

**Н. В. Мамонова**

*Байкальский государственный университет  
экономики и права,  
г. Иркутск, Российская Федерация*

**Е. Н. Александрова**

*Байкальский государственный университет  
экономики и права,  
г. Иркутск, Российская Федерация*

## ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ РЫНКА НЕДВИЖИМОСТИ В ГОРОДЕ ИРКУТСКЕ

**Аннотация.** Статья посвящена исследованию рынка недвижимости за 2011 и 2012 гг. в г. Иркутске. Рассматривается проблема, связанная с высоким потребительским спросом на жилье, который меняется в зависимости от складывающейся политической и экономической ситуации в стране. Проведено эконометрическое исследование; построены регрессионные модели зависимости стоимости квартир от общей площади жилья по разным районам г. Иркутска; получены доверительные интервалы для параметров модели, которые гарантировали бы возможные рамки ценовой политики на жилье с надежностью в 95 %. Представлены результаты, имеющие теоретическое и прикладное значение в плане приложения эконометрических методов анализа экономики. При этом главный результат — это обоснование качества построенных моделей и возможность их дальнейшего прогноза.

**Ключевые слова.** Рынок недвижимости; эконометрический анализ; верификация модели; проверка статистических гипотез.

**Информация о статье.** Дата поступления 20 февраля 2015 г.; дата принятия к печати 27 февраля 2015 г.; дата онлайн-размещения 5 мая 2015 г.

**N. V. Mamonova**

*Baikal State University of Economics and Law,  
Irkutsk, Russian Federation*

**Ye. N. Aleksandrova**

*Baikal State University of Economics and Law,  
Irkutsk, Russian Federation*

## ECONOMETRIC RESEARCH OF REAL ESTATE MARKET IN IRKUTSK

**Abstract.** The article is devoted to research of real estate market over the period of 2011 and 2012 in Irkutsk. It considers the problem connected with high consumer demand for housing which changes depending on the political and economic situation being built in the country. An econometric research is carried out; regressive models are built up for dependence of apartment's cost on living floor area in various districts of Irkutsk; confidential material is gained for a model parameters that would guarantee possible lines of the price policy in regard to housing with reliability of 95 %. The article presents the results that have theoretical and applied significance in terms of using the econometric methods of economic analysis. At that, the main result is substantiation of the built models quality and possibility of their further forecasting.

**Keywords.** Real estate market; econometric analysis; verification of the model; testing of hypothesis.

**Article info.** Received February 20, 2015; accepted February 27, 2015; available online May 5, 2015.

В конце XX в. в результате проведенных реформ и восстановления рыночных отношений в России начал формироваться рынок недвижимости [1–12].

Современный рынок недвижимости начал свой старт с бурного развития рынка жилья. Его начало было положено в 1990 г. первыми легальными сделками по продаже и покупке квартир в г. Москве. В других городах он зародился с началом либерализации экономики (1992). За последние годы рынок жилья проделал беспрецедентно большой путь становления и развития в трудных условиях перехода от централизованной к рыночной экономике<sup>1</sup>.

Социальная составляющая жилищной проблемы обеспечила высокий потребительский спрос на жилье, который колебался в зависимости от складывающейся политической и экономической ситуации в стране. В данной статье проводится эконометрический анализ рынка недвижимости в Иркутске за последние годы.

Актуальность исследования вытекает из необходимости формализации существующих критериев оценки стоимости продаваемых квартир, так как часто на практике нет четко обоснованных критериев и моделей для ее определения. При этом рынок недвижимости — наиболее обсуждаемая тема в настоящее время, так как цены на недвижимость постоянно меняются [10–11].

Например, проанализировав стоимость 1 м<sup>2</sup> жилья в г. Иркутске за 2010–2014 гг., получили, что в указанный период средняя стоимость 1 м<sup>2</sup> выросла на 29,9 % (рис. 1). В январе 2010 г. средняя цена 1 м<sup>2</sup> составляла 41 730,35 р., а в декабре 2014 г. — 59 537,26 р. Нетрудно заметить, что за 4 года цена 1 м<sup>2</sup> увеличилась в среднем на 17 806,91 р. Таким образом, анализ формирования цены квартиры под влиянием различных факторов является актуальной задачей.

