

Раздел 5. МАТЕМАТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ И МОДЕЛИ В ЭКОНОМИКЕ

УДК 519.86

ЭКОНОМИКО-МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ДИНАМИКИ ЦЕНООБРАЗОВАНИЯ НА РЫНКЕ НЕДВИЖИМОСТИ*Вашурина Александра Валерьевна (aleksandra_-87@mail.ru)**ФГБОУ ВО «Ивановский государственный химико-технологический университет»*

В работе выполнен эконометрический анализ динамики цен на первичном и вторичном рынках недвижимости, выявлены и проанализированы факторы, влияющие на изменение цен на рынке недвижимости. На основании полученных данных, построена линейная модель множественной регрессии динамики цен на первичном и вторичном рынках недвижимости, дан краткосрочный прогноз индексов потребительских цен на первичном и вторичном рынках недвижимости и прогноз средней цены 1 кв. м. общей площади квартир на рынке жилья на 2018 год.

Ключевые слова: моделирование, прогнозирование, рынок недвижимости, индексы потребительских цен, ценообразующие факторы.

Современный рынок недвижимости является сложным механизмом, поэтому вызывает интерес для изучения. Следует отметить, что уровень развития рынка жилой недвижимости характеризует, в том числе развитие национальной экономики. На рынке жилой недвижимости выделяют первичный и вторичный рынки [1], каждый из которых имеет свои подсегменты, характеризующиеся определенными особенностями ценообразования, спроса и предложения [2]. Изучению динамики ценообразования на рынке жилой недвижимости уделяется достаточно много внимания в литературе. Так некоторые работы рассматривают влияние различных факторов на ценообразующие процессы [3,4], другие посвящены моделированию стоимости жилья [5], или обеспечения населения Российской Федерации доступным жильем [6].

В настоящей работе рассмотрена проблема математического описания изменения динамики цен на первичном и вторичном рынках недвижимости, на примере регионов Центрального федерального округа Российской Федерации. Для решения поставленной задачи автором на основании ежеквартальных данных индексов цен на первичном и вторичном рынках жилья с первого квартала 2000 г. по четвертый квартал 2017 г [7] выполнен экономико-математический анализ и построена модель описывающая динамику темпов роста цен для первичного и вторичного рынков жилья, сделан прогноз средней цены 1 кв. м. общей площади квартир на рынке жилья на 2018 г., полученные результаты сопоставлены с реальной динамикой цен на текущий момент.

На первичном рынке жилья индекс цен за исследуемый период (табл. 1) наиболее существенно изменился в Ярославской области (1352,9%). Также на первичном рынке существенные изменения наблюдаются в Московской (1273,6%), Белгородской (1071,2%) и Владимирской (1018,8%) областях. Наименьшие из-

менения данного показателя на первичном рынке в Курской (496,6%) и Орловской (592,1%) областях. На вторичном рынке жилья за исследуемый период наиболее существенное изменение индекса цен наблюдается в Ивановской области (2047,0 %), Ярославской (1339,6%), Белгородской (1296,2%), Костромской (1198,8%) областях. Наименьшие изменения значение данного показателя на вторичном рынке жилья в Орловской (579,1%) и Курской (590,3%) областях. В целом можно отметить, что темп роста цен на вторичном рынке жилья для подавляющего числа регионов выше, чем темп роста цен на первичном рынке.

С целью выделения более схожих динамик изменения цен на первичном и вторичном рынках недвижимости был проведен их кластерный анализ методом *k*-средних. Кластеризация производилась последовательно для *k*=2,3,4 и т.д. Качество произведенных группировок определялось по значениям *F*-статистик, соответствующих классификационным показателям. Критерием оптимизации процесса выступало максимальное из минимальных значений *F*-статистик.

В результате, согласно данному критерию, как для первичного, так и для вторичного рынков были выделены по три кластера в зависимости от степени интенсивности роста цен. Состав кластеров регионов ЦФО представлен в таблице 2.

