

УДК: 519.233.5

Использование пространственных моделей в массовой оценке стоимости объектов недвижимости

А. В. Беляева

Институт проблем управления им. В. А. Трапезникова РАН,
Россия, 117997, г. Москва, ул. Профсоюзная, д. 65
Телефон: +7 495 334-89-10, факс: +7 495 334-93-40, +7 499 234-64-26
E-mail: BelyaevaAV@gmail.com

Получено 25 мая 2012 г.

Автором проведен анализ основных на текущий момент подходов к массовой оценке стоимости объектов недвижимости (российских и зарубежных), указаны их плюсы и минусы, а также представлен подход, основанный на применении пространственных регрессионных моделей, показывающий лучшие результаты по сравнению с обычными регрессионными моделями и применимый для российского рынка недвижимости.

Ключевые слова: массовая оценка, пространственные регрессионные модели

Spatial models in mass appraisal of real estate

A. V. Belyaeva

Institute of Control Sciences V. A. Trapeznikov Academy of Sciences, Russia, 117997, Moscow, 65 Profsoyuznaya st., Tel: +7 495 334-89-10, fax: +7 495 334-93-40, +7 499 234-64-26

Abstract. – The author has analyzed main approaches to the mass appraisal of real property (Russian and foreign), pros and cons are pointed out. An approach based on spatial regression models which shows results better than conventional regression models and applicable to Russian real estate market is presented in the article.

Keywords: mass appraisal, spatial models

Citation: *Computer Research and Modeling*, 2012, vol. 4, no. 3, pp. 639–650 (Russian).

Введение

Вопрос эффективной оценки стоимости объектов недвижимости обсуждается давно и достаточно активно. Кроме того, в соответствии с планом реформирования налогообложения и введения налога на недвижимость (вместо налога на землю и налога на имущество) вопрос массовой оценки становится еще более актуальным для России. Совместно с этим планируемое внедрение налога на роскошь должно базироваться на получении справедливых стоимостных оценок жилья, что могут обеспечить модели массовой оценки стоимости объектов недвижимости.

Массовая оценка объектов недвижимости – это оценка стоимости объектов недвижимости, которая проводится систематически на определенную дату, при этом используются стандартные процедуры статистического анализа. Главное отличие массовой оценки от экспертной – работа не с отдельными объектами, а со статистическими данными, описывающими совокупность объектов. Массовая оценка предполагает анализ изменения зависимости цены объекта недвижимости от многих факторов, таких как: географическое местоположение объекта, состояние дома, площадь квартиры, площадь кухни, тип планировки и т. п. Одним из самых заметных недостатков метода массовой оценки является неспособность учесть особенности уникальных объектов недвижимости. Достоинством же массовой оценки является ее «справедливость», основывающаяся на строгих статистических методах. Эта оценка является более объективной по сравнению с оценкой эксперта, так как она исключает влияние субъективных факторов. Главным же преимуществом массовой оценки перед экспертной является то, что она позволяет провести оценку совокупности объектов недвижимости, расположенных на обширной территории, с минимальными трудозатратами в сравнении с экспертной оценкой.

Модели массовой оценки отражают зависимость рыночной стоимости объектов недвижимости от их основных характеристик, формирующих эту стоимость. Построение регрессионных моделей от таких факторов, как этаж, площадь квартиры, площадь кухни, наличие балкона, не дает высокого качества результата, в случае если объекты недвижимости не являются равноценными по фактору местоположения.

Важность учета фактора местоположения при построении массовой оценки была отмечена Дж. К. Эккертом [Eckert, 1997]. Учет этого фактора является одним из основных элементов разработанной им методологии, в соответствии с которой в настоящее время проводится оценка стоимости объектов недвижимости в Америке, Канаде и других странах.

В статье рассматриваются вопросы построения массовой оценки с использованием пространственных регрессионных моделей, которые являются мощным инструментом, позволяющим при учете фактора расположения объекта оценивать различные характеристики местоположения: удаленность от центров локального влияния, экологическую обстановку, время, необходимое для того, чтобы добраться до рабочих мест, торговых центров, и прочее.