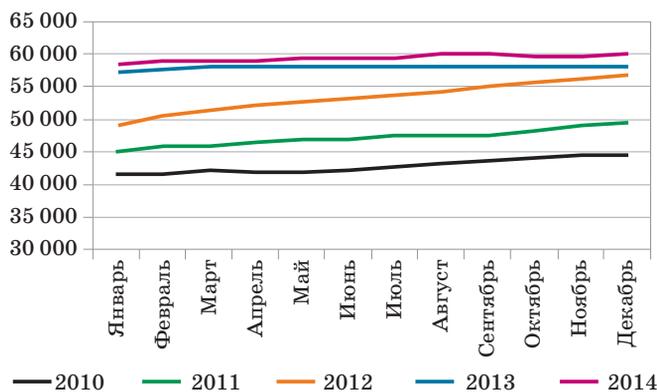


Рис. 1. Рост цен на недвижимость в г. Иркутске за 2010–2014 гг., тыс. р.

Для проведения статистического анализа и моделирования рынка вторичных однокомнатных, двухкомнатных, трехкомнатных и четырехкомнатных квартир каждого района г. Иркутска на основе объявлений о продаже квартир<sup>2</sup> была построена выборка, содержащая 226 наблюдений за 2011 и 2012 гг. Изучив объявления и предметную область, можно сказать, что целесообразно проводить оценку продажной стоимости квартиры по наиболее значимому фактору — общей площади квартиры.

Введем основные обозначения:

- зависимая переменная  $y$  — оценка продажной стоимости квартиры, тыс. р.;
- независимая переменная  $x$  — фактор, от которого, предположительно, зависит цена оцениваемой квартиры — общая площадь, м<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> Недвижимость Иркутска. URL : <http://www.realtyvision.ru>.

<sup>2</sup> Недвижимость города Иркутска. URL : <http://www.dom-irk.ru>.

Для описания модели зависимости продажной цены квартиры от указанного фактора выбрана модель регрессионного уравнения, в частности, модель парной регрессии.

В работе будем рассматривать следующую линейную регрессионную модель:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

где  $\beta_0$  и  $\beta_1$  — неизвестные параметры модели;  $\varepsilon_i$  — случайная величина, описывающая неучтенные в модели ошибки  $i = 1, n$  [5; 7].

По данным 2011 г. с помощью пакета Excel составляем диаграмму рассеяния (рис. 2), где ромбы представляют собой точки, абсцисса которых — общая площадь квартиры, ордината — ее цена. Прямая линия на рисунке является искомой линейной моделью зависимости стоимости квартиры от общей площади.

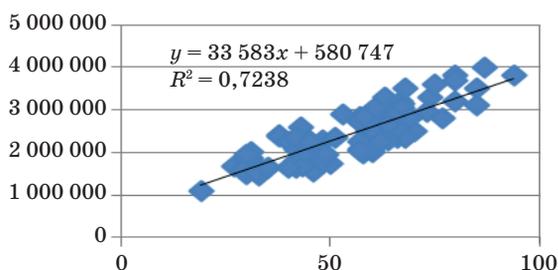


Рис. 2. Поле корреляции стоимости разных квартир за 2011 г.

Оцененная модель (1) имеет следующий вид:

$$\hat{y} = 33\,582x + 580\,747, \quad (2)$$

где  $\beta_0$  и  $\beta_1$  найдены при помощи метода наименьших квадратов.

Коэффициент регрессии  $\beta_1$  показывает, что если общая площадь квартиры увеличится на  $1 \text{ м}^2$  от своей средней площади, то цена квартиры возрастает в среднем приблизительно на 33 582 р.

