

Министерство образования и науки Российской Федерации

Федеральное государственное бюджетное  
образовательное учреждение высшего образования  
«Оренбургский государственный университет»

Кафедра математических методов и моделей в экономике

Л. М. Туктамышева

# **МНОГОФАКТОРНЫЕ МОДЕЛИ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ: ПОСТРОЕНИЕ И ИССЛЕДОВАНИЕ В ППП GRETL**

Рекомендовано к изданию Редакционно-издательским советом федерального государственного бюджетного образовательного учреждения высшего образования «Оренбургский государственный университет» в качестве методических указаний для студентов, обучающихся по программе высшего образования по направлению подготовки 38.04.01 Экономика

Оренбург  
2017

УДК 330.4(076.5)

ББК 65в631я7

Т81

Рецензент – кандидат экономических наук, доцент С.В. Дьяконова

**Туктамышева, Л. М.**

Т 81 Многофакторные модели прогнозирования: построение и исследование в ППП Gretl: методические указания / Л. М. Туктамышева; Оренбургский гос. ун-т. – Оренбург: ОГУ, 2017. – 49 с.

Методические указания содержат рекомендации к выполнению лабораторной работы по дисциплинам «Эконометрика (продвинутый курс)», «Методы моделирования и прогнозирования» (продвинутый курс), и другим дисциплинам, требующим навыков моделирования и прогнозирования на основе данных временного характера.

Методические указания предназначены для студентов, обучающихся по программам подготовки 38.04.01 – Экономика, а также для студентов других направлений с углубленной математической подготовкой, аспирантов и преподавателей, занимающихся моделированием и прогнозированием социально-экономических процессов.

УДК 330.4(076.5)

ББК 65в631я7

© Туктамышева Л. М., 2017

© ОГУ, 2017

## Содержание

Введение .....	4
1 Описание лабораторной работы .....	5
2 Постановка задачи.....	5
3 Порядок выполнения работы .....	6
4 Содержание письменного отчета.....	44
5 Вопросы к защите.....	44
Список использованных источников .....	46
Приложение А - Исходные данные для прогнозирования.....	47

## Введение

Для решения многих социально-экономических задач нужны прогнозы макроэкономических показателей, финансовых инструментов, показателей деятельности отдельных экономических единиц и д.п. При построении прогнозов следует учитывать возможный эффект «ложной регрессии», наличие долгосрочной и краткосрочной связи, а также их направление.

В имеющейся отечественной специализированной учебно-методической литературе практически нет работ, подробно освещающих вопросы построения и исследования многофакторных моделей регрессии с учетом всех особенностей поведения, участвующих в моделировании переменных.

В предлагаемых методических указаниях описывается процедура построения и исследования многофакторных моделей регрессии на базе свободно распространяемого профессионального кросс-платформенного пакета GRETЛ. Цель методических указаний заключается в формировании навыков прогнозирования на основе многофакторных временных рядов.

Методические указания направлены на формирование компетенции ПК-10 «Способность составлять прогноз основных социально-экономических показателей деятельности предприятия, отрасли, региона и экономики в целом».

# **1 Описание лабораторной работы «Многофакторные модели прогнозирования»**

Цель работы заключается в выработке навыков прогнозирования на основе многофакторных временных рядов.

Лабораторная работа включает в себя следующие этапы:

- постановку задачи;
- ознакомление с порядком выполнения работы;
- выполнение расчетов на компьютере и анализ результатов;
- подготовку письменного отчета с выводами по работе;
- защиту лабораторной работы.

Лабораторная работа рассчитана на 4 часа.

Большую часть данных методических указаний составляют технические подробности работы в пакете GRETЛ, которые при подготовке отчета **должны быть опущены**.

## **2 Постановка задачи**

Требуется построить и исследовать многофакторную модель (векторную модель авторегрессии для эргодических временных рядов, векторную модель коррективки ошибками для коинтегрированных нестационарных временных рядов) и провести прогнозирование исследуемых временных рядов на основе разработанной модели:

- 1) определить характер тренда каждого из переменных на основе критериев Дики-Фуллера (или других критериев, при нарушении условий применимости);
- 2) выбрать спецификацию модели, исходя из типов временных рядов и формального отбора факторов;

3) оценить параметры модели, исследовать ее адекватность выборочным данным;

4) осуществить прогнозирование по модели.

Используя сайты с информацией по социально-экономическим показателям (gks.ru, sophist.hse.ru) или отчетность с информацией по объекту исследования выпускной квалификационной работы, собрать данные (по месяцам не менее чем за 5 лет, по кварталам не менее чем за 8 лет, по годам не менее чем за 30 лет) по эндогенным и экзогенным переменным. Качественные факторы (сезонность, кризис, смены законодательства, изменение формы хозяйствования и т.п.) представить с помощью фиктивных переменных (например,

$$d_{jt} = \begin{cases} 1 & \text{в момент } t \text{ есть влияние } j\text{-ой градации качественной переменной} \\ 0 & \text{иначе} \end{cases}.$$

### 3 Порядок выполнения работы

На первом этапе исследователь, исходя из содержательного анализа, отбирает переменные участвующие в моделировании, указывая эндогенный или экзогенный их характер.

На втором этапе производится проверка на характер тренда всех без исключения переменных, участвующих в моделировании на основе применения критериев Дика-Фуллера и других критериев единичного корня [4, 6].

Представим в таблице 1 возможные комбинации различных случаев. Обозначим через С – стационарные временные ряды, через Н1 – нестационарные ряды с трендом среднего, Н2 – нестационарные ряды с трендом дисперсии (типа DS).

Таблица 1 – Возможные комбинации переменных в многофакторной модели

Тип ряда	C	H1	H2
C	CC	CH1	CH2
H1	-	H1H1	H1H2
H2	-	-	H2H2

По таблице 1 видно, что возможны случаи, когда в моделировании участвуют однотипные ряды (по главной диагонали) и не однотипные временные ряды (вне главной диагонали).

CC. Если ряды стационарные эргодические, то они включаются в модель без преобразования [1].

H1H1 для рядов с трендом дисперсии возможно два варианта.

1 Построение моделей по отклонениям от трендов.

2 Построение модели типа Фриша-Воу, когда в модель включаются исходные ряды с добавлением в качестве регрессора времени  $t$ . Если при этом  $t$  оказывается значимым, а  $\alpha$  в факторы незначимыми, то имеет место эффект ложной регрессии, значит, следует использовать первый вариант.

H2H2 для рядов со стохастическим трендом также существует два варианта, выбор которых зависит от коинтегрированности переменных.

1 Ряды некоинтегрированы. Модель строится по разностям.

2 Ряды коинтегрированы (ряды в долгосрочном равновесии). Модель строится по исходным данным.

Во всех остальных случаях модель строится после преобразования нестационарных исходных рядов к стационарному виду, то есть преобразование проводится таким образом, чтобы свести к случаю CC. Ряды H1 (нестационарные вследствие тренда среднего) преобразуются путем вычитания тренда среднего. Ряды H2 (нестационарные по тренду дисперсии) приводятся к стационарному виду путем взятия разностей.

Далее продемонстрируем процедуру построения и исследования многофакторной модели прогнозирования в пакете GRETЛ.

## Тип СС

Вопрос отбора факторов, исходя из содержательного анализа, для моделирования остается за исследователем [1]. Пусть для моделирования отобраны такие переменные (Приложение А) как:

$vvr$  - индекс ВВП, %;

$inv$  – индекс инвестиций в основной капитал, %.

Данные по РФ за период с I квартала 2003 года по III квартал 2013 года. Данные приведены в Приложении А. На рисунке 1 представлен график динамики исследуемых показателей.

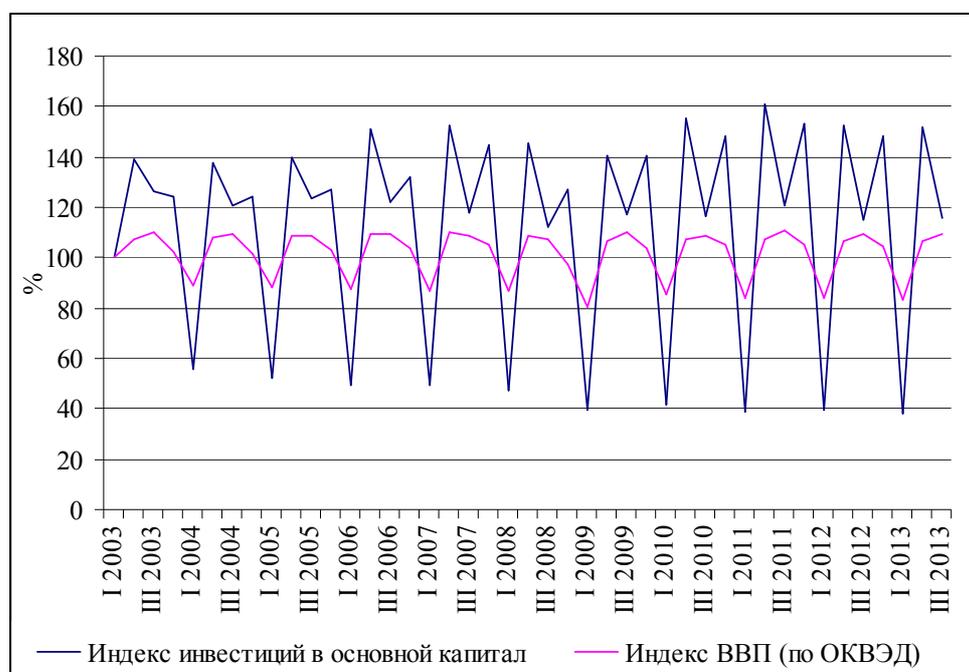


Рисунок 1 – Динамика индекса инвестиций в основной капитал и индекса ВВП за 2003-2013 гг. в РФ

По графику, представленному на рисунке 1, можно предположить отсутствие тренда и наличие сезонности. Проверка стационарности рядов динамики изучаемых показателей проводилась на основе анализа выборочной автокорреляционной и частной автокорреляционной функции, а также проверки гипотезы о наличии единичного корня (DS-ряд) на основе расширенного критерия Дики- Фуллера (ADF-

тест) и проверки гипотезы о стационарном ряде (TS-ряд) на основе критерия Квятковского-Филлипса-Шмидта-Шинна (KPSS-тест) [5, 6]. Представим результаты проверки в ППП Gretl.

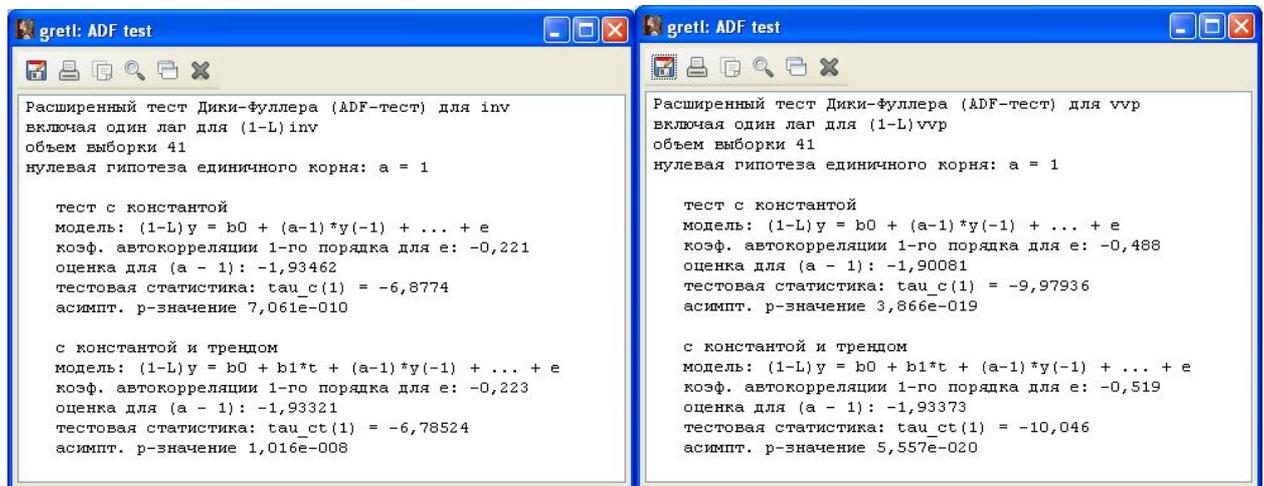


Рисунок 2 – Результат проверки гипотезы о единичном корне на основе расширенного критерия Дики- Фуллера

По рисунку 2 видно, что для обоих временных рядов нулевая гипотеза о единичном корне отвергается.

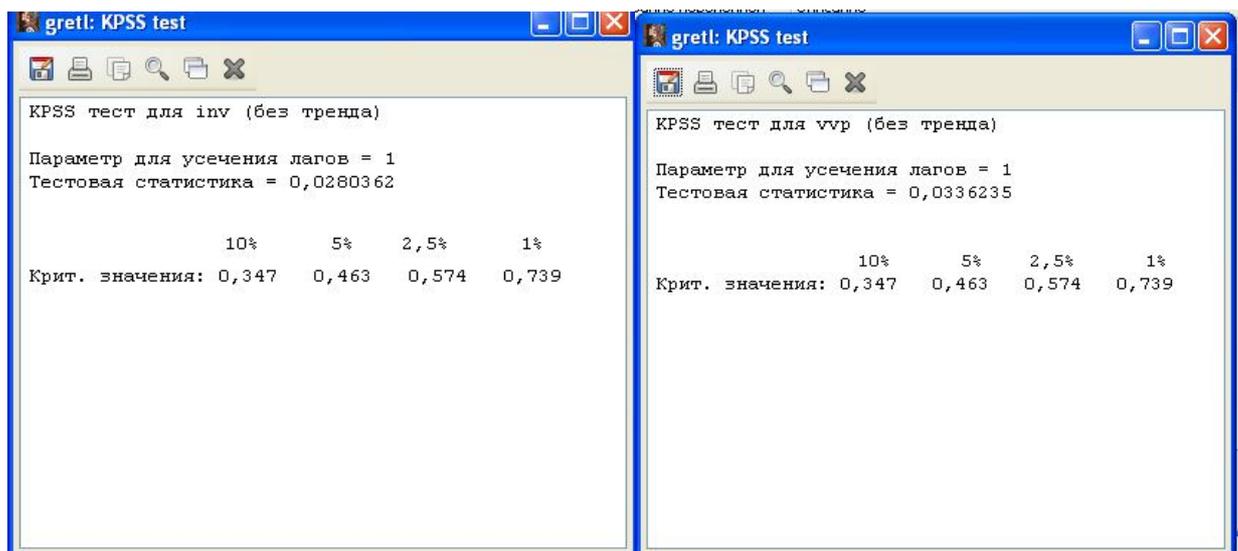


Рисунок 3 – результаты проверки гипотезы о стационарном ряде по критерию Квятковского – Филиппса-Шмидта-Шинна

По рисунку 3 видим, что для обоих рядов нулевая гипотеза принимается, то есть исследуемые ряды стационарные. Оба ряда участвующие в моделировании стационарные (случай СС), следовательно, можно переходить к моделированию по исходным данным. Исходя из содержательного анализа исследуемых переменных, можно предположить, что индекс инвестиций в основной капитал влияет на ВВП, так и индекс ВВП влияет на инвестиции в основной капитал. Проверим наше предположение на основе тест на причинность по Гренджеру [6].