История развития методов *пространственной статистики* уходит к концу 1940 годов к работам Moran, Geary и Whittle. Вплоть до 1970-ых годов развитие методов пространственной статистики не сопровождалось заметным прогрессом. В 1973 г. Cliff и Ord опубликовали, пожалуй, первую серьезную работу в этой области – монографию, посвященную пространственной зависимости (автокорреляции) в пространственных данных [Cliff, Ord, 1973]. В начале 1970-ых годов Jean Paelinck впервые ввел термин «пространственная эконометрика». В 1979 году Paelinck и Klaassen написали совместную монографию [Paelinck, Klaassen, 1979], посвященную новому направлению науки – пространственной эконометрике, в которой особое внимание было уделено асимметрии в пространственных связях и пространственной автокорреляции. Развитие методов пространственной эконометрики главным образом происходило за счет европейских ученых. Позже основные исследования в области переместились в США, где ученые сконцентрировались на разработке статистических тестов и оценке пространственных регрессионных моделей.

Мощнейший толчок в развитии пространственной эконометрики произошел в начале 90-ых годов двадцатого века. В первую очередь это связано с развитием компьютерных техно-

логий и сети Интернет, а также развитием экономики и других социальных наук, что открыло новые области для применения методов пространственной эконометрики.

Одной из первых фундаментальных книг была работа Luc Anselin «Методы и модели в пространственной эконометрике» (1988). В ней автор определил пространственную эконометрику как набор методов для работы с особенностями, вызванными фактором пространства в статистическом анализе.

Пространственные эффекты – термин, имеющий непосредственное отношение к пространственной зависимости (автокорреляции) и гетерогенности (неоднородности) данных. На практике разглядеть пространственную автокорреляцию и неоднородность не так уж и легко [Anselin 2001]. В литературе, посвященной пространственной статистике и эконометрике, большое внимание уделяется различным тестам на пространственную автокорреляцию. В настоящий момент доступны многие тесты для выявления пространственной автокорреляции, такие как статистики Морана, Вальда, тест Гетиса и Орда и др.

Целью работы, описанной в статье, является апробация и сравнение на данных московского рынка недвижимости методов, которые позволят при невысоких трудозатратах дать адекватную оценку стоимости объектов. Были рассмотрены следующие пять подходов к оценке стоимости объектов недвижимости, использующие и не использующие пространственную регрессию для построения массовой оценки:

- стандартный регрессионный анализ (мультипликативные и аддитивные модели);
- метод Дж. К. Эккерта;
- пространственная авторегрессионная модель первого порядка (FAR);
- смешанная пространственная авторегрессионная модель (SAR);
- модель с пространственной ошибкой (SEM).

В статье сравнивается качество построенных моделей и проверяется возможность использования их для построения массовой оценки в России. Выводы подтверждаются результатами эксперимента, проведенного на данных стоимости продаж жилого фонда новостроек Москвы.

Методы построения массовой оценки

Стандартный регрессионный анализ

Согласно [Кочетков, Калинина, Овсянников, 2003], можно выделить три основных вида моделей массовой оценки, относящихся к стандартному регрессионному анализу, каждый из которых имеет свою специфику.

Аддитивная модель имеет следующий вид:

$$Y = A_0 + A_1X_1 + \dots + A_nX_n,$$

где (X_1, \dots, X_n) – характеристики объекта недвижимости, A_i – численные коэффициенты при переменных характеристиках объекта, показывающие вклад соответствующих характеристик в стоимость.

Математическая регрессия позволяет точно рассчитать оптимальные A_i для конкретной базы данных, однако заложенное допущение о линейности вклада каждой характеристики зачастую не соответствует реалиям рынка. Аддитивная модель не учитывает взаимосвязи факторов друг с другом, неудовлетворительно описывает пограничные ситуации (к примеру, объект с очень большой площадью). Тем не менее на основе этой модели можно сделать выводы о значимости тех или иных переменных и погрешностях информации.