Первый кластер самый малочисленный, но если для первичного рынка высокий рост цен наблюдается для четырех регионов, то на вторичном рынке жилья, только для двух. Типичным представителем (выделены в табл. 2 курсивом) данного кластера является Ярославская область, для данного региона характерен высокий рост цен как на первичном, так и на вторичном рынках жилья.

Таблица 1

**Темп роста цен на первичном и вторичном рынках жилья
в регионах ЦФО за период 2000-2017 гг.(%)**

Территория	Изменение индексов цен, %	
	первичный рынок жилья	вторичный рынок жилья
Белгородская область	1071,2	1296,2
Брянская область	683,2	765,0
Владимирская область	1018,8	1086,3
Воронежская область	715,3	978,5
Ивановская область	806,5	2047,0
Калужская область	811,3	1022,0
Костромская область	812,4	1198,8
Курская область	496,6	590,3
Липецкая область	838,1	897,3
Московская область	1273,6	1152,8
Орловская область	592,1	579,1
Рязанская область	768,7	1100,0
Смоленская область	651,6	697,7
Тамбовская область	803,0	947,4
Тверская область	846,1	937,6
Тульская область	567,6	644,0
Ярославская область	1352,9	1339,6
г.Москва	795,9	1070,4

Таблица 2

**Результаты кластеризации регионов ЦФО относительно динамики цен
на первичном и вторичном рынках жилья**

Кластер	Характеристика кластера	Регионы – члены кластера	
		первичный рынок жилья	вторичный рынок жилья
I	Значительный рост цен на рынке	Белгородская, Владимирская, Московская, Ярославская области	Ивановская, Ярославская области
II	Умеренное изменение цен на рынке	Ивановская, Калужская, Костромская, Липецкая, Рязанская, Тамбовская, Тверская области	Белгородская, Владимирская, Воронежская, Калужская, Костромская, Липецкая, Московская, Рязанская, Тамбовская, Тверская области, г. Москва
III	Наименьшее изменение цен на рынке	Брянская, Воронежская, Курская, Орловская, Смоленская, Тульская области, г. Москва	Брянская, Курская, Орловская, Смоленская, Тульская области

Второй кластер является самым многочисленным – 7 представителей первичного рынка и 11 представителей вторичного рынка жилья. Типичными представителями данного кластера являются Калужская, Костромская, Липецкая, Рязанская, Тамбовская и Тверская области, изменение цен на первичном и вторичном рынках жилья в данных регионах происходит умеренными темпами.

В третий кластер вошли 7 регионов первичного рынка и 5 представителей вторичного рынка жилья. Низкое изменение цен на первичном и вторичном рынках жилья характерно для

Брянской, Курской, Орловской, Смоленской и Тульской областей.

Другие области относятся к смежным кластерам. Например, в Ивановской области на первичном рынке жилья наблюдается умеренное изменения индексов цен, а на вторичном рынке жилья в данном регионе изменение индекса цен наиболее существенное.

Таким образом, применение инструмента кластерного анализа позволило объединить в типичные классы модели изменения индексов цен на первичном и вторичном рынках недвижимости.

На следующем этапе исследования выявлено влияние на изменение индексов цен на первичном (y_1) и вторичном рынках жилья (y_2) ряда макроэкономических показателей, таких как курс евро (x_1), курс доллара (x_2) и стоимость барреля нефти марки Brent (x_3) за период с I квартал 2000 г. по IV квартал 2017 г. с помощью методов корреляционно-регрессионного анализа построены модели изменения индексов цен на первичном и вторичном рынках жилья для выделенных кластеров.

В качестве типичных представителей были взяты Ярославская область (I кластер), Калужская область (II кластер) и Курская область (III кластер).

Для каждого региона были построены матрицы коэффициентов парной корреляции для выделенных показателей, и рассчитаны коэффициенты частной корреляции, отражающие чистое влияние вышеуказанных факторов на результирующий показатель [8].

