КЫРГЫЗСКО-РОССИЙСКИЙ СЛАВЯНСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

Экономический факультет

Студенческий электронный журнал кафедры «Математические методы и исследования операций в экономике»

Оглавление

2017 год.

Колосова Д.А. Сравнительный анализ динамики средних потребительских цен на картофель в Кыргызстане и России с 2003 по 2017 год 3

Ырыскелдиева К.И. Сравнительный анализ динамики средних цен на бензин автомобильной марки А-92 в Кыргызстане и России 8

2016 год.

Абдыкадыров Ш.К. Сравнительный анализ результатов моделирования временных рядов прожиточного минимума в Кыргызстане и России с 2010 по 2016 год. 14

Амантуров Д.Т. Сравнительный анализ динамики показателей индексов потребительских цен Кыргызстана и России 19

Бешке К.С. Сравнительный анализ динамики выдачи потребительских кредитов в Кыргызстане и России 24

Ниязалиев Б.С. Сравнительный анализ динамики показателей среднедушевых денежных доходов Кыргызской Республики и Российской Федерации за период 2010 – 2016 гг. 30

Ниязалиев Б.С. Сравнительный анализ результатов моделирования временных рядов средней заработной платы в Кыргызстане и России с 2010 по 2015 год 36

2015 год.

Былкова А.В. Сравнительный анализ динамики объемов производства растительного масла в России и Кыргызстане за период 2008-2013 гг. 41

Ильина К.А. Сравнительный анализ динамики изменения размера пенсии в Кыргызстане и России за 1996-2014 годы 47

Ильина К.А. Сравнительный анализ результатов моделирования среднего размера пенсии в Кыргызстане и России 52

Кирбашева Д.Р. Сравнительный анализ динамики показателей урожайности зерновых культур Кыргызстана и России 57

Кирбашева Д.Р. Сравнительный анализ результатов моделирования урожайности зерновых культур Кыргызстана и России 62

Чымырбаева А.К. Сравнительный анализ динамики показателя преступности Кыргызстана и России за период 1990 – 2014 гг. 67

Фадеева Е.С. Сравнительный анализ изменения численности официально зарегистрированный безработных граждан Кыргызстана и России 72

Фадеева Е.С. Сравнительный анализ результатов моделирования численности официально зарегистрированный безработных граждан Кыргызстана и России 77

Сравнительный анализ динамики средних потребительских цен на картофель в Кыргызстане и России с 2003 по 2017 год

Колосова Д.А.

Аннотация: В статье представлен сравнительный анализ, построение ARIMA- и VAR-моделей, а также результаты прогнозирования средних потребительских цен на картофель для Кыргызской Республики и Российской Федерации на 3 квартал 2017 года.

Ключевые слова: цена одного килограмма картофеля, тренд, фиктивная переменная, стационарность, лаг, ARMA-модель, VAR-модель, индекс потребительских цен, прогноз.

В настоящее время сельское хозяйство является приоритетной отраслью как для Кыргызской Республики(КР), так и для Российской Федерации(РФ). Производство картофеля имеет особое значение для развития аграрного комплекса стран, поскольку занимает большие посевные площади и входит в состав стратегически важных продуктов. На долю картофеля приходится около трети стоимости валовой продукции растениеводства.

На основе анализа цен на картофель можно спрогнозировать и оценить потенциальные возможности экспорта продукции обеих стран. Так же тот факт, что страны входят в состав ЕАЭС и имеют общую зону свободной торговли, может оказать значительное влияние на дальнейшее развитие производства данной продукции.

Для анализа используем временные ряды, отражающие средние потребительские цены на картофель в КР и РФ с 1 квартала 2003 года по 3 квартал 2017 года. Данные ряды представлены ниже на Рисунке 1. Из рисунка следует, что общая тенденция цен на картофель в РФ и КР имеет рост. Однако существуют «положительные» и «отрицательные» выбросы цен, связанные прежде всего с природными факторами. Так резко увеличившаяся цена на картофель в РФ в 1 квартале 2011 года связана с сильной засухой в 2010 году,

которая привела к потере 30% урожая[1]. В КР же пик цен наблюдается во 2 квартале 2014 года из-за уменьшения посевных площадей картофеля поскольку затянувшаяся зима отсрочила засев территории[2]. Так же в КР видно резкое падение цен в 1 квартале 2016 года, причиной послужил более ранний засев картофеля в 2015 году[3]. Таким образом, для описания вышеуказанных выбросов можно использовать фиктивную переменную.

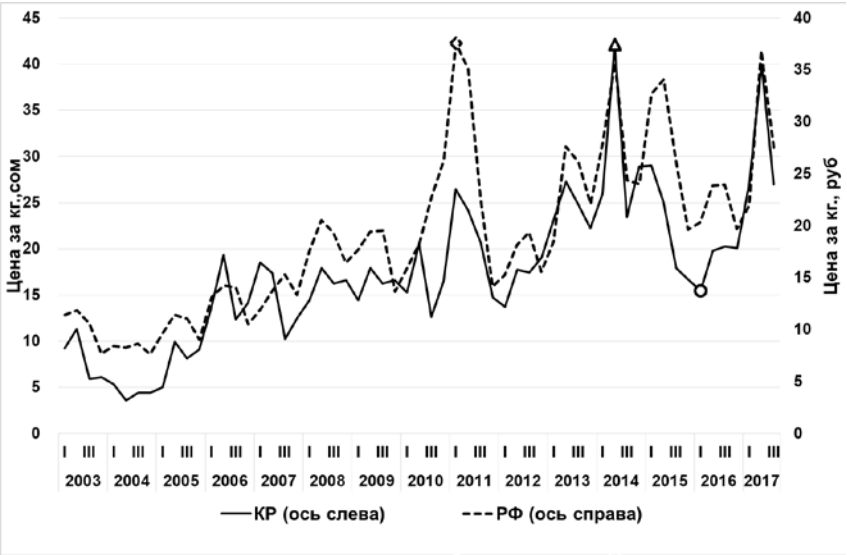


Рисунок 1 – Динамика изменения средних потребительских цен на картофель в КР и РФ за период с 2003 по 2017 гг.

Так же по Рисунку 1 можно сделать предположение о нестационарности данных рядов. Поскольку для построения ARIMA-моделей требуется стационарный ряд, то был проведён тест Дики-Фуллера, который выявил, нестационарность рядов и возможность приведения рядов к стационарному виду путем включения в модель тренда с константой. Кроме того, был проведён тест Бройша-Годфри, показавший независимость остатков, что исключает наличие в моделях процесса, скользящего среднего. Также в обе модели были добавлены фиктивные переменные «очень высоких» и «слишком низких» цен.

Таким образом, получена модель средних цен на картофель в КР - ARIMA(1,0,0):

$$Y_t = 0.32 * t + 0.55 * Y_{t-1} + 15{,}87 * HIGH_{PR} + 7{,}57$$

(0,00)* (0,00) (0,00) (0,00)

в РФ – ARIMA(1,0,0):

$$Y_t = 0.35 * t + 0.64 * Y_{t-1} + 9{,}95 * HIGH_{PR} - 5{,}30 * LOW_{PR} + 8{,}63$$
$$(0{,}00) \qquad (0{,}00) \qquad (0{,}00) \qquad (0{,}00) \qquad (0{,}00)$$

где Y_t – средняя цена одного килограмма картофеля в момент времени t;

t – время(квартал);

$HIGH_{PR}$ – отрицательное влияние природных факторов;

LOW_{PR} – положительное влияние природных факторов;

* – вероятность ошибки включения переменной в модель.

Таблица 1 – Прогноз на 3 квартал 2017 года

Показатель	КР	РФ
	ARIMA(1,0,0)	ARIMA(1,0,0)
Скор. коэф. детерминации, %	78,74	92,74
Критерий Акайке	5,53	4,43
Критерий Шварца	5,67	4,61
Прогнозное значение	25,22	27,82
Отклонение, %	-6,54	1,55

Как видно из Таблицы 1, объясняющая способность обоих моделей достаточно велика, однако в РФ отклонения менее значительны.

Еще одним видом моделей для построения прогнозов является VAR-модель. Для построения VAR-модели был выбран ряд ИПЦ, поскольку картофель является одним из стратегически важных продуктов и входит в потребительскую корзину.

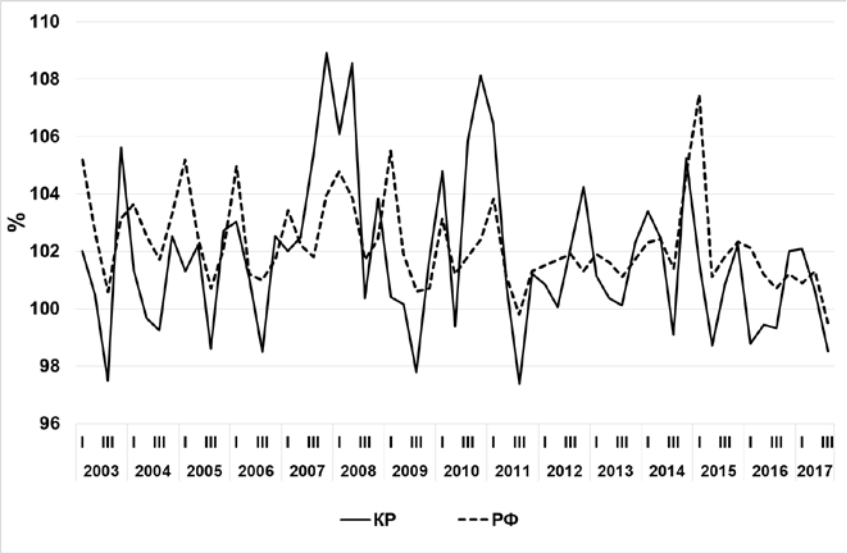


Рисунок 4 – Динамика индекса потребительских цен

Исходя из рисунка 4, можно судить о нестационарности данных рядов.

Построив коррелограммы мы убедились в этом. Проведённый тест на стационарность Дикки-Фуллера показал, что ряды становятся стационарными с константой. Для сопоставления данных, цены на картофель были переведены в темпы роста.

Перейдем к тесту Грэнджера для проверки причинно-следственной связи между рядами темпов роста цен на картофель и ИПЦ в КР и РФ:

Таблица 2 – Результаты теста Грэнджера

Лаг:3	КР		РФ	
Нулевая гипотеза:	F-Статистика	Вероятность ошибки	F-Статистика	Вероятность ошибки
ИПЦ не является причиной Темпа Роста Цен на картофель	4.534	0.007	3.882	0.015
Темп Роста Цен на картофель не являются причиной ИПЦ	3.366	0.026	3.307	0.028

Из Таблицы 2 видно, что ряды темпов роста цен на картофель и ИПЦ являются Грэнджер – причинами друг друга – с лагом 3 на 5%-ном уровне значимости. Вероятнее всего это связано с временем засева площадей, которое влияет на объем сбора картофеля, а он в свою очередь на его цену.

Таким образом, влияние темпа роста цены на картофель и ИПЦ могут быть исследованы с помощью VAR-моделирования. Далее были построены VAR-модели для Кыргызстана и России (на 10%-ном уровне значимости).

VAR-модель для Кыргызстана имеет вид:

$$\begin{cases} Y_t = -0{,}245 * Y_{t-1} + 1.279 * X_{t-1} + 0{,}586 * \mathrm{HIGH_{PR}} - 0{,}374 * \mathrm{LOW_{PR}} \\ X_t = -0{,}061 * Y_{t-1} + 1.059 * X_{t-1} + 0.007 * \mathrm{HIGH_{PR}} + 0{,}022 * \mathrm{LOW_{PR}} \end{cases}$$

VAR-модель для России имеет вид:

$$\begin{cases} Y_t = -0{,}123 * Y_{t-3} + 1.156 * X_{t-3} + 0{,}417 * \mathrm{HIGH_{PR}} - 0{,}343 * \mathrm{LOW_{PR}} \\ X_t = -0{,}003 * Y_{t-3} + 0{,}998 * X_{t-3} + 0{,}019 * \mathrm{HIGH_{PR}} - 0{,}030 * \mathrm{LOW_{PR}} \end{cases}$$

где X_t – ИПЦ в момент t,

Y_t– темп роста цен на картофель в момент t;

$\mathrm{HIGH_{PR}}$ – отрицательное влияние природных факторов;

LOW_{PR} – положительное влияние природных факторов.

Таблица 3 – Прогноз на 3 квартал 2017 года

Показатель	КР	РФ
Скор. коэф. детерминации, %	70,75	67,27
Прогнозное значение	1,06	0,55
Отклонение, %	43,85	-18.15

Из Таблицы 3 следует, что отклонение данных от фактического значения слишком велико, что говорит о не включении в модель важных переменных. Такие модели не смогут дать корректный прогноз, следовательно, их нельзя использовать для прогнозирования.

Таким образом, лучшими моделями для прогнозирования средне-потребительских цен на картофель в КР и РФ являются ARIMA-модели. Отклонения цен от реальных значений, по сравнению с VAR-моделями, минимальны.

Список использованной литературы

1. Картофельный бунт цен// URL: https://books.google.kg/books/урожай+картофель+2011+россия/ (дата обращения: 24.10.2017).

2. В 2014 году в Кыргызстане…// URL:http://old.kabar.kg/economics/full/81071/kabar.kg/regions/full/4205 3(дата обращения: 25.10.2017).

3. В Кыргызстане началась…// URL:https://24.kg/obschestvo/9251_v_kyirgyizstane_nachalas_podgotovka_k_vesennim_polevyim_rabotam_/ (дата обращения: 25.10.2017).

4. Национальный статистический комитет КР URL:http://stat.kg/ru/ (дата обращения: 22.10.2017).

5. Федеральная служба государственной статистики URL: http://www.gks.ru (дата обращения: 22.10.2017).

Сравнительный анализ динамики средних цен на бензин автомобильной марки А-92 в Кыргызстане и России

Ырыскелдиева К.И.

Аннотация. В данной работе проводится анализ и прогнозирование цен на бензин автомобильной марки А-92 в Кыргызской Республике (КР) и Российской Федерации (РФ) на основе ежеквартальных данных с помощью построения ARIMA – интегрированной модели авторегрессии и скользящего среднего, а также VAR– модели векторной авторегрессии.

Ключевые слова: цены на бензин, прогноз, временной ряд, коэффициент детерминации, ARIMA-модель, VAR-модель.

Автомобильный рынок страны стремительно расширяется, соответственно возрастает и спрос на бензин. Это,прежде всего, связано с тем, что цена на бензин влияет на конечную цену продукта за счет автомобильных перевозок. Надо отметить, что существует потребность в использовании бензина не только для заправки автомобилей, но также бензин используется в хозяйственной технике и различных отраслях лакокрасочной промышленности.

В данном исследовании использованы квартальные данные средних цен на бензин автомобильной марки А-92 в КР [1] и в РФ [2] за период с 1-го квартала 2003 по 3-й квартал 2017 года. Данные за 3-й квартал 2017 г. будут в дальнейшем использованы для проверки прогнозных свойств построенных моделей.

Рисунок 1 – Динамика средних цен на бензин автомобильной марки А-92 в КР и РФ за период с I квартала 2003 года по III квартал 2017 г.

Исходя из рисунка, можно заметить, что цена на бензин в РФ имеет восходящую тенденциюдо 3-го квартала 2008 г. Затем происходит снижение цен до 2-го квартала 2009 г. из-за острой фазы глобального финансового кризиса (и обвала нефтяных цен). Далее наблюдается рост цен на бензин,

который продолжается по настоящее время. Причинами такого роста цен на топливо явились: периодический рост мировых цен на нефть, снижение экспортных пошлин на нефтепродукты, высокие налоги, высокие темпы роста автопарка; неравномерность распределения нефтеперерабатывающих заводов по территории РФ, приводящая к росту транспортных издержек при перевозке бензина.[3]

Причинами снижения цен на бензин в РФ в конце 2008 г. стали новые экспортные пошлины рекордного размера $495,9 и начало работы по снижению НДПИ[1]. Также это связано с тем, что Правительство РФ и Федеральная Антимонопольная Служба РФ (ФАС) продолжали давление на нефтяные компании, а также и с тем, что ранее оптовые цены на бензин уже понижались, тогда как розничные оставались на прежнем уровне и даже росли. [3]

Цены на горюче-смазочные материалы (ГСМ) в КР напрямую зависят от цен заводов-поставщиков нефтепродуктов РФ, транспортировки ГСМ железнодорожным транспортом из РФ до границы КР и налогов. В КР также наблюдается рост цен на бензин с некоторыми скачками. В конце 2008 г. произошел спад цен из-за мирового экономического кризиса, в конце 2010 г. – из-за смены власти. Резкий скачок в 2014 г. характеризуется вступлением в силу увеличения акцизного налога на ГСМ: налог на тонну бензина был повышен с 2,2 тысячи до 3 тысяч сомов, наряду с этим, одной из причин оказалась авария на Ачинском нефтеперерабатывающем заводе(НПЗ), принадлежащем ОАО «Роснефть» и новый (3-й) пакет санкций Европейского союза и Соединенных Штатов Америки, повлиявший на нефтегазовую сферу, что вызвало рост цен на ГСМ в Кыргызстане на 5%. [4] Снижение цен в 2015 г. связано с падением отпускных цен на российских НПЗ в условиях сезонного сокращения объемов потребления нефтепродуктов. Оптово-отпускные цены заводов снижаются также в связи с падением цен на сырую нефть. [5]

При моделировании логично проверить зависимость цен на бензин от своих предыдущих значений. Для чего есть возможность использовать инструмент ARIMA. Для проверки рядов на стационарность был проведен расширенный тест Дикки-Фуллера:

Таблица1 – Расширенный тест Дикки-Фуллера, случай с трендом и константой для КР

Null Hypothesis: PETROL_KR has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.083409	0.1201
Test critical values:	1% level	-4.127338	
	5% level	-3.490662	
	10% level	-3.173943	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Таблица2 – Расширенный тест Дикки-Фуллера, случай с трендом и константой для РФ

Null Hypothesis: PETROL_RF has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.263931	0.0828
Test critical values:	1% level	-4.127338	
	5% level	-3.490662	
	10% level	-3.173943	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

По данным теста Дикки-Фуллера (Таблицы 1 и 2), ряды цен на бензин

[1] Налог на добычу полезных ископаемых

оказались стационарными в случаях с трендом и константой, в КР – на 12% уровне значимости, в РФ – на 8%. Далее данные были протестированы на наличие AR и MA процессов. При построении моделей оказались значимы AR процессы 3-го порядка, MA процессы отсутствуют, поскольку остатки для обоих рядов являются независимыми.

Таблица 3–Результаты построения ARIMA-моделей для КР и РФ

Модель $ARIMA(3,0,0)$ КР: $P_{\text{КР}_t} = 0{,}42 \times t + 1{,}03 \times P_{\text{КР}_{t-1}} - 0{,}67 \times P_{\text{КР}_{t-2}} + 0{,}42 \times P_{\text{КР}_{t-3}} + 17{,}91$ (0,00)* (0,00) (0,00) (0,00) (0,00)				
R^2, %	Критерий Акайке	Критерий Шварца	Прогноз (Pr), сом	Ошибка Pr, %
92,0	4,82	4,99	39,2	2,0
Модель $ARIMA(3,0,0)$ РФ: $P_{\text{РФ}_t} = 0{,}44 \times t + 1{,}18 \times P_{\text{РФ}_{t-1}} - 0{,}90 \times P_{\text{РФ}_{t-2}} + 0{,}45 \times P_{\text{РФ}_{t-3}} + 10{,}95$ (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00)				
R^2, %	Критерий Акайке	Критерий Шварца	Прогноз (Pr), сом	Ошибка Pr, %
99,0	2,30	2,19	36,9	-0,5

где:

t– время (квартал);

$\boldsymbol{P}_{\text{КР}_t}$ – цена на бензин в КР в момент времени t;

$\boldsymbol{P}_{\text{РФ}_t}$ – цена на бензин в РФ в момент времени t;

*вероятность ошибки включения в модель переменной.

Еще одним видом моделирования является VAR-моделирование. Для построения VAR-модели был выбран индекс потребительских цен (ИПЦ), у которого есть двусторонняя связь с ценами на бензин. ИПЦ является одним из важнейших показателей, характеризующих уровень инфляции, и используется в целях осуществления государственной финансовой политики, анализа и прогноза ценовых процессов в экономике, регулирования минимальных социальных гарантий. Поскольку данные ИПЦ были представлены как цепные темпы роста, ряды цен на бензин были сопоставлены к ним.

Рисунок 2 – Изменение уровня инфляции в КР и РФ с 2003 г. по 2017 г.

По результатам теста Дикки-Фуллера, ряды цен на бензин и ряды ИПЦ в КР и РФ оказались стационарными, поэтому далее был проведен тест Грэнджера на наличие причинно-следственной связи между рядами ИПЦ

Кыргызстана и России и рядами цен на бензин. По результатам проведения теста Грэнджера следует, что между ИПЦ и ценами на бензин Кыргызстана есть взаимная причинно-следственная связь с лагом 3, между ИПЦ и ценами на бензин России есть взаимная причинно-следственная связь с лагом 1 (Таблицы4 и 5).

Таблица 4 – Результаты теста Грэнджера на причинность, КР

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PETROL_KR_PR does not Granger Cause CPI_KR	55	4.15859	0.0107
CPI_KR does not Granger Cause PETROL_KR_PR		2.75368	0.0526

Таблица 5 – Результаты теста Грэнджера на причинность, РФ

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PETROL_RF_PR does not Granger Cause CPI_RF	57	5.35694	0.0245
CPI_RF does not Granger Cause PETROL_RF_PR		9.20371	0.0037

В ходе построения VAR-модели был выбран порядок авторегрессии с лагом 3 без учета лага 1 для КР и с лагом 1 для РФ, поскольку их значения критериев Акаике и Шварца оказались самыми наименьшими.