Аналогично была построена диаграмма рассеивания по данным за 2012 г. (рис. 3).

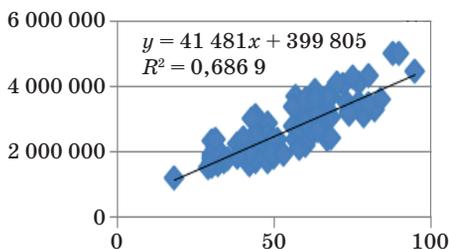


Рис. 3. Диаграмма рассеивания за 2012 г.

Модель зависимости цены квартиры от ее общей площади:

$$\hat{y} = 41\,481x + 399\,805. \quad (3)$$

В 2012 г. при увеличении общей площади квартиры на  $1 \text{ м}^2$  цена квартиры возрастает в среднем на 41 481 р.

Качество модели описываем коэффициентом детерминации: в 2011 г.  $R^2 = 0,723\,8$ ; в 2012 г.  $R^2 = 0,686\,9$ . В нашем исследовании он позволяет сделать вывод о том, что вариация общей площади квартиры в 2011 г. на 72 % объясняет вариацию ее цены, а оставшиеся 28 % приходятся на другие неучтенные факторы. Изменение цены квартиры в 2012 г. на 69 % зависит от общей площади квартиры (табл. 1).

## Регрессионная статистика моделей за 2011 и 2012 гг.

Показатель	2011	2012
Множественный $R$	0,85 076 372	0,828 805 648
$R$ -квадрат	0,72 379 891	0,686 918 802
Нормированный $R$ -квадрат	0,72 131 061	0,684 098 251
Стандартная ошибка	77,374	7,8 956
Наблюдения	113	113

Как показало исследование, и в 2011, и в 2012 гг. общая площадь квартиры  $x$  является основным значимым фактором в формировании цены на недвижимость.

Проверим статистическую значимость рассматриваемых моделей в целом дисперсионным анализом в регрессии (табл. 2). Значение  $F = 290,88$  достаточно велико, чтобы отказаться от основного предположения о незначимости модели в целом. Таким образом, модель (2) верифицирована и ее можно использовать для дальнейшего прогноза. Значение  $F_{\text{факт}} = 243,54$  превышает табличное значение, что говорит о надежности уравнения при уровне значимости  $\alpha = 0,05$ . Таким образом, модель (3) также пригодна для дальнейших прогнозов. Согласно критерию Фишера полученные модели являются статистически значимыми на 5% -ном уровне значимости.

Таблица 2

## Регрессионная статистика моделей дисперсионным анализом за 2011 и 2012 гг.

Год	Параметры	$df$	$SS$	$MS$	$F$	Значимость $F$
2011	Регрессия		2,96E + 13	2,96E + 13	290,8 811	8,61 085E – 33
	Остаток	11	1,13E + 13	1,02E + 11		
	<i>Итого</i>	12	4,09E + 13			
2012	Регрессия		4,91E + 13	4,91E + 13	243,5 406	9,26 992E – 30
	Остаток	11	2,24E + 13	2,02E + 11		
	<i>Итого</i>	12	7,15E + 13			

По аналогичной схеме на основе  $t$ -статистик в модели (2) проверяется гипотеза о статистической значимости коэффициентов регрессии (табл. 3):  $t$ -статистика для  $y = 5,33507$ , а для  $x = 17,0552$ . Сравнивая эти значения с табличным значением критерия Стьюдента ( $t_{\text{табл}} = 1,98$ ), получаем, что основное предположение о незначимости коэффициентов регрессии следует отклонить, т. е. все коэффициенты уравнения регрессии статистически значимы.

