

Министерство науки и высшего образования Российской Федерации
ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ БЮДЖЕТНОЕ УЧРЕЖДЕНИЕ НАУКИ
ИНСТИТУТ ПРОБЛЕМ УПРАВЛЕНИЯ ИМ. В.А. ТРАПЕЗНИКОВА
РОССИЙСКОЙ АКАДЕМИИ НАУК
(ИПУ РАН)

УДК 330.42 : 338.27+338.5

Рег. № НИОКТР

Рег. № ИКРБС

УТВЕРЖДАЮ
Директор ИПУ РАН, академик РАН

Д.А. Новиков

«___» _____ 2022 г.

ОТЧЕТ
О НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКОЙ РАБОТЕ

ПОСТРОЕНИЕ ПОДХОДОВ К МОДЕЛИРОВАНИЮ ИНФЛЯЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ
В ГОСУДАРСТВАХ – ЧЛЕНАХ ЕВРАЗИЙСКОГО ЭКОНОМИЧЕСКОГО СОЮЗА
(промежуточный, этап 2)

РАЗРАБОТКА МОДЕЛЕЙ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ИНФЛЯЦИИ
ДЛЯ ГОСУДАРСТВ – ЧЛЕНОВ ЕВРАЗИЙСКОГО ЭКОНОМИЧЕСКОГО СОЮЗА

Руководитель НИР,
зав. лаб.,
д-р экон. наук

Р.М. Нижегородцев

подпись, дата

Москва 2022

СПИСОК ИСПОЛНИТЕЛЕЙ

Руководитель НИР,
зав. лаб.,
д-р экон. наук

подпись, дата

Р.М. Нижегородцев
(введение, разделы 1, 2, заключение)

Основные исполнители:

Гл. науч. сотр.,
д-р экон. наук

подпись, дата

В.Д. Секерин
(введение, разделы 1, 2, заключение)

Вед. науч. сотр.,
д-р экон. наук

подпись, дата

А.Е. Горохова
(разделы 1, 2, заключение)

Ст. науч. сотр.,
канд. экон. наук

подпись, дата

Н.П. Горидько
(введение, разделы 1, 2, заключение)

Ст. науч. сотр.,
канд. экон. наук

подпись, дата

Н.А. Петухов
(разделы 1, 2)

Инженер

подпись, дата

М.А. Скачкова
(раздел 1)

РЕФЕРАТ

Отчет: 176 с., 26 рис., 140 табл., 64 источн., 3 прил.

ЕВРАЗИЙСКИЙ ЭКОНОМИЧЕСКИЙ СОЮЗ, ТЕМПЫ ИНФЛЯЦИИ, РЕГРЕССИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ, ИНДЕКС ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН, МАКРОЭКОНОМИЧЕСКАЯ ДИНАМИКА, ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Основными объектами исследования являются процессы макроэкономической динамики, протекающие в странах – членах ЕАЭС.

Целью исследования является разработка моделей для: (1) анализа инфляционных процессов и декомпозиции исторических шоков для показателей инфляции; (2) подготовки прогноза показателей инфляции в государствах – членах Евразийского экономического союза как на краткосрочную перспективу, так и на среднесрочную.

Основные задачи исследования. Разработка системы моделей кратко- и среднесрочного прогнозирования темпов инфляции в государствах – членах ЕАЭС. Оценка вклада эффектов денежно-кредитной политики, бюджетно-налоговой политики, переноса обменного курса на инфляцию в государствах – членах ЕАЭС. Разработка краткосрочных и среднесрочных прогнозов темпов инфляции в странах – членах ЕАЭС на основе представленного комплекса моделей.

Для достижения целей работы и решения основных исследовательских задач, стоящих перед авторским коллективом, использовались статистические и математические методы, главным образом эконометрические методы регрессионного анализа и моделирования.