VAR-модель для КР имеет вид:

$$\begin{cases} CPI_{\text{КР}_t} = 0{,}20 \times CPI_{\text{КР}_{t-2}} - 0{,}02 \times CPI_{\text{КР}_{t-3}} + 0{,}11 \times P_{\text{КР}_{t-2}} + 0{,}04 \times P_{\text{КР}_{t-3}} - 0{,}14^{*} \\ P_{\text{КР}_t} = -0{,}44 \times P_{\text{КР}_{t-2}} - 0{,}11 \times P_{\text{КР}_{t-3}} + 0{,}27 \times CPI_{\text{КР}_{t-2}} - 1{,}22 \times CPI_{\text{КР}_{t-3}} + 1{,}60 \end{cases}$$

где:

$CPI_{\text{КР}_t}$–ИПЦ в момент t,

$P_{\text{КР}_t}$ – темп роста цен на бензин в КРв момент t;

* все переменные значимы на 15% уровне значимости.

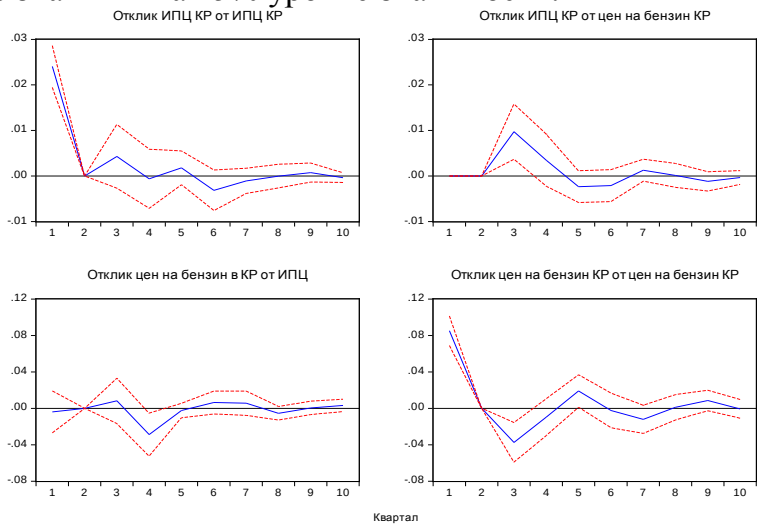


Рисунок 3 –Импульсные отклики для VAR-модели по КР

Из рисунка 3 видно, что при подаче импульса, равному 2 стандартным отклонениям, на уровень ИПЦ, темп роста цен на бензин вернется на равновесную траекторию через 8 кварталов, при подаче импульса на темп роста цен на бензин уровень ИПЦ вернется на равновесную траекторию через 10 кварталов.

Результаты разложения дисперсии показали, что на цены на бензин в первых трех лагах влияют сами цены на бензин – на 99%, начиная с четвертого лага в среднем – на 90% цены на бензин и на 10% - инфляция. А на инфляцию в первых двух лагах на 100% влияет сама инфляция и с третьего лага в среднем – на 85% инфляция и на 15% - цены на бензин.

VAR-модель для РФ имеет вид:

$$\begin{cases} CPI_{\text{РФ}_t} = 0{,}28 \times CPI_{\text{РФ}_{t-1}} - 0.09 \times P_{\text{РФ}_{t-1}} + 0{,}11^* \\ P_{\text{РФ}_t} = 0{,}19 \times P_{\text{РФ}_{t-1}} + 1{,}13 \times CPI_{\text{РФ}_{t-1}} + 0{,}80 \end{cases}$$

где:

$CPI_{\text{РФ}_t}$–ИПЦ РФ в момент t,

$P_{\text{РФ}_t}$ – темп роста цен на бензин в РФ в момент t;

* все переменные значимы на 15% уровне значимости.

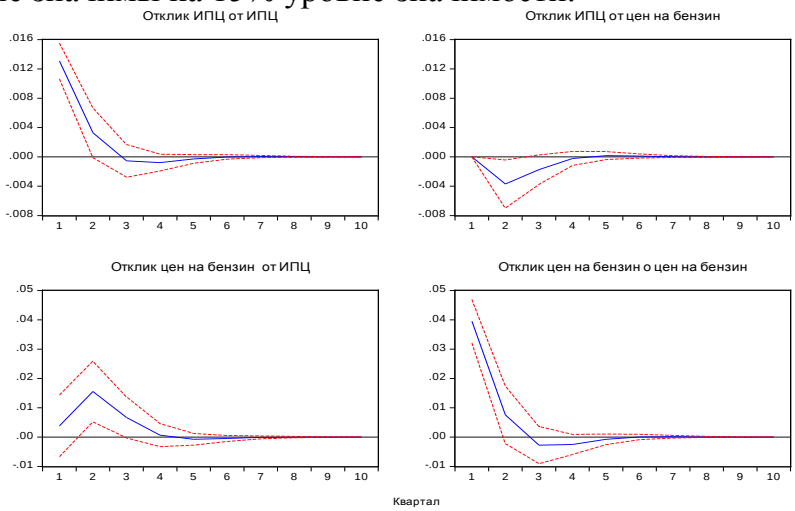


Рисунок 4 – Импульсные отклики для VAR-модели по РФ

Из рисунка4 видно, что при подаче импульса, равному 2 стандартным отклонениям, на уровень ИПЦ, темп роста цен на бензин вернется на равновесную траекторию через 6 кварталов, при подаче импульса на темп роста цен на бензин уровень ИПЦ вернется на равновесную траекторию через 5 кварталов.

Результаты разложения дисперсии показали, что на цены на бензин в первом лаге влияют только сами цены на бензин – на 100%, начиная со второго лага в среднем – на 86% цены на бензин и на 15% - инфляция. А на инфляцию в первом лаге на 99% влияет сама инфляция и со второго лага в среднем – на 92% инфляция и на 8% - цены на бензин.

Таблица 6 – Прогностические способности VAR-моделей

	КР	**РФ**
Прогнозное значение на 3 квартал 2017 г.	103,0%	100,7%
Фактическое значение 3 квартал 2017 г.	99,0%	102,0%
Отклонение	4%	-1,3%

Таким образом, из всех ранее построенных моделей для цен на бензин КР и РФ лучшими оказались ARIMA-модели, так как у них меньше отклонение реальных значений от прогнозных.

Список использованной литературы:

1. Национальный статистический комитет КР. Режим доступа: www.stat.kg
2. Федеральная служба государственной статистики РФ. Режим доступа: www.gks.ru
3. А бензин всё дорожает и дорожает! // Есть на что посмотреть URL: http://smotra.ru/users/powerful/blog/105563/
4. Почему растут цены на ГСМ в Кыргызстане? // Информационное агентство URL: https://24.kg/archive/ru/economics/184259-pochemu-rastut-ceny-na-gsm-v-kyrgyzstane.html/
5. Стоимость бензина марки Аи-95 за литр по стране снизилась на 2 сома \ // Sputnik Кыргызстан URL: https://ru.sputnik.kg/society/20150212/1014336305.html

Сравнительный анализ результатов моделирования временных рядов прожиточного минимума в Кыргызстане и России с 2010 по 2016 год.

Абдыкадыров Ш.К.

Аннотация: В статье проводится анализ временных рядов прожиточного минимума в Кыргызстане и России на основе квартальных данных, построение математической модели для рядов прожиточного минимума, прогнозирование и сравнение прогнозных значений с фактическими.

Ключевые слова: прожиточный минимум, потребительская корзина, стационарность, тренд, лаг, VAR-модель, индекс потребительских цен.

Объектом исследования является прожиточный минимум в Кыргызстане и России, предметом – динамика изменения прожиточного минимума, целью данной работы является построение моделей и прогноз.

Прожиточный минимум — стоимостная оценка потребительской корзины, а также обязательных платежей и сборов. Прожиточный минимум предназначен для оценки уровня жизни населения при разработке и реализации государственных социальных программ, обоснования устанавливаемых на государственном уровне минимального размера оплаты труда, пособий и других социальных выплат, формирования госбюджета.

Таблица 1 – Годовой состав потребительской корзины в Кыргызстане и России

	Кыргызстан	Россия
Хлебные продукты (хлеб и макаронные изделия, мука, крупы, бобовые), кг	94,6	126
Картофель, кг	56,5	100
Овощи и бахчевые, кг	106	114
Фрукты, кг	74	60
Сахар, кг	15,4	23,8
Мясо и мясопродукты, кг	49	58,6
Рыбопродукты, кг	5,2	18,5
Молоко, кг	304	280
Яйца, (шт)	192	210
Масло растительное, (кг)	9,5	11
Прочие продукты (соль, чай специи), (кг)	4	4,9

Источник: [1]

Согласно таблице 1 можно сделать вывод, что потребительская корзина в России содержит больше продовольственных товаров, чем в Кыргызстане, за исключением фруктов и молока. Это можно объяснить тем, что в России есть регионы с холодным климатом, и людям для жизнедеятельности нужно потреблять больше калорий. Кроме продовольственных товаров, в корзину входят еще и непродовольственные товары, коммунальные платежи и услуги, которые оцениваются в половину суммы, потраченной на продукты.

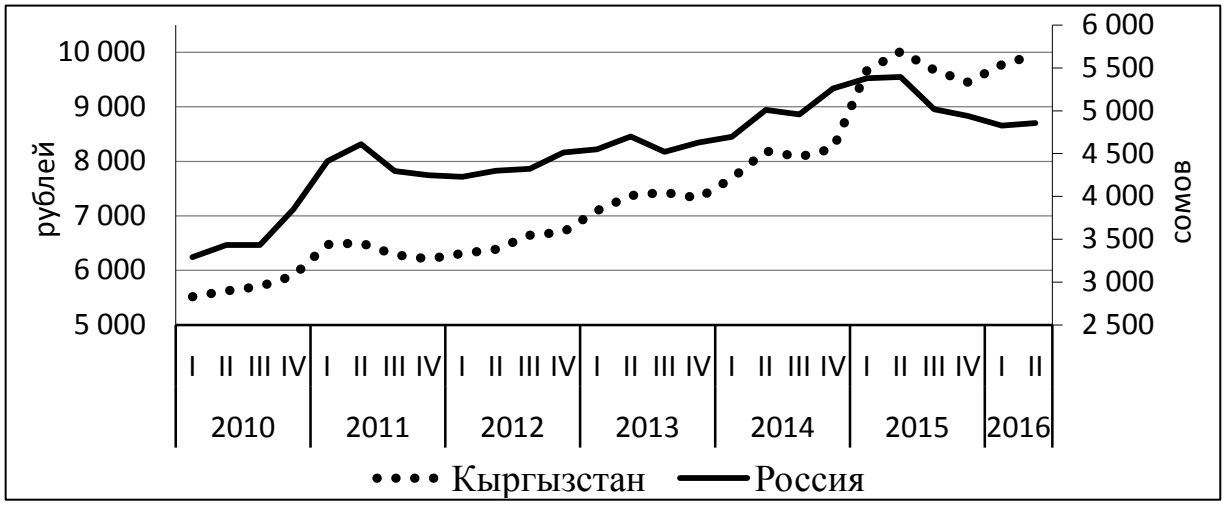


Рисунок 1 – Динамика изменения прожиточного минимума в Кыргызстане и России

Согласно рисунку 1 можно сделать вывод, что величина прожиточного минимума имеет восходящий тренд. Во 2-м квартале 2015 г. происходит уменьшение прожиточного минимума в России – это объясняется тем, что в потребительской корзине были импортные товары, которые попали под санкции по отношению к России от других государств. Пришлось заменять их товарами местного производства, цена на которых, как правило, меньше.

По анализу коррелограмм также подтверждается вывод, что во временных рядах присутствует тренд.

Трендовая модель прожиточного минимума в Кыргызстане:

$$PR_KR_t = \underset{(0,0)}{63,3} * t + \underset{(0,0)}{3734,3}$$ [2]

Трендовая модель прожиточного минимума в России:

$$PR_RF_t = \underset{(0,0)}{185,3} * t + \underset{(0,0)}{5152,9}$$

[2] вероятности незначимости коэффициентов

где
PR_KR и PR_RF – прожиточный минимум в Кыргызстане и России соответственно,
t – номер квартала .

Таблица 2 – Результаты моделирования прожиточного минимума

	Кыргызстан	Россия
Скорректированныйкоэф. детерминации, %	74	91
Информационный критерий Акаике	14,22	15,05
Информационный критерий Шварца	14,32	15,15
Прогнозное значение, сом/рубль	5259	9995
Фактическое значение, сом/рубль	4858	9956
Отклонение, %	8,2	0,4

Предположим, что значения прожиточного минимума зависят от его предыдущих значений, для этого проведем ARIMA-моделирование. Можно сделать вывод, что лучшими ARIMA-моделями для рядов прожиточного минимума Кыргызстана и России являются модели ARIMA(2,1,2). Ряды оказались стационарными в первых разностях.

ARIMA–модель прожиточного минимума в Кыргызстане:

$$D_PR_KR_t = \underset{(0,00)}{47,4} + \underset{(0,0)}{0,816} * D_PR_KR_{t-2} - \underset{(0,0)}{0,92} * E_{t-2}$$

ARIMA– модель прожиточного минимума в России:

$$D_PR_RF_t = \underset{(0,02)}{162,8} - \underset{(0,0)}{1,03} * D_PR_RF_{t-2} + \underset{(0,0)}{0,907} * E_{t-2}$$

где
D_ PR_KR и D_PR_RF – приросты прожиточного минимума в Кыргызстане и России соответственно,
E_t - ошибка модели.

Таблица 3 – Результаты ARIMA-моделирования прожиточного минимума

	Кыргызстан	Россия
Скорректированныйкоэф. детерминации, %	20	36
Информационный критерий Акаике	14,4	15,4
Информационный критерий Шварца	14,6	15,5
Прогнозное значение, сом/рубль	5310	10 175
Фактическое значение, сом/рубль	4858	9956
Отклонение, %	9,3	2,2

Как видно из таблицы 3, при одинаковых значениях Акаике и Шварца прогнозные значения ARIMA-моделей имеют большее отклонение от

фактических. Таким образом, трендовые модели значительно лучше описывают данные временные ряды, чем ARIMA-модели.

Еще одним видом моделирования является VAR-моделирование. Проведем VAR-моделирование для рядов прожиточного минимума, для чего возьмем временной ряд индекса потребительских цен с 1 квартала 2010 г. по 2-й квартал 2016 г. (рис.2). Ряды индекса потребительских цен оказались стационарными в первых разностях.

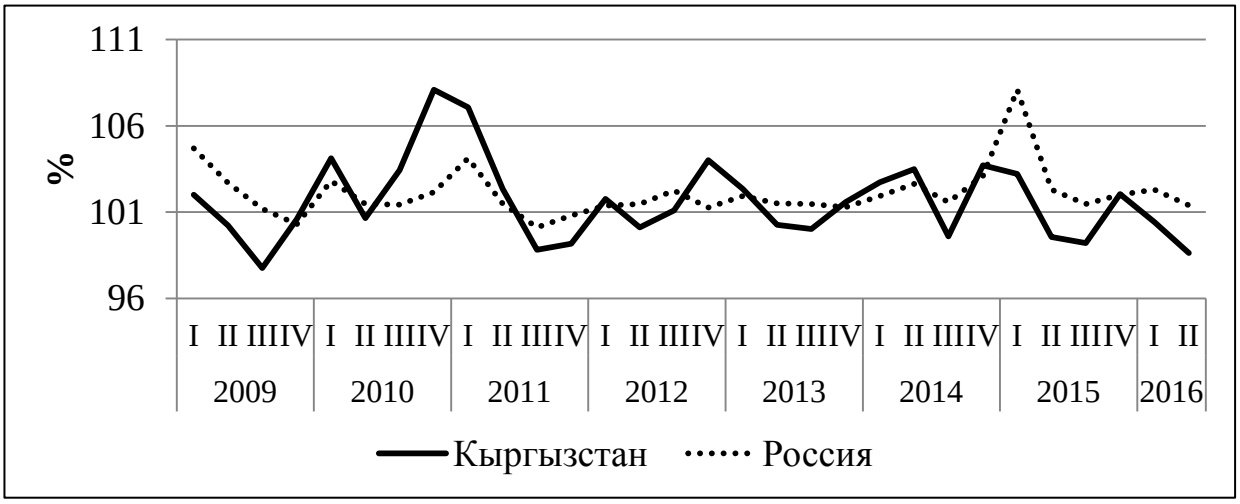


Рисунок 2 - Динамика изменения ИПЦ в Кыргызстане и России в период с 2010 по 2016 гг.

Проведем тест Гренжера на причинность между рядом ИПЦ и рядом прожиточного минимума. Количество лагов – 2.

Таблица 4– Результаты теста Грэнджера на причинность, Кыргызстан

NullHypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D_KG does not Granger Cause D_CPI_KG	23	8.59840	0.0080
D_CPI_KG does not Granger Cause D_KG		6.55581	0.0182

Таблица 5 – Результаты теста Грэнджера на причинность, Россия

NullHypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D_CPI_RU does not Granger Cause D_RUSSIA	23	0.43842	0.6518
D_RUSSIA does not Granger Cause D_CPI_RU		4.07444	0.1347

Где

D_KG и D_Russia – прирост прожиточного минимума в Кыргызстане и России соответственно,

D_CPI_KG и D_CPI_RU – приросты ИПЦ в Кыргызстане и России соответственно.

Как видно из таблицы 4, вероятность осуществления нулевой гипотезы о том, что ряды прожиточного минимума и ИПЦ не влияют друг на друга, меньше 5%. Таким образом, можно выдвинуть гипотезу, что ряд прожиточного минимума и ряд среднего ИПЦ в Кыргызстане влияют друг на друга. Вероятность осуществления нулевой гипотезы при 2 лагах для рядов в России превышает 5%, следовательно, построение VAR-модели невозможно.

Ниже приведена VAR-модель второго порядка показателей прожиточного минимума и ИПЦ в Кыргызстане, т.к. значения критерия Акайке и Шварца принимают меньшие значения именно для этого лага.

VAR-модели взаимосвязи исследуемых показателей имеют следующий вид:

$$\begin{cases} \mathrm{D_CPI}_t = 0{,}04 + 0.18 * \mathrm{D_CPI}_{t-1} - 0.34 * \mathrm{D_CPI}_{t-2} - 0.01 * \mathrm{D_KG}_{t-1} + 0.05 * \mathrm{D_KG}_{t-2} \\ \mathrm{D_KG}_t = 43{,}9 + 75{,}5 * \mathrm{D_CPI}_{t-1} + 23{,}27 * \mathrm{D_CPI}_{t-2} - 0.29 * \mathrm{D_KG}_{t-1} + 0.54 * \mathrm{D_KG}_{t-2} \end{cases}$$

Таблица 6 – Прогноз на 1 квартал 2016 года, Кыргызстан

	Прожиточный минимум
Скорректированный коэф. детерминации, %	47
Информационный критерий Акаике	13,3
Информационный критерий Шварца	13,5
Прогнозное значение, сом	5411
Фактическое значение, сом	4858
Отклонение, %	11,4

Таким образом, для описания временного ряда прожиточного минимума лучше всего подходит трендовая модель, которая дает более точное прогнозное значение.

Список литературы:

1. Федеральная служба государственной статистики РФ. Режим доступа: www.gks.ru
2. Национальный статистический комитет КР. Режим доступа**:** www.stat.kg

Сравнительный анализ динамики показателей индексов потребительских цен Кыргызстана и России

Амантуров Д.Т.

Аннотация. В статье проводится анализ и прогнозирование индекса потребительских цен в Кыргызстане и России с помощью построения тренд-сезонной модели, а также модели векторной авторегрессии (VAR).

Ключевые слова: индекс потребительских цен, тренд-сезонная модель, прогноз, временной ряд, коэффициент детерминации, сезонность, VAR-модель.

Объектом исследования являются индекс потребительских цен (ИПЦ) в Кыргызстане и России. Предметом исследования является динамика изменения ИПЦ в Кыргызстане и России. Целью работы является проведение сравнительного анализа динамики изменения ИПЦ стран.

ИПЦ является одним из важнейших показателей, характеризующих уровень инфляции, и используется в целях осуществления государственной финансовой политики, анализа и прогноза ценовых процессов в экономике, регулирования минимальных социальных гарантий. ИПЦ рассчитывается на основе изменения цен товаров и услуг из потребительской корзины [1],[2]. Для анализа использовались квартальные данные с 1 квартала 2009 г. по 2 квартал 2016 г.