Выдвинем нулевую гипотезу о том, что индекс инвестиций в основной капитал не является причиной по Гренджеру для ряда индекса ВВП.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$$

$$H_1: \exists \forall j \beta_j \neq 0, j = 1, \dots, p$$

То есть нужно проверить гипотезу о незначимом влиянии предшествующих значений фактора на результативную переменную в модели:

$$vvp_t = \alpha_0 + \alpha_1 vvp_{t-1} + \dots + \alpha_p vvp_{t-p} + \beta_1 inv_{t-1} + \dots + \beta_p inv_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Оценим МНК параметры модели (1). Для этого выберем **Модель – Метод наименьших квадратов**. Установим  $vvp$  как зависимую переменную, а в качестве независимой переменной выберем  $inv$ . Воспользовавшись нижней левой кнопкой **ЛАГИ** в активном окне, установим их лаговые значения, как это показано на рисунке 4.

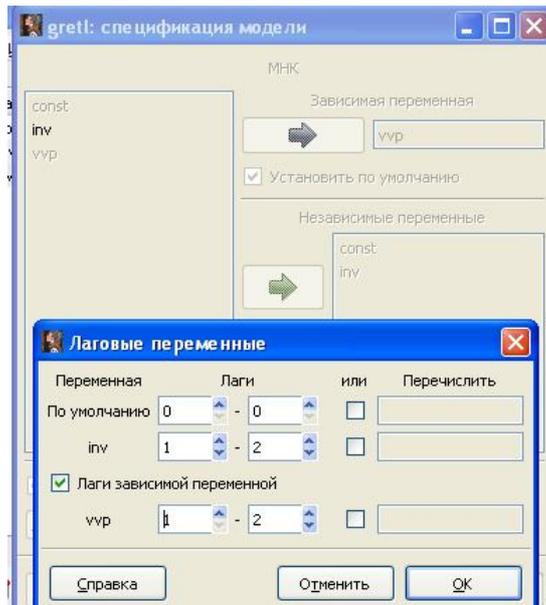


Рисунок 4 – Вид окна для выбора лаговых значений

После нажатия на кнопку **Ок**, получим вид окна спецификации модели (1) (рисунок 5).

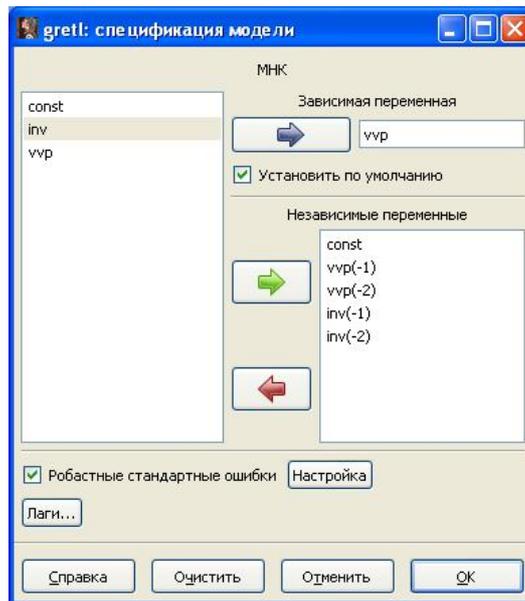


Рисунок 5 – Вид окна оценивания регрессии вида (1)

Нажмем кнопку **Ок** и получим результаты оценивания регрессии (Рисунок 6).

	Коэффициент	Ст. ошибка	t-статистика	P-значение
const	133,811	25,1816	5,314	5,74e-06 ***
inv_1	-0,346809	0,0573159	-6,051	5,94e-07 ***
inv_2	0,0691774	0,0551877	1,253	0,2181
vvp_1	1,11518	0,183027	6,093	5,22e-07 ***
vvp_2	-1,12335	0,202755	-5,540	2,86e-06 ***

Среднее зав. перемен	101,6536	Ст. откл. зав. перемен	9,662040
Сумма кв. остатков	359,3318	Ст. ошибка модели	3,159342
R-квадрат	0,903773	Испр. R-квадрат	0,893081
F(4, 36)	161,6937	P-значение (F)	1,79e-22
Лог. правдоподобие	-102,6753	Крит. Акаике	215,3506
Крит. Шварца	223,9185	Крит. Хеннана-Куинна	218,4705
Параметр rho	0,095714	Стат. Дарбина-Вотсона	1,538226

Исключая константу, наибольшее p-значение получено для переменной 7 (inv\_2)

Рисунок 6 – Результаты оценивания модели (1)

По рисунку 6 видно, что параметр при лаге один для независимой переменной  $inv$  значим, следовательно, делаем вывод о том, что индекс инвестиций в основной капитал является причиной по Гренджеру для индекса ВВП.

Аналогично выдвигается нулевая гипотеза о том, что индекс ВВП не является причиной по Гренджеру для индекса инвестиций в основной капитал.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$$

$$H_1: \exists \forall j \beta_j \neq 0, j = 1, \dots, p$$

То есть нужно проверить гипотезу о незначимом влиянии предшествующих значений фактора на результативную переменную в модели:

$$inv_t = \alpha_0 + \alpha_1 inv_{t-1} + \dots + \alpha_p inv_{t-p} + \beta_1 vvp_{t-1} + \dots + \beta_p vvp_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Оценим модель (2), как показано на рисунке 7.

	Коэффициент	Ст. ошибка	t-статистика	P-значение	
const	267,334	112,358	2,379	0,0228	**
vvp_1	4,56100	0,679094	6,716	7,76e-08	***
vvp_2	-5,59332	0,987300	-5,665	1,95e-06	***
inv_1	-1,37151	0,222385	-6,167	4,16e-07	***
inv_2	0,933571	0,249499	3,742	0,0006	***
Среднее зав. перемен	112,5721	Ст. откл. зав. перемен	40,99218		
Сумма кв. остатков	4676,820	Ст. ошибка модели	11,39788		
R-квадрат	0,930419	Испр. R-квадрат	0,922688		
F(4, 36)	167,9485	P-значение (F)	9,38e-23		
Лог. правдоподобие	-155,2809	Крит. Акаике	320,5618		
Крит. Шварца	329,1297	Крит. Хеннана-Куинна	323,6818		
Параметр rho	0,029157	Стат. Дарбина-Вотсона	1,797804		

Рисунок 7 - Результаты оценивания модели (2)

По рисунку 7 видно, что параметры при лаговых значениях независимой переменной  $vvp$  значимы, следовательно, делаем вывод о том, что индекс ВВП является причиной по Гренджеру для индекса инвестиций в основной капитал.

Таким образом, выяснили, что существует причинность в двух направлениях. Следовательно, для прогнозирования следует выбрать векторную модель авторегрессии VAR(p) [4].

Для проверки гипотезы о достаточности лагов  $p$  используем тест отношений правдоподобий, а также информационные критерии Акаике, Шварца и Хеннана-Куина. Для этого выберем **Модель-Временные ряды-Выбор порядка лагов для VAR** появится окно, как показано на рисунке 8.

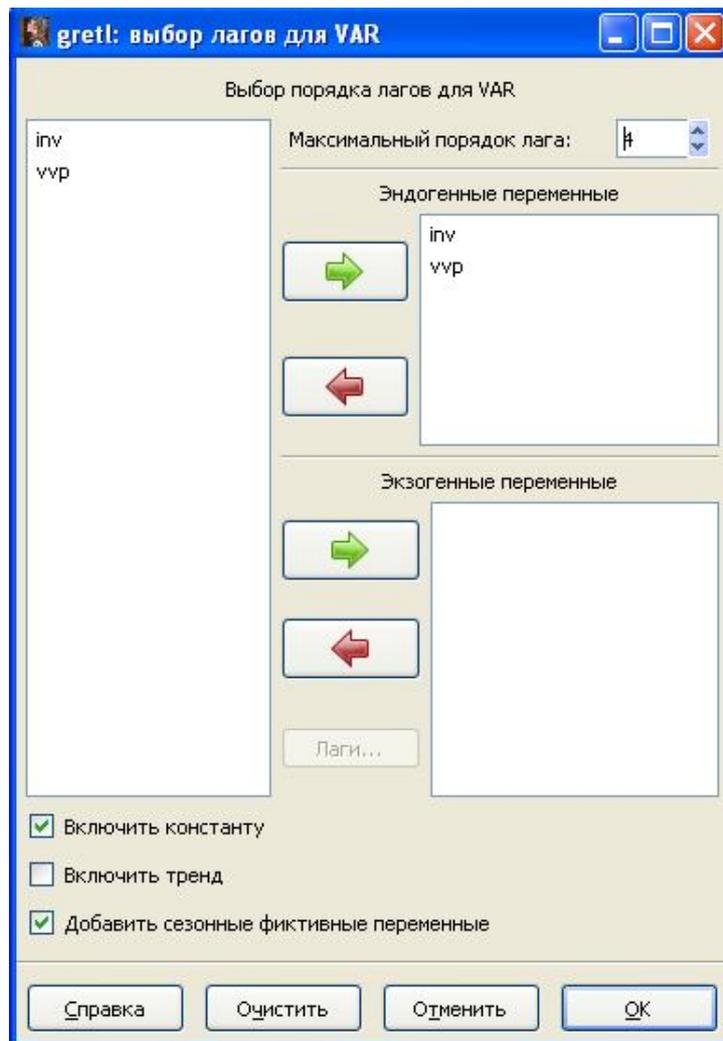


Рисунок 8 – Вид окна для выбора порядка лагов для VAR

Переменные `vvr` и `inv` перенесем в часть окна с названием эндогенные переменные, установим флажок на «Добавить сезонные фиктивные переменные» (так как ряды содержат сезонность) и нажмем кнопку **Ок**. Получим окно с результатами расчетов информационных критериев.

VAR система, максимальный порядок лага 4

Звездочка указывает на наилучшие (минимальные) значения информационных критериев Акаике (AIC), Шварца (BIC) и Хеннана-Куинна (HQC).

lags	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	-193,34065		10,530290	11,042155	10,713942
2	-177,84007	0,00000	9,940516*	10,623003*	10,185387*
3	-176,05818	0,46825	10,054266	10,907374	10,360354
4	-172,23865	0,10573	10,063521	11,087251	10,430826

Рисунок 9 – Результаты проверки достаточности лагов

По рисунку 9 видно, что следует оценивать модель VAR(2), так как для двух лагов информационные критерии приняли минимальное значение.

Общий вид модели VAR(2) в нашем случае имеет вид:

$$\begin{cases} vvp_t = \alpha_1 + \alpha_{11}vvp_{t-1} + \alpha_{12}vvp_{t-2} + \beta_{11}inv_{t-1} + \beta_{12}inv_{t-2} + \gamma_{11}S_{t,1} + \gamma_{12}S_{t,2} + \gamma_{13}S_{t,3} + z_{t1} \\ inv_t = \alpha_2 + \alpha_{21}inv_{t-1} + \alpha_{22}inv_{t-2} + \beta_{21}vvp_{t-1} + \beta_{22}vvp_{t-2} + \gamma_{21}S_{t,1} + \gamma_{22}S_{t,2} + \gamma_{23}S_{t,3} + z_{t2} \end{cases}, (3)$$

$$\text{где } S_i = \begin{cases} 1 & i \text{ квартал, } i = 1,2,3 \\ 0 & \text{иначе} \end{cases}$$

Для оценивания модели (3) выберем **Модель - Временные ряды - Векторная авторегрессия (VAR)**. В результате появится окно спецификации модели (рисунок 10).

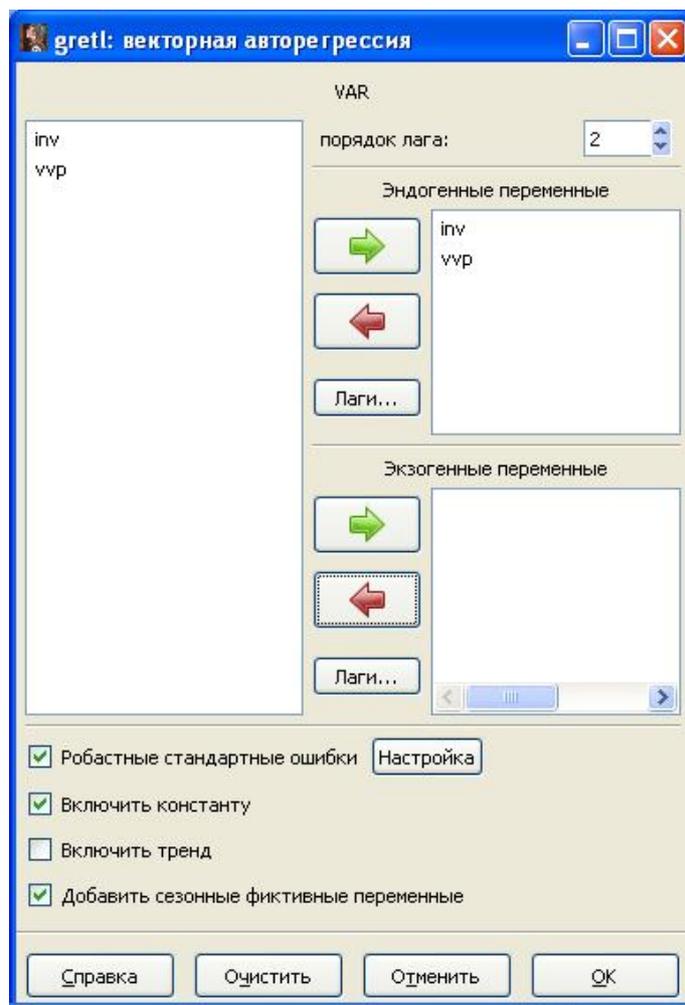


Рисунок 10 – Окно оценивания модели VAR

В правом верхнем углу укажем число лагов 2, а также установим флажок на «Добавить сезонные фиктивные переменные», нажав кнопку **Ок**, получим окно с результатами оценивания модели (рисунок 11).

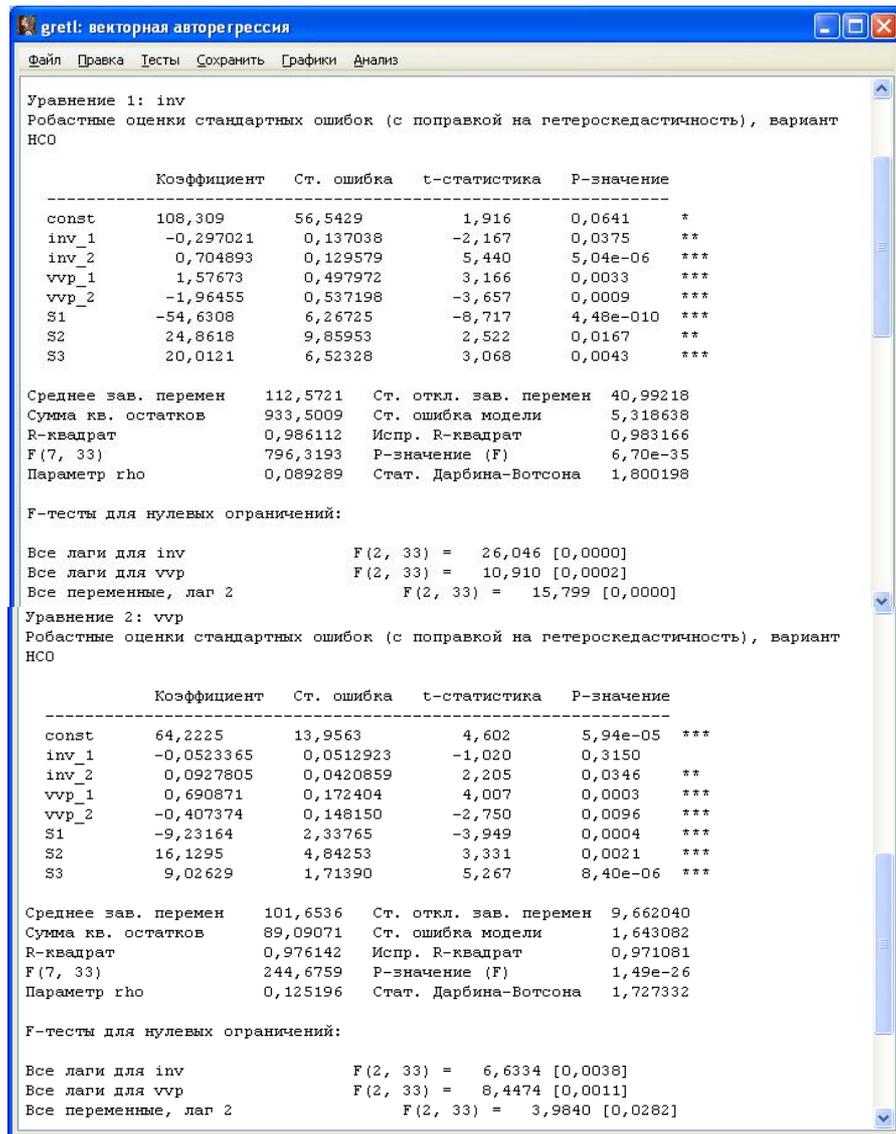


Рисунок 11 – Оценка модели VAR(2)

Результаты представлены под номером (4):

$$\begin{cases}
 \hat{inv}_t = 108,3 - 0,297 inv_{t-1} + 1,57 vvp_{t-1} + 0,7 inv_{t-2} - 1,96 vvp_{t-2} - 54,6 S_1 + \\
 + 24,8 S_2 + 20 S_3, \quad \mathcal{R}^2 = 0,98 \\
 \hat{vvp}_t = 64,2 - 0,05 inv_{t-1} + 0,69 vvp_{t-1} + 0,09 inv_{t-2} - 0,407 vvp_{t-2} - 9 S_1 + 16,1 S_2 + \\
 + 9 S_3, \quad \mathcal{R}^2 = 0,97
 \end{cases} \quad (4)$$

Параметры первого уравнения значимы на уровне значимости 0,1, а параметры второго уравнения на уровне значимости 0,05, кроме параметра при лаговом значении  $inv$ .