На втором этапе исследований разработан ряд факторных регрессионных моделей инфляции для стран – членов ЕАЭС, на основе некоторых из них построены прогнозы индекса потребительских цен и дефлятора ВВП на краткосрочную (по ежемесячным данным) и среднесрочную (по годовым данным) перспективу, т.е. на 3 месяца и на 3 года соответственно. Построенные модели позволяют осуществить декомпозицию инфляционных процессов как по факторам, влияющим на темпы инфляции, так и по товарным группам, наиболее чувствительным к изменению общего уровня цен. Разработаны алгоритмы краткосрочного и среднесрочного прогнозирования темпов инфляции на основе построенных факторных моделей.

СОДЕРЖАНИЕ

Введение	6
1 Модели анализа и прогнозирования общих показателей инфляции в странах – членах ЕАЭС	9
1.1 Подготовка развернутого описания модельного комплекса и апробации разработанных моделей, в том числе с использованием исторических симуляций. Расчеты включают:	
– оценку моделей для конкретной страны;	
– проверку слабой экзогенности специфических для стран переменных (для соответствующих моделей);	
– обобщенный анализ импульсных откликов (для соответствующих моделей);	
– декомпозицию вариации ошибки прогноза	11
1.2 Подготовка описания проведенной на основе разработанных моделей декомпозиции вклада факторов в динамику инфляции, включая:	
– эффекты денежно-кредитной политики, бюджетно-налоговой политики и переноса обменного курса на инфляцию в государствах – членах ЕАЭС;	
– трансграничные эффекты со стороны стран – основных торговых партнеров, в том числе государств – членов ЕАЭС	39
1.3 Подготовка описания и обоснования подходов к формированию прогнозов инфляции государств-членов с учетом асимметричного распределения прогнозов в предположении двухчастного нормального распределения	80
1.4 Заключение по разделу 1	86
2 Модели анализа и прогнозирования частных показателей инфляции по товарным группам в странах – членах ЕАЭС	89
2.1 Подготовка описания взаимосвязи между динамикой индекса потребительских цен и индекса цен производителей в государствах-членах, в том числе в разрезе отдельных укрупненных товарных групп	89
2.2 Подготовка обзора наиболее чувствительных групп товаров, на которые оказывают влияние внутренние и внешние факторы	91
2.3 Разработка системы мониторинга цен на продовольственные и непродовольственные товары в крупных онлайн-магазинах государств - членов ЕАЭС (веб-скрейпинг), а также на основании полученных данных системы прогнозирования индексов потребительских цен на продовольственные и	

непродовольственные товары	93
2.4 Подготовка руководства пользователя с описанием методологии и инструкцией по построению краткосрочного и среднесрочного прогнозов индекса потребительских цен, индекса цен на продовольственные товары, непродовольственные товары и услуги во всех государствах – членах ЕАЭС	99
2.5 Заключение по разделу 2	104
Заключение	105
Список использованных источников	109
Приложение А Исходные данные статистических наблюдений для проведения расчетов	114
Приложение Б Эконометрические характеристики регрессионных моделей, представленных в разделе 1	140
Приложение В Эконометрические характеристики регрессионных моделей, представленных в разделе 2	174

ВВЕДЕНИЕ

Актуальность проведенного исследования обусловлена тем, что моделирование и прогнозирование инфляционных процессов имеют решающее значение для разработки мер современной макроэкономической политики, обеспечения экономической безопасности и устойчивости развития стран и отдельных регионов, для своевременного принятия управленческих решений по стабилизации траекторий макроэкономики и обеспечению выхода на траекторию подъема.

Монетарная политика, формально направленная на управление темпом инфляции и не имеющая инструментов прямого воздействия на другие макропараметры и даже на структуру развертывания инфляционных процессов, тем не менее, имеет долгосрочные последствия и способна существенно усилить или ослабить определенные тенденции развития современных макросистем.

Анализируя экономические последствия коронакризиса, мы столкнулись с тем, что стимулирующие меры носили косвенный характер и действовали со значительными лагами, тогда как запретительные меры носили прямой, административный характер и оказывали немедленное воздействие на поведение частных агентов и, следовательно, на состояние отраслевых рынков.