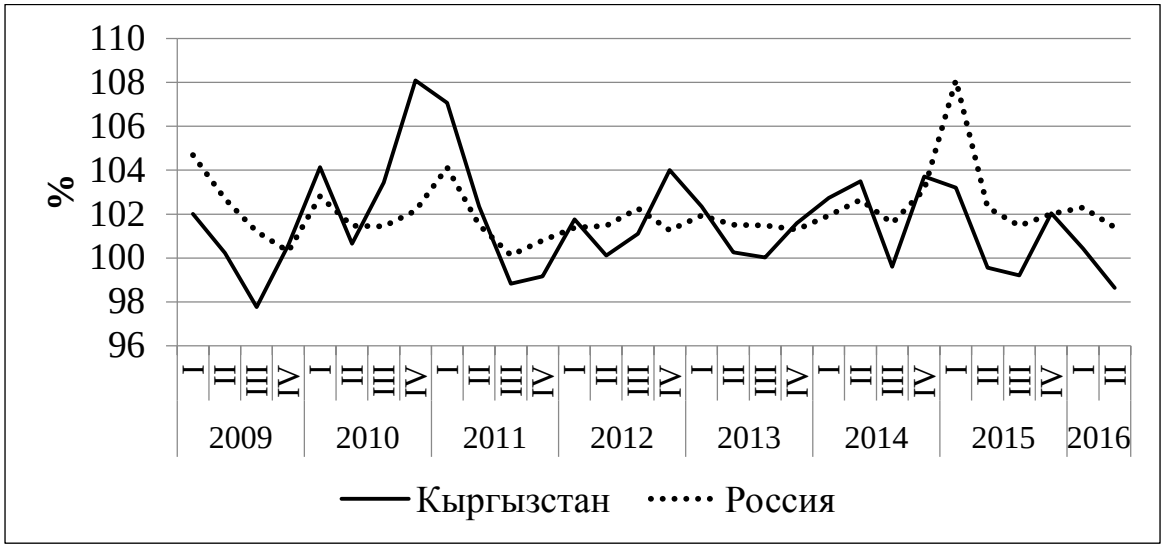


Рисунок 1 – Динамика изменения индекса потребительских цен

Исходя из рисунка 1, следует, что ИПЦ Кыргызстана и России колеблются вокруг своих средних значений (Кыргызстан – 101,81%, Россия – 102,08%). В 4 квартале 2010 года в Кыргызстане наблюдалось значение ИПЦ, превышающее среднее значение на 6,21%. Причиной этому являлись апрельская революция и июньские события 2010 года (межэтнические столкновения между кыргызами и узбеками на юге Кыргызстана), что привело к закрытию границ с Казахстаном и Узбекистаном. Это едва не привело к гуманитарной катастрофе – запасы лекарств, продовольствия и горюче-смазочных материалов были на критической отметке. В 1 квартале 2015 года в России наблюдалось значение ИПЦ, превышающее среднее значение на 6,02%. Это было связано с валютным кризисом, который привел росту инфляции. Для определения структуры рядов ИПЦ были проанализированы коррелограммы. Они показали, что ряды ИПЦ обеих стран не имеют линейного тренда и каких-либо циклических колебаний. При попытке построения тренд-сезонных моделей для обеих стран, было выяснено, что тренды незначимы, что подтверждает выводы по коррелограммам. Так как из рисунка 1 видны колебания ИПЦ и выбросы, то в модели были включены сезонные фиктивные переменные и фиктивные переменные по выбросам.

Сезонная модель ИПЦ Кыргызстана имеет вид:

$$CPI_KGZ_t = \underset{(0,04)}{-1,47} * S_2 \underset{(0,00)}{-2,14} * S_3 \underset{(0,00)}{+5,48} * F4_2010 \underset{(0,00)}{+102,12}$$

Сезонная модель ИПЦ России имеет вид:

$$CPI_RU_t = \underset{(0,00)}{1,51} * S_1 \underset{(0,00)}{+3,37} * F1_2015 \underset{(0,00)}{+101,47}$$

где:

CPI – ИПЦ,

S_i – сезонная фиктивная переменная,

F – фиктивная переменная по выбросам.

Таблица 1 – Характеристики моделей

Показатель	*Кыргызстан*	*Россия*
Скорректированный коэффициент детерминации	57%	58%
Критерий Акайке	3,84	2,84

Критерий Шварца	4,03	2,98
Прогноз на 3 квартал 2016	99,98%	101,47%
Факт в 3 квартале 2016 года	99,38%	101%
Отклонение прогноза от факта	0,60%	0,47%

При моделировании также было бы логично проверить зависимость ИПЦ от своих предыдущих значений. Для чего необходимо построить модели ARIMA. Для проверки рядов на стационарность был проведен расширенный тест Дики-Фуллера, который показал, что ряды стационарны в первых разностях. После приведения рядов к стационарному виду были построены модели ARIMA для рядов ИПЦ обеих стран (Кыргызстан – ARIMA(2,0,3), Россия – ARIMA(4,0,1)), но они оказались хуже по качеству по сравнению с сезонными моделями. Применение сезонных моделей для прогнозирования является более целесообразным.

Еще одним видом моделей для построения прогнозов является VAR-модель. Для построения VAR-модели был выбран прожиточный минимум (ПМ), у которого есть двусторонняя связь с ИПЦ. ПМ отражает минимальный набор товаров и услуг, необходимых для нормальной жизнедеятельности человека.

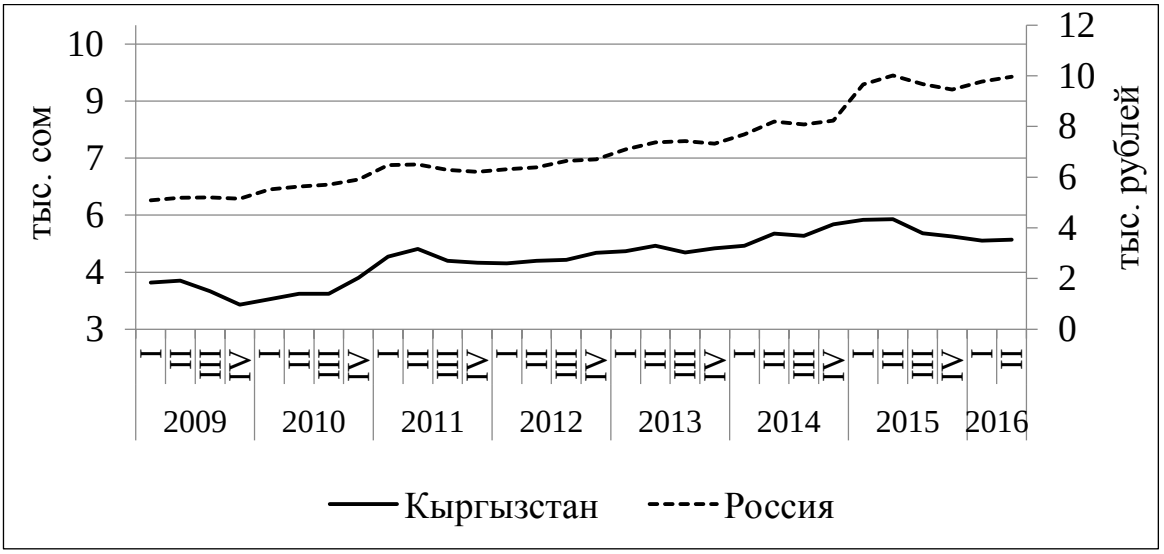


Рисунок 3 – Динамика изменения прожиточного минимума

Ряды были приведены к стационарным путём взятия первых разностей. Для проверки причинно-следственной связи между рядами ИПЦ Кыргызстана и России и рядами ПМ был проведен тест Грэнджера. По результатам

проведения теста Грэнджера следует, что между ИПЦ и ПМ Кыргызстана есть взаимная причинно-следственная связь с лагом 5, между ИПЦ и ПМ России есть взаимная причинно-следственная связь с лагом 4.

Далее были построены VAR-модели для Кыргызстана и России. Они оказались стационарными. Тест на определение длины лага дал следующие результаты: для Кыргызстана и России лаг - 2.

VAR-модель для Кыргызстана имеет вид:

$$\begin{cases} D_{CPI_t} = 0{,}02 * D_{CPI_{t-1}} - 0{,}3 * D_{CPI_{t-2}} - 0{,}01 * D_{MIN\,t-1} + 0{,}01 * D_{MIN\,t-2} + 0{,}22 \\ D_{MIN\,t} = 74{,}91 * D_{CPI_{t-1}} + 24{,}6 * D_{CPI_{t-2}} - 0{,}22 * D_{MIN\,t-1} + 0{,}52 * D_{MIN\,t-2} + 35{,}1 \end{cases}$$

где:

D_{CPI_t} – прирост ИПЦ в момент t,

$D_{MIN\,t}$ – прирост ПМ в момент t.

Интерпретацией VAR-модели являются функции импульсного отклика.

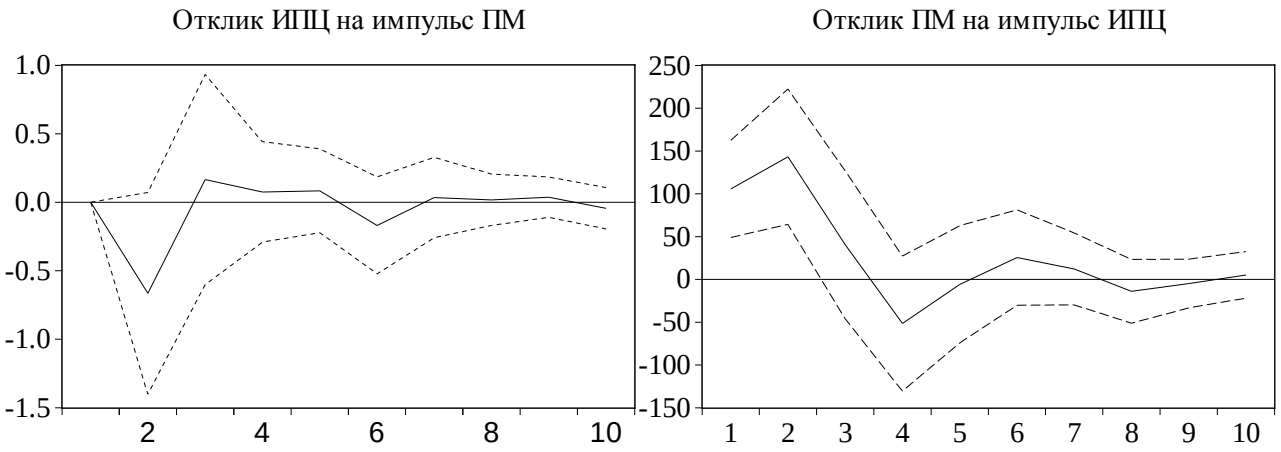


Рисунок 4 – Импульсные отклики для VAR-модели по Кыргызстану

По рисунку 4 видно, что при подаче импульса, равному 2 стандартным отклонениям, на прирост ИПЦ, прирост ПМ вернется на равновесную траекторию через 8 кварталов, при подаче импульса на прирост ПМ прирост ИПЦ вернется на равновесную траекторию через 7 кварталов.

VAR-модель для России имеет вид:

$$\begin{cases} D_{CPI_t} = 0{,}06 * D_{CPI_{t-1}} - 0{,}1 * D_{CPI_{t-2}} - 0{,}01 * D_{MIN\,t-1} - 0{,}01 * D_{MIN\,t-2} + 0{,}83 \\ D_{MIN\,t} = 55{,}11 * D_{CPI_{t-1}} + 45{,}66 * D_{CPI_{t-2}} - 0{,}14 * D_{MIN\,t-1} - 0{,}42 * D_{MIN\,t-2} + 275{,}36 \end{cases}$$

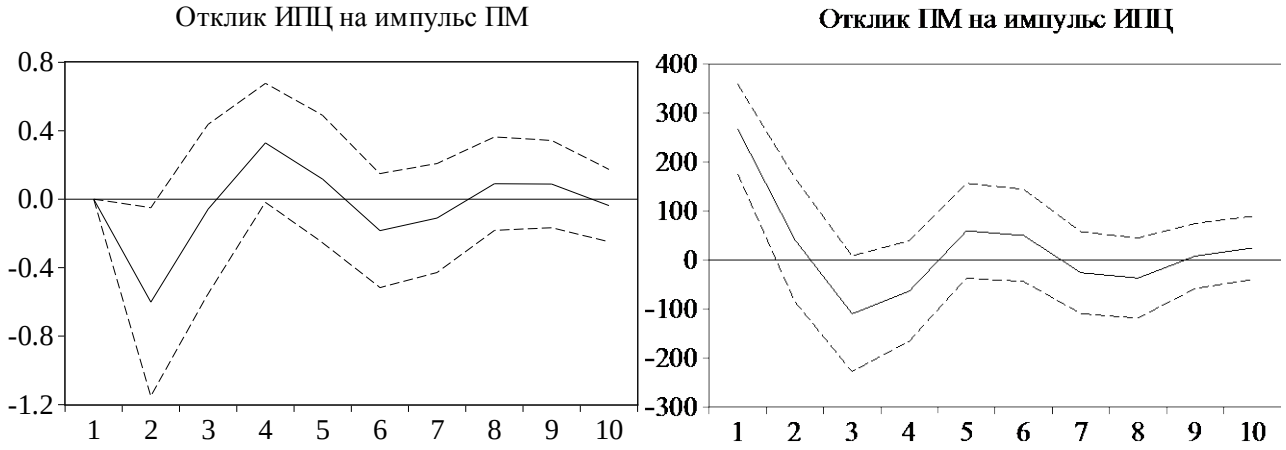


Рисунок 5 – Импульсные отклики для VAR-модели по России

По рисунку 5 видно, что при подаче импульса, равному 2 стандартным отклонениям, на прирост ИПЦ, прирост ПМ вернется на равновесную траекторию через 8 кварталов, при подаче импульса на прирост ПМ прирост ИПЦ вернется на равновесную траекторию через 8 кварталов.

Одним из преимуществ VAR-моделей является их прогностическая способность.

Таблица 2 – Прогностические способности VAR-моделей

	Кыргызстан	Россия
Прогнозное значение на 3 квартал 2016 года	99,08%	101,24%
Фактическое значение 3 квартал 2016 года	99,38%	101%
Отклонение	0,30%	0,24%

Таким образом, из всех ранее построенных моделей для прогнозирования ИПЦ Кыргызстана и России лучшими оказались VAR-модели, так как у них меньше отклонение реальных значений от прогнозных.

Список использованной литературы

1. Национальный статистический комитет Кыргызской Республики URL: http://stat.kg/ru/statistics/ceny-i-tarify/ (дата обращения: 8.11.2016).
2. Федеральная служба государственной статистики URL: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/tariffs/# (дата обращения: 8.11.2016).

Сравнительный анализ динамики выдачи потребительских кредитов в Кыргызстане и России

Бешке К.С.

Аннотация. В работе проводится сравнительный анализ, а также моделирование и прогнозирование объемов потребительских кредитов в Кыргызстане и России с использованием эконометрических методов. Для анализа использовались два временных ряда, отражающих динамику выдачи потребительских кредитов физическим лицам в Кыргызстане и России с 2010 по 2016 годы.

Ключевые слова: потребительский кредит, трендовая модель, прогноз, временной ряд, ARIMA - модель, коэффициент детерминации, сезонность.

Целью работы является изучить поведение временных рядов - объемов выданных потребительских кредитов в Кыргызстане и России. Объектом исследования являются потребительские кредиты, а предметом - динамика изменения объемов потребительских кредитов в указанных странах с 2010 по 2016 гг.

Потребительский кредит – это ссуда, которая предоставляется гражданам, домашним хозяйствам для приобретения предметов потребления. Данный вид кредита является, значимым для населения, так как его берут не только для приобретения товаров длительного пользования (мебель, автомобили и.т.п.), но и для прочих покупок (мобильные телефоны, бытовая техника, продукты питания). Его доступность в том, что получить кредит может каждый гражданин страны. [1]

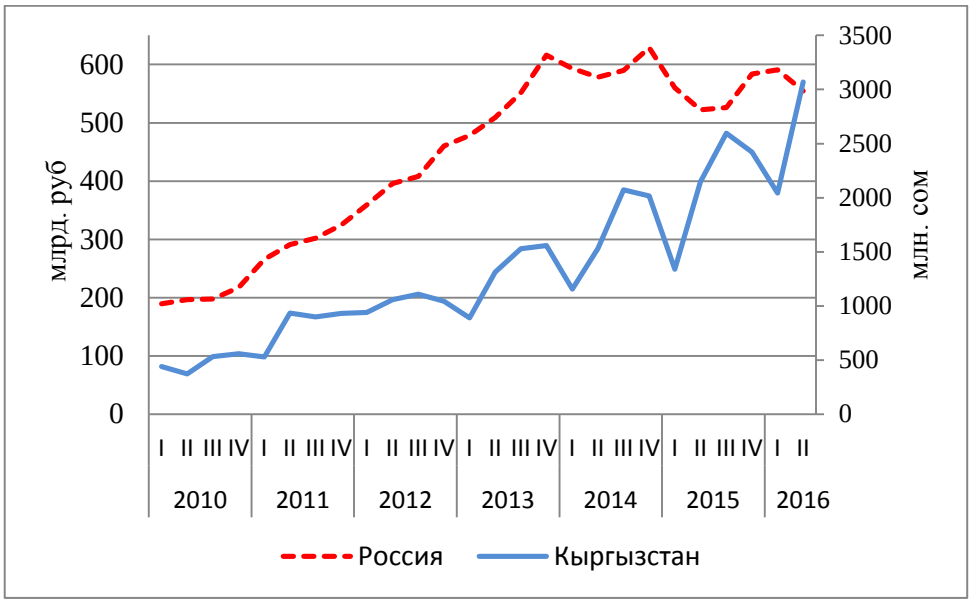


Рисунок - 1 Динамика выдачи потребительских кредитов в период с 2010-2016 гг.

Из Рисунка 1 следует, что объемы выдачи потребительских кредитов в обеих странах имеют восходящие тренды. Резкие колебания выдачи потребительских кредитов с 2014 по 2016 годы в Кыргызстане объясняются неустойчивой ситуацией на финансовом рынке, а именно резко меняющимся курсом валюты, как следствие увеличением цен на товары, что повлекло за собой снижения спроса на товары длительного пользования. [2] Увеличение объемов потребительских кредитов с 2010 г. в России обусловлено: повышением деловой активности населения и снижением процентной ставки по кредитам. [3]

Спад кредитования населения в России в 2013 году по сравнению с 2012 годом объясняется введенными на тот период санкциями, которые положили начало кризису в стране, то есть нестабильности цен и, как следствие, падению спроса на товары длительного пользования. Основное увеличение выдачи потребительских кредитов населению в Кыргызстане в начале 3 квартала каждого года связано с ростом выданных кредитов на сельское хозяйство, в среднем 1 758 млн. сомов, что объясняется сезонностью отрасли. [4] В конце 3 квартала это связано с нехваткой средств на новый учебный год для детей, у которых родители еще не полностью реализовали на рынке сельскохозяственную продукцию.

Для определения структуры временных рядов были построены коррелограммы объемов выдачи потребительских кредитов, которые показали в обеих странах наличие трендов и отсутствие сезонных колебаний, что подтверждает ранее выдвинутые гипотезы.

Для прогнозирования данных были построены трендовые модели и сделан прогноз на 3 квартал 2016 г. для сравнения с фактическими данными.

Таблица – 1 Трендовые модели и прогноз выдачи потребительских кредитов в Кыргызстане и России на 3 кв. 2016 г.

Страна	**Кыргызстан**	**Россия**
Модель	Kredit_KG_t=87*T+265 *(0,00) (0.02)*	Kredit_RF_t=17 284*T+236 282 *(0,00) (0,00)*[3]
Скоррект-ный коэф-т	85%	83%

[3]вероятность незначимости коэффициента

детерминации		
Критерий Акайке	14,16	25,59
Критерий Шварца	14,26	25,68
Прогнозное значение	2 614 млн. сомов	701 930 рублей
Отклонение	-27%	+27%

Все коэффициенты при переменных в построенных моделях значимы на 5% уровне. Из Таблицы 1 видно, что отклонение прогнозного значения объемов выдачи потребительских кредитов от фактического значения по Кыргызстану составило минус 27 %, по России - плюс 27 %.

Из-за отсутствия сезонных колебаний построить тренд-сезонные модели со значимыми переменными не удалось.

Далее данные были протестированы на наличие AR и MA процессов. После проведения тестов Дики-Фуллера и Бройша-Годфри была получена модель ARIMA(2,0,2) по Кыргызстану:

$$KR_KG = \underset{(0,00)}{89{,}86} * T - \underset{(0,00)}{1{,}09} * KR_KG_{t-2} + \underset{(0,00)}{0{,}86} * E_KR_KG_{t-2} + \underset{(0,02)}{226{,}51}$$

Где, KR_KG – объем кредитов по Кыргызстану

Таблица – 2 Прогноз по модели ARIMA(2,0,2), Кыргызстан

Показатель	**Значение**
Скорректированный коэффициент детерминации	88%
Критерий Акайке	13,9
Критерий Шварца	14,1
Прогнозное значение на 3 квартал 2016 года	2 734 млн. сомов
Отклонение от факт. данных	-11 %

Временной ряд выдачи потребительских кредитов в России также был протестирован на наличие AR и MA процессов, и была получена модель:

$$D_KR_RF_t = \underset{(0,0)}{0{,}89} * D_KR_RF_{t-1} + \underset{(0,0)}{0{,}87} * D_KR_RF_{t-4} + \underset{(0,0)}{639\,414}$$

Где, D_KR_RF – объем кредитов по России в первой разности

Таблица – 3 Прогноз по модели ARIMA(1,1,4), Россия

Показатель	**Значение**
Скорректированный коэффициент детерминации	97%
Критерий Акайке	23,0
Критерий Шварца	23,2
Прогнозное значение на 3 квартал 2016 года	605 022рублей

Отклонение от факт. данных	+ 9 %

Для построения модели векторной авторегрессии дополнительно были рассмотрены депозиты в Кыргызстане и России с 2010 по 2016 годы (ежеквартальные данные).

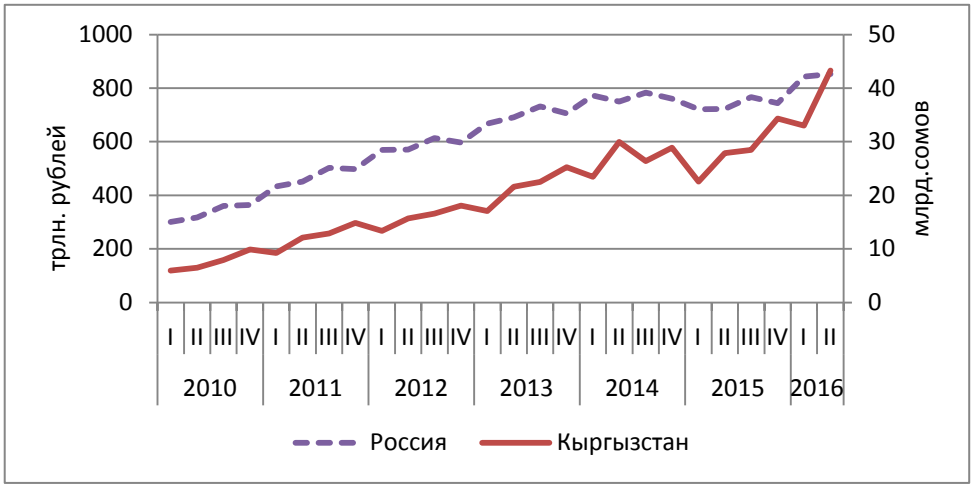


Рисунок - 1 Динамика объемов депозитов в период с 2010-2016 гг.