Также на данном этапе проверялась гипотеза о наличии запаздывания влияния показателя x_3 (стоимость барреля нефти марки Brent) на изменение индексов цен на рынке жилья. Оценки коэффициентов частной корреляции для первичного и вторичного рынка жилья с различными лагами запаздывания показателя x_3 Ярославской, Калужской и Курской областей представлены в таблице 3.

Таблица 3

Оценки коэффициентов частной корреляции для первичного и вторичного рынка жилья

Регион		Первичный рынок, y_1				Вторичный рынок, y_2			
		Лаг запаздывания				Лаг запаздывания			
		0	1	2	3	0	1	2	3
Ярославская область (I кластер)	r_{yx1}	0,375	0,491	0,594	0,523	0,367	0,470	0,580	0,512
	r_{yx2}	0,005	-0,112	-0,291	-0,389	-0,049	-0,135	-0,311	-0,408
	r_{yx3}	0,761	0,797	0,798	0,773	0,734	0,800	0,814	0,797
Калужская область (II кластер)	r_{yx1}	0,447	0,551	0,635	0,654	0,506	0,609	0,691	0,506
	r_{yx2}	-0,069	-0,173	-0,351	-0,435	-0,162	-0,263	-0,435	-0,511
	r_{yx3}	0,736	0,787	0,765	0,719	0,734	0,810	0,809	0,782
Курская область (III кластер)	r_{yx1}	0,568	0,675	0,748	0,754	0,509	0,517	0,687	0,599
	r_{yx2}	-0,142	-0,256	-0,435	-0,513	-0,146	-0,337	-0,495	-0,555
	r_{yx3}	0,758	0,824	0,823	0,800	0,831	0,814	0,792	0,767

В результате было установлено, что значения коэффициентов парной корреляции указывают на достаточно тесную связь y_1 и y_2 с показателями x_1 и x_3 для всех исследуемых регионов. В то же время межфакторная связь x_1 и x_2 достаточно тесная – это ожидаемый результат, так как показатели x_1 и x_2 связаны между собой. Расчет t-статистик для коэффициентов частной корреляции подтверждает наиболее тесную связь y_1 и y_2 с x_1 и x_3 (критическое значение критерия Стьюдента $t_{кр}=(n-2;\alpha)$ при уровне значимости $\alpha=0,01$ равно $t_{кр}=2,6479$), и несущественность связи y_1 и y_2 с фактором x_2 . Все это приводит к выводу о необходимости исключения из модели фактора x_2 .

В результате установлено, что наиболее тесная взаимосвязь исследуемых показателей наблюдается при запаздывании в два квартала как для первичного так и для вторичного рынков жилья. Для Ярославской области для первичного рынка жилья значение $r_{y_1x_1}= 0,594$ и $r_{y_1x_3}= 0,798$, для вторичного рынка жилья значение $r_{y_2x_1}= 0,580$ и $r_{y_2x_3}= 0,814$. Для Калужской области для первичного рынка жилья значение $r_{y_1x_1}= 0,635$ и $r_{y_1x_3}= 0,765$, для вторичного рынка значение $r_{y_2x_1}= 0,691$ и $r_{y_2x_3}= 0,809$. Для Курской об-

ласти для первичного рынка жилья значение $r_{y_1x_1}= 0,748$ и $r_{y_1x_3}= 0,823$, а для вторичного значение $r_{y_2x_1}= 0,687$ и $r_{y_2x_3}= 0,792$.

Таким образом, можно сделать вывод, что для каждого кластера характерно наличие запаздывающего влияния показателя стоимости барреля нефти марки Brent (x_3) на изменение индексов цен на рынке жилья.