Таблица 3

## Статистическая значимость коэффициентов регрессии за 2011 г.

Коэффициент	Значение	Стандартная ошибка	$t$ -статистика	$P$ -значение
$\beta_0$	580 746,7 723	108 854,5 629	5,335 070 544	5,09 862E – 07
$\beta_1$	33 582,4 032	1 969,037 636	17,05 523 682	8,61 085E – 33

Доверительные интервалы для параметров модели (2):

$$365\,214,74 < \beta_0 < 796\,278,8;$$

$$29\,683,701 < \beta_1 < 37\,481,099.$$

Данные интервалы не содержат нулевые значения, поэтому с надежностью 95 % можно гарантировать диапазон изменения цен на квартиры. Если общая площадь квартиры увеличится в среднем на  $1\text{ м}^2$ , то диапазон изменения цены на нее будет в пределах от 29 683 до 37 481 р.

Аналогично проводим исследование для модели (3). Из полученных результатов (табл. 4) можно сделать вывод: основное предположение о незначи-

мости параметров отвергается, параметры  $\beta_0$  и  $\beta_1$  являются значимыми и статистически надежными.

Таблица 4

**Статистическая значимость коэффициентов регрессии за 2012 г.**

Коэффициент	Значение	Стандартная ошибка	t-статистика	P-значение
$\beta_0$	399 804,8 822	149 835,1 705	2,668 297 976	0,008 765 774
$\beta_1$	41 481,15 001	2 658,061 899	15,60 578 782	9,26 992E – 30

Доверительные интервалы параметров модели (3):

$$103\ 131,24 < \beta_0 < 696\ 478,52;$$

$$36\ 218,19 < \beta_1 < 46\ 744,11.$$

Все параметры моделей являются статистически значимыми на 95% -ном уровне надежности. Если общая площадь квартиры увеличится в среднем на 1 м<sup>2</sup>, то диапазон изменения цены на нее будет в пределах от 36 218 до 46 744 р.

Одна из важнейших предпосылок, лежащая в основе линейной модели — это наличие однородности наблюдений, т. е. дисперсия случайных составляющих  $\epsilon_i$  должна быть постоянной величиной и не зависеть от номера наблюдений. Такое явление в эконометрике носит название гомоскедастичности. Проверим случайную составляющую модели (2) на гомоскедастичность с помощью теста Уайта (табл. 5).

Таблица 5

**Тест Уайта для модели (2)**

Параметр	Значение	Вероятность	
		Значение	Значение
F-statistic	3,314 500	Probability	0,015 707
Obs*R-squared	8,219 550	Probability	0,016 411

По результатам теста Уайта подтверждается гипотеза о наличии гомоскедастичности. Таким образом, можно сделать вывод, что модель (2) адекватна и пригодна для дальнейшего прогноза.

На рис. 4 значения по оси  $y$  представляют собой функциональное преобразование кривой нормального распределения в прямую. Если наблюдаемые значения, представленные на оси  $x$ , распределяются по нормальному закону, то все значения попадают на прямую линию на графике. В представленном графике значения расположены достаточно близко к линии, следовательно, можно сделать предположение об их нормальном распределении.

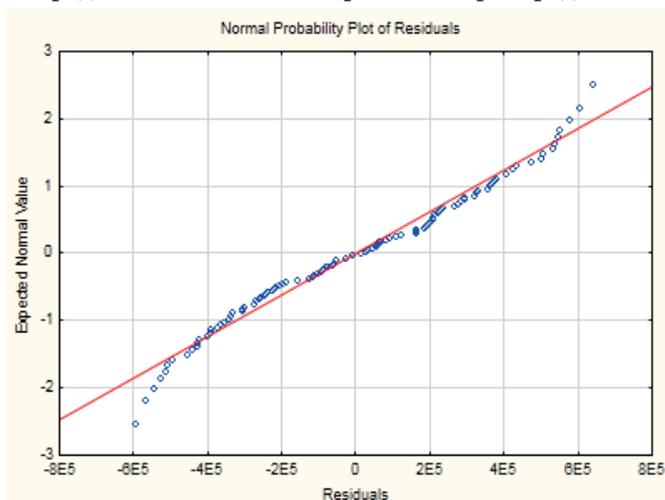


Рис. 4. Распределение случайной составляющей для модели (2)

Проверим случайную составляющую модели (3) на гомоскедастичность с помощью теста Уайта (табл. 6).