Проверим некоррелированность остатков отдельных уравнений и остатков отдельных уравнений. Для этого в окне результатов оценивания модели (рисунок 11) нажмем **Сохранить – Остатки из уравнения 1,2**. В окне исходными данными появятся наблюдаемые значения остатков (рисунок 12).

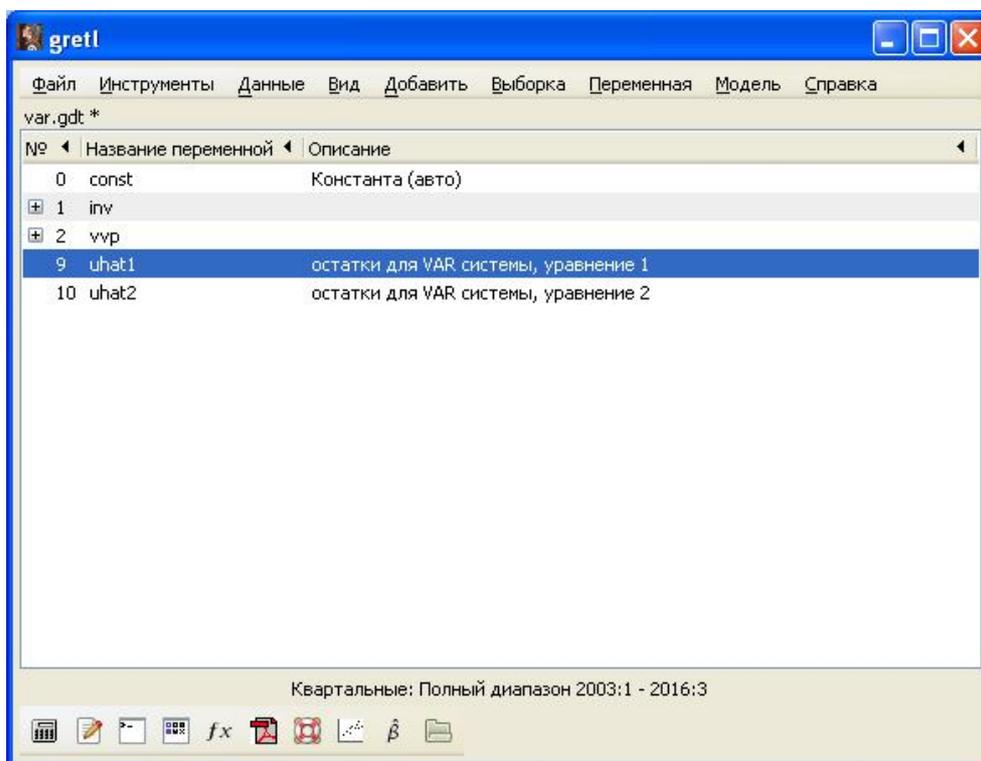


Рисунок 12 – Вид окна с исходными данными

Выбрав в окне рисунка 12 **Переменные - Коррелограмма** или **Переменные – Тест на нормальное распределение** проверим остатки. Результаты оценивания АКФ и ЧАКФ остатков представлены на рисунках 13-14.

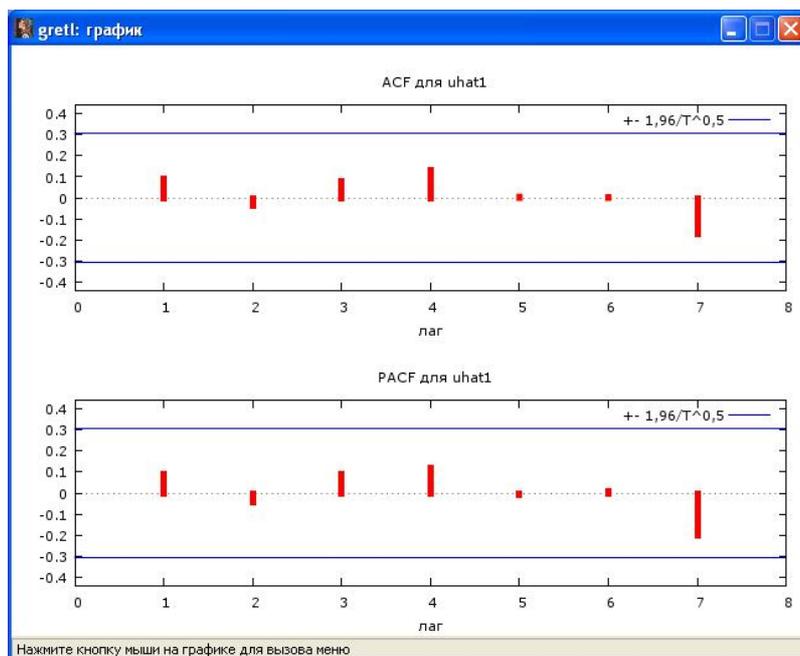


Рисунок 13 – Оценки АКФ и ЧАКФ остатков первого уравнения VAR

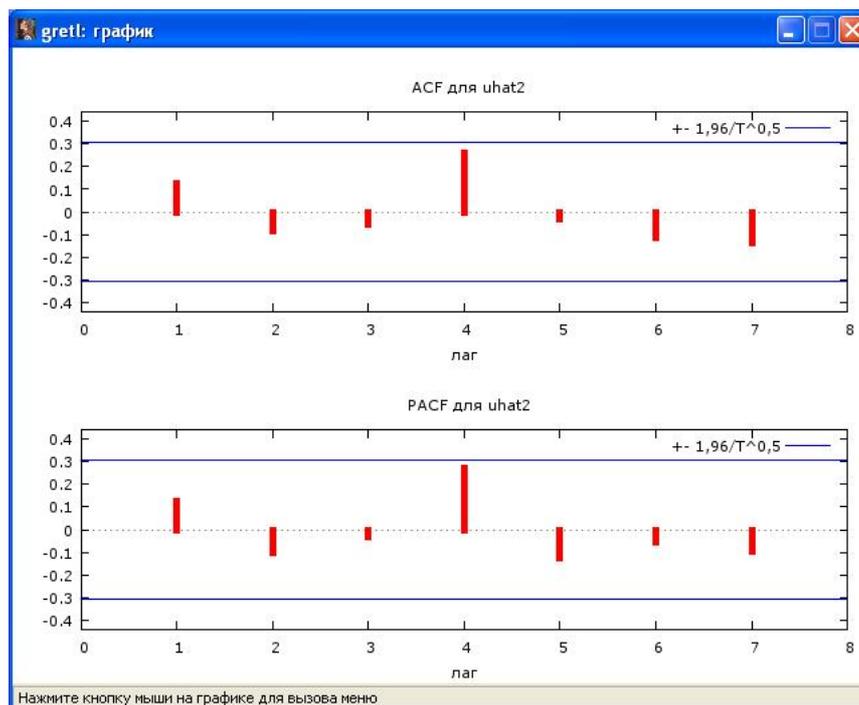


Рисунок 14 – Оценки АКФ и ЧАКФ остатков второго уравнения VAR

Остатки неавтокоррелированы. На рисунках 15-16 представлены результаты проверки гипотезы о нормальном распределении остатков.

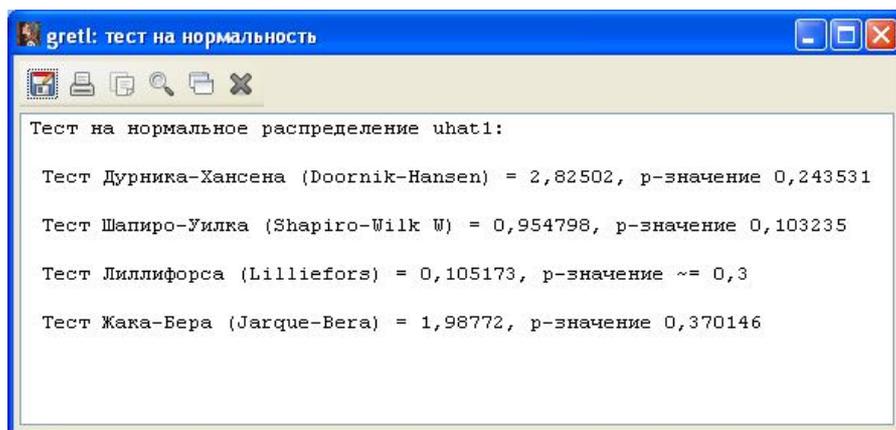


Рисунок 15 – Результаты проверки гипотезы о нормальном распределении остатков первого уравнения VAR

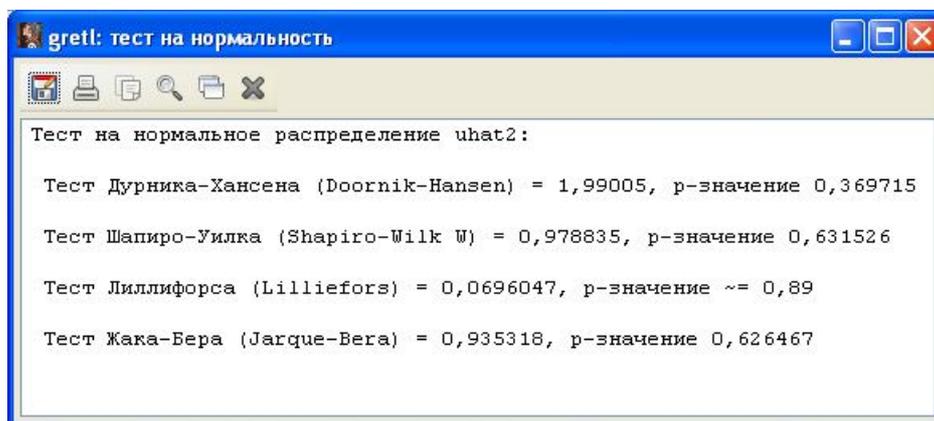


Рисунок 16 – Результаты проверки гипотезы о нормальном распределении остатков второго уравнения VAR

Осуществим прогнозирование индекса ВВП и индекса инвестиций в основной капитал по модели VAR(2), для этого в окне результатов оценивания модели (рисунок 11) выберем **Анализ – Прогнозы**. Выбрав нужную переменную *inv* или *vvр* и нажав кнопку **ок**, получим два окна с графиком прогноза (рисунки 17-18). И с численными значениями прогнозов (рисунки 19-20).

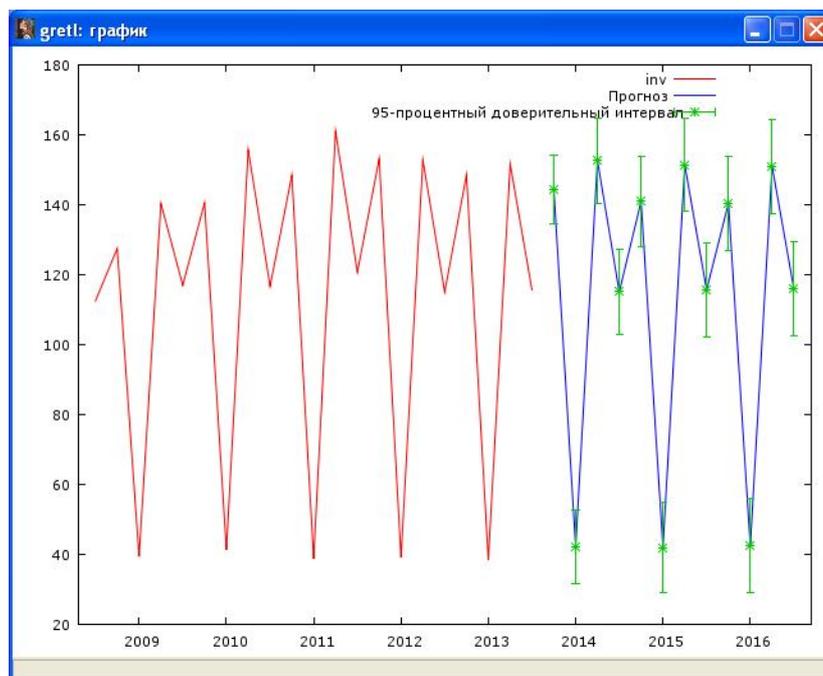


Рисунок 17 – Результаты прогнозирования индекса инвестиций в основной капитал

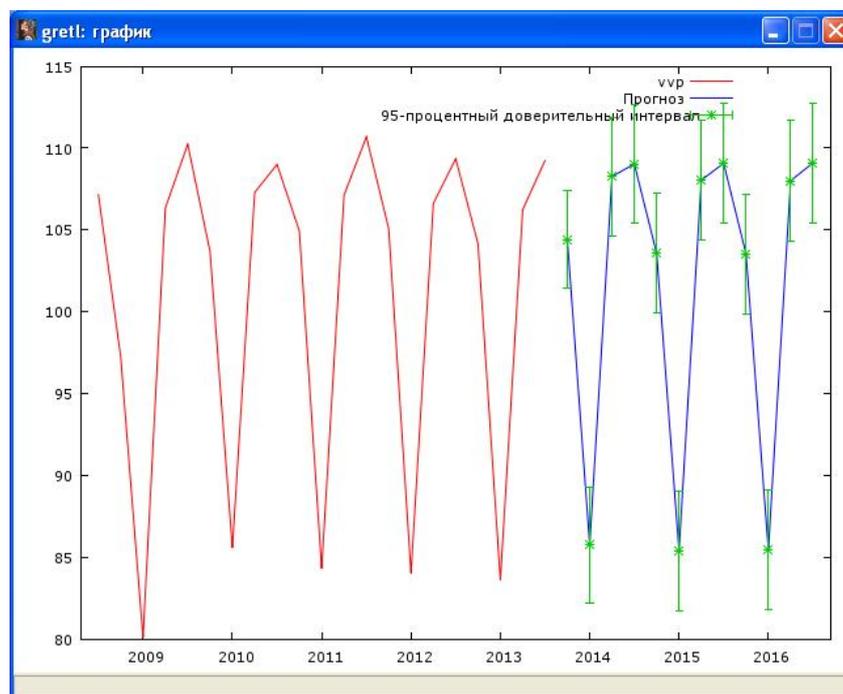


Рисунок 18 – Результаты прогнозирования индекса ВВП

2011:2	160,869565	152,989729			
2011:3	120,625889	111,080026			
2011:4	153,007075	149,940593			
2012:1	39,190751	41,505611			
2012:2	152,704031	155,455227			
2012:3	114,938828	113,575030			
2012:4	148,403361	144,772937			
2013:1	38,391846	40,019900			
2013:2	151,524090	153,598004			
2013:3	115,574302	113,597215			
2013:4		144,306797	4,771615	134,598872	- 154,014722
2014:1		42,318608	5,195298	31,748694	- 52,888522
2014:2		152,465725	5,992612	140,273664	- 164,657786
2014:3		115,008926	6,058950	102,681900	- 127,335953
2014:4		140,854583	6,347268	127,940969	- 153,768197
2015:1		42,009658	6,403618	28,981401	- 55,037916
2015:2		151,195084	6,490556	137,989947	- 164,400220
2015:3		115,558302	6,526564	102,279908	- 128,836695
2015:4		140,285825	6,560604	126,938176	- 153,633474
2016:1		42,440108	6,578957	29,055120	- 55,825096
2016:2		150,795194	6,593893	137,379819	- 164,210569
2016:3		115,843417	6,602807	102,409906	- 129,276928

Рисунок 19 – Результаты прогнозирования индекса инвестиций в основной капитал

Согласно модели VAR(2) в третьем квартале 2016 года индекс инвестиций в основной капитал в РФ должен был составить 115,8% (с надежностью 0,95 его значение находится в интервале от 102,4 до 129,3%).