Мультипликативная модель имеет вид

$$Y = B_0 \cdot Y_1^{B_1} \cdot Y_2^{B_2} \cdot \dots \cdot Y_n^{B_n},$$

где Y_1, \dots, Y_n – характеристики объекта недвижимости, B_i – веса переменных характеристик объекта.

Простая мультипликативная модель сводится к аддитивному виду путем логарифмирования и обладает сходными недостатками. Однако она позволяет более гибко отразить зависимость стоимости от значений характеристики.

Гибридная модель является комбинацией двух вышеперечисленных видов, например:

$$Y = Z_1^{B_1} \cdot Z_2^{B_2} \cdot \dots \cdot Z_n^{B_n} (A_0 + A_1 Z_{n+1} + \dots + A_m Z_m),$$

где (Z_1, \dots, Z_m) – характеристики объекта недвижимости, A_i, B_j – веса и коэффициенты при переменных характеристиках объекта.

Такой вид модели позволяет достаточно адекватно отображать основные тенденции рынка. Однако такой вид модели значительно затрудняет калибровку коэффициентов. Обычно здесь используются итеративные методы.

Выбор того или иного вида модели определяется с точки зрения наиболее адекватного отражения реального рынка. Простые модели – аддитивная и мультипликативная – могут применяться для описания слаборазвитого рынка, где нет каких-либо нелинейных тенденций, они достаточно логичны по своей структуре и устойчивы в том смысле, что отсутствуют сильные выбросы в оценке для нестандартных объектов. Гибридная модель оптимальна для рынка с устойчивыми нелинейными тенденциями и сложными видами зависимости стоимости от факторов. К сожалению, анализировать конечную гибридную модель не так просто, как две предыдущие, особенно если задействованы сложные переменные, отражающие взаимовлияние характеристик. Другой проблемой гибридной модели является сильная зависимость конечного результата в процессе итеративной калибровки от начальных значений коэффициентов.

Метод Дж. К. Эккерта

Основные шаги по разработке модели этим методом [Eckert, 1997]:

- построение регрессионной модели без учета пространственных факторов;
- нахождение остатков модели как частного модельных и фактических значений стоимости (наличие остатков, отличных от единицы, говорит о наличии пространственных факторов, не учтенных в модели);
- определение центров локального влияния;
- учет в модели расстояний до центров локального влияния.

Согласно [Eckert, 1997], *центры локального влияния* – точечные или протяженные объекты, которые оказывают позитивное или негативное влияние на стоимость объектов недвижимости. К таким центрам могут относиться центральный деловой район города, крупные торговые центры, архитектурные ландшафты или районы, имеющие выраженную промышленную ориентацию. После того как определены центры локального влияния, находятся расстояния до этих объектов (декартовы расстояния, время в пути до центра локального влияния и т. п.). Расстояния до центров могут быть возведены в квадрат или взвешены каким-либо иным образом для формирования нелинейных параметров. Затем эти расстояния включаются в модель в качестве регрессоров.

Построение пространственных регрессионных моделей

Пространственные модели используются для описания связей между пространственными данными, которые определяются набором: {значение, координаты}. Очевидным примером такого набора является: {цена объекта, его географические координаты}.

Пространственная авторегрессионная модель первого порядка (FAR)

Самой простой авторегрессионной моделью, предназначенной для оценивания связей между группами близкорасположенных объектов по одному фактору близости (пространственная близость или близость с точки зрения времени в пути между объектами), является авторегрессион-

ная модель первого порядка, в которой в качестве регрессора выступает пространственный лаг зависимой переменной:

$$y = \rho W y + \xi,$$

$$\xi \sim N(0, \sigma^2 I_n),$$

где y – вектор зависимой переменной размерности $n \times 1$, W – стандартная пространственная матрица весов размерности $n \times n$, ρ – параметр, отвечающий за силу пространственной зависимости, ξ – вектор нормально распределенного шума.

Для оценки параметра ρ применяется метод максимального правдоподобия, так как метод наименьших квадратов дает смещенную и несостоятельную оценку.

