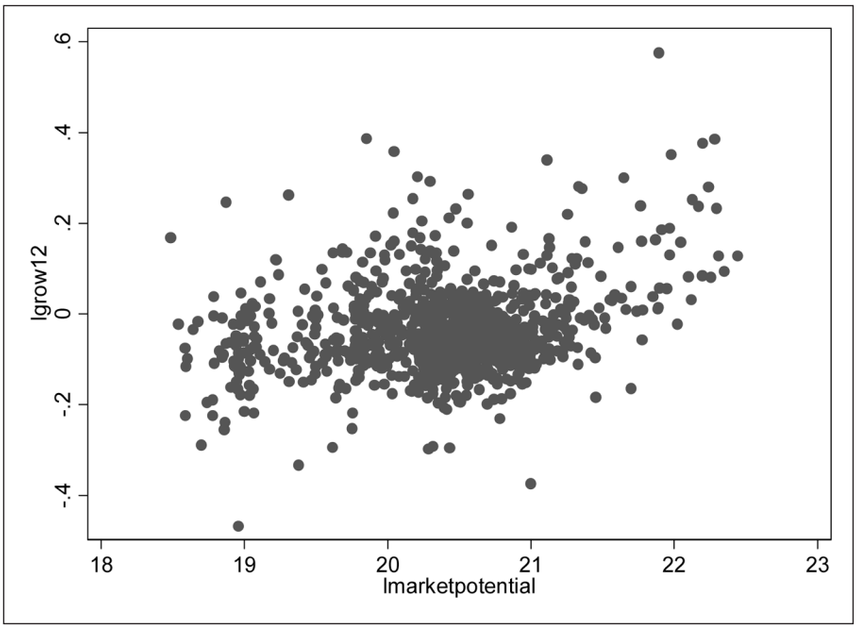

Рис. 4. Зависимость логарифма темпов роста городов по численности населения от логарифма рыночного потенциала городов по данным переписи населения России 2002 г. и 2010 г.

Таким образом, при применении классических методов регрессионного анализа к пространственно зависимым или неоднородным данным, мы получаем различные оценки коэффициентов для всей России, Европейской части и Сибири и Дальнего Востока. Для более точного анализа можно разделить эти регионы на северные и южные, отдельно на Сибирь и Дальний Восток и т.д. Коэффициенты локальных уравнений будут резко и скачкообразно меняться по регионам, а регрессия по данным для всей России даст усредненный результат, не отражающий территориальную привязку.

Для того, чтобы учесть характер каждого региона России, проанализировать данные территориально-распространенных явлений, необходимо использовать модель с непрерывно меняющейся структурой. Построить такие модели позволяет метод географически взвешенной регрессии [5, 6, 7, 8].

3. Метод исследования

Модель географически взвешенной регрессии (ГВР) имеет вид:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i,$$

где пара переменных (u_i, v_i) представляет координаты точки (местоположение) i, $i = \overline{1, n}$, y_i – значение наблюдаемой зависимой переменной, $x_{i1}, \ldots, x_{ip}$ – независимые детерминированные регрессоры, $k = \overline{1, p}$,

p – число регрессоров, $\beta_k(u_i, v_i)$ – неизвестные коэффициенты, подлежащие оценке, $k = \overline{0, p}$, ε_i – случайные ошибки.

Для вычисления оценок коэффициентов в местоположении i может использоваться метод наименьших квадратов. В целях выявления местных особенностей используются не все имеющиеся наблюдения, а только соседние с i. Предполагается, что регрессионные модели для соседних точек схожи, но могут варьироваться по территории. Степень близости учитывается с помощью весов $\{w_{ij}\}$.

Для каждого местоположения iвектор оценок коэффициентов вычисляется следующим образом:

$$\hat{B}(u_i, v_i) = (X^T W(u_i, v_i) X)^{-1} X^T W(u_i, v_i) Y,$$

где $W(u_i, v_i)$ – диагональная матрица весовых коэффициентов размерности $n \times n$.

Элемент матрицы $\{w_{ij}\}$, $i, j = \overline{1, n}$ определяет степень влияния соседей j на зависимости в местоположения i. Матрица весовых коэффициентов вычисляется для каждого местоположения.

Так как расчеты коэффициентов проводятся для всех измерений, то в результате получают матрицу оценок параметров:

$$\hat{B} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0(u_1, v_1) & \hat{\beta}_1(u_1, v_1) & \dots & \hat{\beta}_p(u_1, v_1) \\ \hat{\beta}_0(u_2, v_2) & \hat{\beta}_1(u_2, v_2) & \dots & \hat{\beta}_p(u_2, v_2) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \hat{\beta}_0(u_n, v_n) & \hat{\beta}_1(u_n, v_n) & \dots & \hat{\beta}_p(u_n, v_n) \end{bmatrix},$$

где i-ая строка представляет собой вектор оценок коэффициентов в точке (u_i, v_i), $i = \overline{1, n}$.

