

В 2013 году по сравнению с 2006 годом количество детей, оставшихся без попечения родителей, составляет 68770 человека, то есть на 58326 человек меньше. Следовательно можно сделать вывод о том, что в РФ наблюдается тенденция уменьшения числа детей, оставшихся без попечения родителей.

Представленные данные департамента государственной политики в сфере защиты прав детей, Министерства образования и науки Российской Федерации позволяют сделать вывод о том, что в течение анализируемого периода основной формой устройства детей, оставшихся без попечения родителей, является безвозмездная форма опеки и попечительства, на данную форму приходится 60 процентов. Что же касается приоритетной формы устройства детей - усыновления (удочерения), то доля ее, как видно, незначительная – на усыновление гражданами России приходится 10-11 процентов, иностранными гражданами 4-5 процентов. При этом по данной форме устройства детей, оставшихся без попечения родителей, наблюдается хотя и незначительная, но тенденция снижения.

Сравнительный анализ усыновления (удочерения) детей гражданами России и иностранными гражданами, свидетельствует о том, что в большей мере (в пределах 80 процентов) усыновление детей, оставшихся без попечения родителей, осуществляется гражданами России. Доля усыновления детей иностранными

гражданами, в анализируемом периоде, незначительно менялась (1-2 процента) и в 2013 году сохранилась тенденция сокращения усыновления детей иностранными гражданами. Распределение усыновлений российских детей иностранными гражданами по странам свидетельствует о том, что наибольшее количество усыновителей на 2013 год – это представители таких стран как США - 646 детей, Испания – 502 ребенка, Франция – 245 детей, лидер в этом списке – Италия – 762 усыновленных ребенка.

Несмотря на то, что в целом по России идет тенденция сокращения усыновления детей иностранцам, в Приморском крае ситуация иная. Представленные данные свидетельствуют о тенденции снижения усыновления детей гражданами России и росте усыновлений иностранными гражданами (2010 году усыновлено иностранными гражданами 84 российских ребенка, а в 2013 – 102 ребенка.)

Список литературы

1. Департамент государственной политики в сфере защиты прав детей// Министерство образования и науки Российской Федерации [Электронный ресурс] URL: <http://www.usynovite.ru> (дата обращения: 27.11.2014).
2. Мурзин Р.Л. Усыновление в РФ// Закон и право. 2005. №11. с. 29-31.
3. Федеральный Закон «О мерах воздействия на лиц, причастных к нарушениям основополагающих прав и свобод граждан Российской Федерации» от 28 декабря 2012 года № 272-ФЗ.
4. Фисенко Л.А. Семейное право Российской Федерации: учеб. пособие. Ростов н/Д.: Феникс, 2001. 320 с.

Секция «Математическое моделирование экономических процессов», научный руководитель – Орлова И.В.

СЕЗОННЫЕ КОЛЕБАНИЯ В РЕГИСТРАЦИИ ГРАЖДАНСКОГО СОСТОЯНИЯ

Щепакина А.А., Тетерина Е.А.

Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации, Москва, Россия, anastasia.shchepakina@gmail.com

Целью данной работы является произвести прогноз количества браков и разводов в городе Москве с применением эконометрических методов.

Задачи поставлены следующие:

- 1) изучить статистику по бракам-разводам согласно данным ЗАГСа;
- 2) выявить сезонность полученного временного ряда;
- 3) построить адекватную модель;
- 4) построить по модели прогноз и сопоставить его с реальными данными.

Для анализа временных рядов в нашей работе мы использовали данные о браках и разводах в Москве с официального сайта городского ЗАГСа. Таким образом, мы рассматривали статистику за каждый месяц в период с 2007-го по сентябрь 2014 года (http://zags.mos.ru/stat/gosudarstvennaya_registratsiya_aktov_grazhdanskogo_sostoyaniya/ Управление записи актов гражданского состояния города Москвы)).