Проведя тест Дики-Фуллера ряд депозитов в Кыргызстане, оказался стационарным, а по России ряд стационарен в первых разностях, поэтому далее проведем тест Грэнджера на стационарных рядах для проверки причинно-следственной связи объемов депозитов и потребительских кредитов в России и Кыргызстане.

Таблица 4 – Результаты теста Грэнджера на причинность, Кыргызстан

Sample: 2010Q1 2016Q2
Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
KR does not Granger Cause DEPOSIT_KG	23	5.15902	0.0110
DEPOSIT_KG does not Granger Cause KR		7.56360	0.0023

Таблица 5– Результаты теста Грэнджера на причинность, Россия

Sample: 2010Q1 2016Q2
Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D_DEPOSIT_RF does not Granger Cause D_RF	22	6.10820	0.0063
D_RF does not Granger Cause D_DEPOSIT_RF		0.47956	0.7013

Тест Грэнджера с лагом 2 по двум странам показал, что в Кыргызстане на 1% уровне значимости выдача кредитов влияет на объем депозитов и, наоборот, по России тест показал на 10% уровне значимости, что объем депозитов влияет на выдачу кредитов, но обратной зависимости выявлено не было. Таким образом, влияние кредитов и депозитов по Кыргызстану может быть исследовано с помощью

VAR-моделирования. В ходе анализа был определен порядок авторегрессии с лагом 3, так как значения критериев Акаике и Шварца оказались наименьшими.

Результаты разложения дисперсии показали, что на депозиты в первом лаге влияют только сами депозиты, во втором лаге – на 97% депозиты и на 2,3% - кредиты, в третьем лаге – на 95% депозиты и на 4,8% - кредиты, с четвертого лага в среднем – на 75% депозиты и на 25% - кредиты. А на кредиты во всех лагах в среднем на 67% влияет сам объем кредитов и на 33% объем депозитов.

VAR-модели взаимосвязи исследуемых показателей имеют следующий вид:

$$\begin{cases} Dep_{KG} = 2\,348 + 0.76 * \mathrm{Dep}_{\mathrm{KG}_{t-1}} - 0.56 * \mathrm{Dep}_{\mathrm{KG}_{t-3}} + 2.99 * \mathrm{KR}_{\mathrm{KG}_{t-1}} + 8.69 * \mathrm{KR}_{\mathrm{KG}_{t-3}} \\ \mathrm{KR}_{\mathrm{KG}_t} = 126 - 0.003 * \mathrm{Dep}_{\mathrm{KG}_{t-1}} - 0.02 * \mathrm{Dep}_{\mathrm{KG}_{t-3}} + 0.59 * \mathrm{KR}_{\mathrm{KG}_{t-1}} + 0.88 * \mathrm{KR}_{\mathrm{KG}_{t-3}} \end{cases}$$

Таблица 2 – Прогноз на 3 квартал 2016 года по VAR-модели

Показатель	Депозиты	Кредиты
Коэффициент детерминации	88,5 %	83,6 %
Критерий Акайке	19,2	14,5
Критерий Шварца	19,4	14,7
Прогнозное значение	46 639млн.сомов	3 332млн.сомов
Отклонение	-7%	-8%

Прогноз объема депозитов на 3 квартал 2016 года по VAR-модели составил 46 639 млн. сомов, отклонение от фактических данных составило -7%.

Прогноз объема кредитов на 3 квартал 2016 года по VAR-модели составил 3 332 млн. сомов, отклонение от фактических данных составило -8%.

Таким образом, наилучшей моделью по Кыргызстану стала VAR-модель с отклонением от фактических данных -8%, а по России наилучшей моделью оказалась ARIMA(1,1,4), по данной модели отклонение составило +9%.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. // Свободная энциклопедия wikipedia.org: [сайт]
2. М.А. Дукачев Дипломная работа, Москва 2012 г. М.А Д. Мультипортал // www.km.ru
3. // Справочник_патриота Ruxpert.ru: [сайт]
4. КУДРЯВЦЕВА Т. Толкунбек Абдыгулов: Ситуация в банковской системе может быть непростой, но не кризисной // http://24.kg/
5. Бердибаева А. Статья о нестабильной ситуации на финансовом рынке // knews.kg

Сравнительный анализ динамики показателей среднедушевых денежных доходов Кыргызской Республики и Российской Федерации за период 2010 – 2016 гг.

Зенина-Хван А.О.

Аннотация. В статье были использованы данные Национального статистического комитета Кыргызской Республики (КР) [1] и Федеральной службы государственной статистики Российской Федерации (РФ) [2] о среднедушевых денежных доходах в КР и РФ, за период 2010-2016 гг. В статье были построены тренд-сезонные модели, ARIMA-модели, VAR-модели, определена причинность по Грейнджеру и спрогнозированы значения показателей на I квартал 2016 года.

Ключевые слова: денежные доходы, временной ряд, модель, прогноз, уравнение регрессии.

Денежные доходы населения включают доходы лиц, занятых предпринимательской деятельностью, выплаченную заработную плату наемных работников, социальные выплаты, доходы от собственности в виде процентов по вкладам, ценных бумаг, дивидендов и другие доходы. [3]

Целью работы является изучение поведения временных рядов среднедушевых денежных доходов КР и РФ. Объектом исследования статьи являются номинальные среднедушевые денежные доходы. Предметом исследования является динамика изменения номинальных среднедушевых денежных доходов в КР и РФ.

Рисунок 1– Среднедушевой денежный доход в КР и РФ за 2010-2015 гг.

Как видно из рисунка 1, показатели среднедушевого денежного дохода в обеих странах имеют восходящий тренд. Показатели подвержены сезонным колебаниям. В КР наблюдается спад каждый первый квартал, это связано с отсутствием сезонных сельскохозяйственных работ. В РФ наблюдается подъем каждый четвертый квартал, это связано с выплатой работникам тринадцатой зарплаты, бонусов и премий. Анализ коррелограмм подтверждает полученный вывод.

Для моделирования поведения значений ряда построим модели, содержащие линейный тренд и сезонные колебания.

Тренд-сезонная аддитивная модель среднедушевых денежных доходов в КР:

$$D_KG_t=78*t-219*S_1+2\,460^{4}$$

(0,00) (0,09) (0,00)

Тренд-сезонная аддитивная модель среднедушевых доходов в РФ:

$$D_RF_t=573*t+2\,912*S_2+2\,747*S_3+6\,869*S_4+14\,782$$

(0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00)

Где:

D_KG ; D_RF- среднедушевой денежный доход в КР и РФ;

S – Квартал;

t – номер квартала.

[4] – вероятности незначимости коэффициентов

Таблица 3– Результаты моделирования среднедушевых денежных доходов

Показатель	КР	РФ
R^2ск.,%	83	98
Критерий Акайке	14,16	16,05
Критерий Шварца	14,3	16,3
Прогнозное значение, сомов/ рублей	4 191	29 107
Фактическое значение, сомов/ рублей	4 204	26 340
Отклонение, %	- 0,2	- 18

По таблице 1 видно, что обе модели значимы. Отклонение прогнозного значения от фактического составило - 0,2% для КР и - 18% для РФ .

Проверим ряды на стационарность с помощью расширенного теста Дики-Фуллера и автокорреляцию остатков с помощью LM-Теста.

Таким образом, модель среднедушевых денежных доходов в КР – ARIMA (1;1;0) :

$$\Delta D_KG_t = \underset{(0,1)}{79} - \underset{(0,01)}{0,57}\, \Delta D_KG\, D_{t-1},$$

Где:

ΔD_KG – среднедушевой денежный доход в КР в первых разностях.

Модель ARIMA (3;1;4) среднедушевых денежных доходов в РФ:

$$\Delta D_RF_t = \underset{(0,00)}{582} - \underset{(0,00)}{1,04}\Delta D_RF_{t-1} - \underset{(0,00)}{1,07}\Delta D_RF_{t-2} - \underset{(0,00)}{1.07}\Delta DRF_{t-3_} - \underset{(0,00)}{0,9}E_{t-4},$$

Где:

ΔD_RF – среднедушевой денежный доход в РФ в первых разностях.

Таблица 4 – Модель ARIMA среднедушевых денежных доходов в КР и РФ с прогнозом на I квартал 2016 г

Показатель	КР ARIMA(1;1;0)	РФ ARIMA (3;1;4)
R^2ск.,%	32	99
Критерий Акайке	14,75	14,96
Критерий Шварца	14,84	15,2
Прогнозное значение, сомов/рублей	4 234	27 354
Фактическое значение, сомов/рублей	4 203	26 341
Отклонение, %	- 0,7	-3,8

Полученные результаты, представленные в таблице 2, позволяют сделать вывод, что модели значимы. Другие проверенные модели оказались

незначимы. Отклонение прогнозного значения от фактического составило -0,7% для КР и – 3,8% для РФ.

Для построения VAR-модели используем временной ряд прожиточного минимума в КР и РФ. Прожиточный минимум является официальной гарантией для определения государственных социальных стандартов в таких сферах как: доходы населения, жилищно-коммунальное хозяйство, бытовое и социально-культурное обслуживание, здравоохранение и образование. [4]

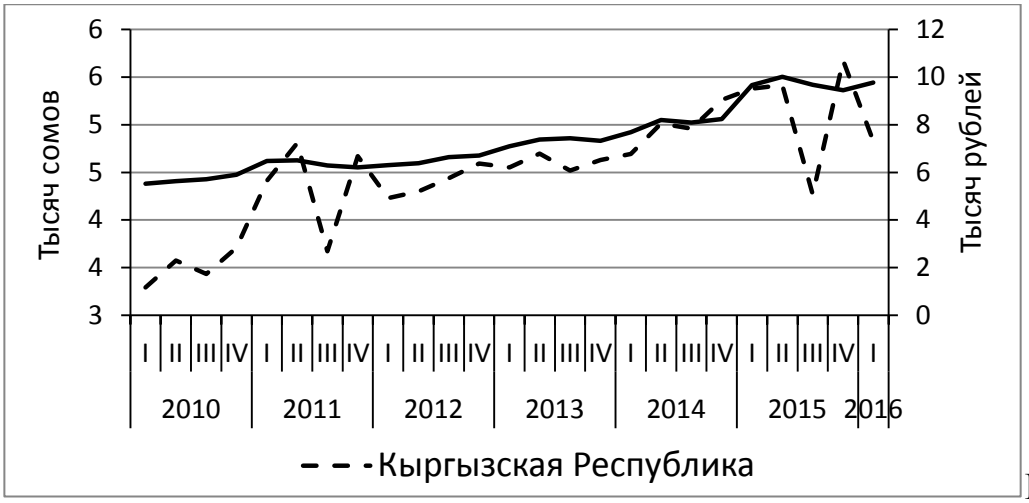


Рисунок 2 - Величина прожиточного минимума в КР и РФ за 2010-2016 гг.

Как видно из рисунка 2, показатели прожиточного минимума в обеих странах имеют восходящий тренд. Показатель по КР подвержен существенным колебаниям в 2011 и 2015 гг.

Перейдем к тесту Грейнджера для проверки причинно-следственной связи между рядами среднедушевых денежных доходов и прожиточного минимума в КР и РФ:

Таблица 5 – Результат**ы** проведения теста Грейнджера для КР **и** РФ:

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
MIN_KG does not Granger Cause D_KG	23	2.70232	0.1158
D_KG does not Granger Cause MIN_KG		4.81287	0.0402

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
MIN_RF does not Granger Cause D_RF	22	6.95924	0.0062
D_RF does not Granger Cause MIN_RF		8.54675	0.0027

По результатам таблицы 3 для КР количество лагов – 1, для РФ – 2, так как необходимо было подобрать такое количество лагов, при котором вероятность осуществления нулевой гипотезы меньше 5%. Тест показал, что в КР на 5% уровне значимости доходы влияют на прожиточный минимум. Прожиточный минимум влияет на доходы на 12% уровне значимости, что не является достаточно надежным. По РФ тест показал взаимозависимость на 1% уровне значимости.

Перейдем к построению VAR-модели:

$$\begin{cases} \Delta D_RF_t = -1{,}02 * \Delta D_RF_{t-1} - 1{,}09 * \Delta D_RF_{t-2} - 1{,}1 * \Delta D_RF_{t-3} \\ + 0{,}39 * \Delta MIN_RF_{t-1} - 0{,}36 * \Delta MIN_RF_{t-2} + 0{,}04 * \Delta MIN_RF_{t-3} + 2355{,}06 \\ \Delta MIN_RF_t = 0{,}04 * \Delta D_RF_{t-1} + 0{,}08 * \Delta D_RF_{t-2} + 0{,}06 * \Delta D_RF_{t-2} + \\ 0{,}26 * \Delta MIN_RF_{t-1} - 0{,}35 * \Delta MIN_RF_{t-2} + 0{,}21 * \Delta MIN_RF_{t-3} + 62{,}88, \end{cases}$$

Где:

ΔD_RF_t - среднедушевой денежный доход в первых разностях;
ΔMIN_RF_t – прожиточный минимум в первых разностях;
t – номер квартала.

Все показатели в модели значимы. Прогнозное значение среднедушевого денежного дохода на I квартал 2016 г, составило 27 238 рублей, отклонение - 3,3 %, Лаги 1- 3.

Таблица 6 – Отклонения модельных значений от реальных,%.

Модель:	Тренд-сезонная	ARIMA	VAR
Кыргызская Республика	- 0,2	- 0,7	-
Российская Федерация	- 18	-3,8	- 3,3

По таблице 4 сделаем вывод, что обе модели по КР подходят для прогнозирования. По РФ наилучшие модели – ARIMA и VAR.

Список литературы:

1. // Национальный статистический комитет КР: [сайт], URL: http://ww.stat.kg/ru/

2. // Федеральная служба государственной статиститки РФ: [сайт], URL: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/population/urov/urov_11kv,htm

3. // Институт демографии Национального исследовательского университета "Высшая школа экономики": [сайт],

4. // Научный журнал NovaInfo: [сайт], URL: http://novainfo,ru/article/9041

Сравнительный анализ результатов моделирования временных рядов средней заработной платы в Кыргызстане и России с 2010 по 2015 год

Ниязалиев Б.С.

Аннотация. В статье проводится анализ и прогнозирование средней номинальной заработной платы в Кыргызстане и России с помощью построения трендовой и тренд-сезонной модели, а также модели векторной авторегрессии.

Ключевые слова: заработная плата, трендовая модель, прогноз, временной ряд, коэффициент детерминации, сезонность, VAR-модель, ВВП.

Оплата за труд всегда является одной из основных ценностей для человека, в какое время он бы не жил. В наше время заработная плата является для большей части общества основой их достатка, а также главным инструментом стимулирования роста результативности труда и производства.

В качестве объекта исследования выбрана средняя номинальная начисленная заработная плата в Кыргызстане и России [1]. А предметом исследования – динамика ее изменения. Для анализа использованы ежеквартальные данные.

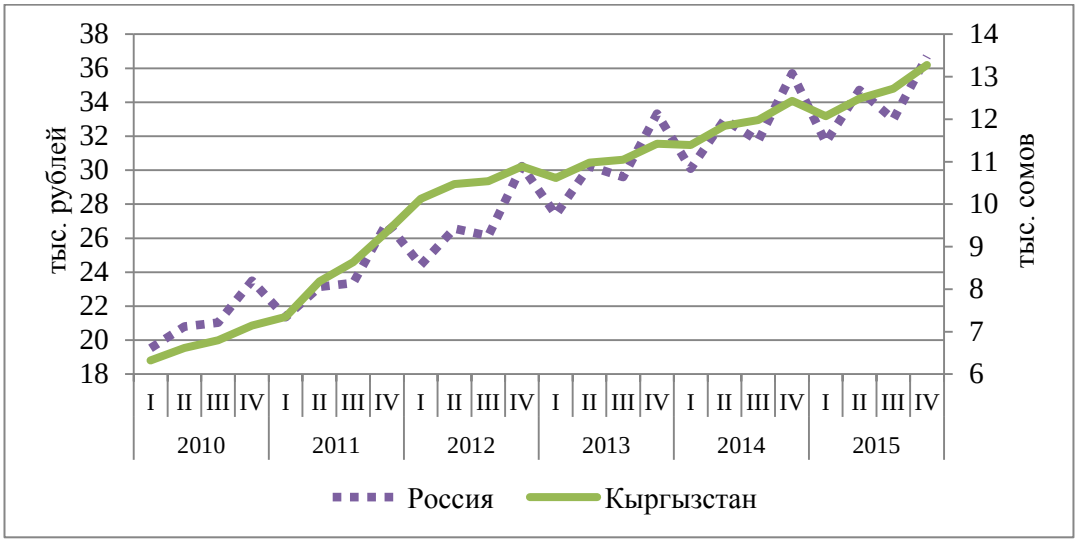


Рисунок 2– Средняя номинальная заработная плата в России и Кыргызстане за 2010-2015 гг.

Как видно из рисунка 1, показатель средней заработной платы в обеих странах имеет восходящий тренд. В отличие от показателя по Кыргызстану, средняя номинальная заработная плата по России подвержена сезонным колебаниям. Это объясняется тем, что в декабре, перед Новым годом традиционно осуществляются разнообразные дополнительные выплаты, которые ведут к росту уровня показателя [2].

Коррелограмма средней номинальной заработной платы в Кыргызстане показала что, ряд имеет тренд, но не имеет сезонных колебаний, а в России – наличие тренда и возможные колебания с лагом 2 [3].

Далее рассмотрим модели средней номинальной заработной платы в Кыргызстане и России.

Трендовые модели:

$$P_KR_t = 292*t + 6\,835$$
$$(0.00) \quad (0.00)^*$$

$$P_RF_t = 695*t + 20\,095$$
$$(0.05) \quad (0.03)$$

Таблица 7 – Прогноз по трендовым моделям на 1 квартал 2016 года

Показатель	Кыргызстан (сомов)	Россия (рублей)
Коэффициент детерминации,%	94	91,5
Критерий Акайке	15,5	15,5
Критерий Шварца	15,6	15,6
Прогнозное значение	14 142	37 469
Фактическое значение	13 544	34 000
Отклонение, %	-4	-10

Согласно таблице 1 отклонение фактического значения заработной платы от прогнозного по Кыргызстану составило минус 4%, а по России минус 10%.

Тренд-сезонная аддитивная модель для России:

$$P_RF_t = 672*t - 1\,673*S_1 - 1\,272*S_3 + 1\,641*S_4 + 20\,681$$
$$(0.0) \quad (0.0) \quad (0.01) \quad (0.0) \quad (0,0)$$

* вероятность незначимости коэффициента

Таблица 8 – Прогноз по тренд-сезонной модели России на 1 квартал 2016 года

Показатель	Значение
$R_{ск}^2$,%	98
Критерий Акайке	15,5
Критерий Шварца	15,6
Прогнозное значение, рублей	34 259
Фактическое значение, рублей	34 000
Отклонение, %	-1

Как видно из таблицы 2, отклонение прогнозного значения от фактического составило минус 1%.

При одинаковых значениях Акаике и Шварца в обеих моделях, тренд-сезонная модель наилучшим образом описала данные по России.

Далее построим модель векторной авторегрессии. Для моделирования возьмем данные по средней номинальной заработной плате и ВВП в текущих ценах в России за период с I квартала 2010 года по IV квартал 2015 года.

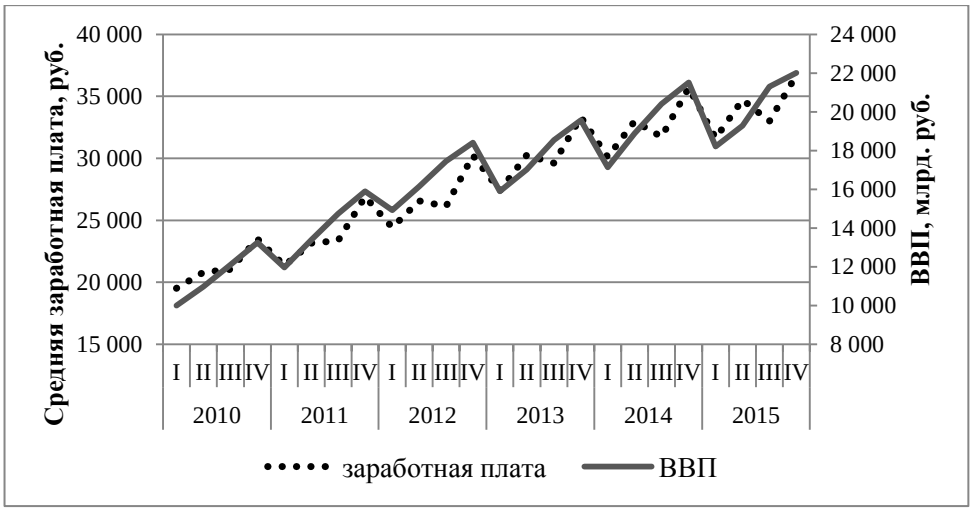


Рисунок 3 – Изменение средней номинальной заработной платы и ВВП за 2010-2015 гг. в России

По графику изменения средней заработной платы и ВВП за 2010-2015 гг. в России можно сделать предположение о нестационарности временных рядов, так как заметен тренд и периодические колебания.

Проведя тест Филипса - Перрона были получены стационарные в первых разностях ряды средней номинальной заработной платы и ВВП [3].

Стационарные ряды были проверены на Грэнджер-причинность с лагом 2.