Далее для выбранных регионов из трех кластеров были построены четыре модели множественной регрессии по двум выбранным переменным с учетом выявленного лага запаздывания. Использовались следующие функции:

- 1) Линейная: $y = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot x_1 + \alpha_2 \cdot x_3 + \varepsilon$
- 2) линейно-логарифмическая: $y = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln x_1 + \alpha_2 \cdot \ln x_3 + \varepsilon$
- 3) логарифмически-линейная: $\ln y = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot x_1 + \alpha_2 \cdot x_3 + \varepsilon$
- 4) логарифмическая: $\ln y = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln x_1 + \alpha_2 \cdot \ln x_3 + \varepsilon$

В таблицах 4, 5, 6 приведены характеристики корреляционно-регрессионных моделей для исследуемых регионов. Все построенные модели имеют высокое качество, и являются статистически значимыми при уровне значимости $\alpha=0,01$.

Таблица 4

Характеристика корреляционно-регрессионных моделей для Ярославской области, I кластер

Тип модели	Тип рынка	
	Первичный рынок	Вторичный рынок
Линейная	$y_t = -717,67 + 21,33 \cdot x_{1t} + 11,02 \cdot x_{3t-2}$ $R^2 = 0,891$	$y = -757,48 + 21,46 \cdot x_{1t} + 13,19 \cdot x_{3t-2}$ $R^2 = 0,888$
Линейно-логарифмическая	$y = -5040,88 + 941,59 \cdot \ln x_{1t} + 607,85 \cdot \ln x_{3t-2}$ $R^2 = 0,892$	$y = -5405,83 + 926,46 \cdot \ln x_{1t} + 738,52 \cdot \ln x_{3t-2}$ $R^2 = 0,885$
Логарифмически-линейная	$\ln y = 3,94 + 0,03 \cdot x_{1t} + 0,02 \cdot x_{3t-2}$ $R^2 = 0,892$	$\ln y = 4,06 + 0,03 \cdot x_{1t} + 0,02 \cdot x_{3t-2}$ $R^2 = 0,855$
Логарифмическая	$\ln y = -3,18 + 1,48 \cdot \ln x_{1t} + 1,04 \cdot \ln x_{3t-2}$ $R^2 = 0,915$	$\ln y = -2,98 + 1,41 \cdot \ln x_{1t} + 1,08 \cdot \ln x_{3t-2}$ $R^2 = 0,908$

Таблица 5

Характеристика корреляционно-регрессионных моделей для Калужской области, II кластер

Тип модели	Тип рынка	
	Первичный рынок	Вторичный рынок
Линейная	$y = -340,68 + 11,98 \cdot x_{1t} + 5,61 \cdot x_{3t-2}$ $R^2 = 0,883$	$y = -454,21 + 15,52 \cdot x_{1t} + 8,08 \cdot x_{3t-2}$ $R^2 = 0,899$
Линейно-логарифмическая	$y = -2701,18 + 531,94 \cdot \ln x_{1t} + 312,59 \cdot \ln x_{3t-2}$ $R^2 = 0,900$	$y = -3640,35 + 684,75 \cdot \ln x_{1t} + 453,74 \cdot \ln x_{3t-2}$ $R^2 = 0,918$
Логарифмически-линейная	$\ln y = 3,79 + 0,03 \cdot x_{1t} + 0,02 \cdot x_{3t-2}$ $R^2 = 0,851$	$\ln y = 4,05 + 0,03 \cdot x_{1t} + 0,02 \cdot x_{3t-2}$ $R^2 = 0,840$
Логарифмическая	$\ln y = -2,47 + 1,33 \cdot \ln x_{1t} + 0,89 \cdot \ln x_{3t-2}$ $R^2 = 0,914$	$\ln y = -2,41 + 1,35 \cdot \ln x_{1t} + 0,94 \cdot \ln x_{3t-2}$ $R^2 = 0,915$

Таблица 6

Характеристика корреляционно-регрессионных моделей для Курской области, III кластер