Раздел I

Браки

Построение аддитивной модели временного ряда. Общий вид аддитивной модели следующий:

$$Y = T + S + E$$

Эта модель предполагает, что каждый уровень временного ряда может быть представлен как сумма трендовой (T), сезонной (S) и случайной (E) компонент.

Рассчитаем компоненты аддитивной модели временного ряда.

Шаг 1. Проведем выравнивание исходных уровней ряда методом скользящей средней. Для этого:

1.1. Найдем скользящие средние (гр. 3 таблицы). Полученные таким образом выровненные значения уже не содержат сезонной компоненты.

1.2. Приведем эти значения в соответствие с фактическими моментами времени, для чего найдем средние значения из двух последовательных скользящих средних – центрированные скользящие средние (гр. 4 табл.).

t	yt	Скользящая средняя	Центрированная скользящая средняя	Оценка сезонной компоненты
1	4084	-	-	-
2	4678	-	-	-
3	4651	-	-	-
4	4714	-	-	-
5	3489	-	-	-
6	9134	7338.33	-	-
7	10246	7356.42	7347.38	2898.63
**	*****	**	*****	*****
78	11998	8049.17	8075.67	3922.33
79	11387	-	-	-
80	13915	-	-	-
81	11398	-	-	-
82	7836	-	-	-
83	7260	-	-	-
84	6462	-	-	-

Шаг 2. Найдем оценки сезонной компоненты как разность между фактическими уровнями ряда и центрированными скользящими средними (гр. 5 табл.). Используем эти оценки для расчета значений сезонной компоненты S. Для этого найдем средние за каждый квартал (по всем годам) оценки сезонной компоненты Si. В моделях с сезонной компонентой обычно предполагается, что сезонные воздействия за период взаимопогашаются. В аддитивной модели это выражается в том, что сумма значений сезонной компоненты по всем кварталам должна быть равна нулю.

Для данной модели имеем:

$$-3099.993 - 2517.417 - 2566.979 - 606.021 - 3297.264 + 2580.813 + 3311.326 + 4129.271 + 3383.694 + 489.521 - 917.59 - 926.375 = -37.014.$$

Корректирующий коэффициент: $k = -37.014/12 = -3.084$ Рассчитываем скорректированные значения сезонной компоненты S_i и заносим полученные данные в таблицу.

Показатели	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	-	-	-	-	-	-	2898.63	3458.29	3146.21	167.25	-3.25	539.38
2	-2975.54	-2612.96	-1476.08	-1985.25	-2647.67	1737.58	2067.46	5317.71	2346.54	371.88	-763.13	-2019.21
3	-2051.08	-1612.54	-2915.83	58.71	-3050.67	2029.17	3303.71	4161.63	3643.79	865.79	-1641.25	-1479.25
4	-2610.83	-2759.54	-3934.54	2122.67	-3870.58	1550.25	4901.21	3323.83	3103.04	1275.04	-1436.13	-1608.63
5	-3240.21	-2580.5	-2578.88	-825.21	-3235.21	2866.63	3693.42	3457.33	4357.33	658.5	-96.63	-291.13
6	-3985.58	-2612.25	-3681.92	-501.92	-3572.38	3378.92	3003.54	5056.83	3705.25	-401.33	-1565.17	-699.42
7	-3736.71	-2926.71	-814.63	-2505.13	-3407.08	3922.33	-	-	-	-	-	-
Всего за период	-18599.96	-15104.5	-15401.88	-3636.13	-19783.58	15484.88	19867.96	24775.63	20302.17	2937.12	-5505.54	-5558.25
Сред. оценка сезон. компоненты	-3099.99	-2517.42	-2566.98	-606.02	-3297.26	2580.81	3311.33	4129.27	3383.69	489.52	-917.59	-926.38
Скорректир. сезон. компонента, S_i	-3096.91	-2514.33	-2563.89	-602.94	-3294.18	2583.9	3314.41	4132.36	3386.78	492.61	-914.51	-923.29

Шаг 3. Исключим влияние сезонной компоненты, вычитая ее значение из каждого уровня исходного временного ряда. Получим величины $T + E = Y - S$ (гр. 4 табл.). Эти значения рассчитываются за каждый момент времени и содержат только тенденцию и случайную компоненту.