Аналогичные наблюдения касаются мер макроэкономической политики в целом. Поэтому решения, принимаемые для изменения ситуации к лучшему в коротком горизонте, нередко вызывают долгосрочный эффект, обратный ожидаемому. Например, считается, что снижение курса национальной валюты повышает конкурентоспособность товаров, созданных внутри страны. Но эта мера действует только вкраткую, при ее повторении на протяжении длительного периода возникают противоположные эффекты, полностью нивелирующие вызванные ею краткосрочные улучшения.

Целью данного исследования является разработка комплекса моделей для: (1) анализа инфляционных процессов в государствах – членах Евразийского экономического союза; (2) подготовки прогноза показателей инфляции в государствах – членах ЕАЭС как на краткосрочную перспективу, так и на среднесрочную.

Для достижения указанной цели в рамках второго этапа научно-исследовательской работы были поставлены следующие задачи:

- разработать систему моделей кратко- и среднесрочного прогнозирования как сводного индекса потребительских цен, так и индексов потребительских цен на

продовольственные товары, непродовольственные товары и услуги в государствах – членах ЕАЭС,

- оценить вклад эффектов денежно-кредитной политики, бюджетно-налоговой политики и переноса обменного курса на инфляцию в государствах – членах ЕАЭС,

- оценить влияние на инфляцию, в том числе на отдельные товарные группы, трансграничных эффектов со стороны стран – основных торговых партнеров, в том числе государств – членов ЕАЭС,

- исследовать взаимосвязь между динамикой индекса потребительских цен и индекса цен производителей в государствах – членах ЕАЭС, в том числе в разрезе отдельных укрупненных товарных групп,

- разработать систему мониторинга цен на основании сбора данных на продовольственные и непродовольственные товары в онлайн-магазинах (веб-скрейпинг), а также на основании полученных данных разработать систему прогнозирования индексов потребительских цен на продовольственные и непродовольственные товары,

- разработать методику краткосрочного и среднесрочного прогнозирования темпов инфляции в государствах – членах ЕАЭС, включающую методологию прогнозирования и алгоритм прогнозирования, на основе представленного комплекса моделей.

В качестве исходных данных для проведения расчетов и оценок использованы преимущественно данные страновой статистики, предоставляемые статистическими ведомствами стран – членов ЕАЭС, данные Евразийской экономической комиссии, а также (в необходимых случаях) данные мировой статистики по отдельным странам, содержащиеся на сайте Мирового банка, комитетов и комиссий ООН [1-8]. Используемые статистические данные сгруппированы в таблицах Приложения А.

В качестве основного показателя темпов инфляции используется, наряду с индексом потребительских цен, также дефлятор ВВП, который наиболее обобщенным образом отражает динамику цен в исследуемых макросистемах и позволяет провести межстрановые сопоставления динамики уровня цен по различным товарным группам в тех пропорциях, в которых соответствующие виды благ составляют валовой выпуск этих макросистем.

В тех случаях, когда это необходимо, исследуются и используются в проводимых расчетах и другие индексы цен – индекс цен производителей промышленной продукции, индекс цен производителей сельскохозяйственной продукции, индекс цен на ресурсы производственно-технического назначения, индекс цен на транспортные услуги, индекс цен на услуги, оказываемые населению, и др. Таким образом отслеживается влияние

ценовых факторов по различным товарным группам на общую динамику темпов инфляции.

Основным инструментом анализа и прогнозирования темпов инфляции является построение многофакторных регрессионных моделей, включающих факторы различной природы, в совокупности влияющие на вариацию объясняемой переменной. Такой подход позволяет осуществить декомпозицию инфляционных процессов как по факторам, воздействующим на темпы инфляции, так и по товарным группам, наиболее чувствительным к изменению общего уровня цен.

Кроме того, в тех случаях, когда это возможно, строятся авторегрессионные модели показателей темпов инфляции и на их основе формируются прогнозы динамики соответствующих показателей.

Также применяются инструменты технического анализа, в частности, волновая динамика Эллиотта, позволяющая спрогнозировать укрепление или излом наблюдаемого тренда в коротком горизонте, а также и сам временной горизонт, на котором следует ожидать этого укрепления или изменения.