Таблица 9– Результаты теста Грэнджера на причинность

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D_ZP does not Granger Cause D_GDP	21	39.2449	7.E-07
D_GDP does not Granger Cause D_ZP		18.4128	7.E-05

Согласно таблице 3, оба ряда являются Грэнджер - причинами друг друга на 5%-ном уровне значимости. И таким образом влияние ВВП и заработной платы может быть исследованы с помощью VAR-модели.

В ходе построения VAR-модели был выбран порядок авторегрессии с лагом 2, поскольку его значения критериев Акаике и Шварца оказались самыми наименьшими.

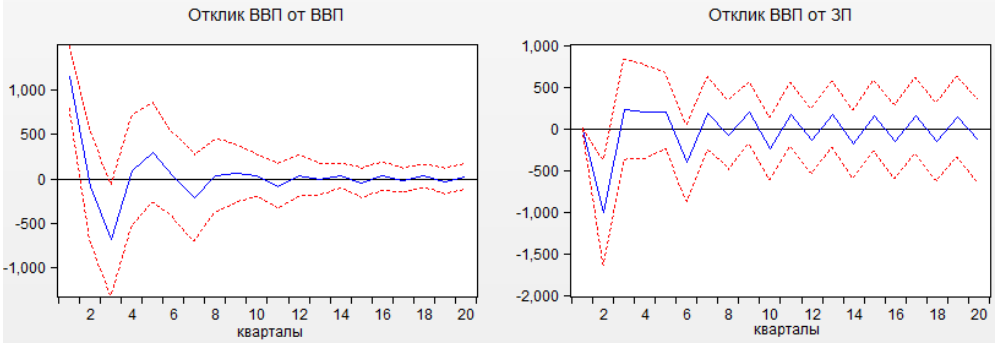


Рисунок 4 – Графики откликов ВВП

По полученным графикам видно, что при подаче импульса, равного 2 стандартным отклонениям колебаний, на ВВП, ВВП вернется на равновесную траекторию через 7 кварталов при подаче импульса на заработную плату, ВВП вернется на равновесную траекторию через 5 кварталов.

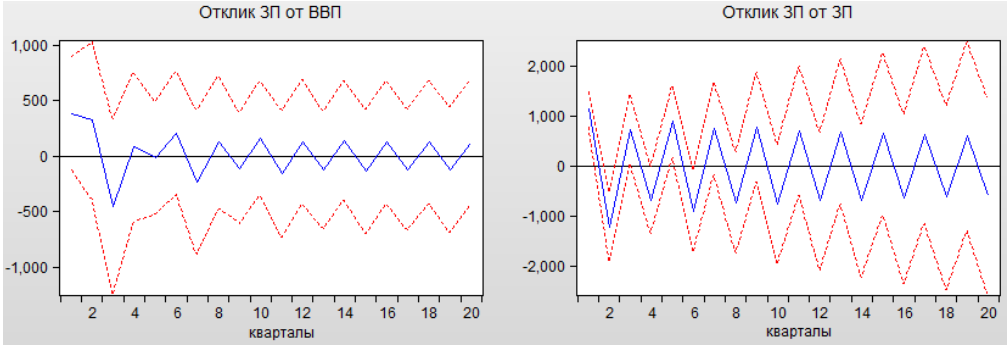


Рисунок 5– Графики откликов средней заработной платы

При подаче импульса на ВВП, заработная плата вернется на равновесную траекторию через 3 квартала, а при подаче импульса на заработную плату, заработная плата вернется к равновесной траектории через 1 квартал.

Результаты разложения дисперсии показали, что на ВВП в первом лаге влияет только сам ВВП, во втором лаге – на 56% ВВП и на 44% - заработная плата и т.д. В 3, 4, 5 лагах влияние заработной платы на ВВП остается примерно на одном уровне. А на заработную плату во всех лагах в среднем на 10% влияет ВВП и на 90% заработная плата.

VAR-модели взаимосвязи исследуемых показателей имеют следующий вид:

$$\begin{cases} \mathrm{DGDP_t} = 1005 + 0.34 * \mathrm{DGDP_{t-1}} - 0.8 * \mathrm{DGDP_{t-2}} - 0.62 * \mathrm{DZP_{t-1}} - 0.02 * \mathrm{DZP_{t-2}} \\ \quad (250)^{5} \qquad (0{,}12) \qquad (0{,}27) \qquad (0{,}21) \qquad (0{,}29) \\ \mathrm{DZP_t} = 790 + 0.97 * \mathrm{DGDP_{t-1}} - 0.44 * \mathrm{DGDP_{t-2}} - 0.95 * \mathrm{DZP_{t-1}} + 0.39 * \mathrm{DZP_{t-2}} \\ \quad (355) \qquad (0{,}17) \qquad (0{,}38) \qquad (0{,}29) \qquad (0{,}41) \end{cases}$$

Таблица 10 – Прогноз на 1 квартал 2016 года

Показатель	ВВП	Средняя заработная плата,
Коэффициент детерминации,%	95	98
Критерий Акайке	14,98	14,94
Критерий Шварца	15,43	15,39
Прогнозное значение, раб.	19 316	32 744
Фактическое значение, руб.	18 561	34 011
Отклонение, %	-3,7	-4,1

Прогноз заработной платы на 1 квартал 2016 года по VAR-модели составил 32 744 рублей, отклонение от реальных составило минус 3,7%.

Прогноз ВВП на 1 квартал 2016 года по VAR-модели составил 19 316 млрд. рублей, отклонение прогнозных данных от реальных составило минус 4,1%.

VAR-модель по Кыргызстану не удалось построить, поскольку при проверке на Грэнджер-причинность ряды не показали двусторонней причинно-следственной связи.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Национальный банк Кыргызской Республики: [сайт]. URL: http://www.nbkr.kg/index1.jsp?item=137&lang=RUS (дата обращения: 15.10.2016).
2. Московский либертариум: [сайт]. [2016]. URL: http://www.libertarium.ru/humanact407 (дата обращения: 9.10.2016).

*стандартная ошибка

Сравнительный анализ динамики объемов производства растительного масла в России и Кыргызстане за период 2008-2013 гг.

Былкова А.В.

Аннотация. В статье проведен сравнительный анализ динамики объемов производства растительного масла в России и Кыргызстане за период 2008-2013 гг., построены тренд-сезонные модели и спрогнозированы значения объемов производства на I и II квартал 2014 года.

Ключевые слова: производство растительного масла, временной ряд, тенденция, тренд-сезонные модели, прогноз.

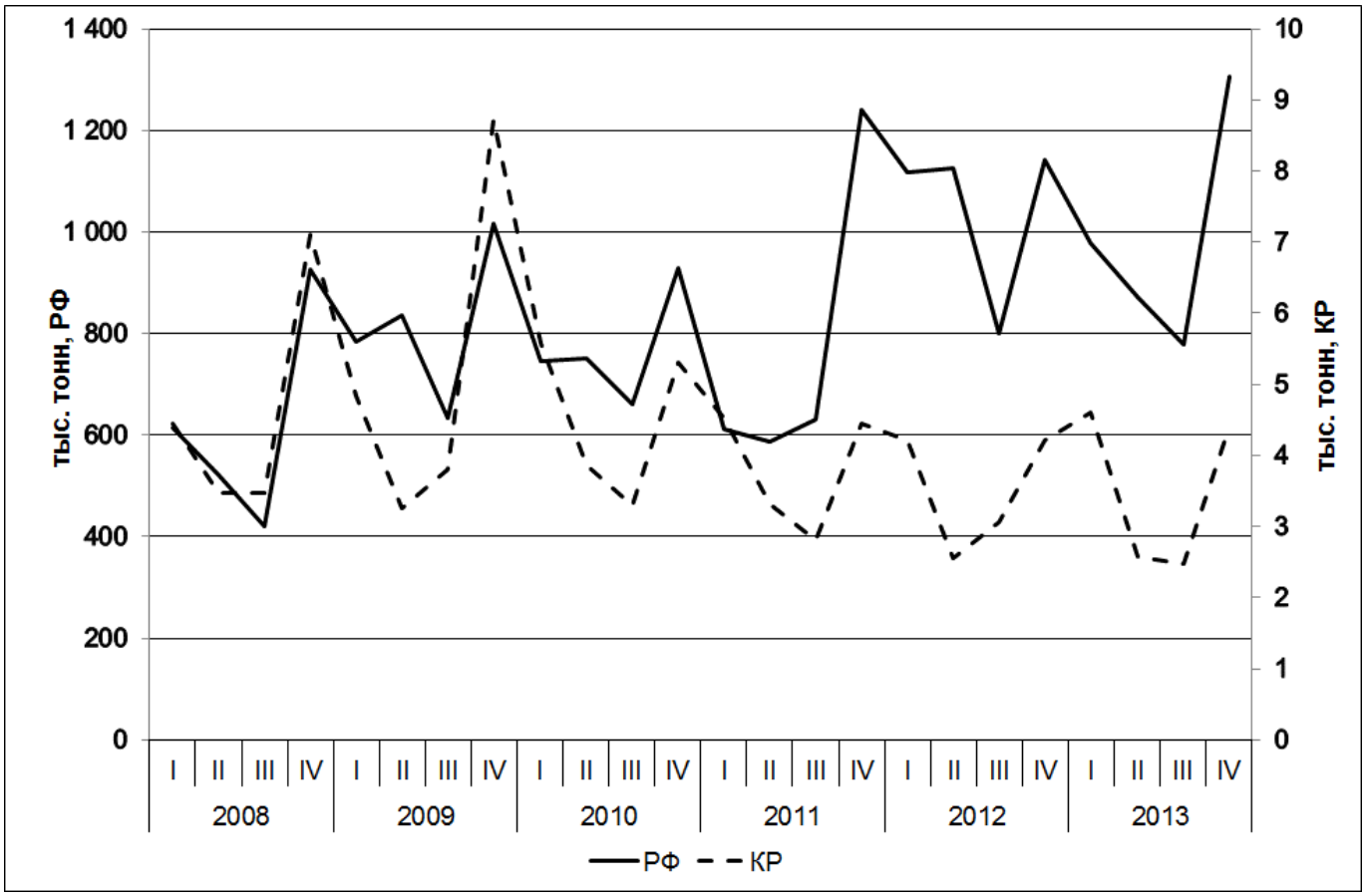
Производство растительного масла имеет важное значение для развития аграрного производства как в России, так и в Кыргызстане, поскольку растительные масла входят в состав продуктов, формирующих стратегически важные продовольственные ресурсы страны.

На основе приведенного анализа можно оценить потенциальные возможности стран по производству растительного масла в ближайшей перспективе. Учитывая, что в условиях ЕврАзЭС экспортно-импортные возможности России и Кыргызстана увеличиваются, полученная информация может оказать значительное влияние на принятие дальнейших мер в развитии производства данной продукции.

По данным Росстата за последние годы в России наблюдается тенденция роста производства растительного масла. С 2008 по 2013 год объем производства увеличился на 58,3%, что обусловлено увеличением посевных площадей масличных культур (преимущественно подсолнечника, сои и рапса) на 42% [1].

В Кыргызстане отмечается тенденция спада производства. В период с 2008 по 2013 год в стране произошло сокращение объемов производства на 24%, что вызвано снижением заинтересованности производителей

растительного масла в дальнейшем производстве из-за падения рентабельности отечественных предприятий [2].

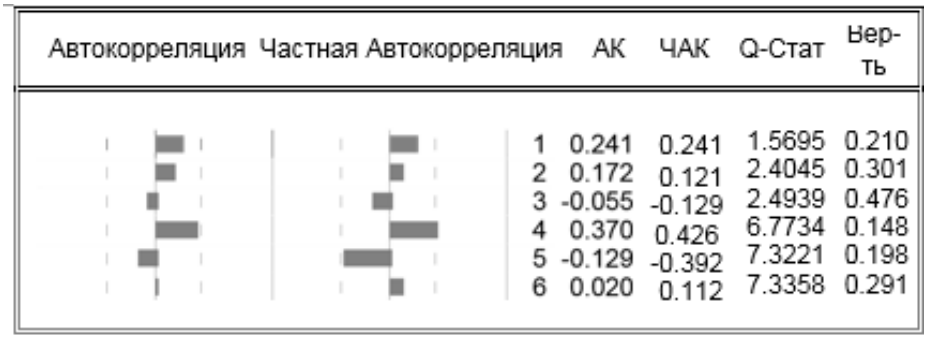


Источник данных: [3], [4]

Рисунок 1 – Динамика изменения объемов производства растительного масла в России и Кыргызстане за период 2008-2013 гг.

Как видно из рисунка 1, производство в России имеет незначительную тенденцию роста. В Кыргызстане динамика изменения объемов производства растительного масла демонстрирует тенденцию падения. В России и Кыргызстане существенное влияние на производство данного продукта оказывает фактор сельскохозяйственной сезонности. Пик производства ежегодно приходится на IV квартал, поскольку именно в этот период наблюдается наибольшее количество запасов сырья.

Далее рассмотрим коррелограмму показателя объемов производства растительного масла в России.



Автокорреляция	Частная Автокорреляция		АК	ЧАК	Q-Стат	Вер-ть
		1	0.241	0.241	1.5695	0.210
		2	0.172	0.121	2.4045	0.301
		3	-0.055	-0.129	2.4939	0.476
		4	0.370	0.426	6.7734	0.148
		5	-0.129	-0.392	7.3221	0.198
		6	0.020	0.112	7.3358	0.291

Рисунок 2 – Коррелограмма показателя объемов производства растительного масла в России

Коррелограмма показывает отсутствие тренда и наличие сезонности в IV квартале. Однако в процессе моделирования значимыми оказались тренд и сезонная компонента в III и IV кварталах. Таким образом, была получена модель следующего вида:

$$Oil_{ru} = \underset{(0,00)}{17\,691 * T} - \underset{(0,01)}{167\,547 * S3} + \underset{(0,00)}{254\,147 * S4} + \underset{(0,00)^{*}}{609\,359},$$

Где:

Oil_{ru} – объем производства растительного масла в России;

T – время;

S3 – сезонная компонента в III квартале;

S4 – сезонная компонента в IV квартале.

Объясняющая способность данной модели высока, т.к. коэффициент R^2=0,75 и все коэффициенты регрессии значимы.

На основе предложенной модели был построен прогноз объемов производства растительного масла в России на I и II квартал 2014 года, по данным которого в I квартале объем производства составит 1,233 млн. тонн, а во II – 1,051 млн. тонн. По данным Росстата объемы производства на 2014 год отмечены в размере 1,267 млн. тонн в I квартале и 1,066 млн. тонн во II квартале. Отклонения прогнозных значений от официальных данных составляют 2,7% в I квартале и 1,4% во II квартале.

Проведем анализ динамики объемов производства растительного масла в Кыргызской Республике.

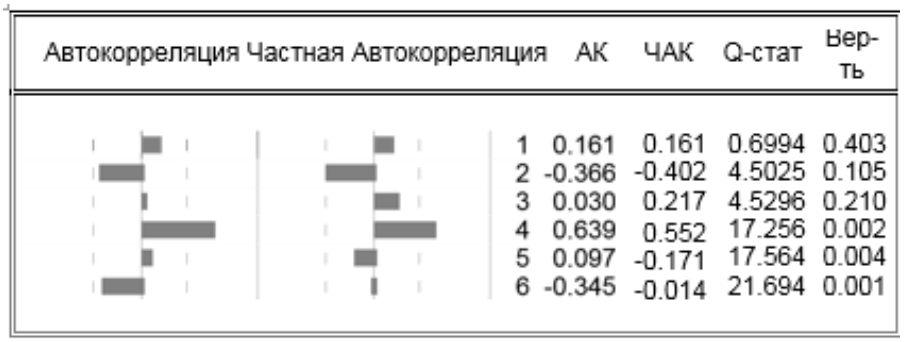


Рисунок 3 – Коррелограмма показателя объемов производства растительного масла в Кыргызстане

Из рисунка 3 видно, что временной ряд не содержит тренд. Как и следовало ожидать, структура ряда содержит сезонность во II и IV кварталах. Однако в процессе построения моделей значимыми оказались тренд и сезонность в I и IV кварталах. Учитывая, что в IV квартале 2009 года произошло увеличение объемов производства на 22,7% по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года, можно предположить, что на производство в этот период повлияли внешние факторы, которые были включены в модель как фиктивная переменная. Таким образом, модель, наилучшим образом описывающая динамику изменения объемов производства растительного масла в Кыргызстане, имеет вид:

$$Oil_{kg} = \underset{(0,00)}{-63 * T} + \underset{(0,00)}{1\,447 * S1} + \underset{(0,00)}{2\,107 * S4} + \underset{(0,00)}{3\,174 * Factor} + \underset{(0,00)^{*}}{3\,887},$$

Где:

Oil_{kg} – объем производства растительного масла в Кыргызстане;

T – время;

S1 – сезонная компонента в I квартале;

S4 – сезонная компонента в IV квартале;

Factor – фиктивная переменная, отражающая рекордный сбор урожая масличных культур в IV квартале 2009 года.

Показатели качества модели достаточно высокие: коэффициент R^2 = 0,89, все коэффициенты регрессии значимы.

* P-значение

По данной модели был сделан прогноз объемов производства растительного масла в Кыргызстане на I и II квартал 2014 года. Полученные значения прогноза равны 3,82 тыс. тонн в I квартале и 2,31 тыс. тонн во II квартале. По данным Национального статистического комитета КР объемы производства на 2014 год составляют 4,39 тыс. тонн в I квартале и 2,67 тыс. тонн во II квартале. Отклонения прогнозных значений от официальных данных составляют 13% в I квартале и 13,5% во II квартале.

Таким образом, при помощи анализа временных рядов были выявлены основные тенденции развития производства растительного масла в России и Кыргызстане, были построены тренд-сезонные модели, на основе которых спрогнозированы значения объемов производства на первые два квартала 2014 года. Качество прогноза является достаточно высоким, поскольку значения рассчитаны с низкими отклонениями от официальных данных.

Список литературы

1. Россия в цифрах. 2014: Крат.стат.сб./Росстат – М., 2014 - С.283 [Электронный ресурс] // Вебсайт Федеральной службы государственной статистики. [2015]. URL: http://www.gks.ru (дата обращения: 10.11.2015)

2. Обдунов Э. А. Некоторые аспекты продовольственной безопасности в Кыргызской Республике // Проблемы современной экономики. 2010. №2. URL: http://cyberleninka.ru/article/n/nekotorye-aspekty-prodovolstvennoy-bezopasnosti-v-kyrgyzskoy-respublike (дата обращения: 01.12.2015).

3. Производство основных видов промышленной продукции в натуральном выражении [Электронный ресурс] // Вебсайт Федеральной службы государственной статистики. [2015]. URL: http://www.gks.ru (дата обращения: 10.11.2015)

4. Объем производства промышленной продукции по видам экономической деятельности [Электронный ресурс] // Вебсайт Национального

статистического комитета КР. [2015]. URL: http://stat.kg (дата обращения: 10.11.2015)

Сравнительный анализ динамики изменения размера пенсии в Кыргызстане и России за 1996-2014 годы

Ильина К.А.

Аннотация: В данной статье описывается процесс моделирования и прогнозирования среднего размера пенсий Кыргызстана и России, основанный на трендовой аппроксимации временных рядов.

Ключевые слова: пенсионная система страны, тренд, уравнение регрессии, коэффициент детерминации, коэффициент автокорреляции, автокорреляционная функция.

После распада СССР пенсионные системы Кыргызстана и России подверглись множеству изменений. В системах обоих государств были проведены существенные реформы.

По данным на декабрь 2015 года в Кыргызстане действует «условно накопительная система» (УНС). «В соответствии с ней, пенсионные взносы «аккумулируются» на виртуальном индивидуальном пенсионном счете работника, но не сберегаются (в отличие от полноценной пенсионной системы); вместо этого они используются для выплаты пенсий пенсионерам. УНС значительно ограничивает перераспределение и создает стимулы для того, чтобы работающие делали взносы в пенсионный фонд в течение трудовой жизни. » [1]

По данным на декабрь 2015 года в России действует распределительно-накопительная пенсионная система, которая начала функционировать с 1 января 2002 года. В соответствии с ней предполагается пенсионное страхование, которое включает в себя два вида пенсий: страховую и накопительную. Каждый гражданин сам для себя может выбрать вариант предпочтительного пенсионного обеспечения. Также возможно заключение договора с негосудартсвенным пенсионным фондом с целью получения дополнительной пенсии или участие в

программе государственного софинансирования пенсий, чтобы увеличить накопительную пенсию с помощью добровольных взносов. [2]

Для анализа изменения размера пенсии были использованы временные ряды среднего размера пенсии в России и Кыргызстане с 1996 года по 2014 год. Исследуемые ряды представлены на рисунке 1.