Тип модели	Тип рынка	
	Первичный рынок	Вторичный рынок
Линейная	$y = -132,09 + 6,93 \cdot x_{1t} + 2,86 \cdot x_{3t-2}$ $R^2 = 0,926$	$y = -145,44 + 7,31 \cdot x_{1t} + 4,66 \cdot x_{3t-2}$ $R^2 = 0,874$
Линейно-логарифмическая	$y = -1443,51 + 310,75 \cdot \ln x_{1t} + 158,49 \cdot \ln x_{3t-2}$ $R^2 = 0,949$	$y = -1803,54 + 314,79 \cdot \ln x_{1t} + 273,49 \cdot \ln x_{3t-2}$ $R^2 = 0,924$
Логарифмически-линейная	$\ln y = 4,04 + 0,02 \cdot x_{1t} + 0,01 \cdot x_{3t-2}$ $R^2 = 0,876$	$\ln y = 4,19 + 0,02 \cdot x_{1t} + 0,01 \cdot x_{3t-2}$ $R^2 = 0,802$
Логарифмическая	$\ln y = -0,67 + 1,04 \cdot \ln x_{1t} + 0,63 \cdot \ln x_{3t-2}$ $R^2 = 0,946$	$\ln y = -0,89 + 0,98 \cdot \ln x_{1t} + 0,86 \cdot \ln x_{3t-2}$ $R^2 = 0,899$

Для Ярославской области характеристики логарифмической модели указывают на то, что она лучше других функций описывает характер взаимосвязи показателей. Для Курской области в обоих случаях более высокое значение коэффициента детерминации имеет линейно-логарифмическая модель, а для Калужской области для первичного рынка жилья наиболее высокое качество у логарифмической модели, а для вторичного у линейно-логарифмической.

Также считаем необходимым включение в отчет по исследованию результатов моделирования и прогнозирования роста цен на первичном и вторичном рынке жилья Ивановской области, как региона, в котором проводилось исследование. Наилучшими характеристиками для Ивановской области, как для первичного, так и для вторичного рынка жилья обладает логарифмическая модель:

1) Первичный рынок:

$$\ln y = -1,10 + 1,12 \cdot \ln x_{1t} + 0,76 \cdot \ln x_{3t-2} (R^2 = 0,895)$$

2) Вторичный рынок:

$$\ln y = -4,00 + 1,75 \cdot \ln x_{1t} + 1,07 \cdot \ln x_{3t-2} (R^2 = 0,914)$$

Построенные модели множественной регрессии позволяют прогнозировать темп роста цен на первичном и вторичном рынке жилья на основании прогнозных значений курса евро (x_1) и стоимости барреля нефти марки Brent (x_3).

Для прогнозирования изменения курса евро и стоимости барреля нефти использовались адаптивные методы прогнозирования, позволяющие строить самокорректирующиеся экономико-математические модели, способные оперативно реагировать на изменение условий путем учета результата прогноза, сделанного на предыдущем шаге, и учета различной информационной ценности уровней ряда [9]. Прогнозирование осуществлялось с использованием трех видов трендов – линейного, экспоненциального и демпфирующего, а также двумя

формами вхождения в модель сезонной компоненты – аддитивной и мультипликативной. В качестве исходных данных для прогнозирования использовались среднемесячные данные изменения курса евро (x_1) и стоимости барреля нефти марки Brent (x_3) с января 2000 г. по декабрь 2017 г. [10].

В результате моделирования курса евро и стоимости барреля нефти марки Brent в рамках адаптивного метода прогнозирования наименьшее значение средней абсолютной процентной ошибки (MAPE) [11] было получено для мультипликативной формы модели с демпфирующим трендом. Параметры модели и про-

гнозные среднеквартальные значения показателей представлены в таблице 7.