1 Модели анализа и прогнозирования общих показателей инфляции в странах – членах ЕАЭС

В последние годы наступило всеобщее признание того факта, что динамика сложных систем, к числу которых относятся и социально-экономические системы, принципиально нелинейна. В то же время, обострились дискуссии о характере нелинейности отдельных процессов, что затрудняет разработку методологической основы построения аналитических и прогнозных моделей. Между тем, существует ряд принципов и подходов, хорошо разработанных и в значительной степени универсальных, т.е. приложимых к прогнозированию динамики нелинейных систем различной природы.

Важнейшую часть этих нелинейных методов экономического анализа и прогнозирования составляют логистические методы, основанные на описании кумулятивных процессов с насыщением [9]. Динамика многих типов сложных систем носит волнообразный, поступательно-циклический характер, в котором периоды быстрого качественного развития чередуются с периодами медленного накопления количественных изменений. Это обстоятельство позволяет описывать подобные системы при помощи обобщенных логистических кривых, что весьма важно с точки зрения своевременного анализа происходящих в них процессов и прогнозирования устойчивости динамических траекторий этих систем.

Кроме того, важную группу методов составляют аналитические методы теории катастроф, позволяющие прогнозировать точки бифуркации траекторий сложных систем [10]. В частности, опыт исследований в данной области обнаруживает плодотворность приложения теории потенциалов и некоторых других разделов математической физики к задачам анализа устойчивости экономических систем. Для процессов, моделируемых при помощи квазигармонических трендов, разработан ряд количественных методов теории катастроф, исходящих из методологии, предложенной Дидье Сорнетом: накануне катастрофы (обвала значений объясняемой переменной) частота осциллирующих процессов нарастает, а негармоническая составляющая тренда испытывает резкое движение вверх.

Наконец, третья важная группа методов основана на применении сценарного подхода к изучению траекторий сложных систем. В качестве аппарата моделирования применяются импульсные процессы на знаковых ориентированных графах. Имитационные модели такого рода позволяют осуществлять качественное прогнозирование траекторий динамических систем при различных горизонтах прогнозирования.

Циклический характер макроэкономических процессов предполагает возможность аппроксимации ряда динамических макропараметров (ВВП на душу населения, конечное потребление, отношение денежной массы к ВВП и т.д.) при помощи гармонических или линейно-гармонических трендов, т.е., в частности, функций вида

$$w(x) = kx + l + r\cos(\omega x + \varphi).$$

Целый ряд процессов, характеризующихся линейно-гармонической динамикой, может быть обоснованно классифицирован в зависимости от амплитуды r и частоты ω , а также линейного наклона k выделенного тренда [11].

Нелинейные методы аппроксимации позволяет осуществлять прогнозирование соответствующих параметров на основе значений полученного тренда. Пусть $y(t)$ — временной ряд статистических данных, $w(t)$ — аппроксимационная кривая (тренд). Фактическое отклонение статистических данных от тренда, таким образом, вычисляется по формуле:

$$\Delta y(n) = y(n) - w(n).$$

Прогнозное отклонение следующего, $(n+1)$ -го, значения данного отклонения Δy можно вычислить как взвешенную сумму значений четырех последних отклонений:

$$\Delta^* y(n+1) = \frac{1}{10} (4\Delta y(n) + 3\Delta y(n-1) + 2\Delta y(n-2) + \Delta y(n-3))$$

При помощи такого подхода обеспечивается учет того факта, что отклонения от тренда, относящиеся к разным временным периодам, имеют неравный вес: последние из них более значимо влияют на динамику значений временного ряда.

Затем прогнозное значение искомого параметра можно найти, прибавив найденное отклонение от тренда к трендовому значению $(n+1)$ -го года:

$$y^*(n+1) = w(n+1) + \Delta^* y(n+1).$$

При прогнозировании на дальнейший период вычисленный прогноз считаем свершившимся фактом, т.е. присоединяем посчитанное значение $y^*(n+1)$ к массиву статистических данных и отбрасываем самое давнее из принимаемых в расчет наблюдений. Затем точно так же считаем отклонение $\Delta^* y(n+2)$ по отклонениям четырех лет, предшествующих прогнозируемому году. Наконец, прибавляя найденное отклонение $\Delta^* y(n+2)$ к трендовому значению $w(n+2)$, получаем результат — прогнозное значение $y^*(n+2)$. Данный метод прогнозирования эффективен при расчете среднесрочных прогнозов — на срок до 3-4 лет (половина продолжительности промышленного цикла).