Смешанная пространственная авторегрессионная модель (SAR)

Расширением пространственной авторегрессионной модели первого порядка является смешанная пространственная авторегрессионная модель (SAR), включающая дополнительно вектор объясняющих переменных аналогично традиционным моделям регрессионного анализа. В качестве этих переменных могут выступать: застройщик, риелтор, количество комнат в квартире, площадь кухни, общая или жилая площадь квартиры, наличие балкона, этаж, материал стен дома, наличие телефона и т. п.

SAR-модель принимает следующий вид:

$$y = \rho W y + X B + \xi,$$

$$\xi \sim N(0, \sigma^2 I_n),$$

где y – вектор зависимой переменной $n \times 1$, X – матрица размерности $n \times k$, содержащая значения объясняющих переменных, W – стандартная пространственная матрица весов размерности $n \times n$, ρ – параметр, отвечающий за силу пространственной зависимости, B – вектор размерности $k \times 1$, отражающий влияние объясняющих переменных на вариацию зависимой переменной, ξ – вектор нормально распределенного шума.

В [Anselin, 1988] для нахождения оценок параметров SAR-модели был предложен следующий алгоритм:

- находятся МНК-оценки параметра B_0 для модели $y = X B_0 + \xi_0$;
- находятся МНК-оценки параметра B_L для модели $W y = X B_L + \xi_L$;
- вычисляются остатки регрессии $\xi_0 = y - X \hat{B}_0$, $\xi_L = W y - X \hat{B}_L$;
- по вычисленным остаткам находится оценка ρ с помощью максимизации функции правдоподобия $L_C = C - \frac{n}{2} \ln \left(\frac{1}{n} \right) (e_0 - \rho e_L)' (e_0 - \rho e_L) + \ln |I - \rho W|$;
- по оценке $\hat{\rho}$, которая доставляет максимум функции правдоподобия, вычисляются оценки $\hat{B} = (\hat{B}_0 - \hat{\rho} \hat{B}_L)$ и $\hat{\sigma}_\xi^2 = \frac{1}{n} (e_0 - \hat{\rho} e_L)' (e_0 - \hat{\rho} e_L)$.

Модель с пространственной ошибкой (SEM)

В модели с пространственной ошибкой предполагается существование пространственной зависимости в остатках регрессии.

SEM-модель принимает следующий вид:

$$y = X B + u,$$

$$u = \lambda W y + \xi,$$

$$\xi \sim N(0, \sigma^2 I_n),$$

где y – вектор зависимой переменной размерности $n \times 1$, X – матрица размерности $n \times k$, содержащая значения объясняющих переменных, W – стандартная пространственная матрица весов размерности $n \times n$, λ – коэффициент, отвечающий за пространственную корреляцию ошибки, B – вектор размерности $k \times 1$, отражающий влияние объясняющих переменных на вариацию зависимой переменной, ξ – вектор нормально распределенного шума.

Построение пространственной матрицы весов

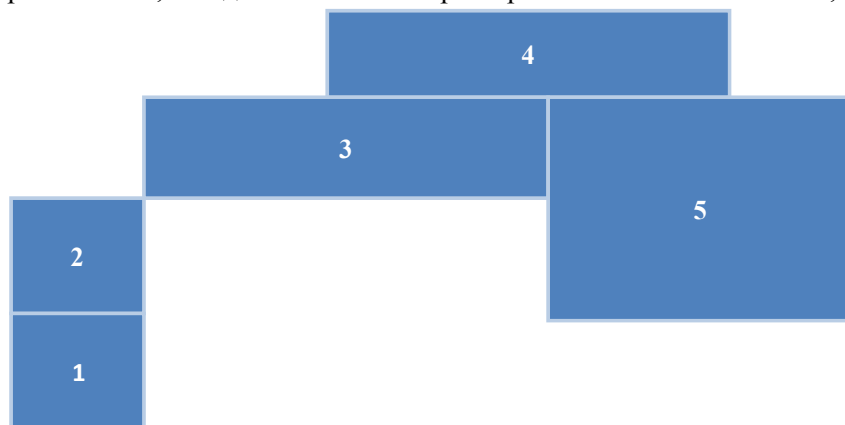
Все описанные выше методы, в основе которых лежит пространственная авторегрессия, подразумевают вычисление в явном виде зависимости каждого наблюдения от всех остальных. При наличии n наблюдений имеется n^2 потенциальных отношений.