Таблица 6

**Тест Уайта для модели (3)**

Параметр	Значение	Вероятность	Значение
<i>F</i> -statistic	3,352 653	Probability	0,015 161
<i>Obs</i> * <i>R</i> -squared	8,286 905	Probability	0,015 868

По результатам теста Уайта гипотеза о наличии гомоскедастичности не отвергается. Таким образом, можно сделать вывод, что модель (3) также адекватна и пригодна для дальнейшего прогноза. График распределения случайной составляющей (рис. 5) также приближен к нормальному распределению. Оценки параметров регрессии являются наилучшими несмещенными оценками по методу наименьших квадратов.

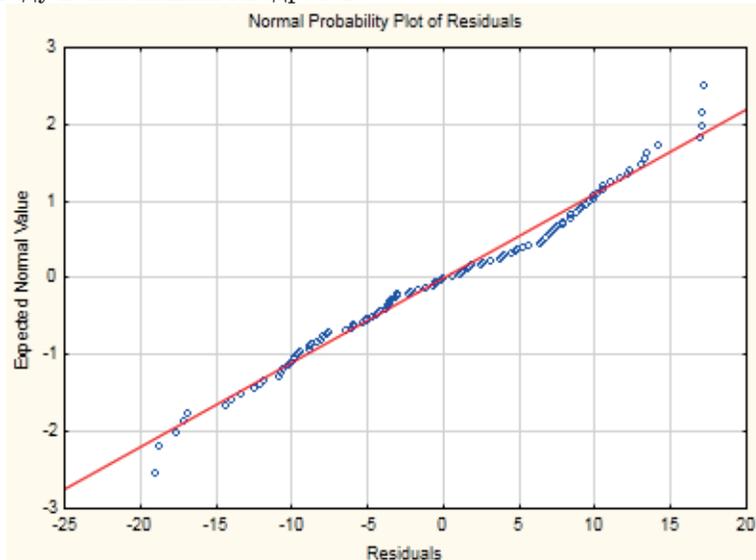


Рис. 5. Распределение случайной составляющей для модели (3)

Построим модели зависимости цены квартиры от общей площади по каждому из районов г. Иркутска по данным за 2011 г. (табл. 7).

Таблица 7

**Средняя стоимость 1 м<sup>2</sup> квартиры в г. Иркутске за 2011 г.**

Район	Коэффициент	Средняя цена, тыс. р.	<i>R</i> <sup>2</sup>
Куйбышевский	42 831	43,172	0,6 907
Ленинский	35 354	40,307	0,6 691
Свердловский	31 229	45,542	0,7 518
Октябрьский	40 111	48,433	0,9 074
Кировский	59 433	53,501	0,7 214

Следует сделать вывод, что для Октябрьского района в 2011 г. изменение общей площади квартиры на 91 % объясняет изменение ее цены и всего 9 % приходится на другие факторы. Для Свердловского и Кировского районов коэффициенты детерминации почти одинаковы, в Свердловском 25 % приходится на неучтенные факторы, а в Кировском — 28 %. В Ленинском районе 33 % варьирования цены приходится на неучтенные в модели факторы.

Таким же образом были построены модели для 2012 г. (табл. 8).

Таблица 8

Средняя стоимость 1 м<sup>2</sup> квартиры в г. Иркутске за 2012 г.

Район	Коэффициент	Средняя цена, тыс. р.	R <sup>2</sup>
Куйбышевский	33 528	46 363	0,582
Ленинский	32 782	43 297	0,768
Свердловский	36 738	48 626	0,804
Октябрьский	36 738	51 677	0,883
Кировский	59 752	55 921	0,738

Из полученных данных можно сделать выводы, что для Октябрьского района в 2012 г. изменение общей площади квартиры на 88 % объясняет изменение ее цены и всего 12 % на другие факторы. Для Свердловского района коэффициент детерминации равен 80 %, а для Кировского и Ленинского районов коэффициенты детерминации почти одинаковы, в Кировском 26 % приходится на неучтенные факторы, а в Ленинском — 23 %. В Куйбышевском районе коэффициент детерминации самый наименьший — 42 % варьирования цены приходится на неучтенные в модели факторы.