Запишем вид коэффициентов без координат:

$$\beta(i) = (X^T W(i) X)^{-1} X^T W(i) Y.$$

Для проверки гипотез о значимости, рассчитывают ковариационную матрицу оценок. Если обозначить вектор оценок в местоположении i:

$$C = (X^T W(i) X)^{-1} X^T W(i),$$

то ковариационная матрица оценок имеет вид:

$$Var(\hat{\beta}(i)) = CC^T \hat{\sigma}^2,$$

где $\hat{\sigma}^2$ – несмещенная оценка дисперсии:

$$\hat{\sigma}^2 = \sum_i \frac{(y_i - \hat{y}_i)^2}{n - 2\nu_1 + \nu_2}.$$

Запишем матрицу оценок в виде:

$$\hat{Y} = SY,$$

где $S = XC$ – матрица линейного преобразования наблюдений Y в вектор прогнозных значений $\hat{Y}$, $\nu_1 = tr(S)$, $\nu_2 = tr(S^T S)$, tr – след матрицы.

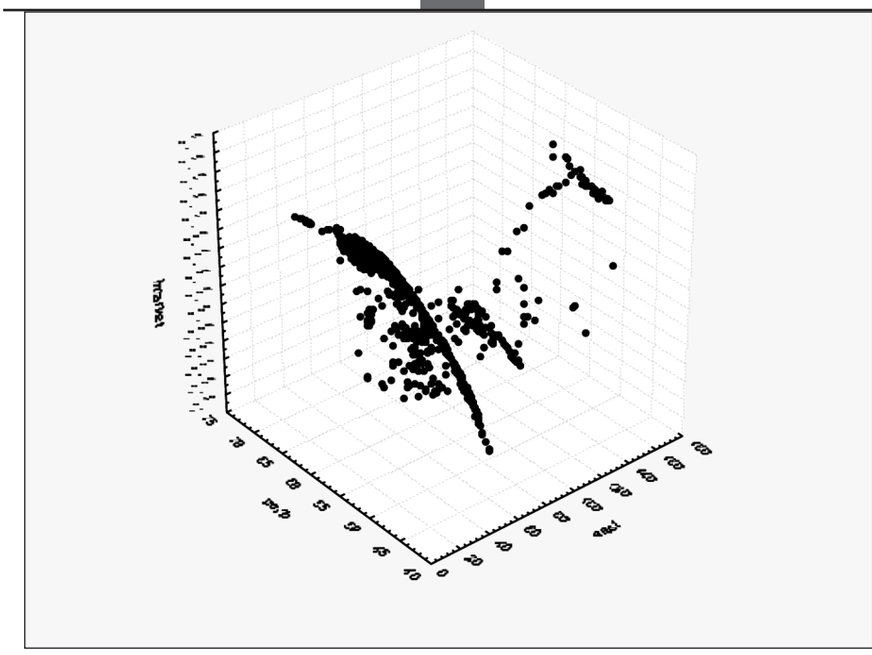

Рис. 5. Вариация значений коэффициента эластичности темпов роста по географическому рыночному потенциалу городов России

Величину $n - 2\nu_1 + \nu_2$ рассматривают, как число степеней свободы, $2\nu_1 - \nu_2$ – число эффективных параметров для данной координаты.

Стандартные ошибки оценок коэффициентов вычисляют по формуле:

$$s(\hat{\beta}(i)) = \sqrt{Var(\hat{\beta}(i))}.$$

При определении элементов матрицы полагают, что более близкие соседи оказывают наибольшее влияние. Часто употребляемые методы вычисления весовых коэффициентов: административно-территориальное деление, метод движущегося окна, фиксированные и адаптивные ядра [6, 7].

Для вычисления оптимальных значений параметров весовых функций предложены методы [5, 6, 7]. Очевидно, что оценки коэффициентов регрессионной модели зависят от способа расчета весов. Так, при достаточно больших значениях ширины полосы пропускания b можно получить оценки коэффициентов модели такие же, как и в случае классической регрессии. При этом все индивидуальные местные особенности могут быть нивелированы и не получен необходимый эффект географического подхода. Напротив, при малых значениях b возникнет опасность получения незначимых и неэффективных оценок коэффициентов регрессии. Следовательно, встают задача подбора оптимальных значений параметров весовой функции.

4. Эмпирические результаты

Построена регрессия темпов роста численности населения городов методом географически взвешенной регрессии по данным переписи населения для 1042 городов России:

$$\ln(grow) = \underset{(0,053)}{-0,73} + \underset{(0,0023)}{0,025}\ln(pop02) - \underset{(0,004)}{0,36}\ln(marketpotential). \quad (1)$$

Как видно из величин стандартных ошибок, все коэффициенты значимы на 5% уровне значимости.