Пространственной матрицей весов называется матрица с заданной количественной мерой (метрикой), строящаяся по следующему правилу:

$$W_{i,j} = \begin{cases} 1, & \text{объекты } i \text{ и } j \text{ смежны в некотором смысле,} \\ 0, & \text{объекты } i \text{ и } j \text{ не смежны в этом же смысле.} \end{cases}$$

Очевидно, что матрица W симметрична и обладает нулевой главной диагональю.

Рассмотрим пример построения пространственной матрицы весов: на фигуре ниже показаны пять объектов согласно их географическому расположению в пространстве. Мы хотим построить матрицу размерности 5×5 , каждый элемент которой принимает значение либо 0, либо 1.



Существует огромное множество способов определения метрики в пространстве, ниже будут изложены лишь некоторые популярные варианты определения метрики.

- **Линейная**
 $W_{i,j} = 1$ для объектов, имеющих общую границу либо слева, либо справа. В вышеописанном примере, $W_{3,5} = 1$ и $W_{5,3} = 1$. Остальные элементы матрицы W равны 0.
- **Ладейная**
 $W_{i,j} = 1$ для объектов, имеющих общую границу слева, справа, снизу или сверху. В нашем примере, $W_{3,4} = 1$, $W_{3,5} = 1$, $W_{1,2} = 1$, $W_{4,3} = 1$, $W_{5,3} = 1$, $W_{2,1} = 1$. Остальные элементы матрицы W равны 0.
- **Слоновая**
 $W_{i,j} = 1$ для объектов, имеющих общую вершину. В нашем примере, $W_{1,2} = 1$, $W_{2,1} = 1$. Остальные элементы матрицы W равны 0.

Стандартная пространственная матрица весов – пространственная матрица весов, нормированная по сумме в строке. Таким образом, основные свойства стандартной пространственной матрицы весов:

1) нулевая главная диагональ;

2) $\sum_j W_{i,j} = 1 \forall i$.

Результаты эксперимента

Описанные выше типы моделей были применены к данным рынка недвижимости Москвы (продажа новостроек). Исходная выборка подверглась проверке на полноту и репрезентативность входящих в нее наблюдений и предварительному статистическому анализу. Из нее были выделены обучающая выборка, на объектах которой строились модели, и контрольная выборка, на объектах которой проверялось качество оценки построенных моделей. Обучающая выборка состояла из 1190 объектов, контрольная – из 493 объектов.

Проведено сравнение пяти методов построения моделей массовой оценки стоимости объектов недвижимости:

- стандартная регрессионная модель;
- метод Дж. К. Эккерта;
- FAR-модель;
- SAR-модель;
- SEM-модель.