2011:3	110,691698	108,082233			
2011:4	105,094124	105,665769			
2012:1	84,056312	85,688318			
2012:2	106,624455	107,756388			
2012:3	109,360833	108,314353			
2012:4	104,168856	104,493177			
2013:1	83,633204	85,304532			
2013:2	106,246230	107,455683			
2013:3	109,241153	108,213043			
2013:4		104,421839	1,474091	101,422778	- 107,420900
2014:1		85,801425	1,739635	82,262110	- 89,340740
2014:2		108,264991	1,771742	104,660354	- 111,869629
2014:3		109,039515	1,774414	105,429443	- 112,649586
2014:4		103,577096	1,793111	99,928984	- 107,225208
2015:1		85,428179	1,794272	81,777706	- 89,078652
2015:2		108,047125	1,797278	104,390536	- 111,703714
2015:3		109,078884	1,797990	105,420845	- 112,736923
2015:4		103,546405	1,798901	99,886513	- 107,206297
2016:1		85,471676	1,799309	81,810955	- 89,132397
2016:2		108,014380	1,799707	104,352849	- 111,675912
2016:3		109,099408	1,799910	105,437464	- 112,761353

Рисунок 20 – Результаты прогнозирования индекса ВВП

Согласно модели VAR(2) в третьем квартале 2016 года индекс ВВП РФ должен был составить 109,1% (с надежностью 0,95 его значение находится в интервале от 105,4 до 112,76%).

Как известно параметры модели VAR не интерпретируются. Для интерпретации анализируют функции импульсных откликов, которые показывают, как экзогенный шок в одно стандартное отклонение распространяется во времени. Чтобы построить графики импульсных откликов выберем в окне результатов оценивания модели VAR (рисунок 11) **Графики- Импульсные отклики(общие)**. Появится окно с графиками импульсных откликов (рисунок 21).

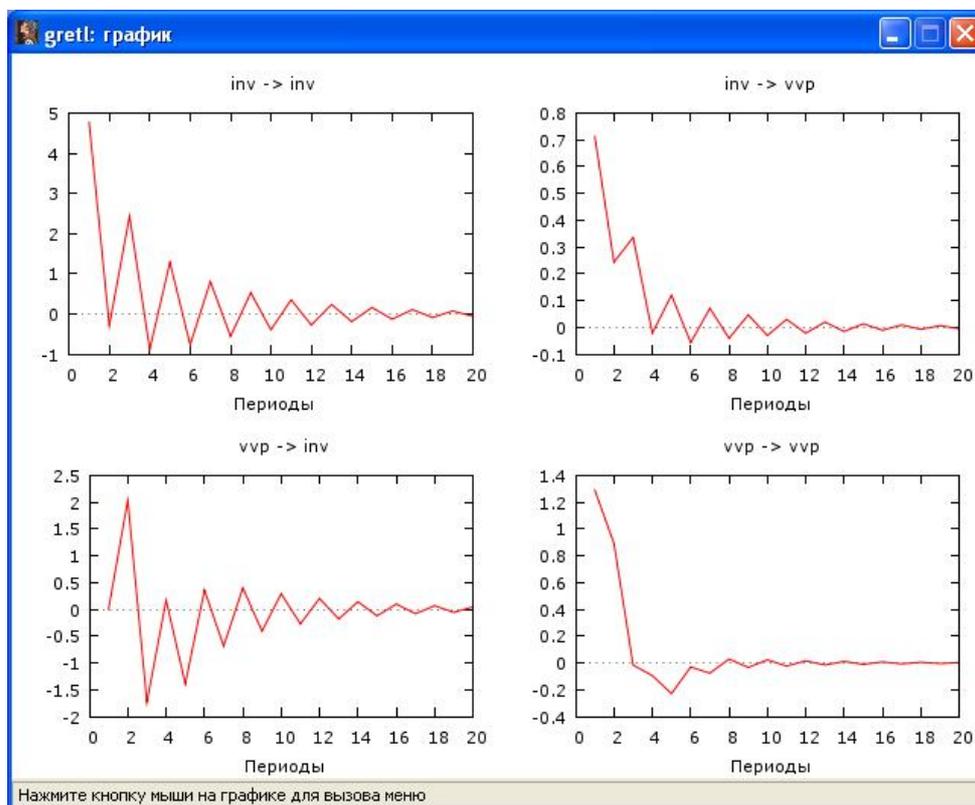


Рисунок 21 – Графики импульсных откликов

По рисункам видно, что шок в одно стандартное отклонение в ВВП в первый квартал после шока не влияет на инвестиции (значение 0), однако уже со второго квартала после шока есть значимый отклик инвестиций в основной капитал,

продолжающийся практически два года (8 кварталов). В свою очередь шок в инвестициях сразу же сказывается на ВВП, причем шок постепенно убывает от 0,7 в текущий после шока квартал до значения 0,02 через год.

### Тип I(1) (ряды нестационарные вида I(1))

Как известно в этом случае возможны две ситуации, когда ряды коинтегрированы и некоинтегрированы. Если ряды не коинтегрированы, то переходят к первым разностям, получают стационарные ряды и дальше модель строится и исследуется также как описано выше (тип CC). Если ряды коинтегрированы, то можно оценивать регрессию по исходным данным, и в этом случае она будет «иметь смысл».

Как известно исследуемые показатели могут находиться в долгосрочном равновесии (коинтегрированы), переход к разностям в этом случае приводит к потере информации о долгосрочном равновесии, то есть моделируют только краткосрочное равновесие (в разностях). Существуют модели, позволяющие одновременно учитывать взаимосвязи в долгосрочной и краткосрочной динамике, так называемые модели корректировки ошибками.

Пусть рассматриваются ряды годовой динамики таких показателей как: число браков (brak) и разводов (razv), рождаемость (rogd) и смертность (smert) на 1000 человек населения по РФ за период с 1970 по 2014 гг. Данные представлены в Приложении. Окно с данными в Gretl представлено на рисунке.

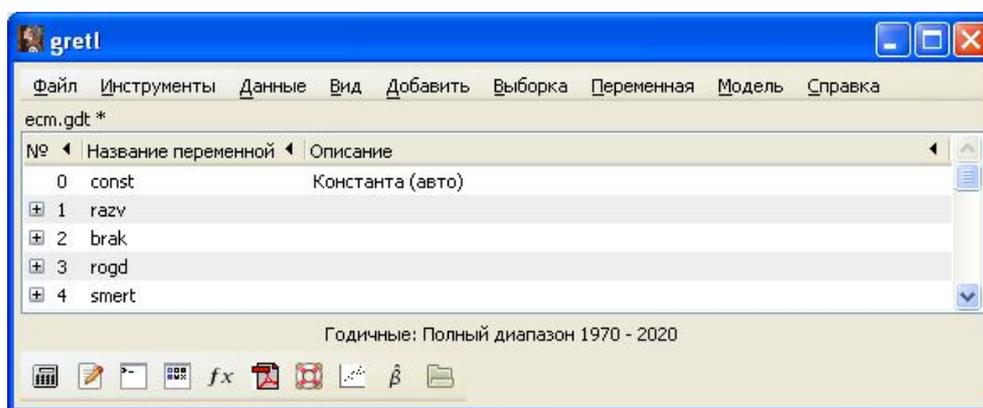


Рисунок 22 – Окно с исходными данными

В исследуемый период население страны испытало влияние двух крупных кризисов. Это кризис начала 90-х и кризис 1998 года. Посмотрим на графиках, как это отобразилось на динамике изучаемых показателей (рисунки 23-24). Для этого нажмем **Вид- График- График временного ряда**, в появившемся окне перенесем в правую часть ряды с одинаковым масштабом единиц измерения, то есть сначала построим графики рядов числа браков и разводов, а затем рождаемости и смертности.

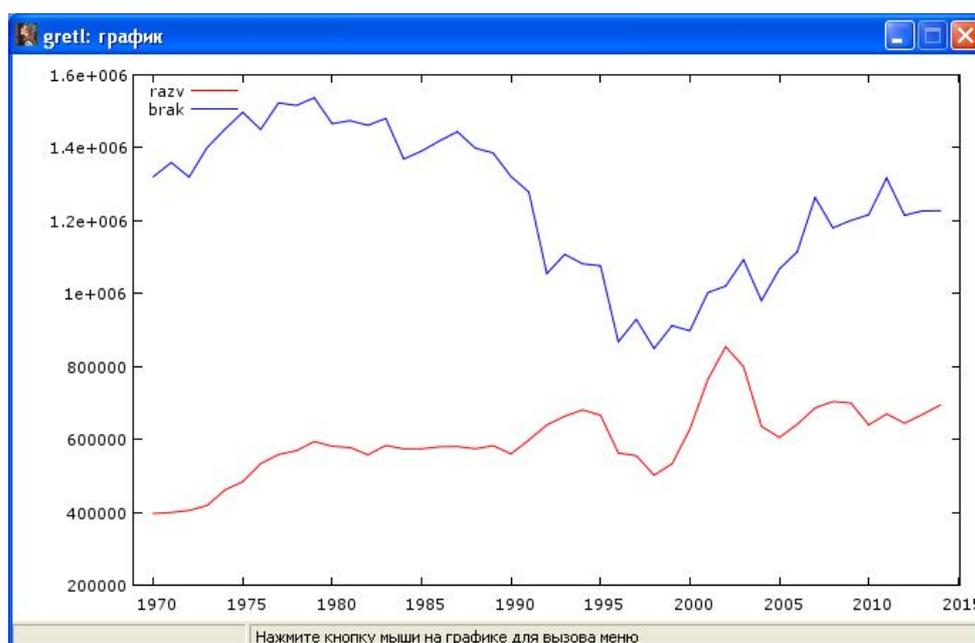


Рисунок 23 – Динамика числа браков и разводов в РФ

По рисунку видно, что число разводов в РФ постоянно увеличивается, при этом ускоренный рост их числа наблюдался в периоды масштабных кризисов – начало 90-х (90-95 гг.) с улучшением ситуации с 1995 до 1998 года и конец 90-х (1998-2000 гг.) с улучшением до 2005 года. Следует отметить, что в эти же периоды наблюдалось снижение числа браков.

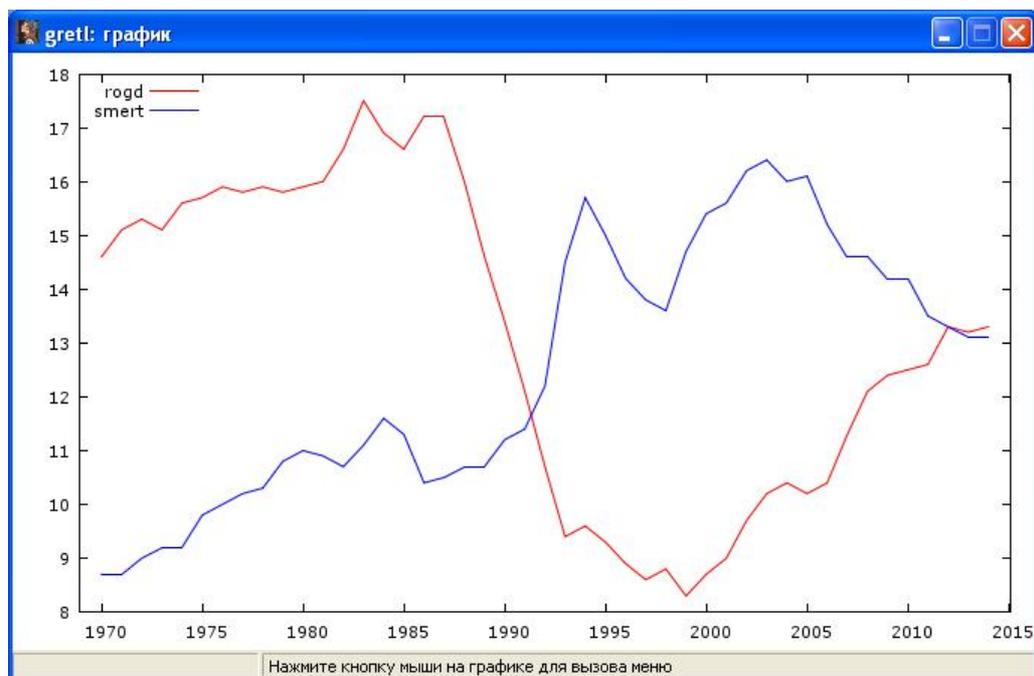


Рисунок 24 – Динамика рождаемости и смертности в РФ

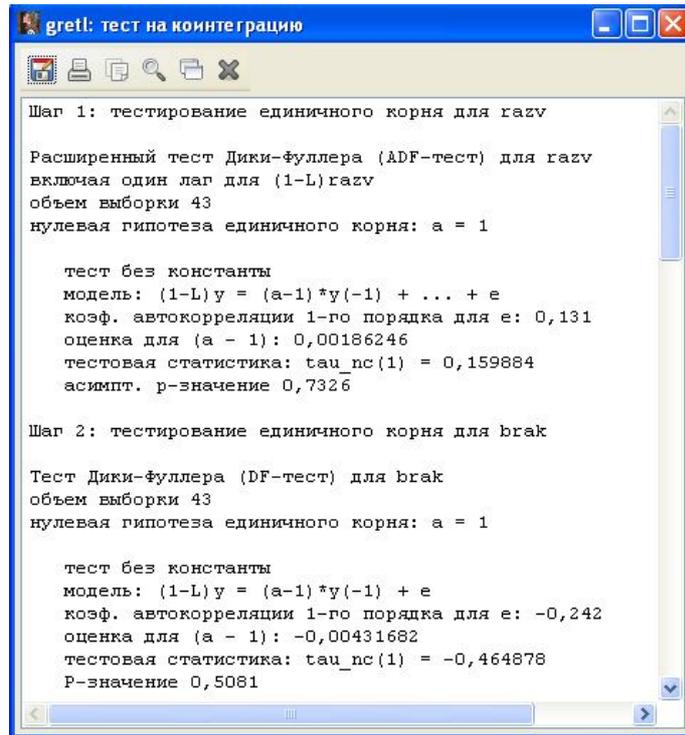
На рисунке 24 мы видим так называемый «Русский крест». Этим термином обозначается перекрещение графиков смертности и рождаемости в РФ в 90-е годы прошлого века [1]. Превышение смертности над рождаемостью удалось преодолеть лишь в последние годы. По графику видно, что на период 90-95 гг. приходятся самые значительные изменения в рождаемости и смертности.