Находим параметры уравнения методом наименьших квадратов.

Система уравнений МНК:

$a_0 n + a_1 \sum t = \sum y$
 $a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum y \cdot t$
 Для наших данных система уравнений имеет вид:
 $84a_0 + 3570a_1 = 642295$
 $3570a_0 + 201110a_1 = 27870790.49$
 Из первого уравнения выражаем a_0 и подставим во второе уравнение
 Получаем $a_0 = 11.61$, $a_1 = 7153.04$
 Среднее значения

x	y	x ²	y ²	x * y	y(x)	(y _i - y _{ср}) ²	(y - y(x)) ²
1	7180.91	1	51565447.82	7180.91	7164.64	216653.46	264.54
2	7192.33	4	51729642.13	14384.66	7176.25	206149.48	258.58
3	7214.89	9	52054705.18	21644.68	7187.86	186170.13	730.9
4	8316.94	16	69171430.13	33267.75	7199.47	449660.5	1248736.94
5	6783.18	25	46011522.75	33915.9	7211.08	745096.37	183094.81
**	****	**	*****	*****	*****	*****	*****
**	****	**	*****	*****	*****	*****	*****
83	8174.51	6889	66822544.86	678483.98	8116.49	278928.42	3366.25
84	7385.29	7056	54542515.91	620364.4	8128.09	68162	551757.4
3570	642295	201110	4977393159.21	27870790.49	642295	66168551.77	59514324.9

$y = \sum y / n = 642295 / 84 = 7646.37$

Шаг 4. Определим компоненту T данной модели. Для этого проведем аналитическое выравнивание

ряда ($T + E$) с помощью линейного тренда. Результаты аналитического выравнивания следующие:

$T = 7153.036 + 11.608t$

t	yt	S _i	yt - S _i	T	T + S _i	E = yt - (T + S _i)	E ²
1	3084	-3096.91	7180.91	7164.64	4067.74	16.26	264.54
2	4678	-2514.33	7192.33	7176.25	4661.92	16.08	258.58
3	4651	-2563.89	7214.89	7187.86	4623.96	27.04	730.9
4	7714	-602.94	8316.94	7199.47	6596.53	1117.47	1248736.94
5	3489	-3294.18	6783.18	7211.08	3916.9	-427.9	183094.81
**	****	****	*****	*****	*****	*****	*****
82	7836	492.61	7343.39	8104.88	8597.48	-761.48	579857.74
83	7260	-914.51	8174.51	8116.49	7201.98	58.02	3366.25
84	6462	-923.29	7385.29	8128.09	7204.8	-742.8	551757.4

Подставляя в это уравнение значения $t = 1, \dots, 84$, найдем уровни T для каждого момента времени (гр. 5 табл.).

Шаг 5. Найдем значения уровней ряда, полученные по аддитивной модели. Для этого прибавим к уровням T значения сезонной компоненты для соответствующих кварталов (гр. 6 табл.).

Для оценки качества построенной модели применим сумму квадратов полученных абсолютных ошибок.

$R_2 = 1 - (\sum E_i / \sum y_i - \bar{y})^2$

Среднее значения $\bar{y} = \sum y / n = 642295 / 84 = 7646.37$

x	y	(y _i - y _{ср}) ²
1	3084	12690473.23
2	4678	8811214.8
3	4651	8972235.73
4	7714	457395
5	3489	17283717.4
***	****	*****
***	****	*****
***	****	*****

82	7836	35959.9
83	7260	149281.04
84	6462	1402730.04
3570	642295	655518751.56

$R^2 = 1 - \frac{59514324.901}{655518751.56} = 0.91$

Следовательно, можно сказать, что аддитивная модель объясняет 91% общей вариации уровней временного ряда.

Проверка адекватности модели данным наблюдения.