Построена диаграмма рассеивания по результатам географически взвешенной регрессии. На рис. 5 отображены значения коэффициента регрессии при логарифме географического рыночного потенциала, или коэффициент эластичности темпов роста по географическому рыночному потенциалу городов. Точки в левой части рисунка представляет европейскую часть России, середина – Сибирь, правая часть – города Дальнего Востока.

Как видно из рис. 5, значения коэффициента эластичности при географическому рыночному потенциала положительны для Европейской части России и области Дальнего Востока.

Для городов Сибири и Поволжья значения географического рыночного потенциала принимают отрицательные

значения, как в случае глобального уравнения регрессии (1). Наиболее низки значения этой переменной для городов юга России и Кавказа.

5. Выводы

Мы обнаружили, что рост численности населения городов России различен и зависит от размеров города и близости малых городов к крупным административным центрам. Средние города практически не увеличиваются, зато в столицах и крупных городах с населением более 1 млн. жителей численность населения растет. Наблюдается агломерация городов. В малых городах, отдаленных от административных центров, население сокращается.

Рост численности населения городов неравномерен по территории России. Для городов Европейской части важным фактором, влияющим на темп роста численности населения, является близость малых городов к крупным городам и столицам. Для районов Сибири и Дальнего Востока из-за больших территорий плотность расселения не имеет такого значения и не оказывает влияния на рост численности населения городов.

Для того, чтобы учесть плотность расположения городов России, использовался показатель географического рыночного потенциала Soo, который позволил обнаружить влияние на рост численности населения городов близости крупных центров и столиц.

Классический метод регрессионного анализа элиминирует и не позволяет уловить региональные особенности России. Локальные регрессии не используют все данные для России в целом. Например, на рост численности населения городов Сибири безусловно оказывает влияние г. Москва, но отдельные локальные регрессии для Европейской части и Сибири не отражают этого факта.

Для учета пространственной неоднородности к анализу темпов роста численности населения России применен метод географически взвешенной регрессии, который позволил получить вариацию оценок коэффициентов при логарифме географического рыночного потенциала по всей территории России.

Литература

1. Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models // Kluwer Academic Publishers, Dordrecht. The Netherlands, 1988.

2. Anselin L., Florax R. and Rey S. (eds.). Advances in Spatial Econometrics. Methodology, Tools and Applications. Berlin: Springer-Verlag, 2004.

3. Le Sage J.P., Pace R. K. Introduction to spatial econometrics. CRC Press, Boca Raton, FL.

4. Soo K. T. Zipf's Law for cities: A cross-country investigation // Regional Science and Urban Economics. 2005. № 35(3). P. 239–263.

5. Fotheringham A.S., Pitts T.C. Directional variation in distance-decay // Environment and Planning A27: p. 715–729, 1995.

6. Cleveland W.S., Devlin S.J. Locally Weighted Regression: An Approach to Regression Analysis by Local Fitting // Journal of the American Statistical Association, vol.83 No. 403, 1988.

7. Fotheringham A.S., Brunsdon C., Charrlton M. Geographically weighted regression the analysis of spatially varying relationships: University of Newcastle, UK John Wiley & Sons Ltd, 2002.

8. Балаш В.А., Балаш О.С., Харламов А.В. Эконометрический анализ геокодированных данных о ценах на жилую недвижимость // Ж. Прикладная эконометрика. 2011. № 2. С. 62–77.

References

1. Anselin, L. Spatial Econometrics: Methods and Models. Kluwer Academic, Dordrecht, 1998.

2. Anselin L., Florax R. and Rey S. (eds.). Advances in Spatial Econometrics. Methodology, Tools and Applications. Berlin: Springer-Verlag.

3. LeSage J.P., Pace R.K. Introduction to spatial econometrics. CRC Press, Boca Raton, FL.

4. Soo K. T. Zipf's Law for cities: A cross-country investigation // Regional Science and Urban Economics. 2005. № 35(3). P. 239–263.

5. Fotheringham A.S., Pitts T.C. Directional variation in distance-decay. Environment and Planning A27. P. 715–29, 1995.

6. Cleveland W.S.; Devlin S.J. Locally Weighted Regression: An Approach to Regression Analysis by Local Fitting // Journal of the American Statistical Association, vol.83 No.403, 1988.

7. Fotheringham A.S., Brunsdon C., Charrlton M. Geographically weighted regression the analysis of spatially varying relationships. University of Newcastle, UKJohn Wiley & Sons Ltd, 2002.

8. Balash V., Balash O., Harlamov A. A spatial econometric analysis of the housing market // Prikladnaya ekonometrika. 2011. № 2. P. 62–77.