Исходя из предварительного анализа графиков, а также исходя из содержательного анализа, в моделирование будем включать фиктивную переменную для периодов (1995-1998гг., 2001-2005 гг.).

Из рассматриваемых переменных показатель рождаемости был отнесен к экзогенной переменной, как к переменной на уровень которой может повлиять государство на основе применения специальных демографических рычагов.

Проверим коинтегрированность переменных на основе критерия Энгла-Гренджера. Для этого выберем **Модель – Временные ряды – Коинтеграция – Энгла Гренджера**. Установим флажок на **Автоматическое определение порядка лага** и выберем **Тест без константы**. В итоге получим следующие результаты,

представленные на рисунке 25 (результаты проверки по шагам представлены на рисунках а, б, в.



```
gretl: тест на коинтеграцию

Шаг 1: тестирование единичного корня для газв

Расширенный тест Дики-Фуллера (ADF-тест) для газв
включая один лаг для (1-L)газв
объем выборки 43
нулевая гипотеза единичного корня: а = 1

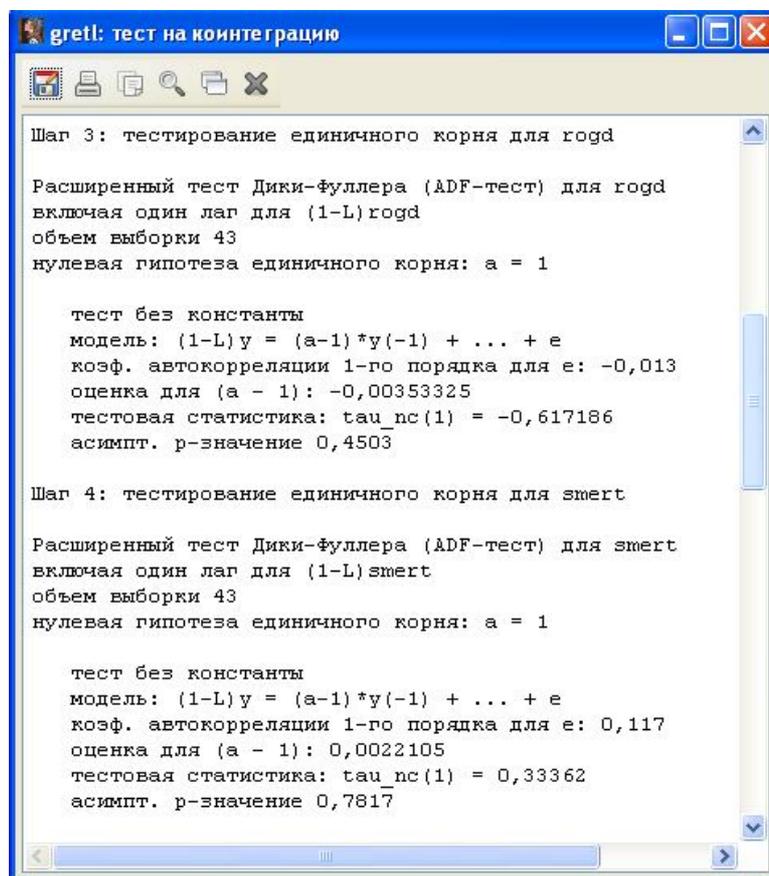
тест без константы
модель: (1-L)y = (а-1)*y(-1) + ... + е
коэф. автокорреляции 1-го порядка для е: 0,131
оценка для (а - 1): 0,00186246
тестовая статистика: tau_nc(1) = 0,159884
асимпт. р-значение 0,7326

Шаг 2: тестирование единичного корня для brak

Тест Дики-Фуллера (DF-тест) для brak
объем выборки 43
нулевая гипотеза единичного корня: а = 1

тест без константы
модель: (1-L)y = (а-1)*y(-1) + е
коэф. автокорреляции 1-го порядка для е: -0,242
оценка для (а - 1): -0,00431682
тестовая статистика: tau_nc(1) = -0,464878
Р-значение 0,5081
```

Рисунок 25а – Реализация 1 и 2 шага



```
gretl: тест на коинтеграцию

Шаг 3: тестирование единичного корня для rogd

Расширенный тест Дики-Фуллера (ADF-тест) для rogd
включая один лаг для (1-L)rogd
объем выборки 43
нулевая гипотеза единичного корня: а = 1

тест без константы
модель: (1-L)y = (а-1)*y(-1) + ... + е
коэф. автокорреляции 1-го порядка для е: -0,013
оценка для (а - 1): -0,00353325
тестовая статистика: tau_nc(1) = -0,617186
асимпт. р-значение 0,4503

Шаг 4: тестирование единичного корня для zmert

Расширенный тест Дики-Фуллера (ADF-тест) для zmert
включая один лаг для (1-L)zmert
объем выборки 43
нулевая гипотеза единичного корня: а = 1

тест без константы
модель: (1-L)y = (а-1)*y(-1) + ... + е
коэф. автокорреляции 1-го порядка для е: 0,117
оценка для (а - 1): 0,0022105
тестовая статистика: tau_nc(1) = 0,33362
асимпт. р-значение 0,7817
```

Рисунок 25б – Реализация 3 и 4 шага

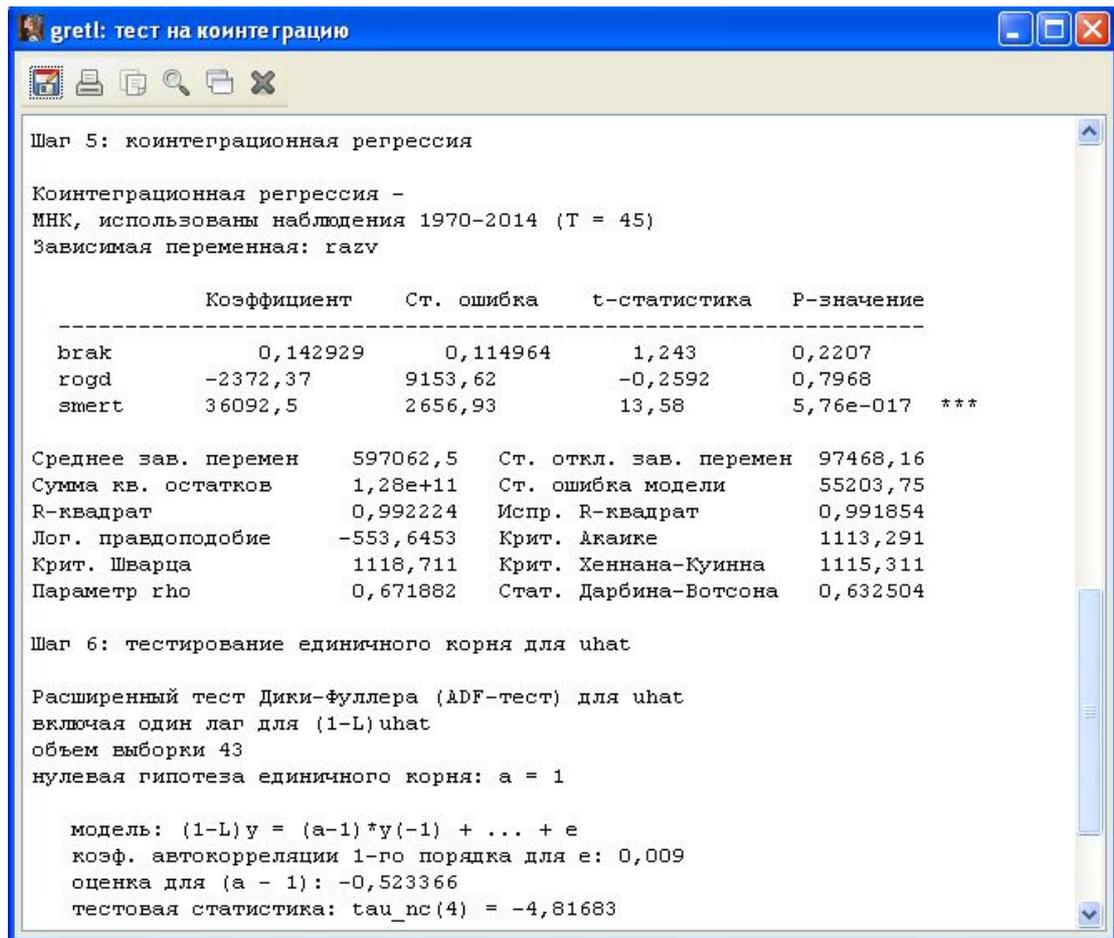


Рисунок 25в – Реализация 5 и 6 шага проверки коинтегрированности переменных

По рисунку видно, что ряды коинтегрированы, так как для всех исследуемых рядов нулевая гипотеза о DS ряде принимается, а для ряда остатков отвергается. Коинтеграция – это наличие долгосрочного равновесия или связи между переменными. Возможна также краткосрочная взаимосвязь - связь между приростами. Для того чтобы выяснить есть ли взаимосвязь в краткосрочном периоде можно:

1 оценить кросскоррелограмму между парами приростов (первых разностей). Добавим в исходные данные первые разности исследуемых показателей, воспользовавшись **Добавить – Первые разности выделенных переменных** и оценим кросскоррелограмму, выбрав **Вид – Кросскоррелограмма**. Результаты

оценивания кросскоррелограммы между разностями числа браков и разводов представлены на рисунке 26.

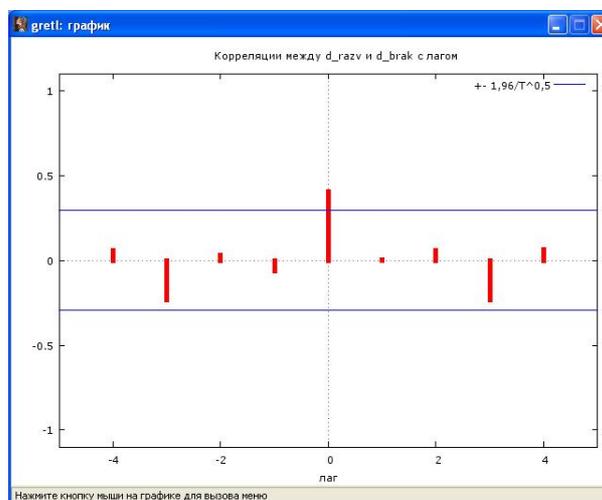


Рисунок 26 – Оценка кросскоррелограммы между разностями числа браков и разводов

2 Оценить регрессию по первым разностям. Например, оценим МНК зависимость между приростом числа разводов и разностями остальных показателей (Модель – МНК).

	Коэффициент	Ст. ошибка	t-статистика	P-значение
d_brak	0,246350	0,0923756	2,667	0,0109 **
d_rogd	6166,53	10192,8	0,6050	0,5485
d_smet	29833,5	11072,6	2,694	0,0102 **

Среднее зав. перемен	6753,205	Ст. откл. зав. перемен	48545,68
Сумма кв. остатков	7,47e+10	Ст. ошибка модели	42686,67
R-квадрат	0,277092	Испр. R-квадрат	0,241828
F(3, 41)	3,779867	P-значение (F)	0,017494
Лог. правдоподобие	-529,9920	Крит. Акаике	1065,984
Крит. Шварца	1071,336	Крит. Хеннана-Куинна	1067,969
Параметр rho	0,303078	Стат. Дарбина-Вотсона	1,389211

Наибольшее p-значение получено для переменной 26 (d\_rogd)

Рисунок 27 – Результаты оценивания регрессии по первым разностям

По рисунку 26 и 27 видно, что существует краткосрочная взаимосвязь между, например, числом разводов и браков, числом разводов и смертностью. По этой причине имеет смысл оценивать векторные модели корректировки ошибок, которые позволяют моделировать одновременно и долгосрочную и краткосрочную взаимосвязи.

Вопрос выбора эндогенных и экзогенных переменных, а также выбора порядка лага для их включения в модель остается вне рамок методических указаний. Спецификация модели является исследовательской работой, основанной на содержательном анализе и применении нетрадиционного корреляционного анализа.

Пусть в результате анализа выбрана трехмерная модель VECM вида:

$$\begin{aligned} \Delta \text{razv}_t &= \mu_1 + \alpha_1 \text{EC}_{1,t-1} + \theta_1 \Delta \text{brak}_{t-1} + \gamma_1 \Delta \text{razv}_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{smert}_{t-1} + \varphi_1 \text{rogd}_t + \psi_1 \text{kr}_t + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta \text{brak}_t &= \mu_2 + \alpha_2 \text{EC}_{1,t-1} + \theta_2 \Delta \text{brak}_{t-1} + \gamma_2 \Delta \text{razv}_{t-1} + \beta_2 \Delta \text{smert}_{t-1} + \varphi_2 \text{rogd}_t + \psi_2 \text{kr}_t + \varepsilon_{2,t} \\ \Delta \text{smert}_t &= \mu_3 + \alpha_3 \text{EC}_{1,t-1} + \theta_3 \Delta \text{brak}_{t-1} + \gamma_3 \Delta \text{razv}_{t-1} + \beta_3 \Delta \text{smert}_{t-1} + \varphi_3 \text{rogd}_t + \psi_3 \text{kr}_t + \varepsilon_{3,t} \end{aligned} \quad (5)$$

Для оценивания параметров модели выберем **Модель – Временные ряды – Векторная модель коррекции ошибок (VECM)**. В результате появится окно, представленное на рисунке 28.