При сравнении результатов за 2011 и 2012 гг. все данные можно разделить на 2 группы (табл. 9). В первую группу входят Ленинский, Свердловский и Кировский районы. В моделях 2012 г. коэффициент детерминации возрастает по сравнению с 2011 г., что свидетельствует о том, что общая площадь квартиры с течением времени стала более значимым фактором в формировании ее цены. В Куйбышевском и Октябрьском районах на цену квартиры большим образом стали влиять и другие факторы, но в целом по городу ситуация осталась практически неизменной.

Таблица 9

Сравнение моделей по данным 2011 и 2012 гг.

Модели по районам	2011	2012
Ленинский	$y = 35\,354x + 20\,617$ $R^2 = 0,669$	$y = 32\,782x + 44\,815$ $R^2 = 0,768$
Свердловский	$y = 31\,229x + 70\,494$ $R^2 = 0,751$	$y = 36\,738x + 59\,913$ $R^2 = 0,804$
Кировский	$y = 59\,433x - 99\,759$ $R^2 = 0,721$	$y = 59\,752x + 36\,380$ $R^2 = 0,738$
Куйбышевский	$y = 42\,831x + 90\,139$ $R^2 = 0,690$	$y = 33\,528x + 75\,796$ $R^2 = 0,582$
Октябрьский	$y = 40\,111x + 46\,717$ $R^2 = 0,907$	$y = 45\,171x + 48\,330$ $R^2 = 0,883$
Общая модель	$y = 33\,582x + 580\,747$ $R^2 = 0,724$	$y = 41\,481x + 399\,805$ $R^2 = 0,687$

Рассмотрим на примере Свердловского района сравнение коэффициента  $\beta_1$  в моделях (2) и (3), изменение коэффициента детерминации и среднюю стоимость 1 м<sup>2</sup> за 2011 и за 2012 гг. (рис. 6–7).

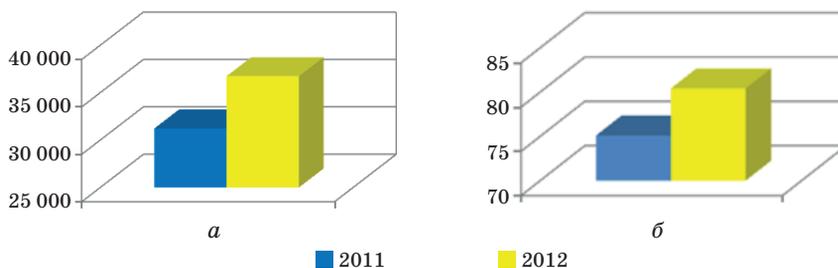


Рис. 6. Диаграмма сравнения коэффициентов  $\beta_1$  в моделях (2) и (3) по Свердловскому району в 2011 и 2012 гг.: а —  $\beta_1$ ; б —  $R^2$

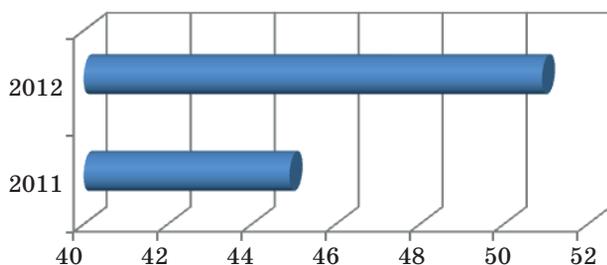


Рис. 7. Диаграмма сравнения стоимости 1 м<sup>2</sup> квартиры в Свердловском районе г. Иркутска за 2011 и 2012 гг., тыс. р.