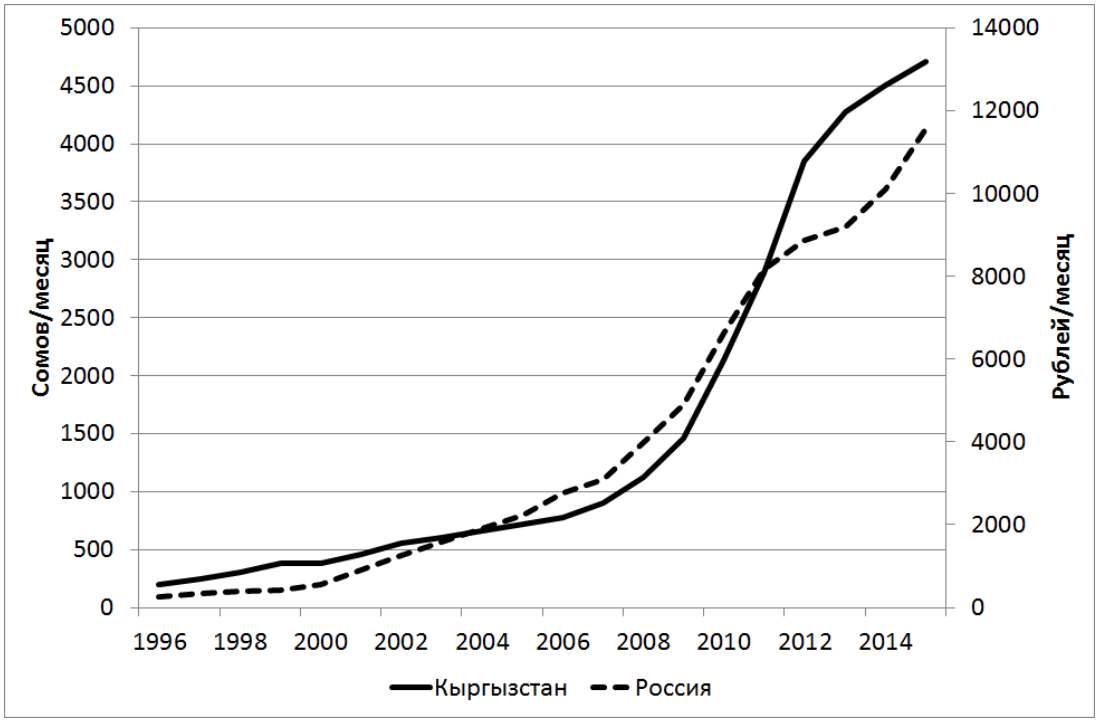


Рисунок 6. - Динамика среднего размера пенсии в России и Кыргызстане

Как видно из рисунка 1, заметна тенденция увеличения среднего размера пенсии, как в России, так и в Кыргызстане. Что же касается России, то видно увеличение значений в 2001 году на 62,8% по сравнению с предыдущим годом. Это связано с реформированием пенсионной системы. Увеличение же среднего размера пенсий в Кыргызстане происходит в 2010 году на 45% по сравнению с предыдущим годом.

Следует отметить, что показатели размера пенсии напрямую зависят от уровня инфляции и поэтому не являются достоверными в полной мере. Для этого необходимо привести их к сопоставимым ценам с помощью дефлятора ВВП. Полученные ряды представлены на рисунке 2.

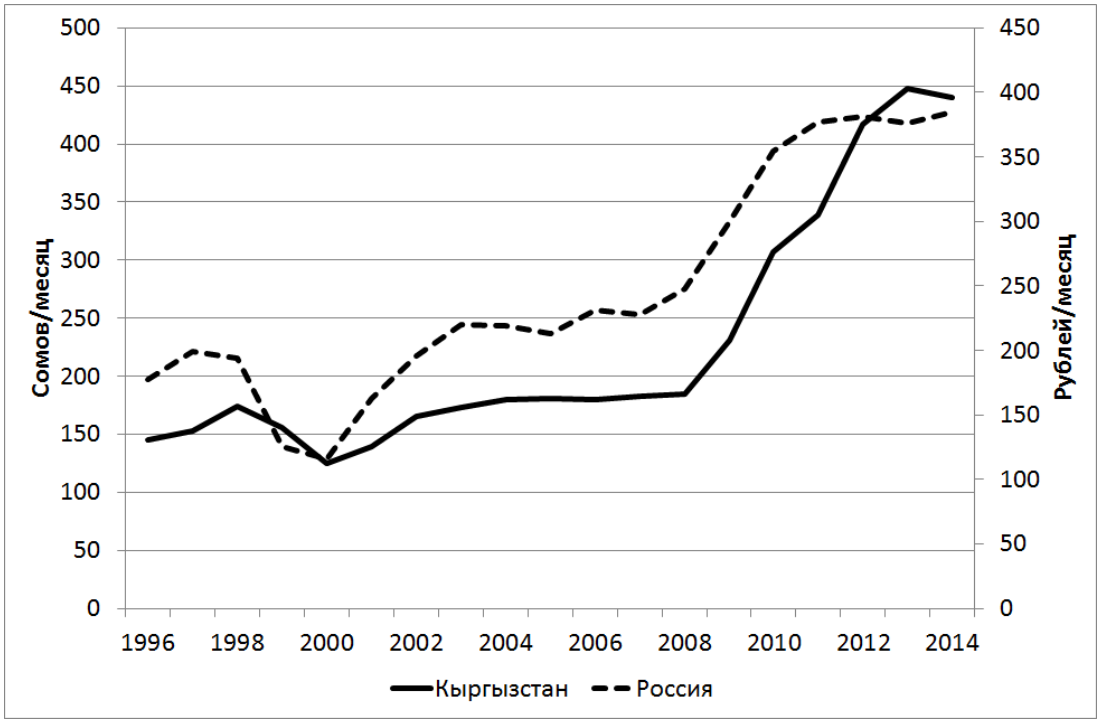


Рисунок 2. - Динамика среднего размера пенсии в России и Кыргызстане в ценах 1996 года

Как видно из рисунка 2, сохранилась тенденция увеличения размера пенсии в течение всего периода. Но при этом было снижение размера выплат в России в 1999-2000 годах на 35% по сравнению с предыдущим годом. Это можно объяснить переходом России от неэффективного завышенного обменного курса рубля как способа сдерживания инфляции к рыночному формированию курса. В Кыргызстане также было незначительное снижение пенсионных выплат в 2000 году на 11% по сравнению с предыдущим годом. Далее при моделировании будут использоваться ряды показателей, начиная с 2000 года.

На рисунках 3 и 4 приведены коррелограммы показателей среднего размера пенсии в России и Кыргызстане, на которых видно, что первый коэффициент частной корреляции оказался высоким и высокозначимым, а значения автокорреляционной функции медленно убывают. Это говорит о том, что ряд имеет тренд.

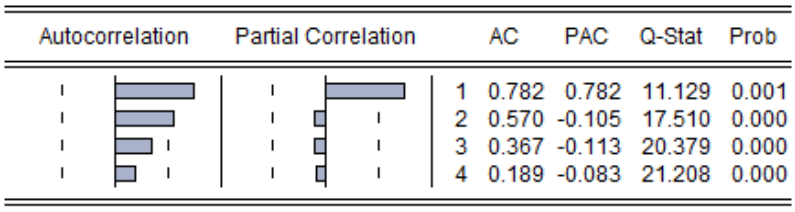


Рисунок 3. - Коррелограмма среднего размера пенсии в России

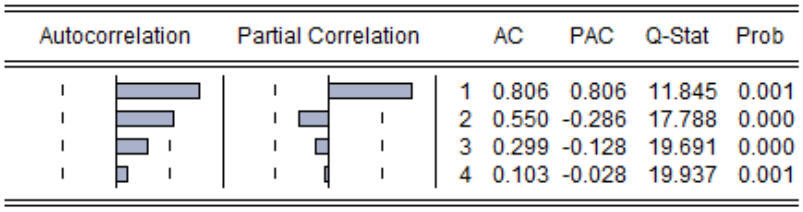


Рисунок 4. - Коррелограмма среднего размера пенсии в Кыргызстане

На основе имеющихся годовых данных о размере пенсии в России и Кыргызстане были построены линейные и квадратичные модели. Использование квадратичной функции можно объяснить тем, что графики среднего размера пенсии имеют вид параболы. Оценка параметров проводилась с помощью метода наименьших квадратов.

Таблица 11. – Уравнения регрессии среднего размера пенсии в России

№	Уравнение регрессии	Коэффициент детерминации	Прогноз по модели на 2014 год, рублей
1	$Y = \underset{0,000}{19}*T + \underset{0,000}{134,3}$	0,92	400

Где:

Y–средний размер пенсии в России;

T – время.

По годовым данным о размере пенсии в России квадратичной модели построить не удалось из-за незначимости переменных, входящих в модель.

Таблица 2. – Уравнения регрессии среднего размера пенсии в Кыргызстане

№	Уравнение регрессии	Коэффициент детерминации	Прогноз по модели на 2014, сомов
1	$Y = \underset{0,000}{23}*T + \underset{0,003}{84,5}$	0,82	408
2	$Y = \underset{0,000}{1,7}*T^2 + \underset{0,000}{132}$	0,93	463

Где:

Y–средний размер пенсии в Кыргызстане;

T – время.

Ниже представлено сравнение прогнозных значений, полученных по моделям, с реальными значениями.

Таблица 3. – Сравнение значений размера пенсии

	Реальные значения	Модель	Отклонение
Кыргызстан, сомов	440	408	-7%
		463	5%
Россия, рублей	384	400	4%

Прогнозные значения, полученные по моделям, которые незначительно отличаются от реальных, а сами модели имеют высокую объясняющую способность, и могут быть использованы в прогнозировании.

Список литературы:

1. Модель пенсионной системы в Кыргызстане // ГМПР URL: http://www.gmpr.ru/section/proftsentr-soyuzmetall/10028/
2. Пенсионная система РФ // ОАО "Негосударственный пенсионный фонд согласие" URL: http://www.soglasie-npf.ru/directory/pension-system/
3. Федеральная служба государственной статистики РФ. Режим доступа: www.gks.ru
4. Национальный статистический комитет КР. Режим доступа**:** www.stat.kg

Сравнительный анализ результатов моделирования среднего размера пенсии в Кыргызстане и России

Ильина К.А.

Аннотация: В данной статье описывается процесс моделирования и прогнозирования среднего размера пенсий Кыргызстана и России, основанный на использовании ARIMA-моделей для временных рядов.

Ключевые слова: средний размер пенсии, автокорреляционная функция, частная автокорреляционная функция, тест Дики-Фуллера, ARIMA-модель.

Повышение среднего размера пенсий является одним из главных направлений социально-экономической политики любого государства. Что же касается России и Кыргызстана, то следует отметить, что в обоих государствах средний размер пенсии имеет тенденцию к росту как видно на рисунке 1. [1]

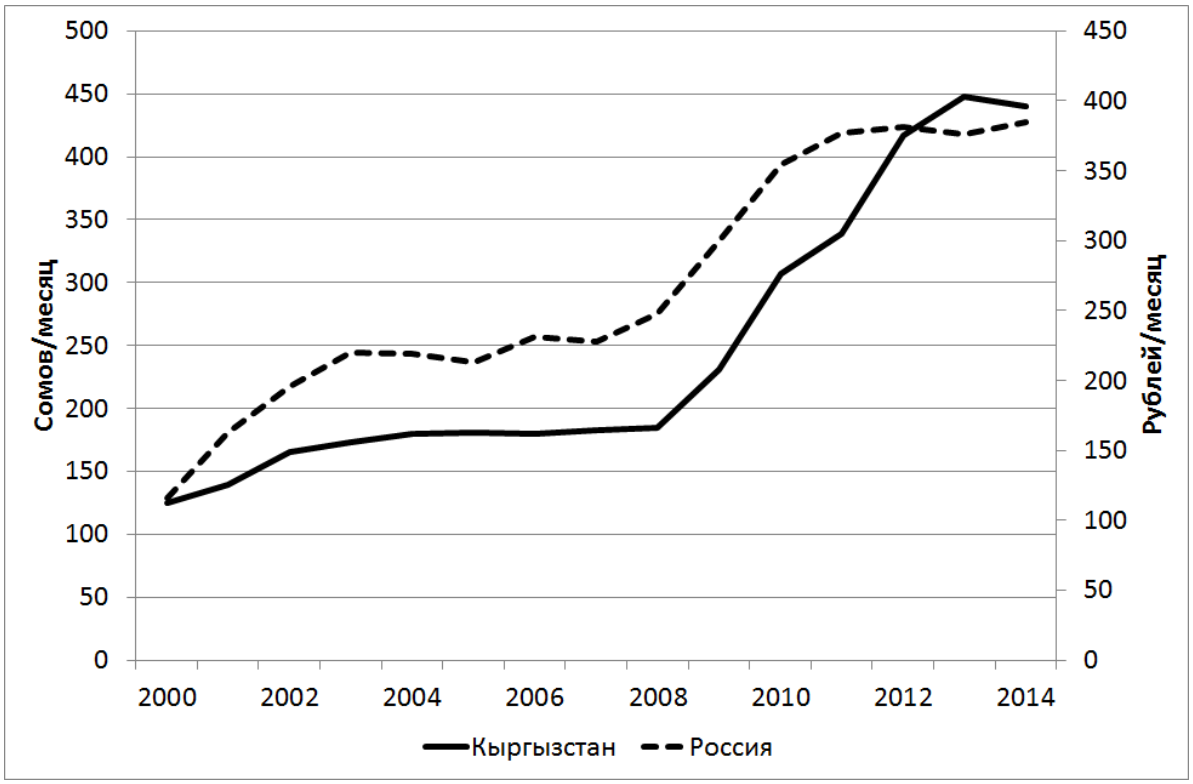


Рисунок 1. - Динамика среднего размера пенсии в России и Кыргызстане в ценах 1996 года

Моделирование при помощи ARIMA-моделей для рядов показателей среднего размера пенсии поможет выявить степень влияния предыдущих значений пенсии и случайных воздействий на текущие значения.

Для анализа были использованы годовые данные о среднем размере пенсии в Кыргызстане и России за период с 2000 по 2014 год. [2,3]

Для начала необходимо проверить ряды показателей на стационарность.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.806	0.806	11.845	0.001
		2	0.550	-0.286	17.788	0.000
		3	0.299	-0.128	19.691	0.000
		4	0.103	-0.028	19.937	0.001

Рисунок 2. - Коррелограмма среднего размера пенсии в Кыргызстане

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.782	0.782	11.129	0.001
		2	0.570	-0.105	17.510	0.000
		3	0.367	-0.113	20.379	0.000
		4	0.189	-0.083	21.208	0.000

Рисунок 3. - Коррелограмма среднего размера пенсии в России

Как видно из коррелограмм 3 и 4, для обоих рядов высоким и высокозначимым является первое значение частной автокорреляционной функции. При этом значения автокорреляционной функции медленно убывают. Это может свидетельствовать о нестационарности рядов.

Далее необходимо проверить предположение о нестационарности рядов при помощи теста Дикки-Фуллера.

Таблица 1 – Результаты теста Дикки-Фуллера для 10%-го уровня значимости

Параметры	Кыргызстан		Россия	
	Критическое значение	t-статистика	Критическое значение	t-статистика
В уровнях с учетом свободного члена	-2,7	-0,54	-2,7	-0,21
В уровнях с учетом тренда и свободного члена	-3,42	-4,01	-3,36	-3,75
В уровнях без учета тренда и свободного члена	-1,6	3,1	-1,6	1,56

Как видно из таблицы 1, значение t-статистики для обоих рядов меньше критического значения только с учетом тренда и свободного члена. Следовательно, ряды показателей среднего размера пенсии Кыргызстана и России являются стационарными в уровнях с учетом тренда и свободного члена.

Исходя из рисунков 1 и 2, можно предположить о наличии AR-процесса 1-го порядка для обоих рядов, о чем свидетельствует высокое и высокозначимое значение первого лага частной автокорреляционной функции. Также можно предположить о наличии MA-процессов 1-го и 2-го порядков для обоих рядов, так как высокие и высокозначимые значения первого и второго лагов автокорреляционной функции.

Была получена следующая модель среднего размера пенсии для Кыргызстана - ARIMA(2,0,0). Скорректированный коэффициент детерминации равен 0,97, что свидетельствует о высокой объясняющей способности модели. Наличие AR-процессов 1-го и 2-го порядка можно объяснить тем, что ряд является стационарным относительно детерминированного тренда.

$$Y_t = 19{,}3*T + 1{,}2*Y_{t-1} - 0{,}8*Y_{t-2} + 130$$

0,000 0,000 0,002 0,000*

Где:

Y_t –средний размер пенсии в России в текущий момент времени;

T – время;

* P-значение.

Для среднего размера пенсии в России была получена следующая модель - ARIMA(1,0,2). Скорректированный коэффициент детерминации равен 0,96, что является свидетельством высокой объясняющей способности модели. Наличие AR-процесса 1-го порядка можно объяснить тем, что ряд является стационарным относительно детерминированного тренда. Наличие MA-процесса 2-го порядка можно объяснить тем, что какие-либо происходящие случайные воздействия оказывают влияние на значения среднего размера пенсии через 2 года.

$$Y_t = \underset{0,000}{34}*T+\underset{0,003}{0,7}*Y_{t-1}+\underset{0,000}{0,9}*\varepsilon_{t-2}$$

Где:

Y_t –средний размер пенсии в Кыргызстане в текущий момент времени;

T – время;

ε_t – случайные воздействия.

Ниже представлено сравнение прогнозных значений, полученных по моделям, с реальными значениями.

Таблица 2. –Сравнение значений размера пенсии в Кыргызстане и России на 2014 год

Кыргызстан, сомов			Россия, рублей		
Реальные	Модель	Отклонение	Реальные	Модель	Отклонение

значения			значения		
440	432	-1,8%	384	390	1,6%

Таким образом, в данной статье был проведен сравнительный анализ моделирования среднего размера пенсии в Кыргызстане и России. Также были получены прогнозные значения по моделям, незначительно отличающиеся от реальных. В ходе работы были получены модели, имеющие высокую объясняющую способность, которые можно использовать в дальнейшем.

Список литературы:

3. Ильина К.А. Сравнительный анализ динамики изменения размера пенсии в Кыргызстане и России за 1996-2014 годы [Не опубликовано]
4. Федеральная служба государственной статистики РФ. Режим доступа: www.gks.ru
5. Национальный статистический комитет КР. Режим доступа**:** www.stat.kg

Сравнительный анализ динамики показателей урожайности зерновых культур Кыргызстана и России

Кирбашева Д. Р.

Аннотация: В статье описывается результат прогнозирования урожайности зерновых культур Кыргызстана и России, основанный на аппроксимации временных рядов урожайности с использованием методов регрессионного анализа.

Ключевые слова: урожайность зерновых культур, тренд, уравнение регрессии, коэффициент детерминации, коэффициент автокорреляции, автокорреляционная функция.

Зерновое производство является одной из основных отраслей сельского хозяйства России и Кыргызстана. Половина всех посевных площадей Кыргызстана занимают зерновые культуры [1].На долю зерна приходится более 40% стоимости валовой продукции растениеводства. Зерновое производство в России является основой продовольственного комплекса и самой крупной отраслью сельского хозяйства. Посевы зерновых культур занимают более 40% пашни. На долю зерна приходится свыше одной трети стоимости валовой продукции растениеводства и почти треть всех кормов в животноводстве [2].

Известно, что наличие надежных прогнозов урожайности сельскохозяйственных культур способствует расширению возможностей оценки и обоснования путей повышения продовольственной безопасности страны [3]. В частности, результаты прогнозов могут использоваться при решении задач, связанных с оптимизацией растениеводческой и животноводческой отраслей, формированием резервных фондов и переходящих запасов зерна, обоснованием бюджета и программ социально-экономического развития страны. Зерновое хозяйство как основа сельскохозяйственного производства имеет важное народнохозяйственное

значение в решении продовольственной проблемы страны. Зерно обеспечивает население основными продуктами питания и играет важную роль в организации эффективной кормовой базы животноводства. Решение продовольственной проблемы тесно связано с развитием зернового хозяйства, а в свою очередь продовольственная безопасность является одной из главных целей аграрной и экономической политики государства.

Рассмотрим метод прогнозирования урожайности зерновых культур, основанный на аппроксимации временных рядов урожайности с использованием методов регрессионного анализа.

В качестве исходных данных для построения регрессионных моделей использованы временные ряды значений урожайности зерновых культур в России и Кыргызстане с 1990 по 2014 гг. Исследуемые ряды представлены на рисунке 1. Как видно из рисунка, урожайность в Кыргызстане системно выше урожайности в России. С 1990 по 2008 гг. наблюдалась значительная разница в урожайности двух стран, а начиная с 2008 года, эта разница сокращается. Это вызвано тем, что урожайность зерновых культур в России имеет тенденцию к росту, а урожайность в Кыргызстане держится на том же уровне.

Из рисунка 1 видно, что урожайность зерновых культур обеих стран имеет «пиковые» и «провальные» годы. В основном эти колебания связаны с влиянием на урожайность природных факторов. К примеру, в 2014 г. по сравнению с 2013 г. урожайность в Кыргызстане снизилась, на 18% [4]. Причиной этому стало то, что выпадение осадков в 2014 году снизилось до уровня ниже среднего, следствием чего стала нехватка поливной воды. Так же урожайность в Кыргызстане резко снижалась в 1993-1995 гг., это связано с тем, что Кыргызстан только обрел независимость, изменился государственный строй, распались колхозы и совхозы, появилась частная собственность, населению пришлось приспосабливаться к новым условиям ведения хозяйства.

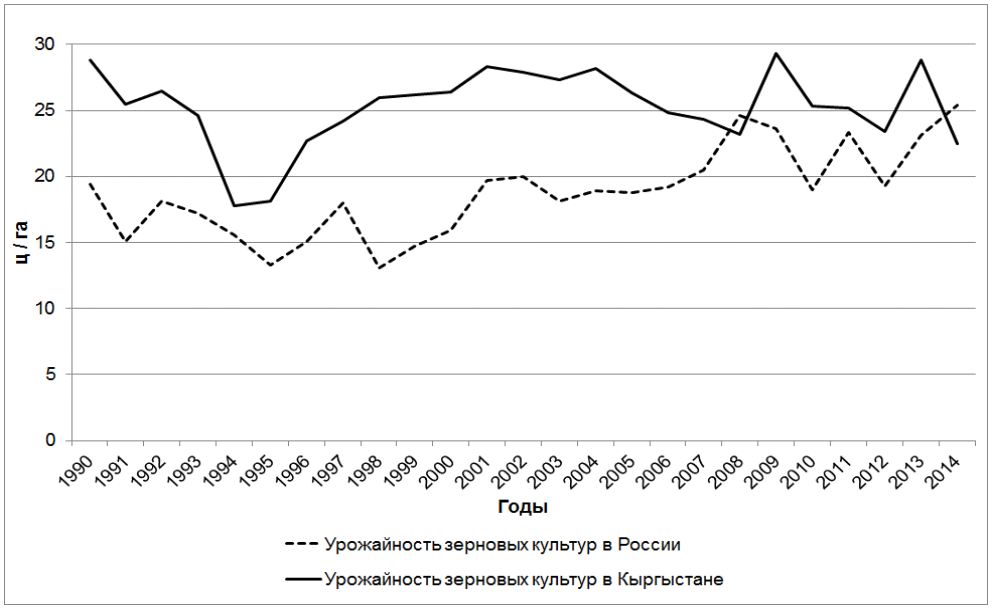


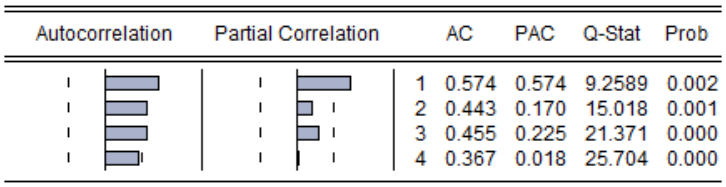
Рисунок 7 - Динамика урожайности зерновых культур в России и Кыргызстане

Урожайность зерновых культур зависит от множества факторов, которые могут быть разделены на три основные группы: природные, экономико-технологические и организационно-хозяйственные. Для России и Кыргызстана характерны невысокое развитие агротехнического фона и низкая инновационность растениеводства. Поэтому роль климатического фактора (температура, влажность воздуха, количество осадков и др.) в прогнозировании урожайности остается весьма существенной.