$F = \frac{R^2 (n - m - 1)}{1 - R^2 m} = \frac{0.91^2 (84 - 1 - 1)}{1 - 0.91^2 \cdot 1} = 821.19$

где m – количество факторов в уравнении тренда ($m=1$).

$$F_{кр} = 3,92$$

Поскольку $F > F_{кр}$, то уравнение статистически значимо.

Шаг 6. Прогнозирование по аддитивной модели. Построим прогноз на 2014 год и сравним полученные данные с фактическими. Также спрогнозируем количество заключенных браков на 2015 год.

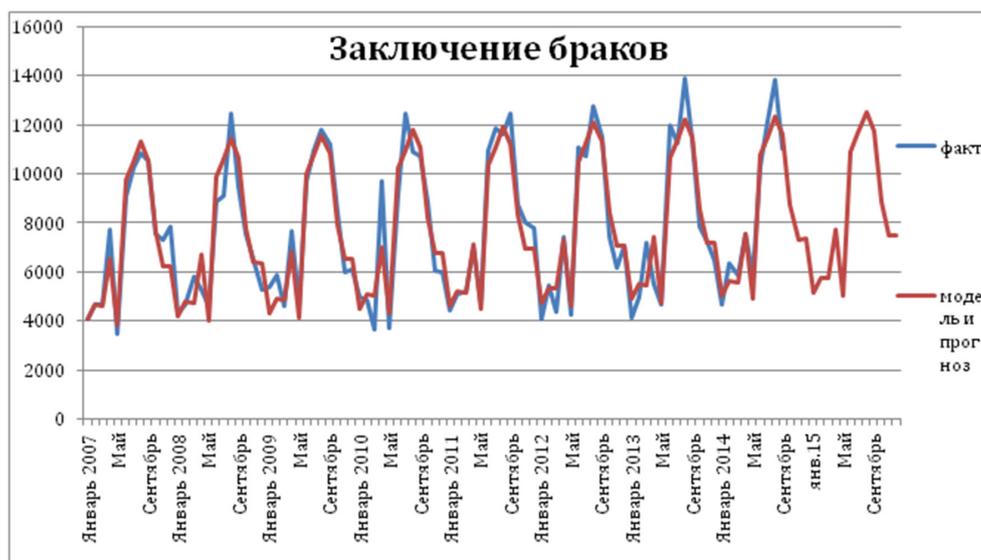
Прогнозное значение F_t уровня временного ряда в аддитивной модели есть сумма трендовой и сезонной компонент. Для определения трендовой компоненты

воспользуемся уравнением тренда: $T = 7153.036 + 11.608t$

Построим прогноз на 2014 год согласно уравнению и получим:

2014 год	Факт	Модель	Расхождение
Январь	4702	5042.807	340.80
Февраль	6341	5636.992	-704.01
Март	5889	5599.037	-289.96
Апрель	7576	7571.604	-4.39
Май	5890	4891.969	-998.03
Июнь	10276	10781.65	505.65
Июль	12156	11523.78	-632.23
Август	13823	12353.33	-1469.67
Сентябрь	11050	11619.36	589.359

Аналогично построим прогноз на 2015 год



Как видно из таблицы, отклонение не превышает 10% от реального значения (в большинстве случаев оно меньше 5%), что говорит о правдивости прогноза.

Раздел II Разводы

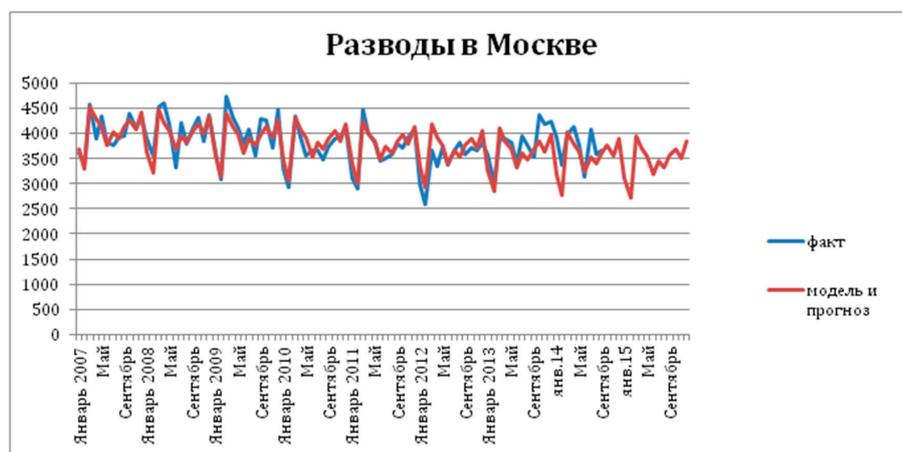
Аналогичные шаги предпримем для создания модели по данным о разводах. Для удобства предоставим только конечные результаты.