Подобный «скользящий» метод прогнозирования, основанный на расчетах не только самих трендовых значений, но и отклонений от них, применялся нами ранее в ряде прогнозных задач для логистических трендов. Этот метод дает возможность

спрогнозировать “перелом” (изменение характера динамики) как самого аппроксимирующего тренда, так и отклонений от него истинных значений прогнозируемого параметра. Калибровка моделей, идентифицирующих параметры тренда (вид которого задан исследователем экзогенно), проводится методами регрессионного анализа [12-14].

Не очень простой задачей в данном алгоритме является расчет доверительного интервала найденных прогнозных значений. Со временем величина ненаблюдаемой ошибки может расти, а доверительный интервал – расширяться, что обесмысливает применение этого метода для поиска прогнозных значений объясняемой переменной в длинном горизонте. Кроме того, величина доверительного интервала прогноза для объясняемой переменной существенно зависит от качества трендовой аппроксимации: чем выше коэффициент детерминации, тем более узок доверительный интервал прогноза.

1.1 Подготовка развернутого описания модельного комплекса и апробации разработанных моделей, в том числе с использованием исторических симуляций. Расчеты включают:

- **оценку моделей для конкретной страны;**
- **проверку слабой экзогенности специфических для стран переменных (для соответствующих моделей);**
- **обобщенный анализ импульсных откликов (для соответствующих моделей);**
- **декомпозицию вариации ошибки прогноза**

Нашей непосредственной задачей является факторный анализ темпов инфляции на основе использования годовых данных. Уровень значимости факторов и степень их влияния на динамику объясняемой переменной определяются при помощи построения факторных регрессионных моделей.

Для проведения факторного анализа взяты данные преимущественно из официальной статистики государств – членов ЕАЭС, а именно:

Объясняемые переменные:

CPI – индекс потребительских цен;

GDP_{defl} – дефлятор ВВП.

Независимые (объясняющие) переменные:

BM – широкая денежная масса, % к объему ВВП;

Dfa – степень износа основных фондов, %;

EDt – совокупный внешний долг;

Epc – расходы на конечное личное потребление домашних хозяйств;
 Esm – расходы на конечное потребление органов государственного управления;
 eX – объем экспорта;
 $M2$ – объем денежной массы (денежного агрегата M_2);
 PR – личные денежные переводы в страну, % к объему ВВП
 rAk – норма накопления, %;
 USD – курс национальной валюты к доллару США, в среднем за год.

В некоторых случаях отдельные показатели не представлены в виду невозможности их однозначной идентификации или определения на основании официальных данных.

1.1.1 Армения. Среднесрочные модели инфляции

Исходные данные по Республике Армения, взятые за период 2005-2021 гг. и приведенные к базовым ценам 2010 года, представлены в Таблице А.27. При этом по некоторым факторам за 2021 год информация отсутствует. В Таблице 1.1 представим корреляционную таблицу связи всех переменных год в год.

Таблица 1.1 - Корреляционная матрица связи переменных в Армении в 2005-2020 гг.

	CPI	GDP_{defl}	$M2$	Epc	Esm	eX	EDt	USD	PR	BM
CPI	1									
GDP_{defl}	0,61	1								
$M2$	0,35	-0,62	1							
Epc	0,25	-0,50	0,91	1						
Esm	0,25	-0,61	0,95	0,85	1					
eX	0,39	-0,55	0,94	0,86	0,82	1				
EDt	0,12	-0,53	0,93	0,92	0,94	0,82	1			
USD	0,33	-0,73	0,73	0,55	0,63	0,74	0,63	1		
PR	0,46	0,61	-0,88	-0,68	-0,85	-0,82	-0,70	-0,67	1	
BM	0,28	-0,63	0,99	0,89	0,96	0,90	0,96	0,73	0,83	1

Как видим, существенной связи ИПЦ с факторами год в год не обнаружено. В качестве примера построим на Рис. 1.1 график связи между значениями индекса потребительских цен и объемом денежной массы, представленной денежным агрегатом $M2$.