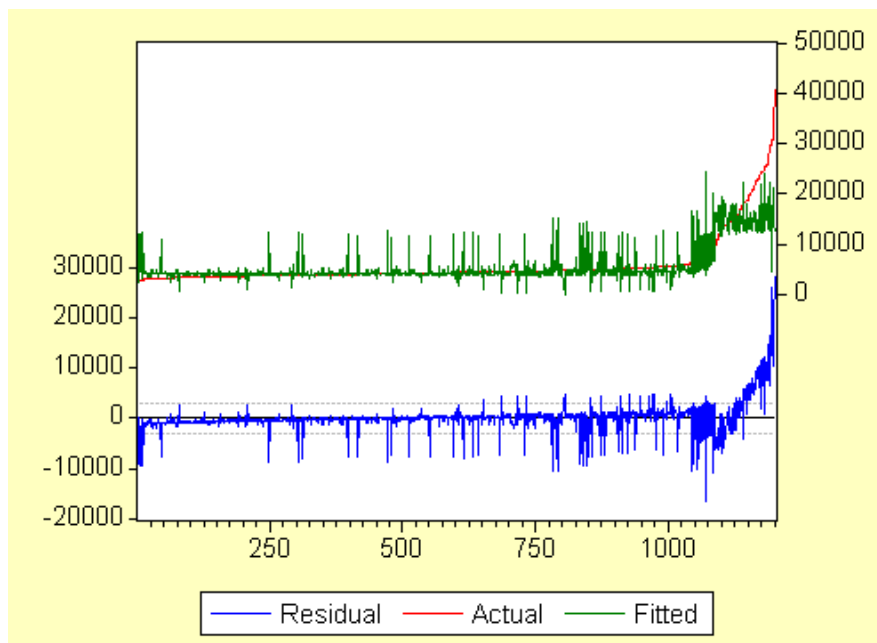
Во всех моделях в качестве регрессоров рассматривались риелторские компании, количество комнат в квартире и площадь квартиры.

Стандартная регрессионная модель

Модель, полученная методом стандартной регрессии, следующая:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INCOM	3920.795	339.1679	11.56004	0.0000
MIAN	10931.14	388.2435	28.15538	0.0000
DSK_1	2934.696	873.1162	3.361175	0.0008
PROJECTSERVICE	3736.104	310.7261	12.02379	0.0000
CROST	5165.372	742.0325	6.961114	0.0000
SU_155	3368.985	625.9415	5.382268	0.0000
MIEL	3051.629	254.4009	11.99536	0.0000
ROOMS	-748.0504	105.1860	-7.111693	0.0000
FLOOR	2027.400	763.4882	2.655444	0.0080
SQUARE	29.13051	2.320273	12.55478	0.0000
R-squared	0.579901	Mean dependent var	5836.182	
Adjusted R-squared	0.576724	S. D. dependent var	4779.028	
S.E. of regression	3109.221	Akaike info criterion	18.93043	
Sum squared resid	1.15E+10	Schwarz criterion	18.97285	
Log likelihood	-11348.26	Durbin-Watson stat	0.959971	

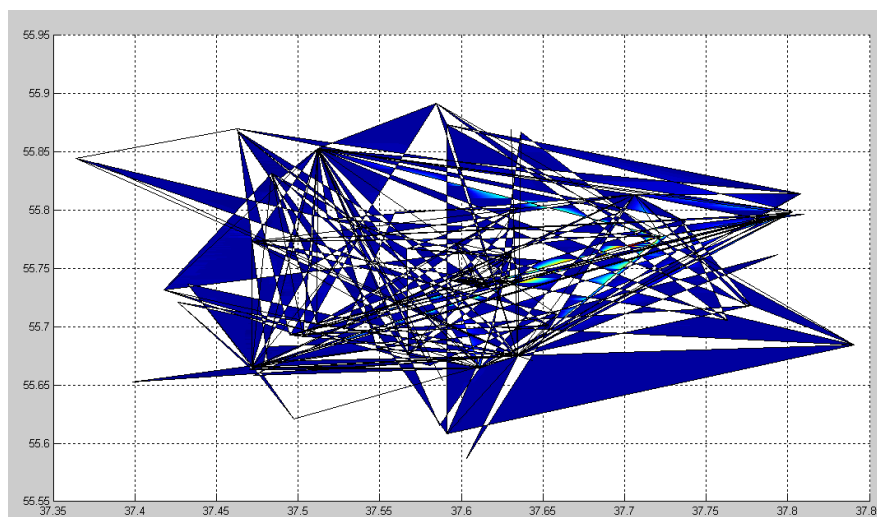
Графически результат можно представить следующим образом:



Метод Дж. К. Эккерта

Для построения этой модели были рассмотрены остатки регрессионной модели. Наличие остатков, отличных от единицы, показало то, что в модели не учтены пространственные характеристики, которые влияют на качество модели.