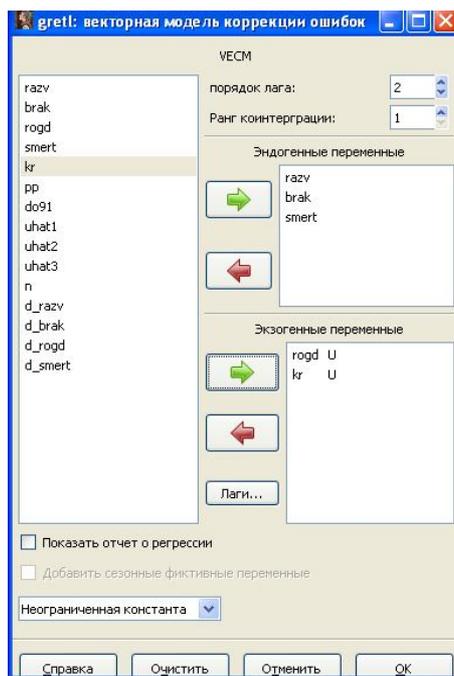


Рисунок 28 – Окно оценивания VECM

Показатели «Число браков», «Число разводов», «Уровень смертности» выбраны как эндогенные переменные, а показатель рождаемости и фиктивная переменная введены как «неограниченная переменная». Если ввести ее ограниченной, то в случае, если она окажется незначимой хотя бы в одном из уравнений системы, то она автоматически исключается.

```
gretl: векторная модель коррекции ошибок
Файл  Правка  Тесты  Сохранить  Графики  Анализ
VECM система, порядок лага 2
Метод оценки - Максимальное правдоподобие, наблюдения 1972-2014 (T = 43)
Ранг коинтеграции = 1
Вариант 3: Неограниченная константа

beta (Коинтегрирующие векторы, в скобках указаны стандартные ошибки)

razv      1,0000
           (0,000000)
brak      -0,12628
           (0,10008)
smert     -65918,
           (5321,9)

alpha (Корректирующие векторы)

razv      -0,48739
brak      -0,84996
smert     4,9233e-006

Лог. правдоподобие = -1062,3241
Определитель ковариационной матрицы = 5,7710009e+017
Крит. Акаике = 50,6662
Крит. Шварца = 51,7721
Крит. Хеннана-Куинна = 51,0740
```

Рисунок 29а – Коинтегрирующий вектор. Результаты оценивания VECM

gretl: векторная модель коррекции ошибок

Файл Правка Тесты Сохранить Графики Анализ

Уравнение 1: d\_razv

	Коэффициент	Ст. ошибка	t-статистика	P-значение	
const	-304019	85863,7	-3,541	0,0011	***
d_razv_1	0,754207	0,159936	4,716	3,57e-05	***
d_brak_1	-0,274712	0,0930068	-2,954	0,0055	***
d_smert_1	5590,15	10332,7	0,5410	0,5918	
rogd	5937,99	3524,21	1,685	0,1007	
kr	49727,5	17554,1	2,833	0,0075	***
EC1	-0,487394	0,125409	-3,886	0,0004	***
Среднее зав. перемен	6846,302	Ст. откл. зав. перемен	49116,23		
Сумма кв. остатков	4,86e+10	Ст. ошибка модели	36741,05		
R-квадрат	0,520370	Испр. R-квадрат	0,440432		
Параметр rho	0,081527	Стат. Дарбина-Вотсона	1,830352		

Рисунок 29б – Результаты оценивания VECM (1 уравнение)

gretl: векторная модель коррекции ошибок

Файл Правка Тесты Сохранить Графики Анализ

Уравнение 2: d\_brak

	Коэффициент	Ст. ошибка	t-статистика	P-значение	
const	-570267	160766	-3,547	0,0011	***
d_razv_1	0,664501	0,299454	2,219	0,0329	**
d_brak_1	-0,575125	0,174140	-3,303	0,0022	***
d_smert_1	-4641,39	19346,4	-0,2399	0,8118	
rogd	17928,4	6598,50	2,717	0,0101	**
kr	932,635	32867,1	0,02838	0,9775	
EC1	-0,849958	0,234807	-3,620	0,0009	***
Среднее зав. перемен	-3078,698	Ст. откл. зав. перемен	76997,96		
Сумма кв. остатков	1,70e+11	Ст. ошибка модели	68791,62		
R-квадрат	0,315827	Испр. R-квадрат	0,201798		
Параметр rho	0,049364	Стат. Дарбина-Вотсона	1,896364		

Рисунок 29в – Результаты оценивания VECM (2 уравнение)

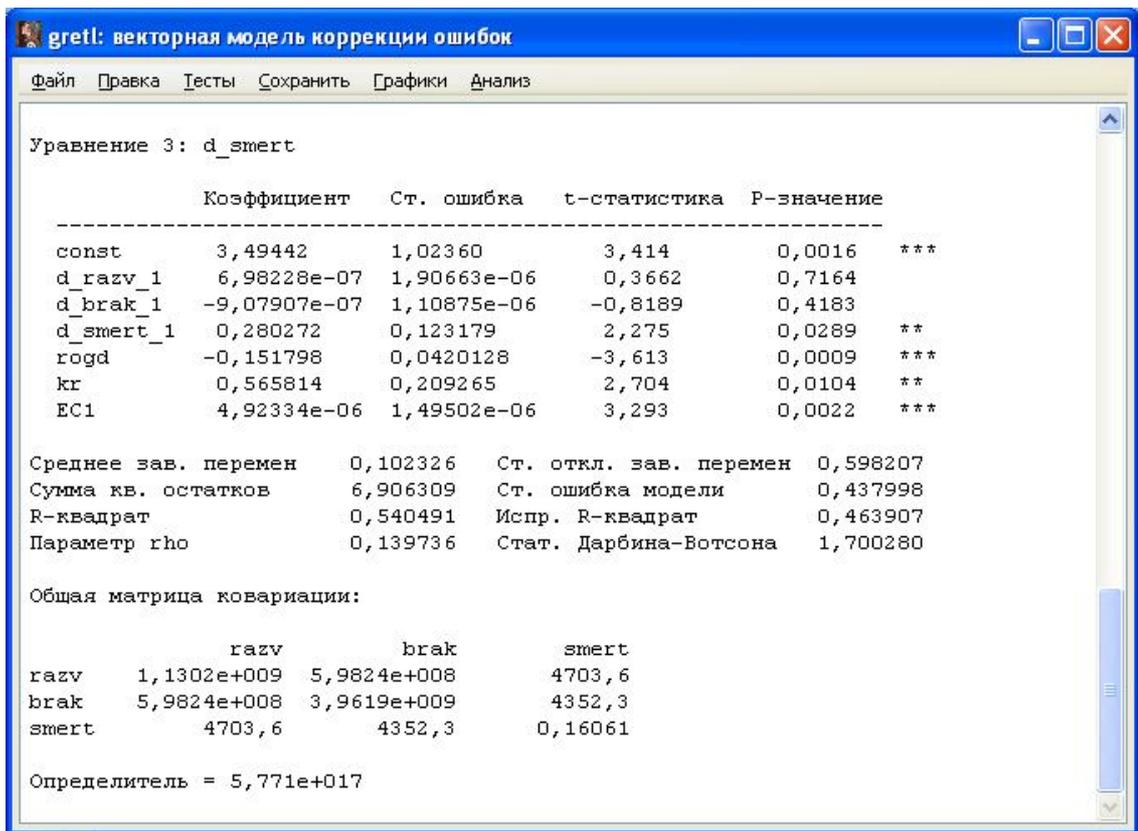


Рисунок 29г – Результаты оценивания VECM (3 уравнение)

Таким образом, во всех трех уравнениях параметры корректировки ошибок значимые. Фиктивная переменная не оказывает значимого влияния для второго уравнения.

Оценка модели:

$$\begin{aligned}
 \Delta \text{razv}_t &= -304010 - 0,487 \text{EC}_{1,t-1} - 0,274 \Delta \text{brak}_{t-1} + 0,754 \Delta \text{razv}_{t-1} + 5590,15 \Delta \text{smert}_{t-1} + \\
 &+ 5937,99 \text{rogd}_t + 49727,5 \text{kr}_t + z_{1,t} \\
 \Delta \text{brak}_t &= -304010 - 0,487 \text{EC}_{1,t-1} - 0,274 \Delta \text{brak}_{t-1} + 0,754 \Delta \text{razv}_{t-1} + 5590,15 \Delta \text{smert}_{t-1} + \\
 &+ 5937,99 \text{rogd}_t + 49727,5 \text{kr}_t + z_{2,t} \\
 \Delta \text{smert}_t &= 3,494 + 0,000049 \text{EC}_{1,t-1} - 0,0000091 \Delta \text{brak}_{t-1} + 0,0000069 \Delta \text{razv}_{t-1} + 0,28 \Delta \text{smert}_{t-1} + \\
 &- 0,15 \text{rogd}_t + 0,565 \text{kr}_t + z_{3,t}
 \end{aligned} \tag{6}$$

Проверим нормальность остатков, выбрав в окне результатов анализа **Тесты – Нормальность**.

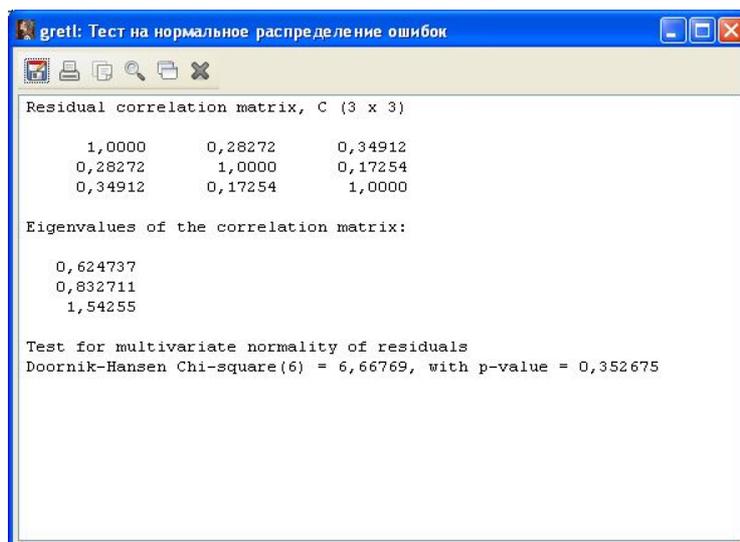


Рисунок 30 - Результаты проверки нормальности остатков VECM

По рисунку видно, что нулевая гипотеза о нормальности остатков принимается с вероятностью 0,35. Здесь же приводится корреляционная матрица для остатков по трем уравнениям. По оценке корреляционной матрицы можно сделать вывод об отсутствии взаимной корреляции между остатками разных уравнений. Здесь же во вкладке **Тесты** можно проверить автокорреляцию остатков на основе статистики Бокса- Льюнга.

Сохраним остатки каждого из уравнений системы и оценим их АКФ и ЧАКФ.

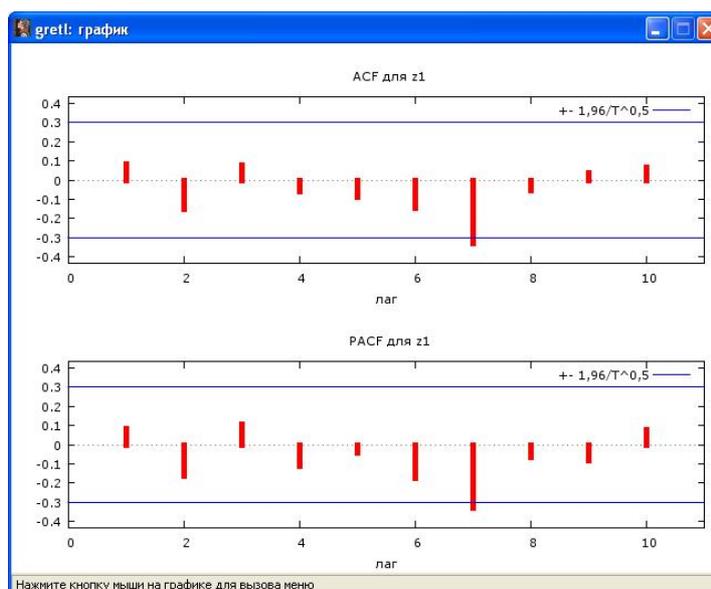


Рисунок 31 – Оценка АКФ и ЧАКФ остатков первого уравнения VECM

По рисунку 31 видно, что есть автокорреляция на 7 лаге. Это можно объяснить, например, наличием циклов в разводимости продолжительностью в 7 лет. Здесь нужны дополнительные исследования. Для остатков первого уравнения оценим модель авторегрессии, воспользовавшись вкладкой **Модель- Временные ряды- Авторегрессия интегрированного скользящего среднего**. Установим константу в ноль, выберем лаг авторегрессии равный семи (рисунок 32).

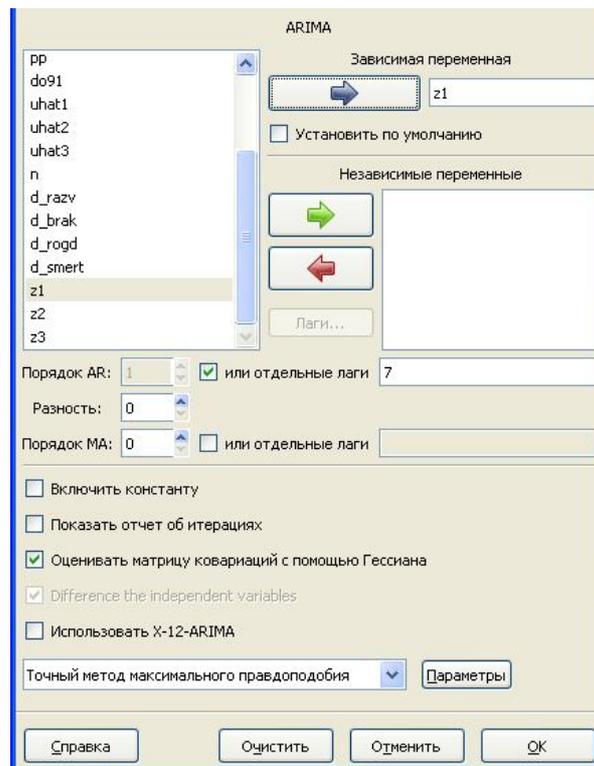


Рисунок 32 - Окно оценивания модели для остатков первого уравнения

Нажав кнопку **Ок** получим оценку модели авторегрессии (рисунок 33).

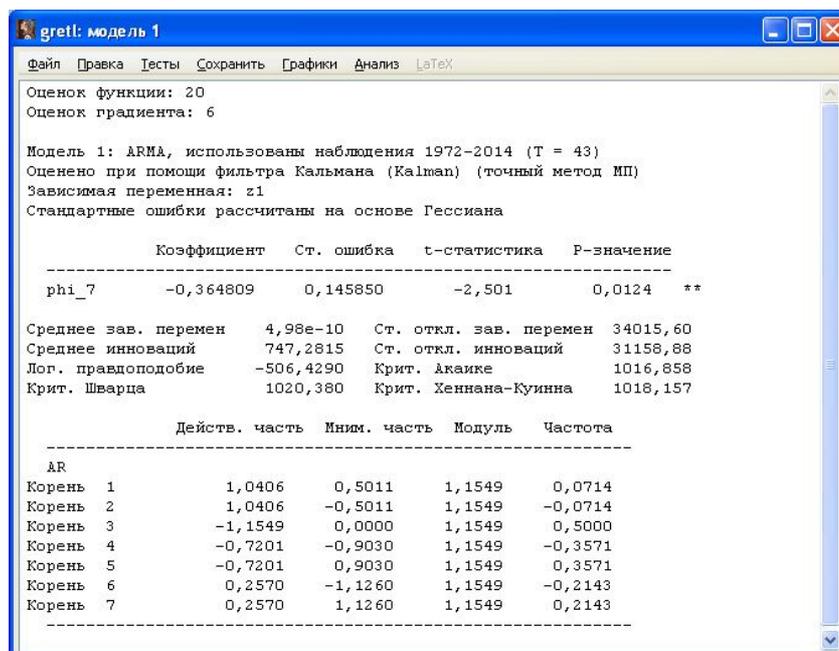


Рисунок 33 – Оценка модели авторегрессии для остатков первого уравнения

Аналогично оценили АКФ и ЧАКФ для остатков второго уравнения

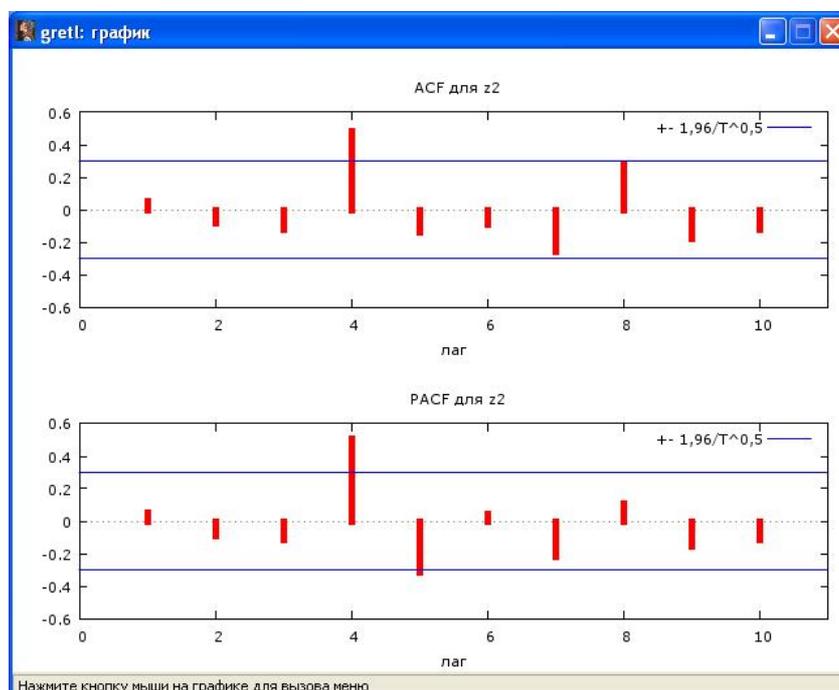


Рисунок 34 – Оценка АКФ и ЧАКФ остатков второго уравнения ВЕСМ

По рисунку видно, что есть значимый коэффициент в АКФ на 4 лаге и два значимых коэффициента в ЧАКФ на 4 и 5 лаге. Оценим для остатков второго уравнения модель СС с лагом 4. Результат оценивания приведен на рисунке 35.