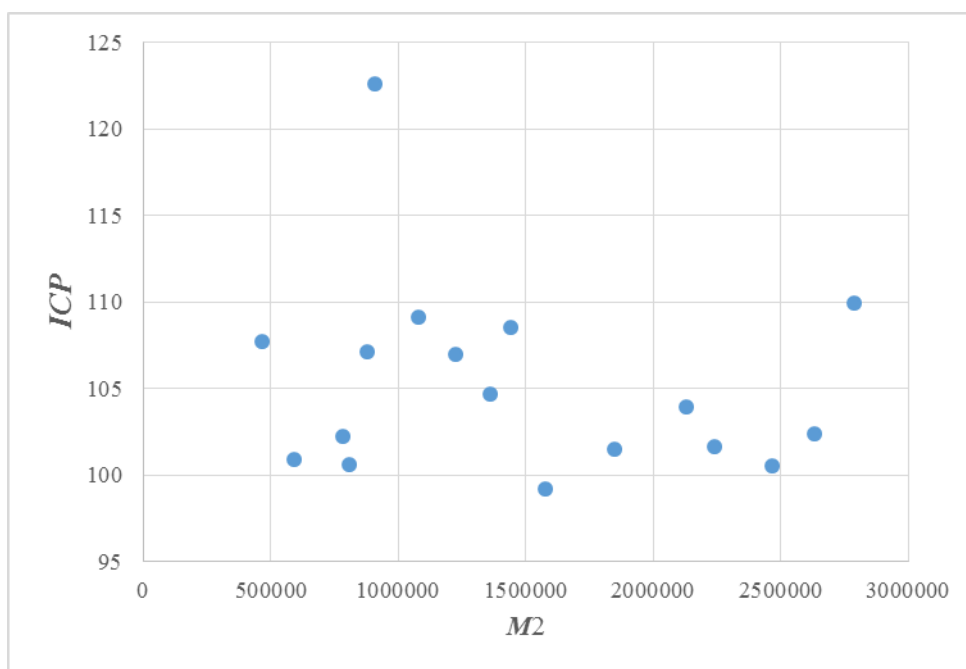


Рисунок 1.1 - Связь между ИПЦ и объемом денежной массы в Армении за 2005-2021 гг.

График еще раз подтверждает отсутствие существенной связи инфляции, выраженной индексом потребительских цен, и объема денежной массы.

Сделав сдвиг на один год, пользуясь методом включения-исключения переменных, построим модель связи ИПЦ со значимыми факторами:

$$CPI_t = 122,4 + 1,67 * M2_{t-1} - 0,028 * eX_{t-1}. \quad (1.1)$$

Объясняющая способность модели не столь высока ($R^2=0,565$); при этом, как свидетельствуют данные Таблицы Б.1, и модель в целом, и ее параметры значимы на уровне значимости 0,01.

Исходя из значений коэффициентов регрессии, можем утверждать, что увеличение количества денег в обращении в текущем году сопровождается ростом цен в следующем году, тогда как за увеличением экспорта Армении в текущем году следует снижение ИПЦ следующего года.

Если проанализировать влияние на индекс потребительских цен изменения факторов с лагом в два года, получим следующую функцию:

$$CPI_t = 170,18 + 8,99 * 10^{-6} * Epc_{t-2} - 0,08 * USD_{t-2} - 2,21 * PR_{t-2} - 0,77 * BM_{t-2}. \quad (1.2)$$

Эта модель имеет более высокий коэффициент детерминации (см. Таблицу Б.2), она адекватно описывает исходные данные, а ее параметры значимы на уровне значимости 0,05.

Увеличение конечного личного потребления сопровождается рост ИПЦ с лагом в два года, в то время как ослабление курса денежной единицы, рост личных денежных

переводов в страну и увеличении процента монетизации экономики приводят к уменьшению объясняемого показателя с лагом в два года.