Далее был сделан прогноз темпов роста цен на I-IV кварталы 2018 года на первичном и вторичном рынке жилья Ярославской, Калужской, Курской и Ивановской областей по отобраным моделям (табл. 5, 6, 7) на основании полученных прогнозных значений курса евро (x_1) и стоимости барреля нефти марки Brent (x_3) (табл. 7). Полученные результаты дают прогноз средней цены 1 кв. м общей площади квартир на рынке жилья (табл. 8).

Таблица 7

Результаты моделирования курса евро и стоимости барреля нефти марки Brent в рамках адаптивного метода прогнозирования

Результаты	Исследуемый показатель	
	Курс евро (x_1), руб.	Стоимость барреля нефти марки Brent (x_3), \$
Форма модели	Мультипликативная	Мультипликативная
Вид тренда	Демпфирующий	Демпфирующий
Параметры модели	$\lambda=0,9; \delta=0,9; \varphi=0,4$	$\lambda=0,38; \delta=0,1; \varphi=0,2$
MAPE	2,325	6,897
Прогнозные значения, 2018 г.	I кв. – 69,25; II кв. – 67,41; III кв. – 67,85; IV кв. – 68,12	I кв. – 66,05; II кв. – 70,46; III кв. – 70,81 IV кв. – 66,04

Таблица 8

Результаты прогнозирования средней цены 1 кв.м. общей площади квартир на рынке жилья, руб.

	Ярославская область		Калужская область		Курская область		Ивановская область	
	перв.	втор.	перв.	втор.	перв.	втор.	перв.	втор.
I кв. 2018	46519,9	46834,6	47089,0	52107,4	35107,0	39296,8	36481,0	40071,3
II кв. 2018	52898,9	53703,5	52503,0	54842,7	36323,9	41597,6	40096,2	45456,8
III кв. 2018	57825,7	58858,9	56695,4	56774,5	37315,5	43072,3	42835,5	49890,6
IV кв. 2018	62210,3	63468,1	60380,9	58357,6	38121,8	44288,8	45221,7	53835,6
Ошибка прогноза I кв. 2018, %	2,65	4,94	6,01	2,11	4,22	3,05	3,90	0,77

Известные фактические значения средней цены 1 кв. метра общей площади квартир на рынке жилья за I квартал 2018 года позволяют рассчитать ошибку прогноза и оценить качество полученных моделей для краткосрочного прогнозирования. Значения ошибки прогноза (табл. 8) говорит о вполне удовлетворительном качестве прогнозирования.

Таким образом, можно сделать вывод о том, что влияние макроэкономических факторов таких как курс евро и стоимость барреля нефти марки Brent оказывают существенное влияние на изменение цен на рынке жилья. Что позволяет без учета других переменных, например таких как доступность кредитов и жилищных субсидий, себестоимость строительства, уро-

вень платежеспособного спроса населения региона, факторов уровня жизни, факторов условий ведения бизнеса в регионе, политики властей в сфере недвижимости и нового строительства, с помощью линейных моделей множественной регрессии осуществлять краткосрочное прогнозирование темпов роста цен на рынках жилья и значений средних цен 1 кв. метра общей площади квартир на рынке жилья с достаточно высокой точностью.

Литература

1. Малкина М.Ю., Шулепникова Е.А. Анализ состояния и тенденций рынка жилой недвижимости в Российской Федерации / Малкина М.Ю., Шулепникова Е.А.// Экономический