Далее была построена поверхность отклика, показывающая зависимости остатков модели от координат объектов:



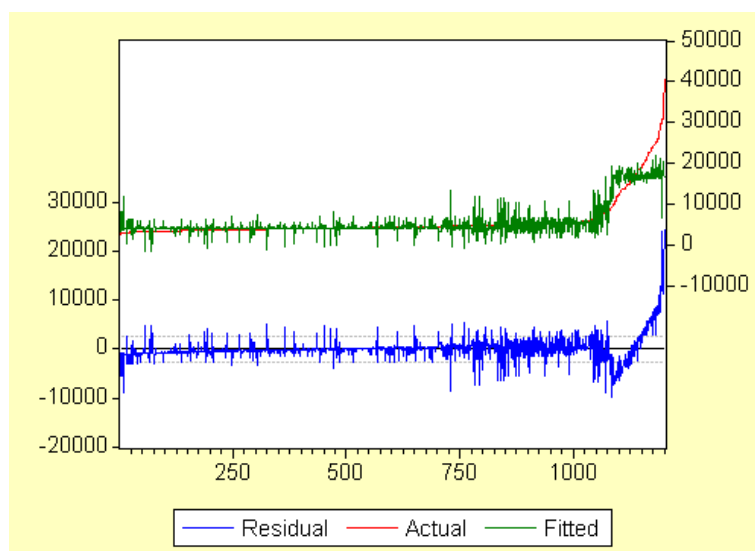
Было определено три локальных центра влияния, около которых концентрируются объекты с остатками, наиболее отличными от единицы.

И в модель в качестве регрессоров были включены расстояния от объектов обучающей выборки до локальных центров, рассчитанные как декартово расстояние (корень квадратный из суммы квадратов разностей координат).

Полученная модель:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INCOM	-72.79010	498.0099	-0.146162	0.8838
MIAN	3564.636	544.3146	6.548853	0.0000
DSK_1	-2147.124	815.9430	-2.631464	0.0086
PROJECTSERVICE	-2275.985	538.2034	-4.228856	0.0000
CROST	-1661.952	782.6993	-2.123360	0.0339
SU_155	-3464.677	675.6720	-5.127749	0.0000
MIEL	-3334.132	452.4481	-7.369093	0.0000
ROOMS	-380.5294	89.74244	-4.240239	0.0000
FLOOR	-400.4125	698.6264	-0.573143	0.5667
SQUARE	14.88608	2.012935	7.395214	0.0000
DIST1	-6.037275	0.264625	-22.81449	0.0000
DIST2	2.877648	0.137816	20.88033	0.0000
DIST3	1.694524	0.141654	11.96243	0.0000
R-squared	0.714675	Mean dependent var	5836.182	
Adjusted R-squared	0.711791	S. D. dependent var	4779.028	
S.E. of regression	2565.626	Akaike info criterion	18.54857	
Sum squared resid	7.81E+09	Schwarz criterion	18.60371	
Log likelihood	-11116.14	Durbin-Watson stat	0.868355	

И графически:



Как видно из результатов эксперимента, у модели, построенной методом Дж. К. Эккерта, увеличилось значение R-squared, увеличилось значение функция правдоподобия модели, незначительно снизились значения критериев Акаике и Шварца, что говорит об улучшении качества модели.

Следующим этапом было построение стандартной пространственной матрицы весов для объектов обучающей выборки. Для построения моделей FAR, SAR и SEM был применен спе-

циализированный тулбокс в MATLAB, на вход которому подавалась стандартная пространственная матрица весов и остальные регрессоры.