Уравнение тренда: $T = 4088.018 - 6.028t$

Из таблицы видно, что полученные по модели значения отличаются от фактических не более, чем на 18%. Данный процент оказался выше, чем по бракам, что связано с не такой ярко выраженной стабильной сезонностью. Также можно заметить, что в отличие от браков, значение рассчитанные по модели обычно получаются

меньше фактических. Это говорит о такой печальной тенденции, как увеличение числа разводов в Москве.

2014	Факт	Модель	Расхождение
Январь	3931	3197.656	-733.344
Февраль	3368	2784.795	-583.205
Март	3986	4039.697	53.697
Апрель	4134	3788.023	-345.977
Май	3772	3629.829	-142.171
Июнь	3134	3256.703	122.703
Июль	4097	3531.787	-565.213
Август	3594	3404.453	-189.547
Сентябрь	3671	3623.939	-47.061



Список литературы

1. Орлова И.В., Половников В.А. Экономико-математические методы и модели: компьютерное моделирование / учебное пособие для студентов высших учебных заведений, обучающихся по специальности «Статистика» и другим экономическим специальностям / Москва, 2011. Сер. Вузовский учебник (3-е издание, переработанное и дополненное).
2. Орлова И.В. Экономико-математическое моделирование: Практическое пособие по решению задач. 2-е издание, испр. и доп. М.: Вузовский учебник: ИНФРА-М, 2012.
3. Орлова И.В., Филонова Е.С., Агеев А.В. Эконометрика Компьютерный практикум для студентов третьего курса, обучающихся по специальностям 080105.65 «Финансы и кредит», 080109.65 «Бухгалтерский учет, анализ и аудит» / Москва, 2011.
4. Турундаевский В.Б. Компьютерное моделирование экономико-математических методов / Международный журнал прикладных и фундаментальных исследований. 2014. № 1-2. С. 229-230.

**КОМБИНИРОВАННЫЙ МЕТОД
ПРОГНОЗИРОВАНИЯ СТОИМОСТИ
ФИНАНСОВОГО АКТИВА В РАМКАХ МОДЕЛИ
РАНДОМИЗИРОВАННОЙ КОЛЛОКАЦИИ**

Ясакова А.М.

ФГОБУ ВПО «Финансовый университет при
Правительстве Российской Федерации» (Финуниверситет),
yaanmam@gmail.com

Прогнозирование стоимости финансовых активов снижает риск принятия финансово-экономических решений. В настоящее время существует множество подходов моделирования финансового рынка, основанных как на техническом, так и на фундаментальном анализе, отражающих различные стороны динамики исследуемого процесса. Выбор модели, как правило, базируется на результатах точности прогнозов. Однако какая модель даст более точный прогноз в будущем, неизвестно. Идея комбинирования прогнозов, полученных в рамках различных моделей, появилась в начале семидесятых годов прошлого века [1]. Комбинировались прогнозы, полученные при помо-