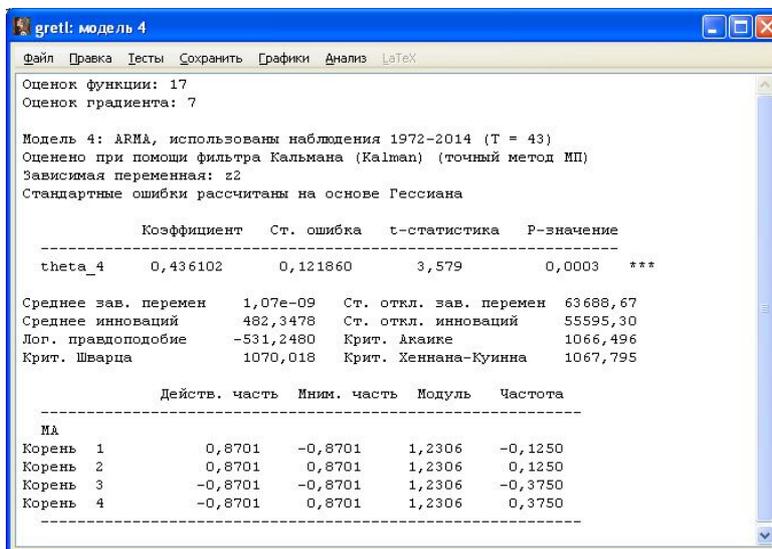


Рисунок 35 – Оценка модели СС для остатков второго уравнения

Оценка АКФ и ЧАКФ остатков третьего уравнения приведена на рисунке 36.

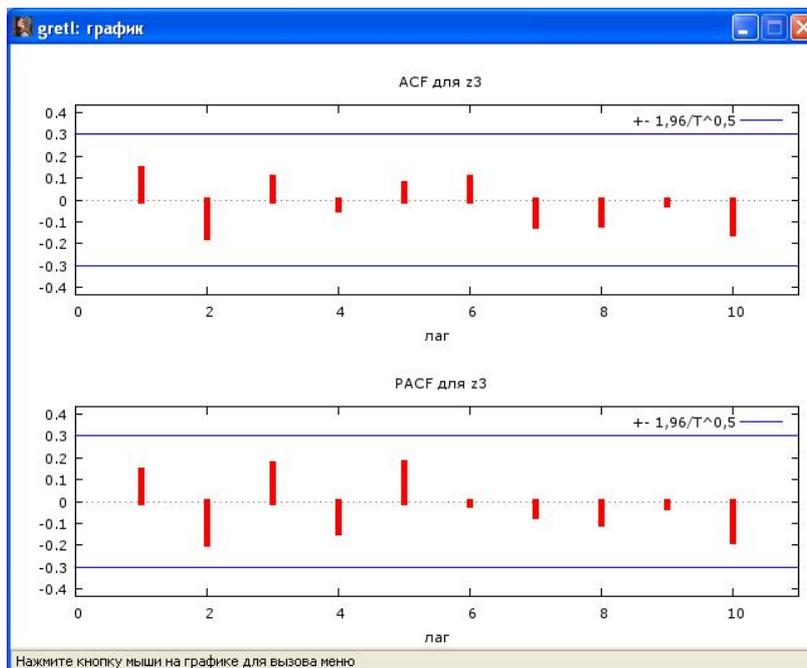


Рисунок 36 – Оценка АКФ и ЧАКФ остатков третьего уравнения VECM

По рисунку видно, что остатки третьего уравнения не автокоррелированы. Таким образом, общий вид модели VECM с учетом моделей остатков по 1 и 2 уравнению имеет вид:

$$\begin{aligned}
 \Delta \text{razv}_t &= -304010 - 0,487 EC_{1,t-1} - 0,274 \Delta \text{brak}_{t-1} + 0,754 \Delta \text{razv}_{t-1} + 5590,15 \Delta \text{smert}_{t-1} + \\
 &+ 5937,99 \text{rogd}_t + 49727,5 kr_t - 0,364 z_{1,t-7} \\
 \Delta \text{brak}_t &= -304010 - 0,487 EC_{1,t-1} - 0,274 \Delta \text{brak}_{t-1} + 0,754 \Delta \text{razv}_{t-1} + 5590,15 \Delta \text{smert}_{t-1} + \\
 &+ 5937,99 \text{rogd}_t + 49727,5 kr_t + 0,436 \delta_{2,t-4} \\
 \Delta \text{smert}_t &= 3,494 + 0,000049 EC_{1,t-1} - 0,0000091 \Delta \text{brak}_{t-1} + 0,0000069 \Delta \text{razv}_{t-1} + 0,28 \Delta \text{smert}_{t-1} + \\
 &- 0,15 \text{rogd}_t + 0,565 kr_t
 \end{aligned} \tag{7}$$

Для прогнозирования по модели необходим прогноз по экзогенной переменной  $\text{rogd}$  – рождаемость. Так как ранее было показано, что ряд является типа  $I(1)$  с одним единичным корнем (в процедуре проверки коинтеграции), то оценивать модель будем из класса АРСС(p,d,q). По анализу АКФ и ЧАКФ подобрана модель вида:

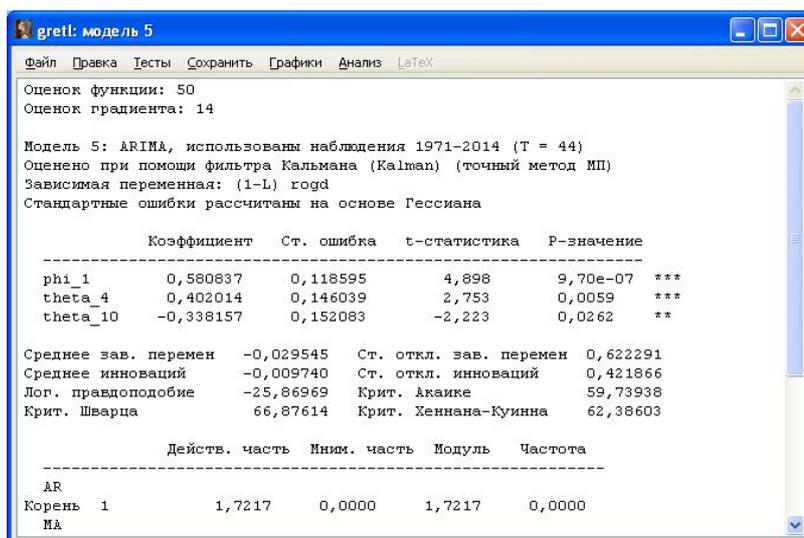


Рисунок 37 – Оценка модели для прогнозирования рождаемости

Проверка показала адекватность модели (остатки неавтокоррелированы и нормально распределены). Используем прогноз по модели АРПСС для прогнозирования по модели ВЕСМ. Для прогнозирования перенесем в MS Excel исходные данные и найдем первые разности.

The screenshot shows a Microsoft Excel spreadsheet titled "Microsoft Excel - данные социальные". The data is organized in a table with the following columns: A (Year), B (razv), C (brak), D (smert), E (rogd), F (kr), G (d\_razv), H (d\_brak), and I (d\_smert). The rows represent data for the years 1970 through 1979. The values in the 'd' columns represent first differences of the corresponding variables in the 'b' columns.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
1		razv	brak	smert	rogd	kr	d_razv	d_brak	d_smert
2	1970	396589	1319227	8,7	14,6	1			
3	1971	399339	1358369	8,7	15,1	1	2750	39142	0
4	1972	405010	1318280	9	15,3	1	5671	-40089	0,3
5	1973	418513	1398464	9,2	15,1	1	13503	80184	0,2
6	1974	461100	1449340	9,2	15,6	1	42587	50876	0
7	1975	483825	1495787	9,8	15,7	1	22725	46447	0,6
8	1976	533246	1448670	10	15,9	1	49421	-47117	0,2
9	1977	558353	1521356	10,2	15,8	1	25107	72686	0,2
10	1978	568495	1514628	10,3	15,9	1	10142	-6728	0,1
11	1979	593898	1535488	10,8	15,8	1	25403	20860	0,5

Рисунок 38 – Фрагмент данных

Для нахождения модельных оценок нужны отклонения от долгосрочного равновесия ЕСМ. Для нахождения значений отклонений вернемся к оценке модели (рисунок 29). Здесь в самом начале приведен коинтегрирующий вектор.

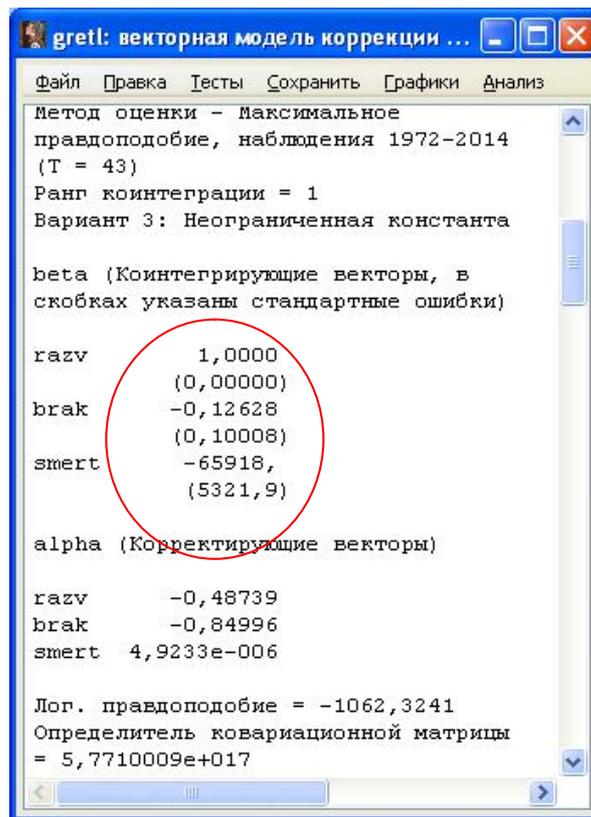


Рисунок 39 – Коинтегрирующий вектор

Внесем в Excel формулу для нахождения значений отклонений.

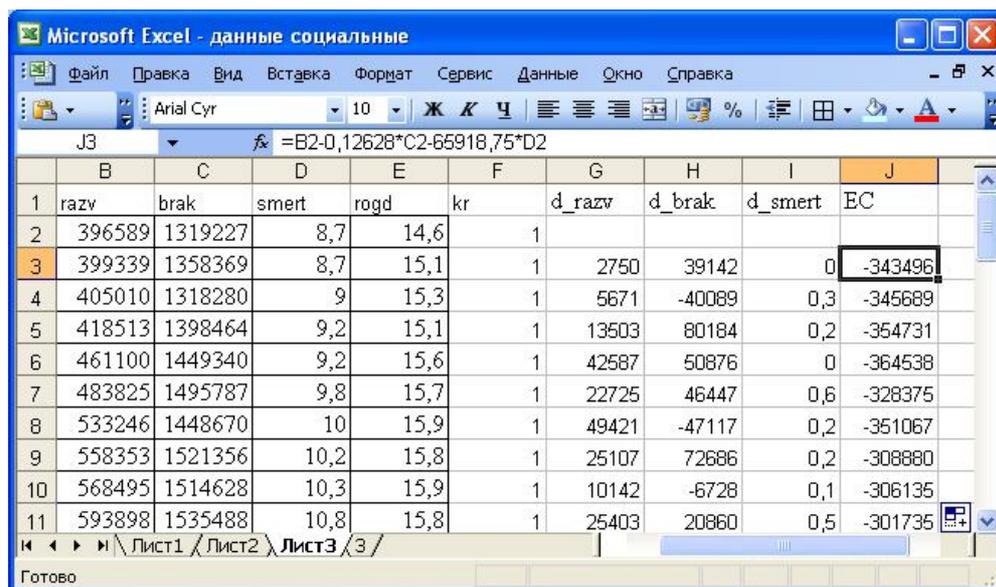


Рисунок 40 – Нахождение значений отклонений от долгосрочного равновесия

ЕС

Найдем оценки модельных значений по каждому из трех уравнений VECM.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N
		razv	brak	smert	rogd	kr	d_razv	d_brak	d_smert	EC	оценки модельных значений 1 уравнение (d_razv)			
1														
2	1970	396589	1319227	8,7	14,6	1								
3	1971	399339	1358369	8,7	15,1	1	2750	39142	0	-343496				
4	1972	405010	1318280	9	15,3	1	5671	-40089	0,3	-345689	-3632,234753			
5	1973	418513	1398464	9,2	15,1	1	13503	80184	0,2	-354731	25233,06461			
6	1974	461100	1449340	9,2	15,6	1	42587	50876	0	-364538	5289,13092			
7	1975	483825	1495787	9,8	15,7	1	22725	46447	0,6	-328375	17126,18919			
8	1976	533246	1448670	10	15,9	1	49421	-47117	0,2	-351067	18964,25576			
9	1977	558353	1521356	10,2	15,8	1	25107	72686	0,2	-308880	41410,07967			
10	1978	568495	1514628	10,3	15,9	1	10142	-6728	0,1	-306135	-10582,86633			
11	1979	593898	1535488	10,8	15,8	1	25403	20860	0,5	-301735	-6744,718424			
12	1980	580720	1464579	11	15,9	1	-13178	-70909	0,2	-311926	12656,30135			
13	1981	577507	1472752	10,9	16	1	-3213	8173	-0,1	-329333	-1716,547304			
14	1982	557623	1460198	10,7	16,6	1	-19884	-12554	-0,2	-326986	-3619,608848			
15	1983	583026	1479130	11,1	17,5	1	25403	18932	0,4	-332101	-12289,27334			
16	1984	573705	1367827	11,6	16,9	1	-9321	-111303	0,5	-335457	31701,93806			
17	1985	573981	1389426	11,3	16,6	1	276	21599	-0,3	-363682	40316,17288			

Рисунок 41 – Нахождение модельных значений первых разностей числа разводов по первому уравнению

Следует отметить, что до момента времени, соответствующего 1979 году, в формуле отсутствует авторегрессия с лагом 7.

Аналогично найдем модельные значения по второму уравнению.