В то же время использование в качестве переменных климатических параметров затруднено в силу сложности их прогнозирования на среднесрочный период [3]. Как следствие, основным источником информации для построения прогнозов являются временные ряды урожайности зерновых культур, а инструментарий анализа основывается на статистических методах аппроксимации временных рядов.

Для того чтобы определить структуру ряда воспользуемся коррелограмой временных рядов. На рисунке 2 приведена коррелограма ряда урожайности зерновых культур России, на которой видно, что первый коэффициент частной корреляции оказался высоким и высокозначимым, а значения автокорреляционной функции медленно убывают. Судя по этому, можно выдвинуть гипотезу, что ряд имеет тренд. Так как были взяты годовые

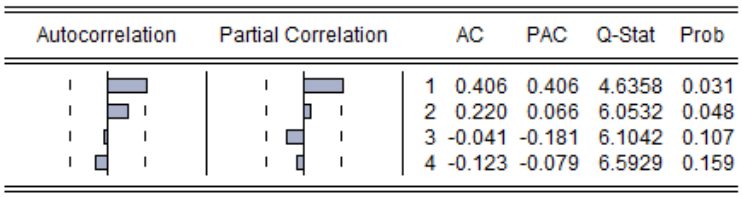
данные, то мы не рассматриваем сезонность в качестве составляющей компоненты структуры ряда.



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.574	0.574	9.2589	0.002
		2	0.443	0.170	15.018	0.001
		3	0.455	0.225	21.371	0.000
		4	0.367	0.018	25.704	0.000

Рисунок 2 - Коррелограма ряда урожайности зерновых культур России

На рисунке 3 приведена коррелограма ряда урожайности зерновых культур Кыргызстана, по которой можно выдвинуть гипотезу, что ряд не имеет тренда.



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.406	0.406	4.6358	0.031
		2	0.220	0.066	6.0532	0.048
		3	-0.041	-0.181	6.1042	0.107
		4	-0.123	-0.079	6.5929	0.159

Рисунок 3 - Коррелограма ряда урожайности зерновых культур Кыргызстана

Для оценки тренда урожайности использовались функция насыщения (с учетом снижения темпов роста урожайности) и линейная функция. Вид функции и значения ее коэффициентов определялись с использованием метода наименьших квадратов по критерию максимизации коэффициента детерминации.

Таблица 12. – Уравнения регрессии урожайности зерновых культур в России

№	Уравнение регрессии	$\widehat{R^2}$	Прогноз по модели на 2015 год, ц/га
1	U_R= 0.34T+14.73 0.00^* 0.00^*	0.51	23.13
2	U_R= 12.9 $T^{0.144}$ 0.00^* 0.00^*	0.39	21.11

* - вероятность гипотезы о том, что переменная не значима (коэффициент при ней равен 0).

Где U_R –урожайность зерновых культур в России, T – время.

Из двух полученных моделей (таблица 1) наиболее лучшей является первая, так как имеет большую объясняющую способность. Также в остатках первой модели получен белый шум, а в остатках второй модели первый

коэффициент частной корреляции оказался высоким, что говорит о корреляции остатков.

По годовым данным урожайности зерновых культур в Кыргызстане построить трендовую модель не получилось. Построенные модели имели низкую объясняющую способность (2%) и переменные в них были незначимы.

В результате проведенного регрессионного анализа была построена трендовая модель урожайности зерновых культур в России, которая показала, что в среднем каждый год урожайность возрастает на 0,34 ц/га. Прогноз урожайности зерновых культур в России на 2015 год составил 23,13 ц/га. Урожайность зерновых культур в Кыргызстане в отличие от России остается на прежнем уровне, так по сравнению с 1990 годом урожайность зерновых культур в Кыргызстане в последующие годы наблюдалась на низком уровне. Не налаженный сбыт, незнания спроса и предложения на рынке лишает хозяйства в достаточных финансовых ресурсах для развития, и также лишает экономических мотивов наращивания объемов производства. Ряд урожайности зерновых культур в Кыргызстане не имеет тренда, поэтому не удалось построить трендовую модель. Средний уровень урожайности зерновых культур в Кыргызстане составляет 25,26 ц/га.

Источники:

1. Стратегия развития сельского хозяйства Кыргызской Республики до 2020 года// Министерство сельского хозяйства и мелиорации КР.
2. Логинова Н.Н., Огарева Н.П., Реброва Т.П., Сотова Л.В. Рост производства зерна как один из факторов продовольственной безопасности // Мир науки и образования. – 2015. - №2. – С. 75 -76.
3. Национальный статистический комитет КР. Режим доступа: www.stat.kg
4. Федеральная служба государственной статистики РФ. Режим доступа: www.gks.ru

Сравнительный анализ результатов моделирования урожайности зерновых культур Кыргызстана и России

Кирбашева Д.Р.

Аннотация: В статье рассматривается динамика показателей урожайности зерновых культур России и Кыргызстана, описывается результат прогнозирования урожайности, основанный на построении авторегрессионых моделей.

Ключевые слова: урожайность зерновых культур, коэффициент детерминации, коэффициент автокорреляции, автокорреляционная функция.

Урожайность невозможно полностью контролировать из-за ее значительной зависимости от погодно - климатических условий, которые трудно прогнозировать на среднесрочный период. Поэтому основным источником информации для построения прогнозов являются временные ряды урожайности зерновых культур. [1]

Рассмотрим метод прогнозирования урожайности, основанный на построении авторегрессионых моделей. В качестве исходных данных для построения моделей использованы временные ряды значений урожайности зерновых культур в России и Кыргызстане с 1990 по 2014 г. [2,3]

Перед построением авторегрессионной модели динамики урожайности необходимо проверить ряды на стационарность и выявить структуру ряда.

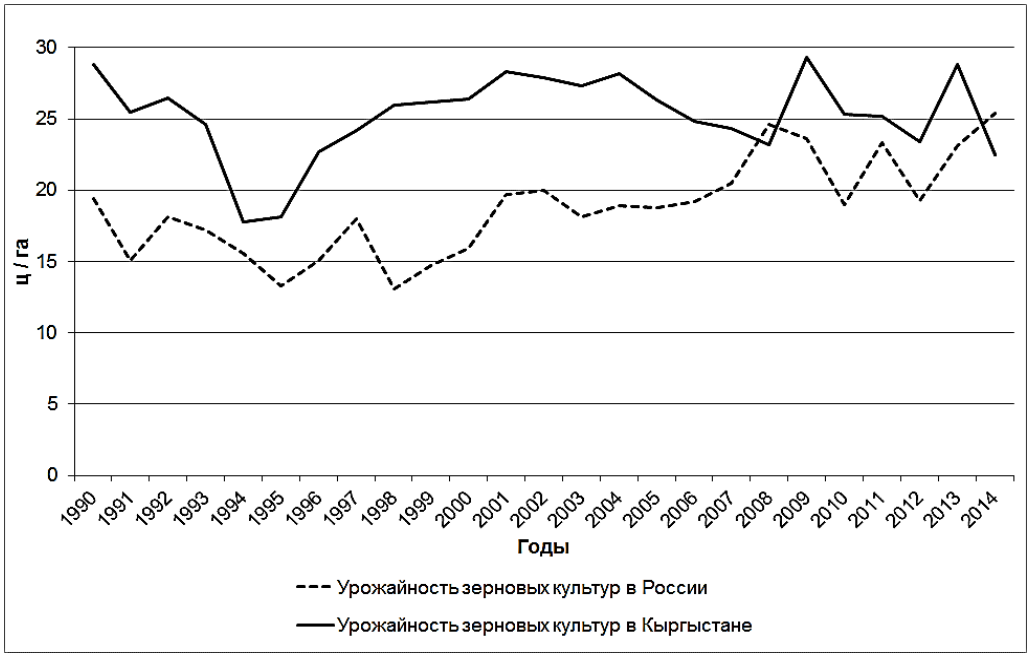


Рисунок 8 - Динамика урожайности зерновых культур в России и Кыргызстане

С помощью теста Дики – Фулера ряды были проверены на стационарность. Ряд урожайности зерновых культур в России не стационарен в уровнях, для приведения его к стационарному были взяты первые разности (таблица 1).Значение статистики Дики-Фулера меньше критических значений для всех уровней значимости: 1%, 5%, 10%, что говорит о том, что ряд стационарен в первых разностях.

Таблица 13 - Тест Дики - Фулера для ряда первых разностей урожайности зерновых культур в России

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.009200	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.752946	
	5% level	-2.998064	
	10% level	-2.638752	

Для определения структуры ряда урожайности зерновых культур был использован расширенный тест Дики – Фулера для ряда первых разностей, который показал наличие процесса AR(1) (Таблица 2).

Таблица 14. – Расширенный тест Дики-Фулера для ряда первых разностей урожайности зерновых культур в России

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

D_U_R(-1)	-1.352573	0.192971	-7.009200	0.0000
C	0.504544	0.546324	0.923527	0.3662

Для ряда первых разностей урожайности зерновых культур в России была построена AR(1) модель. Объясняющая способность модели 13%, критерии Акайке и Шварца составили 4,8 и 4,9 соответственно. Тест Бройша – Годфри показал наличие автокорреляции в остатках. Поэтому, в модель авторегрессии была добавлена модель скользящего среднего. В итоге была получена следующая модель:

$$DU_t = \underset{0,00^*}{0,5} - \underset{0,00^*}{0,8}DU_{t-1} - \underset{0,00^*}{e_{t-2}},$$

* P - значение

где DU_t – ряд первых разностей урожайности зерновых культур.

В полученной модели все переменные значимы, увеличилась объясняющая способность модели (R^2=0,38), также уменьшились критерии Акайке и Шварца, 4,6 и 4,7 соответственно. По полученной модели была спрогнозирована урожайность на 2015 год, которая составила 24,4 ц/га.

Таблица 15. – Тест Бройша-Годфри для ряда первых разностей урожайности зерновых культур в России

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.340791	Prob. F(2,19)	0.2853
Obs*R-squared	2.844645	Prob. Chi-Square(2)	0.2412

Ряд урожайности зерновых культур в Кыргызстане стационарен в уровнях, результаты теста Дики-Фулера приведены в таблице 4. Значение статистики Дики-Фулера меньше критических значений для уровней значимости: 5%, 10%, что говорит о том, что ряд стационарен на 5% - ом уровне значимости.

Таблица 4. - Тест Дики - Фулера для ряда урожайности зерновых культур в Кыргызстане.

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.029534	0.0463
Test critical values:	1% level	-3.737853	

5% level	-2.991878
10% level	-2.635542

Для определения структуры ряда урожайности зерновых культур в Кыргызстане был использован расширенный тест Дики – Фулера, который показал наличие процесса AR(1) (таблица 5).

Таблица 5. – Расширенный тест Дики-Фулера для урожайности зерновых культур в Кыргызстане.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
U_Z_K(-1)	-0.575757	0.190048	-3.029534	0.0062
C	14.34974	4.854264	2.956111	0.0073

Для ряда урожайности зерновых культур в Кыргызстане была построена AR(1) модель (R^2=0,18). Тест Бройша – Годфри показал отсутствие автокорреляции в остатках до 2 лага, в таблице 6 вероятность гипотезы о том, что автокорреляции нет 78%. В итоге была получена следующая модель:

$$U_t = \underset{0,00^*}{25} + \underset{0,03^*}{0,4}U_{t-1}$$

* P - значение

где U – ряд урожайности зерновых культур.

Таблица 6. – Тест Бройша-Годфри для ряда урожайности зерновых культур в Кыргызстане.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.215802	Prob. F(2,20)	0.8077
Obs*R-squared	0.506983	Prob. Chi-Square(2)	0.7761

По полученной модели была спрогнозирована урожайность в Кыргызстане на 2015 год, которая составила 25 ц/га.

Ряды урожайности зерновых культур являются автокоррелируемыми. Это можно, объяснить тем, что для повышения урожайности в почву вносят удобрения, действие которых может длиться на протяжении нескольких лет. Поэтому на значение урожайности влияют ее значения прошлых лет. Были построены модели урожайности зерновых культур в России и Кыргызстане,

которые показали, что на значение урожайности влияет ее значение в прошлом году.

Прогноз урожайности зерновых культур в России составил 24,4 ц/га, что говорит о том, что урожайность в 2015 г. снизится на 4% по сравнению с 2014 г. (25,4 ц/га). Прогноз урожайности в Кыргызстане составил 25 ц/га, по сравнению с 2014 г. урожайность увеличится на 11%.

Источники:

1. Кирбашева Д.Р. Сравнительный анализ динамики показателей урожайности зерновых культур Кыргызстана и России
2. Национальный статистический комитет КР. Режим доступа**:** www.stat.kg
3. Федеральная служба государственной статистики РФ. Режим доступа: www.gks.ru

Сравнительный анализ динамики показателя преступности Кыргызстана и России за период 1990 – 2014 гг.

Чымырбаева А.К.

Аннотация. В данной статье рассмотрены текущее состояние и динамика показателя преступности в России и в Кыргызстане, проведен регрессионный анализ, построен прогноз на 2014 г.

Ключевые слова: преступность в России, преступность в Кыргызстане, сравнительный анализ, моделирование, прогноз.

Одной из основных проблем, влияющей на все стороны жизни современного общества является преступность. Масштабы и темпы роста превратили её в одну из самых серьёзных угроз стабильности и устойчивости любого государства. Преступность продуцируется сложным многослойным причинным комплексом, в котором важную роль играют и экономические факторы.

В России уровень преступности является одним из самых высоких в мире. Согласно опубликованным Росстатом данным, общий уровень преступности в России, стал повышаться с конца 1980-х годов. Рост преступности совпал с периодами кризисных явлений в социально-экономической жизни общества 1990-1993 гг. и 1998-1999 гг. В 2002 г. наблюдается спад преступности, связанный со вступлением в силу нового уголовного кодекса. Но с 2002 г. в России вновь возобновился рост преступности. В 2006 г. было зарегистрировано наибольшее за время статистического наблюдения число преступлений. С 2006 по 2013 гг. отмечается снижение числа зарегистрированных преступлений. В 2012 г. преступлений на 4,3% меньше, чем в 2011 г., и на 40% меньше, чем в 2006 г., когда оно было наибольшим. Это заметно ниже значений показателя в период 1992-2011 гг., но выше, чем в 1991 г. и ранее. [1]

Повышение преступности в Кыргызстане связано с переходом к рыночной экономике, когда государство столкнулось с безработицей и

бедностью. Общий уровень преступности интенсивно повышался с 1989 до 1992 гг., а в 1992 г. достиг своего «пика». Затем произошло постепенное снижение уровня преступности, в частности, в 1993 г. он сократился на 3,3% по сравнению с 1992 г., а в 1995 г. – на 0,4%, относительно 1994 г.

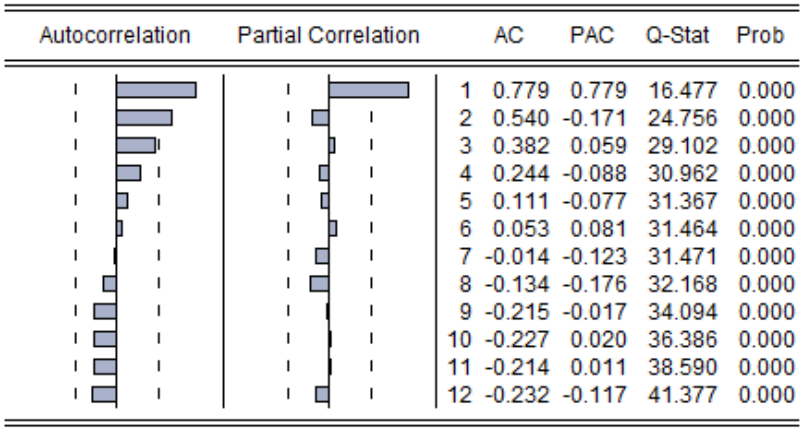
В последующие годы уровень преступности постоянно колебался, достигая максимальных значений в 1999–2001 гг. Повышение преступности в 2005 и в 2010 гг. связано со сменной власти в стране, массовыми столкновениями на межнациональной почве. В 2012 г. отмечаются тюремные бунты.[3]

В данном исследовании использованы годовые значения показателя зарегистрированных преступлений с 1990 по 2014 гг., опубликованные Федеральной службой государственной статистики России и Национальным статистическим комитетом Кыргызстана.

Рисунок 1 - Число зарегистрированных преступлений

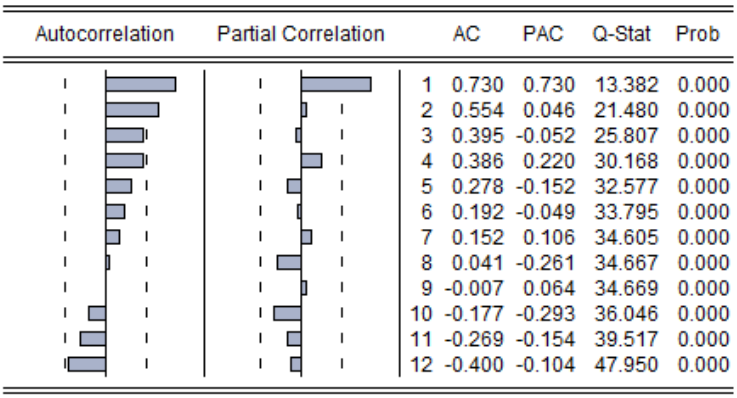
Как видно из рисунка 1, число зарегистрированных преступлений в России не подвержены общей тенденцией, с 1990 по 2006 гг. показатель преступности имеет положительную тенденцию, начиная с 2006 г. число преступлений снижается. В Кыргызстане иная ситуация, число преступлений с

1990 по 1992 гг. резко увеличивается, затем с 1992 г. показатель преступности имеет убывающую тенденцию. Структура показателя преступности нестабильна. Для выдвижения гипотез о структуре ряда для России и Кыргызстана построим коррелограммы:



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.779	0.779	16.477	0.000
		2	0.540	-0.171	24.756	0.000
		3	0.382	0.059	29.102	0.000
		4	0.244	-0.088	30.962	0.000
		5	0.111	-0.077	31.367	0.000
		6	0.053	0.081	31.464	0.000
		7	-0.014	-0.123	31.471	0.000
		8	-0.134	-0.176	32.168	0.000
		9	-0.215	-0.017	34.094	0.000
		10	-0.227	0.020	36.386	0.000
		11	-0.214	0.011	38.590	0.000
		12	-0.232	-0.117	41.377	0.000

Рисунок 2 - Коррелограмма показателя преступности России



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.730	0.730	13.382	0.000
		2	0.554	0.046	21.480	0.000
		3	0.395	-0.052	25.807	0.000
		4	0.386	0.220	30.168	0.000
		5	0.278	-0.152	32.577	0.000
		6	0.192	-0.049	33.795	0.000
		7	0.152	0.106	34.605	0.000
		8	0.041	-0.261	34.667	0.000
		9	-0.007	0.064	34.669	0.000
		10	-0.177	-0.293	36.046	0.000
		11	-0.269	-0.154	39.517	0.000
		12	-0.400	-0.104	47.950	0.000

Рисунок 3 - Коррелограмма показателя преступности в Кыргызстане

Из коррелограмм, видно, что наиболее высоким и высоко значимым оказался коэффициент автокорреляции первого порядка, следовательно, можно предположить, что ряды содержат тренд. Трендовые модели для России и Кыргызстана, построенные на данных с 1990 по 2013 гг., имеют невысокую объясняющую способность. Как видно из рисунка 1, показатели преступности России и Кыргызстана имеют нестабильную структуру. Тест Чоу показал наличие структурного сдвига в России в 2006 г., а в Кыргызстане - в 1992 г. Трендовые модели были уточнены для России на данных с 2006 по 2013 гг., а для Кыргызстана – с 1992 по 2013 гг.

Параметры построенных моделей представлены в таблице 1

Таблица 1-Трендовые модели показателя преступности России и Кыргызстана

	Россия	Кыргызстан
период	2006-2013 гг.	1992-2013 гг.
t	-41776.58	-702.52
C	1461364	42781.42
Коэффициент детерминации	0.97	0.81
Критерий Акайке	22.86	18.32
Критерий Шварца	22.88	18.42

Трендовая модель показателя преступности России с 2006 по 2013 гг. имеет высокую объясняющую способность, так как скорректированный коэффициент детерминации равен 0,96. Информационные критерии Акайке и Шварца уменьшились на 2,89, по сравнению с информационными критериями модели с 1990 по 2013 гг. Коэффициенты модели значимы. Модель имеет вид:

$$\boldsymbol{P_{rf} = -41776 * t + 1461364} \quad (1)$$

Где:

-P_{rf}- показатель преступности в России;

t - время.