- анализ: теория и практика. – 2012. – № 20. – С. 2-12.
2. Стерник С.Г., Стерник М.Г. Пять макроэкономических законов функционирования рынка недвижимости как неотъемлемой составляющей глобального финансового рынка в транзитивной экономике / Стерник С.Г., Стерник М.Г.// Финансовая аналитика: проблемы и решения. – 2010. – № 11. – С. 15-29.
 3. Ермолаев М.Б., Заводова Т.С. Динамика ценообразования на региональных рынках жилья: опыт сравнительного статистического анализа / Ермолаев М.Б., Заводова Т.С.// Аудит и финансовый анализ. – 2009. – № 3. – С. 107-110.
 4. Родионова Н.В. Специфика ценообразования на рынке жилья и факторы, влияющие на цену недвижимости. / Родионова Н.В.// Аудит и финансовый анализ. – 2009 – №2 – С. 406-411.
 5. Реннер А.Г., Стебунова О.И. Моделирование стоимости жилья на вторичном рынке жилья / Реннер А.Г., Стебунова О.И.// Вестник Оренбургского государственного университета. – 2005. – № 10-1. – С. 179-182.
 6. Березина Е.Л., Симонова Л.М. Показатель доступности жилья как инструмент оценки степени удовлетворенности потребности населения в жилье: региональный аспект /Березина Е.Л., Симонова Л.М.// Современные проблемы науки и образования. – 2013. – № 3. – С. 408.
 7. Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]: официальный сайт.– Режим доступа: <http://www.gks.ru/> (дата обращения 20.05.2018).
 8. Эконометрика / Под.ред. И. И. Елисеевой. – М.: Финансы и статистика, 2007. – 520 с.
 9. Тихонов Е. Э. Методы прогнозирования в условиях рынка: Учеб. пособие. – Невинномысск, 2006. – 221 с.
 10. Министерство финансов РФ [Электронный ресурс]: официальный сайт.– Режим доступа: <https://www.minfin.ru/ru/statistics/> (дата обращения 25.05.2018).
 11. Лукашин, Ю. П. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования временных рядов: учеб. пособие / Ю. П. Лукашин. – М. Финансы и статистика, 2003. – 254 с.

УДК 314.7

МОДЕЛИРОВАНИЕ МИГРАЦИОННЫХ ПОТОКОВ МЕЖДУ ФЕДЕРАЛЬНЫМИ ОКРУГАМИ РОССИИ*Власова Эльвира Андреевна (elvirus97@mail.ru)**Ермолаев Михаил Борисович**ФГБОУ ВО «Ивановский государственный химико-технологический университет»*

В работе рассматривается один из вариантов гравитационной модели межрегиональных миграционных потоков, включающей воздействие ряда факторов. Численная апробация модели проводилась по федеральным округам России. При построении модели использовались электронные таблицы Microsoft Excel, а также пакет Mathcad 2010.

Ключевые слова: миграция, миграционные потоки, гравитационная модель, федеральные округа, апробация модели, статистический анализ, социальное расстояние.

Миграционные процессы играют важную роль в экономике каждой страны, прямым или косвенным образом воздействуя на демографическую ситуацию, формирование рынков труда и их сегментацию, на жесткость конкуренции, на уровень преступности, на международные отношения и т.д. Поэтому анализ и прогнозирование миграции населения, несомненно, является актуальной задачей.

Одним из относительно новых направлений экономической науки является экономическая география – термин, применяемый к исследованиям, в которых типично физические методы и приемы используются при решении социально-экономических задач. Гравитационная модель миграции, впервые разработанная американским экономистом Д.Стюартом и позднее претерпевшая множество модификаций — достаточно яркий пример таких исследований [6]. В основе моделей гравитационного типа лежит предположение о том, что интенсивность ми-

грационного потока определяется аналогично силе притяжения центров масс в законе всемирного тяготения. В качестве масс в данном случае выступают численности населения регионов. Сообразно этому же закону, межрегиональная миграционная активность и расстояние между регионами находятся в обратной взаимосвязи.

Очевидными недостатками базовой гравитационной модели являются, во-первых, неизбежная асимметричность миграционных потоков, практически никогда не наблюдаемая, и, во-вторых, учет очень ограниченного набора факторов (расстояние и численность населения). Тем не менее, в работе [3] рассматривалось применение гравитационной модели для анализа миграционных потоков между муниципальными образованиями Псковской и Новгородской областей. В целом с определенными оговорками, касающихся в первую очередь потоков выбытия населения из областных