	I	J	K	L	M	N	O	P	Q	R
1	d_smert	BC	оценки модельных значений 1 уравнение (d_razv)	оценки модельных значений 2 уравнение (d_brak)	оценчат. оценки модельных значений 2	z2	модельные z2	оценки модельных значений 3 уравнение (d_smert)		Коэффициенты
2									const	3,49442
3	0	-343496							d_razv_1	0,00000069
4	0,3	-345689	-3632,234753	-21892,91096	-21892,91096	-18196,1		0,002163135	d_brak_1	-0,00000090
5	0,2	-354731	25233,06461	28323,20673	28323,20673	51860,79		0,146060483	d_smert_1	0,28027200
6	0	-364538	5289,13092	-17881,07574	-17881,07574	68757,08		-0,109874064	rogd	-0,15179800
7	0,6	-328375	17126,18919	-9714,35025	-9714,35025	56161,35		0,043847623	kr	0,56581400
8	0,2	-351067	18964,25576	-277,7069468	-8213,057767	-46839,3	-7935,35	0,060085789	BC1	0,00000492
9	0,2	-308880	41410,07967	35479,18807	58095,78373	37206,81	22616,6	0,274445948		
10	0,1	-306135	-10582,86633	-50119,02699	-20133,92874	43391,03	29985,1	0,147031369		
11	0,5	-301735	-6744,718424	-19458,60023	5033,476938	40318,6	24492,08	0,217496914		
12	0,2	-311926	12656,30135	-16586,35354	-33552,44056	-54322,6	-16966,1	0,249862564		
13	-0,1	-329333	-1716,547304	28535,96265	34898,78515	-20363	6362,822	0,121278188		
14	-0,2	-326986	-3619,608848	-169,5348449	5676,817492	-12384,5	5846,352	-0,107169433		
15	0,4	-332101	-12269,27334	21620,36028	28522,33864	-2688,36	6901,978	-0,289819348		
16	0,5	-335457	31701,93806	22915,16441	6623,894127	-134218	-16291,3	-0,1440762009		

Рисунок 42 – Расчет модельных значений по 2 и 3 уравнению

Найдем прогнозные значения по исходным данным, подставив в ряд рождаемости прогноз, найденный по модели АРПСС.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	
42	2010	639321	1215066	14,2	12,5	1	-60109	15620	0	-368082	22372,18769	-27920,18407	
43	2011	669376	1316011	13,5	12,6	1	30055	100945	-0,7	-450164	8945,24617	-9742,15818	
44	2012	644101	1213598	13,3	13,3	1	-25275	-102413	-0,2	-386713	-12014,35588	-37032,28455	
45	2013	667971	1225501	13,1	13,2	1	23870	11903	-0,2	-385872	22354,28844	38328,40112	
46	2014	693730	1225985	13,1	13,3	1	25759	484	0	-350321	15432,41174	-23184,39689	
47	2015	=B46+K47	1229099	13,54546	13,4	1	-4365,55	3114,374	0,445458	-324623	-4365,546003	-36339,35923	
48	2016	703306,1	1185669	13,86362	13,8	1	13941,63	-43430,3	0,318167	-358746	13941,62957	-23763,14904	
49	2017	760283,9	1200643	14,20872	13,7	1	56977,8	14974,17	0,345095	-360293	56977,8019	15283,98621	
50	2018	779679,6	1180863	14,71278	13,6	1	19395,74	-19780	0,504059	-327954	19395,74262	-19112,59922	
51	2019	799229,2	1165660	15,21091	13,6	1	19549,56	-15202,8	0,498127	-339288	19549,55935	-15202,8497	
52	2020	817753,6	1157616	15,64736	13,6	1	18524,44	-8044,47	0,436455	-350654	18524,43935	-8044,465744	
53	годы	razv	brak	smert	rogd	kr	d_razv	d_brak	d_smert	BC	оценки модельных значений 1 уравнение (d_razv)	оценки модельных значений 2 уравнение (d_brak)	оценчат. модельные значения

Рисунок 43 – Результаты прогнозирования

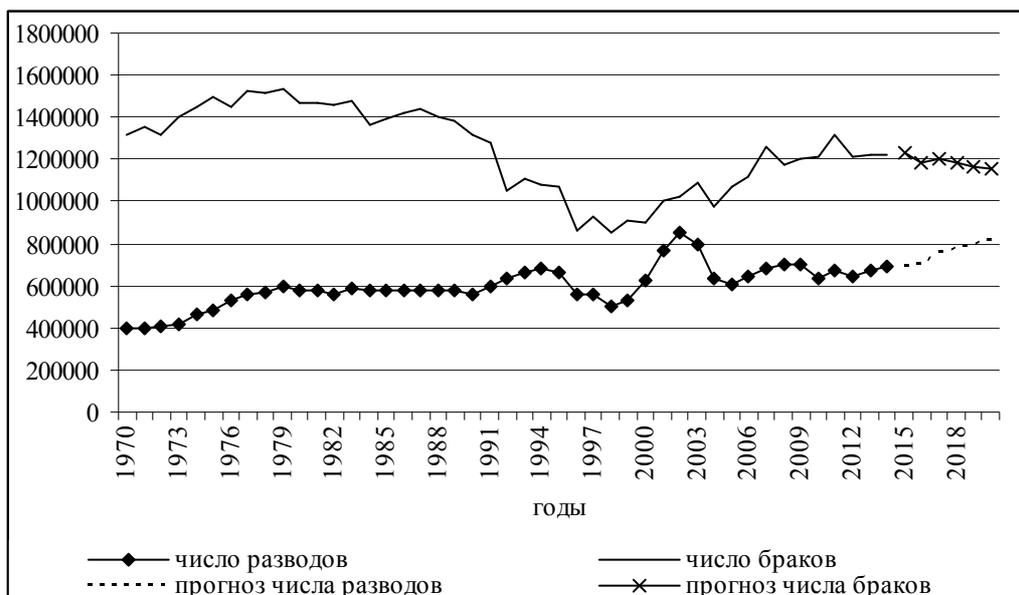


Рисунок 44 - График прогнозов числа браков и разводов в РФ до 2020 года

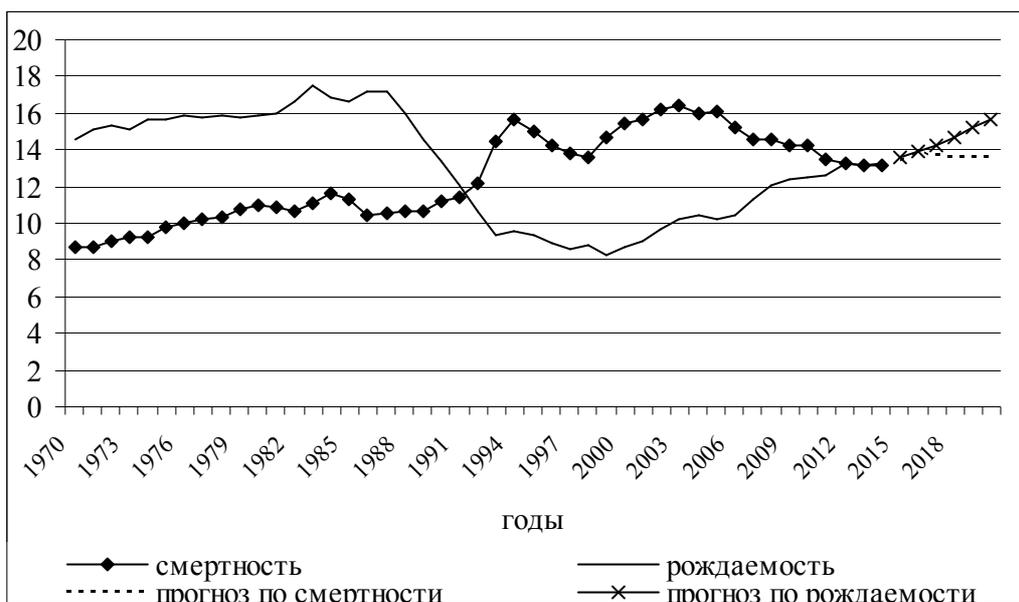


Рисунок 45 – Результаты прогнозирования рождаемости и смертности в РФ до 2020 года

По рисунку 45 видно, что в ближайшие годы ожидается рост рождаемости, а смертность не будет превышать 14 человек на 1000 человек населения.

## 4 Содержание письменного отчета

Отчет должен быть выполнен на листах формата А4 с титульным листом, оформленным соответствующим образом и содержать следующее:

- 1) постановку задачи с вариантом выборок;
- 2) краткое изложение теории по многофакторным моделям;
- 3) результаты компьютерной обработки данных;
- 4) анализ полученных результатов;
- 5) выводы по полученным результатам.

Отчет должен содержать описание и результаты основных этапов исследования, при этом обязательно четко обосновывать необходимость проведения каждого этапа. Технические аспекты и подробности реализации этапов в конкретном статистическом пакете **должны быть опущены**. Рекомендуемая схема описания каждого этапа: 1) постановка задачи этапа, 2) указание на используемую модель 3) полученные результаты решения задачи, 4) окончательные выводы по этапу.

## 5 Вопросы к защите

1. Как тестировались исходные переменные?
2. Обоснуйте выбор вида модели прогнозирования.
3. Каким образом выбиралось число лагов в векторной модели авторегрессии?
4. Какие модели можно строить при наличии причинности только в одном направлении?
5. В чем преимущества и недостатки векторной модели авторегрессии?

6. Отражает ли модель векторной авторегрессии долгосрочную взаимосвязь?
7. Какие модели можно строить при наличии только краткосрочной связи?
8. Какие модели можно строить при наличии только долгосрочной взаимосвязи?
9. Как проверяется коинтегрированность переменных, участвующих в моделировании?
10. Как интерпретируется параметр при коррекции ошибками?
11. Каким условиям должны удовлетворять остатки многофакторной модели прогнозирования?

## Список использованных источников

1 Математическое моделирование: исследование социальных, экономических и экологических процессов (региональный аспект)[Текст] : учебное пособие для студентов, обучающихся по программам высшего профессионального образования по экономическим направлениям подготовки / [О. И. Бантикова и др.]; под ред. А. Г. Реннера ; М-во образования и науки Рос. Федерации, Федер. гос. бюджет. образоват. учреждение высш. проф. образования "Оренбург. гос. ун-т". - Оренбург : Университет, 2014. - 367 с.

2 Носко, В. П. Эконометрика [Текст] : учеб. для вузов / В. П. Носко ; Рос. акад. нар. хоз-ва и гос. службы при Президенте Рос. Федерации. - М. : Дело РАНХиГС, 2011. - (Академический учебник). Кн. 1 : . - Ч. 1. Основные понятия, элементарные методы Ч. 2. Регрессивный анализ временных рядов. - 2011. - 672 с.

3 Туктамышева, Л.М. К вопросу о методах идентификации характера тренда / Л.М. Туктамышева // Интеграция науки и практики в профессиональном развитии педагога. Материалы всероссийской научно-практической конференции. – Оренбург, ИПК ГОУ ОГУ, 2010. – С. 963 – 967.

4 Туктамышева, Л.М. Подход к математическому моделированию многомерных временных рядов / Л.М. Туктамышева /// Университетский комплекс как региональный центр образования, науки и культуры. Оренбург. ОГУ. - 2014. - С. 126-131.

5 Туктамышева, Л.М. Проверка гипотезы о характере тренда: тестирование на TS/DS ряды: методические указания / Л. М. Туктамышева, Е. Н. Седова; Оренбургский гос. ун-т. – Оренбург: ОГУ, 2014. – 56 с.

6 Эконометрика - 2: продвинутый курс с приложениями в финансах: учебник [Электронный ресурс] / С.А.Айвазян, Д. Фантаццини; Московская школа экономики МГУ им. М.В. Ломоносова (МШЭ) - М.: Магистр: НИЦ ИНФРА-М, 2014. – 944 с. – Режим доступа: <http://znanium.com/bookread2.php?book=472607>

**Приложение А**  
**(обязательное)**

**Исходные данные для прогнозирования**

Таблица А.1 - Исходные данные к построению VAR

Время	Inv, индекс инвестиций в основной капитал, %	Vvp, индекс валового регионального продукта, %
1	2	3
2003:01	100	100
2003:02	138,9105	107,38
2003:03	126,3305	109,797
2003:04	124,1685	102,5785
2004:01	55,4464	88,6721
2004:02	137,3591	108,1779
2004:03	120,5158	109,0682
2004:04	124,0272	101,5253
2005:01	51,9216	88,1364
2005:02	139,8792	108,6204
2005:03	123,8661	109,0177
2005:04	127,2014	103,2744
2006:01	49,623	87,7365
2006:02	151,3812	109,4172
2006:03	122,0803	109,1333
2006:04	131,7638	103,9225
2007:01	49,4044	87,0912
2007:02	152,5832	109,9703
2007:03	117,7577	108,6785
2007:04	144,8562	104,9009
2008:01	47,4195	87,0778
2008:02	145,3023	108,6932
2008:03	112,42	107,1763
2008:04	127,3918	97,275
2009:01	39,4278	80,1256
2009:02	140,2494	106,3547
2009:03	116,8957	110,2377
2009:04	140,4564	103,6964
2010:01	41,3097	85,6023
2010:02	155,5423	107,3021
2010:03	116,6284	109,0071
2010:04	148,2917	104,9489
2011:01	38,724	84,3318
2011:02	160,8696	107,1322
2011:03	120,6259	110,6917
2011:04	153,0071	105,0941
2012:01	39,1908	84,0563
2012:02	152,704	106,6245
2012:03	114,9388	109,3608
2012:04	148,4034	104,1689
2013:01	38,3918	83,6332
2013:02	151,5241	106,2462
2013:03	115,5743	109,2412

Таблица А.2 - Исходные данные VЕСМ

Годы	Razv число разводов	Брак число браков	Smert уровень смертности, чел. на 1000 населения	Rogd уровень рождаемости, чел. на 1000 населения
1	2	3	4	5
1970	396589	1319227	8,7	14,6
1971	399339	1358369	8,7	15,1
1972	405010	1318280	9	15,3
1973	418513	1398464	9,2	15,1
1974	461100	1449340	9,2	15,6
1975	483825	1495787	9,8	15,7
1976	533246	1448670	10	15,9
1977	558353	1521356	10,2	15,8
1978	568495	1514628	10,3	15,9
1979	593898	1535488	10,8	15,8
1980	580720	1464579	11	15,9
1981	577507	1472752	10,9	16
1982	557623	1460198	10,7	16,6
1983	583026	1479130	11,1	17,5
1984	573705	1367827	11,6	16,9
1985	573981	1389426	11,3	16,6
1986	579387	1417544	10,4	17,2
1987	580106	1442622	10,5	17,2
1988	573863	1397445	10,7	16
1989	582500	1384307	10,7	14,6
1990	559918	1319928	11,2	13,4
1991	597930	1277232	11,4	12,1
1992	639248	1053717	12,2	10,7
1993	663282	1106723	14,5	9,4
1994	680494	1080600	15,7	9,6
1995	665904	1075219	15	9,3
1996	562373	866651	14,2	8,9
1997	555160	928411	13,8	8,6
1998	501654	848691	13,6	8,8
1999	532533	911162	14,7	8,3
2000	627703	897327	15,4	8,7
2001	763493	1001589	15,6	9
2002	853647	1019762	16,2	9,7
2003	798824	1091778	16,4	10,2
2004	635835	979667	16	10,4
2005	604942	1066366	16,1	10,2
2006	640837	1113562	15,2	10,4

2007	685910	1262500	14,6	11,3
------	--------	---------	------	------

Продолжение таблицы А.2

1	2	3	4	5
2008	703412	1179007	14,6	12,1
2009	699430	1199446	14,2	12,4
2010	639321	1215066	14,2	12,5
2011	669376	1316011	13,5	12,6
2012	644101	1213598	13,3	13,3
2013	667971	1225501	13,1	13,2
2014	693730	1225985	13,1	13,3