Таким образом, проведенные расчеты показали, что коэффициент регрессии  $\beta_1$  и коэффициент детерминации  $R^2$  по Свердловскому району значительно увеличиваются. Это означает, что при увеличении коэффициента наблюдается рост зависимости цены от общей площади квартиры. При этом изменение средней стоимости 1 м<sup>2</sup> составляет 12 %.

#### Список использованной литературы

1. Айвазян С. А. Основы эконометрики / С. А. Айвазян, В. С. Мхитарян. — М. : Юнити-Дана, 2001. — 432 с.
2. Бывшев В. А. Эконометрика : учеб. пособие / В. А. Бывшев. — М. : Финансы и статистика, 2008. — 478 с.
3. Гладилин А. В. Эконометрика : учеб. пособие для вузов / А. В. Гладилин, А. Н. Герасимов, Е. И. Громов. — 2-е изд., стер. — М. : Кнорус, 2009. — 227 с.
4. Доугерти К. Введение в эконометрику : учеб. для вузов / К. Доугерти ; пер. с англ. Е. Н. Лукаш [и др.]. — М. : Изд-во МГУ : Инфра-М, 2001. — 402 с.
5. Ежова Л. Н. Теория вероятностей и математическая статистика : учеб. пособие / Л. Н. Ежова. — Иркутск : Изд-во ИГЭА, 2000. — 198 с.
6. Кремер Н. Ш. Теория вероятностей и математическая статистика : учебник / Н. Ш. Кремер. — М. : Юнити-Дана, 2000. — 543 с.
7. Математическая статистика : учеб. пособие / Л. Н. Ежова, О. В. Леонова, С. И. Никулина, Н. В. Мамонова. — Иркутск : Изд-во БГУЭП, 2009. — 114 с.
8. Ниворожкина Л. И. Основы статистики с элементами теории вероятностей для экономистов: руководство к решению задач / Л. И. Ниворожкина, З. А. Морозова. — Ростов н/Д. : Феникс, 1999. — 320 с.
9. Ратникова Т. А. Введение в эконометрический анализ панельных данных / Т. А. Ратникова, Е. Е. Гавриленко // Эконометрический журнал НИУ ВШЭ. — 2006. — № 3. — С. 492–519.
10. Теория вероятностей : сб. задач и упражнений / Л. Н. Ежова, Р. З. Абдуллин, О. В. Леонова, С. И. Никулина, Н. В. Мамонова. — 3-е изд., испр. и доп. — Иркутск : Изд-во БГУЭП, 2006. — 117 с.
11. Эконометрика / И. И. Елисеева, С. В. Курышева, Т. В. Костеева [и др.] ; под ред. И. И. Елисеевой. — 2-е изд., перераб. и доп. — М. : Финансы и статистика, 2007. — 576 с.
12. Яновский Л. П. Введение в эконометрику : учеб. пособие для вузов / Л. П. Яновский, А. Г. Буховец ; под ред. Л. П. Яновского. — М. : КноРус, 2009. — 255 с.

#### References

1. Aivazyan S. A., Mkhitarayan V. S. *Osnovy ekonometriki* [Basics of Econometrics]. Moscow, YUNITI-DANA Publ., 2001. 432 p.
2. Byvshev V. A. *Ekonometrika* [Econometrics]. Moscow, Finansy i statistika Publ., 2008. 478 p.
3. Gladilin A. V., Gerasimov A. N., Gromov E. I. *Ekonometrika* [Econometrics]. 2<sup>nd</sup>. Moscow, Knorus Publ., 2009. 227 p.
4. Dougerti K. *Vvedenie v ekonometriku* [Introduction into Econometrics]. Moscow, Moscow State University, INFRA-M Publ., 2001. 402 p.