щи различных регрессионных моделей, по моделям временных рядов с различными трендами и учетом фактора сезонности [2], экспертные и эконометрические прогнозы [3]. В данной работе представлены результаты комбинирования прогнозов финансового индекса, полученные в рамках рандомизированной коллокации [4]. Рандомизация прогноза \hat{S}_{n+k}^* финансового индекса выполняется в рамках моделей чистой и параметрической коллокации, при помощи которых вычисляется прогноз $\Delta \hat{H}^*$ приращения логарифмической прибыли за период упреждения k :

$$\hat{S}_{n+k}^* = S_n \cdot \exp\{\Delta \hat{H}^*\}, \quad (1)$$

где $\Delta \hat{H}^* = \begin{cases} \Delta \hat{H}^0 (\text{чистая коллокация}) & \text{при } |t| \leq t_{кр} \\ \Delta \hat{H}^1 (\text{параметрическая коллокация}) & \text{при } |t| > t_{кр} \end{cases}$

$t_{кр}$ – критическое значение дроби Стьюдента. Практическая реализация коллокационных моделей опирается на построение автоковариационных функций стационарных случайных процессов [5], обычно:

$$C(\tau) = \sigma^2 \cdot \frac{\sin \alpha \cdot \tau}{\alpha \tau}, \quad C(\tau) = \sigma^2 \cdot e^{-\alpha \cdot |\tau|},$$

$$C(\tau) = \sigma^2 \cdot e^{-\alpha \cdot |\tau|} \cos \beta \cdot \tau, \quad \alpha > 0, \quad (2)$$

где σ^2 — дисперсия стационарного процесса, α, β — параметры моделей.

В данной работе выполнен сравнительный анализ прогнозов финансового индекса (1), полученных в рамках рандомизированных алгоритмов в работе [4] с применением ковариационных функций (2), и комбинированного прогноза, представляющего собой линейную комбинацию этих прогнозов.

Таблица 1

Оценки средних квадратических ошибок прогнозов индекса РТС

число прогнозов	Модель (1)	Модель (2)	Модель (3)	Комбинация (равные веса)	Комбинация (оптимальные веса)
231	12,459	4,195	4,245	3,715	4,176

Как отмечается в работах по комбинированным методам прогнозирования [1, 2], средняя квадратическая ошибка комбинированного прогноза не больше максимальной из составляющих. В пятом столбце табл. 1 при комбинировании прогнозов использованы

равные веса, в шестом – оптимальные, в смысле минимума средней квадратической ошибки.

С увеличением числа составляющих комбинированного прогноза, его точность увеличивается, это подтверждается данными табл. 2.

Таблица 2

Оценки средних квадратических ошибок прогнозов индекса РТС

число прогнозов	Модель (1)	Модель (2)	Модель (3)	Модель (4)	Модель (5)	Комбинация (оптимальные веса)
231	12,459	4,195	4,245	4,19	4,26	4,166

При построении оптимального прогноза в табл. 2 добавлены прогнозы, полученные в рамках модели экономического броуновского движения (модель (4) [9]), и тривиального прогнозирования (модель (5)). Результат показывает увеличение точности прогнозирования.

Список литературы

1. Сурков А.А. Объединение прогнозов – эффективный способ повышения точности прогнозирования / Материалы X Международной научно-практической конференции 5-7 июня 2014 г. «Экономическое прогнозирование: модели и методы» под общ. ред. д-ра экон. наук, проф. В.В. Давниса: Воронеж. гос. ун-т [и др.]. Воронеж: Издательско-полиграфический центр «Научная книга», 2014.
2. Немец С.Ю. Комбинированные методы прогнозирования на основе ретроспективных оценок и внутренних характеристик временных рядов. Дис. на соискание ученой степени кандидата технических наук. Липецк, 2007 г. с. 139.
3. Давнис В.В., Тинякова В.В. Адаптивные модели: анализ и прогноз в экономических системах. Воронеж: Воронежский государственный университет, 2006. 308.
4. Бывшев В.А., Бабешко Л.О., Клапко А., О. Прогнозирование динамических рядов финансово-экономической информации рандомизированным алгоритмом коллокации. Управление риском. М., 2004. № 1., с. 35-39.
5. Бабешко Л.О. Коллокационные модели прогнозирования в финансовой сфере. М.: Экзамен, 2001. 288 с.