Трендовая модель показателя преступности Кыргызстана с 1992 по 2013 гг. имеет высокую объясняющую способность, скорректированный коэффициент детерминации равен 0,81. Информационные критерии Акайке и Шварца уменьшились на 1,15 по сравнению с информационными критериями модели с 1990 по 2013 гг. Все коэффициенты модели значимы. Следовательно, модель имеет вид:

$$\boldsymbol{P_{kr} = -702 * t + 42781} \quad (2)$$

Где:

-P_{kr}- показатель преступности в Кыргызстане;

t – время.

Для России и Кыргызстана по моделям (1) и (2) соответственно, построен прогноз на 2014 г. Полученные значения прогноза представлены в таблице 2.

Таблица 2 - Прогноз показателя преступности России и Кыргызстана на 2014 г.

	Факт	Прогноз	Отклонения
Показатель преступности в России	517802	458726	11%
Показатель преступности в Кыргызстане	27070	27325.9	1%

Отклонения прогнозных значений от реальных статистических данных России и Кыргызстана и составляют 11% и 1% соответственно.

Список литературы

1. Преступность в России // Институт демографии Национального исследовательского университета "Высшая школа экономики" URL: http://demoscope.ru/weekly/2013/0549/barom01.php#_FNR_1

2. Министерство внутренних дел РФ. Официальный сайт.URL: http://www.mvd.ru/

3. Б.Г. Тугельбаева ,А.Д. Хамзаева //Современное состояние и тенденции развития преступности в Кыргызской республике// Вестник КРСУ. 2006. Том 6. № 8//

4. Число зарегистрированных преступлений // Национальный статистический комитет Кыргызской Республики URL: http://stat.kg/ru/statistics/prestupnost

5. Правонарушения// Федеральная служба государственной статистики URL:http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/population/infraction/

Сравнительный анализ изменения численности официально зарегистрированный безработных граждан Кыргызстана и России

Фадеева Е.С.

Аннотация. В работе проведено исследование, связанное с анализом и прогнозированием численности официально зарегистрированных безработных в Кыргызстане и России с использованием эконометрических методов.

Ключевые слова: безработица, трендовая модель, прогноз, временной ряд, коэффициент детерминации, сезонность.

Проблема безработицы является одной из важнейших экономических проблем современной экономики как России, так и Кыргызстана. Безработица оказывает непосредственное влияние как на социально-экономическую, так и на политическую ситуацию в стране. Показатели безработицы являются одними из ключевых показателей для оценки общего состояния экономики, их изучение имеет огромное значение в решении проблемы стабилизации экономики.

Безработица обусловлена превышением количества людей, желающих найти работу, над количеством имеющихся рабочих мест, соответствующих профилю и квалификации претендентов на эти места. К безработным в России и в Кыргызстане относят лиц, возрастом от 16 до 72 лет [4; 5], которые в рассматриваемый период не имели работы, занимались её поисками и были готовы приступить к работе.

В данном исследовании использованы квартальные данные численности официально зарегистрированных безработных в Кыргызстане [1] и в России [2] за период с 1 квартала 2002 по 2 квартал 2015 года. Данные за 2 квартал 2015 года будут в дальнейшем использованы для проверки прогнозных свойств построенных моделей.

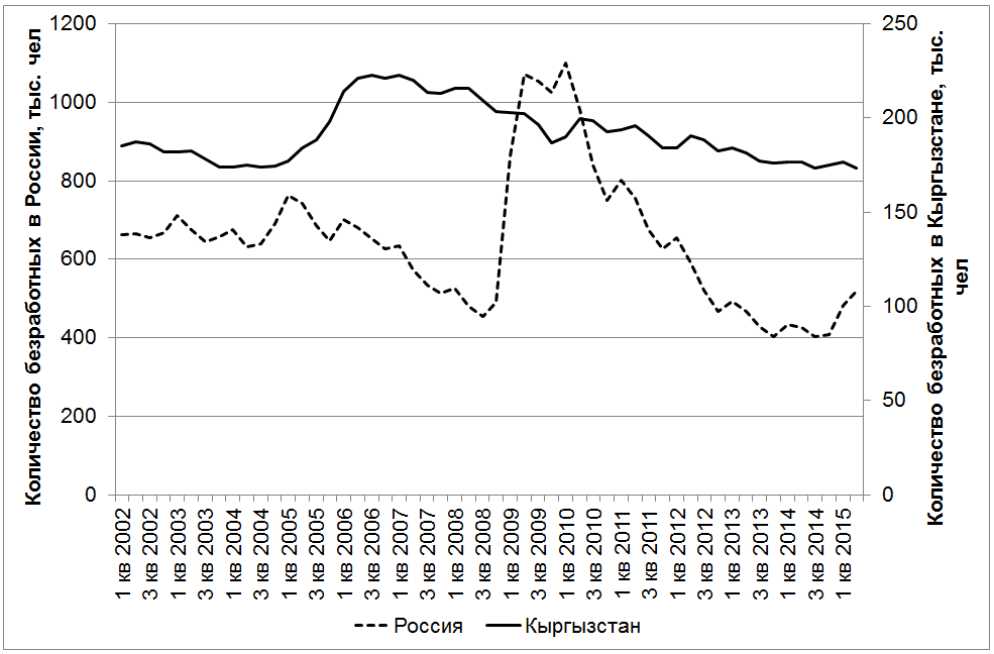


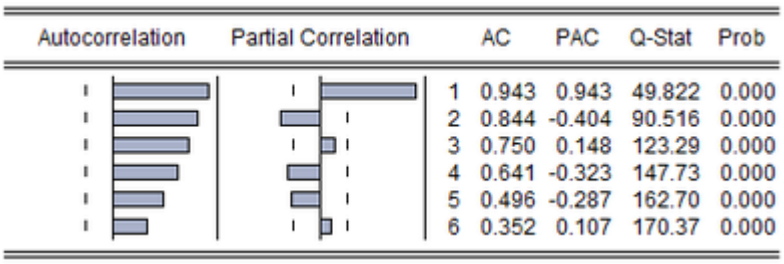
Рисунок 9.- Динамика изменения численности безработных граждан в Кыргызстане и в России

Из рисунка 1 можно сделать предположение о структурной нестабильности рядов Кыргызстана и России. В Кыргызстане с 1 квартала 2005 года по 2 квартал 2006 года наблюдается увеличение числа безработных на 25%. Можно сделать предположение, что наблюдаемое увеличение было связано со сменой власти, произошедшей в Кыргызстане в марте 2005 года. С 2007 года наблюдается сокращение количества безработных в стране в среднем на 5% в год. С помощью теста Чоу выдвинутая гипотеза о наличии структурной нестабильности в 1 квартале 2007 года была подтверждена. Вследствие этого далее ряд изменения численности безработных в Кыргызстане рассматривался с 1 квартала 2007 года по 1 квартал 2015 года.

В России с 3 квартала 2008 года по 2 квартал 2009 года численность безработных повысилась на 94%, что обусловлено мировым экономическим кризисом. С 2010 по 2014 гг. наблюдается снижение количества безработных в среднем на 20% в год. Во второй половине 2014 года из-за финансово-экономического кризиса в России, связанного с падением цен на нефть и экономическими санкциями стран Запада в отношении России, количество безработных снова начало возрастать. Предположение о наличии структурного сдвига во 2 квартале 2009 года было подтверждено тестом Чоу. Вследствие

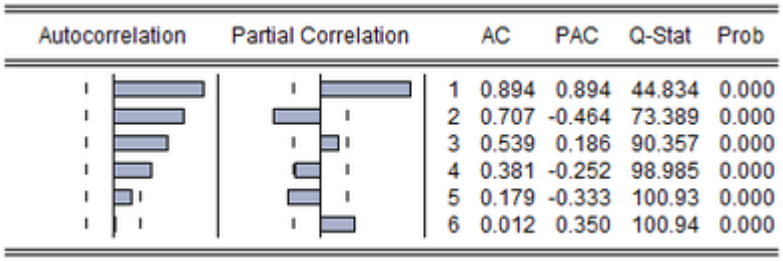
этого далее ряд изменения численности безработных в России рассматривался со 2 квартала 2009 года по 1 квартал 2015 года.

На рисунках 2 и 3 представлены коррелограммы показателя численности безработных в Кыргызстане и России.



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.943	0.943	49.822	0.000
		2	0.844	-0.404	90.516	0.000
		3	0.750	0.148	123.29	0.000
		4	0.641	-0.323	147.73	0.000
		5	0.496	-0.287	162.70	0.000
		6	0.352	0.107	170.37	0.000

Рисунок 10.- Коррелограмма показателя численности безработных в Кыргызстане



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.894	0.894	44.834	0.000
		2	0.707	-0.464	73.389	0.000
		3	0.539	0.186	90.357	0.000
		4	0.381	-0.252	98.985	0.000
		5	0.179	-0.333	100.93	0.000
		6	0.012	0.350	100.94	0.000

Рисунок 11.- Коррелограмма показателя численности безработных в России

Коррелограммы показателя численности безработных в Кыргызстане и России показывают наличие тренда и сезонных колебаний с периодом 2.

В таблице 1 приведены модели, описывающие динамику изменения показателя численности безработных в Кыргызстане. Трендовая и тренд-сезонная модели имеют хорошую объясняющую способность, но в тренд-сезонной модели информационные критерии чуть ниже.

Таблица 1. - Модели показателя численности безработных в Кыргызстане

Вид модели	Уравнение регрессии	$\widehat{R^2}$	Критерий Акайке	Критерий Шварца
Трендовая	$Б_{КР}$ = -1,43*Т+216,57 (0,00) (0,00)	0,91	5,86	5,95
Тренд-сезонная	$Б_{КР}$ = -1,42*Т+3,58*С2+215,54 (0,00) (0,04) (0,00)	0,92	5,78	5,92

В таблице 2 приведены модели, описывающие динамику изменения показателя численности безработных в России. Трендовая и тренд-сезонная модели имеют

хорошую объясняющую способность, однако информационные критерии в тренд-сезонной модели ниже.

Таблица 2.- Модели показателя численности безработных в России

Вид модели	Уравнение регрессии	$\widehat{R^2}$	Критерий Акайке	Критерий Шварца
Трендовая	$Б_{РФ}$ = -32,21*Т+1031,2 (0,00) (0,00)	0,89	11,71	11,81
Тренд-сезонная	$Б_{РФ}$ = -32,72*Т+65,79*С1+1020,68 (0,00) (0,08) (0,00)	0,91	11,65	11,80

В таблице 3 приведены прогнозные значения численности безработных в Кыргызстане и России.

Таблица 3.- Сравнение полученных прогнозов численности безработных в Кыргызстане и России

Модели	2 квартал 2015 года	Среднее отклонение, %	2 квартал 2015 года	Среднее отклонение, %
	Кыргызстан		Россия	
Реальные данные	173,7		517,9	
Модель с трендом	169,3	3%	258,2	50%
Модель с трендом и сезонностью	172,2	1%	235,3	55%

Как видно из таблицы 3, трендовая и тренд-сезонная модели достаточно хорошо спрогнозировали количество безработных в Кыргызстане во 2 квартале 2015 года. Для трендовой модели процент отклонения прогнозных данных от реальных составил 3%, а для тренд-сезонной модели – 1%. Следовательно, тренд-сезонная модель наилучшим образом описала данные по Кыргызстану.

Для данных России наблюдается противоположная ситуация. Обе модели достаточно хорошо описали ряд, однако прогнозные значения оказались в 2 раза ниже реальных. Наблюдаемые отклонения можно объяснить тем, что в октябре из-за финансово-экономического кризиса в России мог произойти структурный сдвиг, в результате чего данные модели могут оказаться

непригодными для прогнозирования. Однако ряд пока имеет слишком мало данных чтобы определить, имел ли он место в 3 квартале 2014 года.

Список литературы

1. Численность официально зарегистрированных безработных // Веб-сайт национального статистического комитета Кыргызской Республики URL: stat.kg/media/statisticsoperational/bef88018-9aa1-402d-ac2d-3fc3265832e3.xls (дата обращения: 10.11.2015).
2. Численность официально зарегистрированных безработных граждан // Веб-сайт Федеральной службы государственной статистики URL: http://cbsd.gks.ru/# (дата обращения: 10.11.2015).
3. Кыргызстан: экономический рост, занятость и сокращение бедности // Веб-сайт Международной организации труда URL: http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---europe/---ro-geneva/---sro-moscow/documents/publication/wcms_306630.pdf (дата обращения: 12.11.15).
4. Трудовой кодекс Кыргызской Республики // Веб-сайт государственной кадровой службы Кыргызской Республики URL: http://www.mkk.gov.kg (дата обращения: 01.12.15).
5. Трудовой кодекс Российской Федерации // Веб-сайт трудового кодекса РФ URL: http://www.trudkodeks.ru/ (дата обращения: 01.12.15).

Сравнительный анализ результатов моделирования численности официально зарегистрированный безработных граждан Кыргызстана и России

Фадеева Е.С.

Рецензенты: Сайдинов С., Абасбеков Ж., Ильина К., Кирбашева Д., Чымырбаева А.

Аннотация. В работе предлагается исследование, связанное с анализом и прогнозированием численности официально зарегистрированных безработных граждан в Кыргызстане и России, основанное на использовании ARIMA-моделей.

Ключевые слова: безработица, прогноз, временной ряд, информационные критерии, автокорреляционная функция, ARIMA-модель.

Безработица является одной из важнейших экономических проблем в России и в Кыргызстане. Показатели безработицы являются одними из ключевых показателей оценки общего состояния экономики, их изучение имеет огромное значение в решении проблемы стабилизации экономики [1].

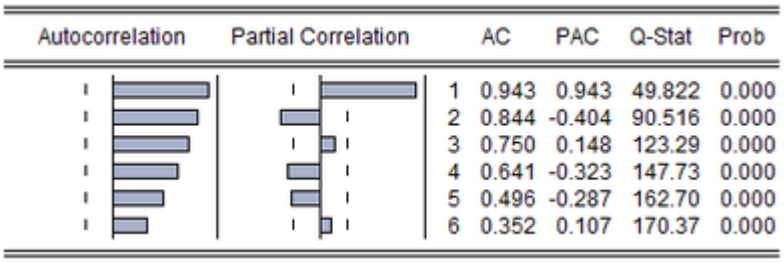
В данном исследовании использованы квартальные данные численности официально зарегистрированных безработных в Кыргызстане [2] и в России [3] за период с 1 квартала 2002 по 2 квартал 2015 года. Данные за 2 квартал 2015 года будут использованы для проверки прогнозных свойств ARIMA-моделей.

Рисунок 12.- Изменение численности безработных граждан в Кыргызстане и в России

Из рисунка 1 можно сделать предположение о структурной нестабильности рядов Кыргызстана и России. В Кыргызстане с 1 квартала 2005 года по 2 квартал 2006 года наблюдается увеличение числа безработных на 25%. Можно сделать предположение, что наблюдаемое увеличение было связано со сменой власти, произошедшей в Кыргызстане в марте 2005 года. С 2007 года наблюдается сокращение количества безработных в стране в среднем на 5% в год. В России с 3 квартала 2008 года по 2 квартал 2009 года численность безработных повысилась на 94%, что обусловлено мировым экономическим кризисом. С 2010 по 2014 гг. наблюдается снижение количества безработных в среднем на 20% в год [1].

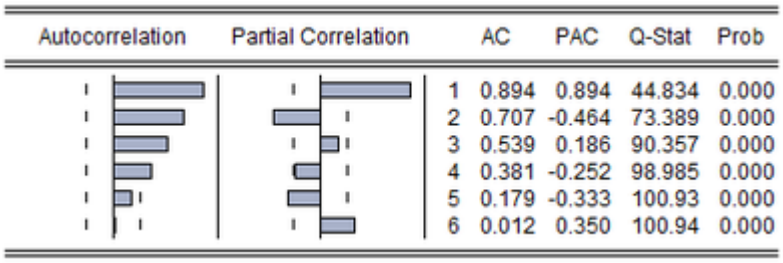
С помощью теста Чоу предположение о структурной нестабильности рядов было подтверждено, поэтому далее ряд Кыргызстана рассматривался с 1 квартала 2007 года по 1 квартал 2015 года, а ряд России – со 2 квартала 2009 года по 1 квартал 2015 года. Кроме того, в данных рядах прослеживается наличие детерминированного тренда и периодических колебаний, что позволяет сделать предположение об их нестационарности.

На рисунках 2 и 3 представлены коррелограммы показателя численности безработных в Кыргызстане и России.



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.943	0.943	49.822	0.000
		2	0.844	-0.404	90.516	0.000
		3	0.750	0.148	123.29	0.000
		4	0.641	-0.323	147.73	0.000
		5	0.496	-0.287	162.70	0.000
		6	0.352	0.107	170.37	0.000

Рисунок 13.- Коррелограмма показателя численности безработных в Кыргызстане



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.894	0.894	44.834	0.000
		2	0.707	-0.464	73.389	0.000
		3	0.539	0.186	90.357	0.000
		4	0.381	-0.252	98.985	0.000
		5	0.179	-0.333	100.93	0.000
		6	0.012	0.350	100.94	0.000

Рисунок 14.- Коррелограмма показателя численности безработных в России

Коррелограммы показателя численности безработных в Кыргызстане и России свидетельствуют о нестационарности рядов и показывают на наличие в обоих рядах процесса AR(2).

Проверив предположение о нестационарности показателей численности безработных в Кыргызстане с помощью теста Дикки-Фуллера, выяснилось, что ряд является нестационарным в уровнях. Он был приведен к стационарному путем взятия первых разностей.

Для ряда изменения показателя численности безработных в Кыргызстане была построена модель ARIMA(2,1,0). После проведения LM-теста оказалось, что остатки являются зависимыми и в ряду присутствует процесс MA(1). После добавления процесса MA(1) была получена модель ARIMA(2,1,1):

$$\Delta Y_t = \underset{(0,00)}{-0,69\Delta Y_{t-2}} + \underset{(0,01)}{0,44\varepsilon_{t-1}} - \underset{(0,00)}{1,4} \qquad (1)$$

В данной модели по сравнению с ARIMA(2,1,0) скорректированный коэффициент детерминации увеличился с 0,48 до 0,55; информационные критерии Акайке и Шварца уменьшились с 5,07 до 4,96 и с 5,16 до 5,09 соответственно.

Следовательно, количество безработных в Кыргызстане в текущий момент зависит от количества безработных, зарегистрированного два квартала назад. Это можно объяснить наличием сезонных работ.

Проверив предположение о нестационарности показателей численности безработных в России с помощью теста Дикки-Фуллера, выяснилось, что ряд является стационарным во вторых разностях и содержит процесс AR(3).

Для ряда изменения показателя численности безработных в России была построена модель ARIMA(3,2,0). После проведения LM-теста выяснилось, что остатки являются зависимыми и в ряду присутствует процесс MA(3). После добавления процесса MA(3) была получена модель ARIMA(3,2,3):

$$\Delta Y_t^2 = \underset{(0,00)}{-0,63\Delta Y_{t-1}^2} - \underset{(0,00)}{0,84\Delta Y_{t-2}^2} - \underset{(0,00)}{0,62\Delta Y_{t-3}^2} - \underset{(0,00)}{0,97\varepsilon_{t-3}} + \underset{(0,00)}{5,17} \qquad (2)$$

В данной модели по сравнению с ARIMA(3,2,0) скорректированный коэффициент детерминации увеличился с 0,72 до 0,90; информационные критерии Акайке и Шварца уменьшились с 9,99 до 9,02 и с 10,19 до 9,27 соответственно.

Количество безработных в России в текущий момент зависит от количества безработных, зарегистрированного один, два и три квартала назад. Однако, как и в Кыргызстане, наиболее сильное влияние оказывает количество безработных, которое наблюдалось два квартала назад, что также можно объяснить сезонностью работ.

В таблице 3 приведены прогнозные значения численности безработных в Кыргызстане и России.

Таблица 3.- Сравнение полученных прогнозов численности безработных в Кыргызстане и России на 2 квартал 2015 года

Кыргызстан			
Модель	Реальные данные, тыс. чел.	Прогноз, тыс. чел.	Отклонение, %
ARIMA(2,1,1)	173,7	175,0	1%
Россия			
ARIMA(3,2,3)	517,9	409,3	20%

Как видно из таблицы 3, отклонение реальных данных численности безработных в Кыргызстане от прогнозного значения, составило 1%. Можно сделать вывод, что модель является пригодной для прогнозирования.

Отклонение реальных данных численности безработных в России от прогнозного значения, составило 20%. Наблюдаемое отклонение можно объяснить тем, что в октябре из-за финансово-экономического кризиса в России, связанного с падением цен на нефть и экономическими санкциями стран Запада в отношении России, мог произойти структурный сдвиг. Из этого следует, что построенная модель может оказаться непригодной для прогнозирования. Однако ряд пока имеет слишком мало данных чтобы определить, имел ли он место в 3 квартале 2014 года.

Список литературы

1. Фадеева Е.С. Сравнительный анализ изменения численности официально зарегистрированных безработных граждан Кыргызстана и России // [Не опубликовано]
2. Численность официально зарегистрированных безработных // Веб-сайт национального статистического комитета Кыргызской Республики URL: stat.kg/media/statisticsoperational/bef88018-9aa1-402d-ac2d-3fc3265832e3.xls (дата обращения: 10.11.2015).
3. Численность официально зарегистрированных безработных граждан // Веб-сайт Федеральной службы государственной статистики URL: http://cbsd.gks.ru/# (дата обращения: 10.11.2015).
4. Коровкин А.Г., Долгова И.Н., Королев И.Б., Подорванова Ю.А., Полежаев А.В. Рынки труда стран СНГ: опыт макроэкономической оценки // Экономика и экономические науки. 2004. URL: http://cyberleninka.ru/article/n/rynki-truda-stran-sng-opyt-makroekonomicheskoy-otsenki