Характеристики полученных моделей представлены в приложении 1. По значению показателя r^2 определяется сильная пространственная зависимость. Как видно, R-squared FAR-модели и SEM-модели соизмерим со значением R-squared предыдущих двух методов. Это дает нам повод сравнить значения сумм квадратов отклонений модельных и рыночных значений стоимости для объектов контрольной выборки. Результаты проверки моделей на контрольной выборке были получены следующим образом:

- 1) для каждого объекта контрольной выборки проводилась модельная оценка стоимости:
 - a) строилась пространственная матрица весов для объектов обучающей и контрольной выборок (объекты контрольной выборки занимали места в векторах координат с 1191 до 1683);
 - b) полученная матрица подавалась на вход в соответствующую модель;
 - c) искомые оценки стоимости содержались в результате работы модели с 1191 по 1683 позицию;
- 2) вычислялась сумма квадратов отклонений модельных и рыночных оценок стоимости.

Сравнение моделей по сумме квадратов отклонений модельных и рыночных значений стоимости показало результат для FAR-модели существенно лучший, чем для стандартной регрессии и метода Дж. К. Эккерта (2931828224, 441978000000 и 2266000000000 соответственно).

Текущие результаты позволяют сделать вывод о том, что пространственные регрессионные модели дают результат, соизмеримый с достаточно качественным и трудоемким методом Дж. К. Эккерта. Но они позволяют получить этот результат с гораздо меньшей трудоемкостью и без привлечения людей, обладающих экспертным знанием в области оценки стоимости объектов недвижимости.

В дальнейшем планируется улучшить качество построенных моделей массовой оценки за счет:

- применения различных методов расчета расстояний;
- увеличения количества непространственных регрессоров;
- применения различных методов оценки модельных коэффициентов.

Заключение

В статье были рассмотрены основные подходы к построению массовой оценки эконометрическими методами и проведен анализ их эффективности на рыночных данных. На основании результатов анализа был выбран минимально трудозатратный подход, дающий качественные оценки стоимости объектов московского рынка недвижимости.

Практическая значимость работы заключается в том, что ее результаты могут быть использованы аналитиками рынка недвижимости для построения моделей массовой оценки стоимости объектов жилой недвижимости и дальнейшего применения этих моделей для целей налогообложения.

Приложение 1. Характеристики пространственных регрессионных моделей

FAR-модель

- miter: 18
- rho: 0.9690
- yhat: [1200x1 double]
- resid: [1200x1 double]
- sige: 9.4805e+006
- lik: -2.3551e+004
- tstat: 178.7085
- pstd: 0.0054
- **rsqr: 0.5846**
- lndet: [2001x2 double]
- meth: 'far'
- y: [1200x1 double]
- nobs: 1200
- nvar: 1
- order: 50
- iter: 30
- rmax: 1
- rmin: -1
- lflag: 1

SAR-модель

- ndraw: 1000
- cflag: 0
- p: 1
- time2: 0
- time1: 4.7340
- iter: 15
- beta: 12.1877
- rho: 0.8030
- sige: 8.9294e+006
- yhat: [1200x1 double]
- resid: [1200x1 double]
- lik: -1.0898e+004
- tstat: [2x1 double]
- bstd: 1.2438
- pstd: 0.0220
- time3: 0.3590
- time5: 3.0470
- **rsqr: 0.3188**
- meth: 'sar'
- y: [1200x1 double]
- total: [1000x1x101 double]

SEM-модель

- cflag: 0
- p: 1
- y: [1200x1 double]
- nobs: 1200
- nvar: 1
- rmin: -0.9900
- rmax: 0.9900
- lflag: 1
- miter: 30
- order: 50
- iter: 0
- beta: 19.1343
- rho: 0.9510
- yhat: [1200x1 double]
- resid: [1200x1 double]
- sige: 8.6295e+006
- lik: -1.0888e+004
- tstat: [2x1 double]
- **rsqr: 0.6218**

Список литературы

Кочетков Ю., Калинина Н., Овсянников В. Массовая оценка недвижимости. Центр анализа рынков недвижимости, 2003.

Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.

Cliff A., Ord J. Spatial Autocorrelation. Pion, London, 1973.

Eckert Joseph K. Организация оценки и налогообложения недвижимости. Пер. с англ. – М.: Академия оценки СТАР ИНТЕР, 1997.

Paelinck J., Klaassen L. Spatial econometrics. Saxon House, Farnborough, 1979.