Построим также модель влияния факторов на индекс потребительских цен с лагом в три года:

$$CPI_t = 129,52 + 0,01 * eX_{t-3} - 0,002 * EDt_{t-3} - 0,08 * USD_{t-3}. \quad (1.3)$$

Для нее $R^2=0,565$, модель в целом и ее параметры значимы на уровне значимости как минимум 0,1 (Таблица Б.3).

Значения регрессоров свидетельствуют о том, что рост экспорта сопровождается ростом цен спустя три года, а увеличение валового внешнего долга и ослабление курса драма – снижением значения ИПЦ через три года.

Затем определим возможное влияние тех же факторов на значение дефлятора ВВП год в год (без учета временных лагов). Получаем следующую модель:

$$GDP_{defl} = 148,14 + 1,87 * 10^{-5} * M2 - 7,77 * 10^{-6} * Epc - 3,58 * 10^{-5} * Esm + \\ + 0,003 * EDt - 0,31 * USD - 1,06 * BM. \quad (1.4)$$

Более 78% изменения цен объясняется вариацией включенных в модель (1.4) факторов, она адекватно описывает исходные данные, а ее параметры значимы на уровне значимости не менее 0,05, см. Таблицу Б.4.

Судя по знакам параметров регрессии, увеличение инфляции текущего года сопровождается ростом таких показателей как объем денежной массы и валовой внешний долг и уменьшением конечных расходов как домохозяйств, так и государственного сектора, а также рост курса драма к доллару США и коэффициента монетизации при условии, конечно, что это изменение происходит не одновременно.

Поскольку в формуле (1.4) фигурирует объем денежной массы и процент монетизации, построим на Рис. 1.2 график связи дефлятора ВВП с объемом денежного агрегата M2, так называемую кривую Горидько.

Как видим по расположению точек, фактические данные легко аппроксимируются с помощью полинома второй степени, а именно функции:

$$GDP_{defl} = 124,42 - 2,42 * M2 + 6,22 * 10^{-12} * M2^2. \quad (1.5)$$

При этом, как свидетельствуют данные Таблицы Б.5, $R^2=0,75$, модель в целом и ее параметры значимы на уровне значимости 0,01.

Определив точку экстремума (1946321,57; 100,88), можем утверждать, что минимальная инфляция в среднем за этот период могла составить чуть менее 1% при объеме денежной массы примерно в 1946 млрд. драм в ценах 2010 года, что соответствует примерно уровню 2017 года.

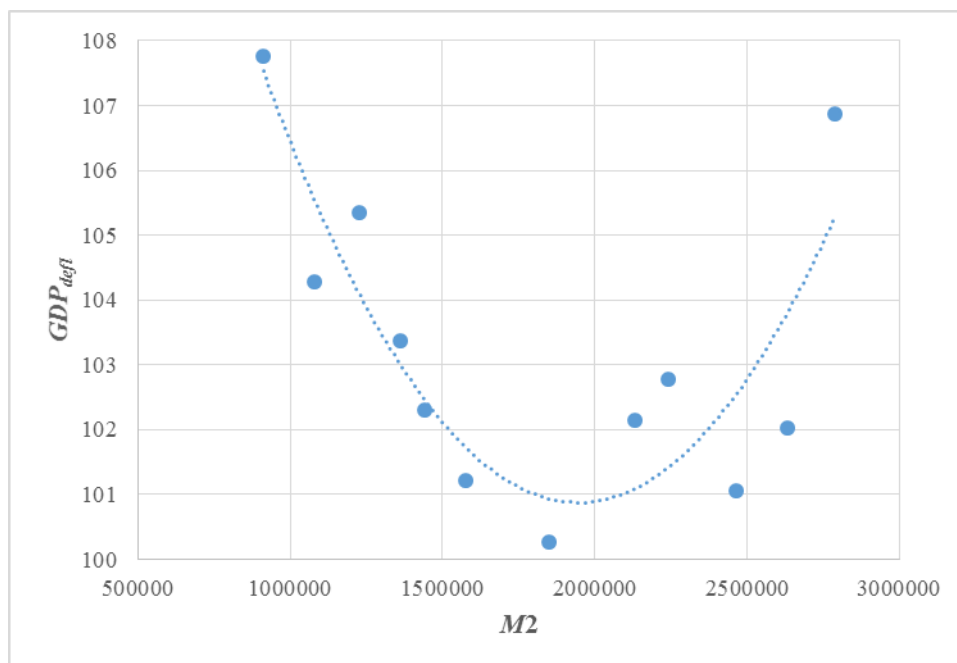


Рисунок 1.2 - Связь между дефлятором ВВП и объемом денежной массы в Армении за 2010-2021 гг.