5. Ezhova L. N. *Teoriya veroyatnostei* [Probability theory]. Irkutsk State Academy of Economics Publ., 2000. 198 p.
6. Kremer N. Sh. *Teoriya veroyatnostei i matematicheskaya statistika* [Probability theory and mathematical statistics]. Moscow, YuNITI-DANA Publ., 2000. 543 p.
7. Ezhova L. N., Leonova O. V., Nikulina S. I., Mamonova N. V. *Matematicheskaya statistika* [Mathematical statistics]. Irkutsk, Baikal State University of Economics and Law Publ., 2009. 114 p.
8. Nivorozhkina L. I., Morozova Z. A. *Osnovy statistiki s elementami teorii veroyatnostei dlya ekonomistov: rukovodstvo k resheniyu zadach* [Basics of statistics with elements of probability theory for economists: a guide to problem solution]. Rostov-on-Don, Feniks Publ., 1999. 320 p.
9. Ratnikova T. A., Gavrilenko E. E. Introduction into econometric analysis of panel data. *Ekonomicheskii zhurnal NIU VShE = Econometric Journal of NRU of HSE*, 2006, no 3, pp. 492–519.
10. Ezhova L. N., Leonova O. V., Nikulina S. I., Mamonova N. V. *Teoriya veroyatnostei. Sbornik zadach i uprazhnenii* [Probability theory. Problem and exercise book]. 3<sup>rd</sup>. Irkutsk, Baikal State University of Economics and Law Publ., 2006. 117 p.
11. Eliseeva I. I., Kuryshcheva S. V., Kosteeva T. V., et. al. *Ekonometrika* [Econometrics]. 2<sup>nd</sup>. Moscow, Finansy i statistika Publ., 2007. 576 p.
12. Yanovskii L. P., Bukhovets A. G. *Vvedenie v ekonometriku* [Introduction into Econometrics]. Moscow, Knorus Publ., 2009. 255 p.

### Информация об авторах

*Мамонова Наталья Вячеславовна* — кандидат физико-математических наук, доцент, кафедра математики, эконометрики и статистики, Байкальский государственный университет экономики и права, 664003, г. Иркутск, ул. Ленина, 11, e-mail: naamm@mail.ru.

*Александрова Екатерина Николаевна* — студент магистратуры по программе «Математические методы анализа экономики», кафедра математики, эконометрики и статистики, Байкальский государственный университет экономики и права, 664003, г. Иркутск, ул. Ленина, 11, e-mail: kat-sklyanova@yandex.ru.

### Authors

*Natalya V. Mamonova* — PhD in Physics and Mathematics, Assistant Professor, Chair of Mathematics, Econometrics and Statistics, Baikal State University of Economics and Law, 11 Lenin St., 664003, Irkutsk, Russian Federation; e-mail: naamm@mail.ru.

*Yekaterina N. Aleksandrova* — Master Degree Student, «Mathematical Methods of Economic Analysis» Program, Chair of Mathematics, Econometrics and Statistics, Baikal State University of Economics and Law, 11 Lenin St., 664003, Irkutsk, Russian Federation; e-mail: kat-sklyanova@yandex.ru.

### Библиографическое описание статьи

Мамонова Н. В. Эконометрическое исследование рынка недвижимости в городе Иркутске / Н. В. Мамонова, Е. Н. Александрова // Известия Иркутской государственной экономической академии (Байкальский государственный университет экономики и права). — 2015. — Т. 6, № 3. — DOI : [10.17150/2072-0904.2015.6\(3\).30](https://doi.org/10.17150/2072-0904.2015.6(3).30).

### Reference to article

Mamonova N. V., Aleksandrova Ye. N. Econometric research of real estate market in Irkutsk. *Izvestiya Irkutskoy gosudarstvennoy ekonomicheskoy akademii (Baykalskiy gosudarstvennyy universitet ekonomiki i prava) = Izvestiya of Irkutsk State Economics Academy (Baikal State University of Economics and Law)*, 2015, vol. 6, no. 3. DOI: [10.17150/2072-0904.2015.6\(3\).30](https://doi.org/10.17150/2072-0904.2015.6(3).30). (In Russian).