Формула, в которой факторы участвуют с лагом в 1 год, выглядит следующим образом:

$$GDP_{defl\ t} = 126,91 + 5,43 \cdot 10^{-6} \cdot M2_{t-1} - 6,22 \cdot 10^{-6} \cdot Epc_{t-1} - 0,03 \cdot USD_{t-1}. \quad (1.6)$$

По сравнению с функцией (1.4) качество модели ухудшилось: коэффициент детерминации равен 0,56. Модель адекватно описывает исходные данные, а ее параметры значимы на уровне значимости 0,05 (см. Таблицу Б.6).

Значение коэффициентов изменилось, но несущественно, что подтверждает направленность влияния оставшихся в модели (1.6) факторов на динамику объясняемой переменной с течением времени.

Далее исследуем, какие из независимых переменных влияют на значение ИПЦ с лагом в два года:

$$GDP_{defl\ t} = 134,47 + 0,001 \cdot ED_{t-2} - 1,18 \cdot PR_{t-2} - 0,63 \cdot BM_{t-2}. \quad (1.7)$$

Изменение факторов, объединенных в формуле (1.7), на 67% объясняет вариацию инфляции, выраженной дефлятором ВВП, при этом модель в целом значима, а параметры значимы на уровне значимости как минимум 0,1, см. Таблицу Б.7.

Отметим, что рост валового внешнего долга увеличивает значение дефлятора ВВП с лагом в 2 года при неизменности остальных факторов, в то время как рост частных переводов в Армению, а также увеличение монетизации экономики с течением времени приводит к снижению инфляции при прочих равных.

Значимой функции дефлятора ВВП с высокой объясняющей способностью с использованием факторов с лагом в 3 года построить не удалось.

1.1.2 Беларусь. Среднесрочные модели инфляции

По Беларуси исходные данные, в основном взятые из сайтов органов государственной статистики, представлены в Таблице А.28, причем стоимостные показатели приведены к ценам 2016 года.

Корреляционная матрица, отражающая связь эндогенных и экзогенных переменных, приведена в Таблице 1.2.

Таблица 1.2 - Корреляционная матрица связи переменных в Республике Беларусь в 2005-2020 гг.

	<i>GDP_{defl}</i>	<i>CPI</i>	<i>Epc</i>	<i>Esm</i>	<i>M2</i>	<i>eX</i>	<i>rAk</i>	<i>USD</i>	<i>PR</i>	<i>BM</i>	<i>EDt</i>
<i>GDP_{defl}</i>	1										
<i>CPI</i>	0,975	1									
<i>Epc</i>	-0,097	-0,104	1								
<i>Esm</i>	-0,496	-0,508	0,540	1							
<i>M2</i>	-0,006	0,012	0,489	0,542	1						
<i>eX</i>	0,804	0,744	0,292	-0,277	0,328	1					
<i>rAk</i>	0,438	0,453	-0,187	-0,689	0,097	0,450	1				
<i>USD</i>	-0,253	-0,287	0,723	0,794	0,233	-0,052	-0,782	1			
<i>PR</i>	-0,031	-0,064	0,817	0,562	0,317	0,248	-0,552	0,881	1		
<i>BM</i>	0,060	0,091	0,839	0,528	0,382	0,234	-0,392	0,797	0,868	1	
<i>EDt</i>	0,147	0,125	0,939	0,378	0,332	0,449	-0,143	0,707	0,823	0,864	1

В Беларуси наблюдается наиболее тесная прямая связь между индексом потребительских цен и дефлятором ВВП. Также тесная прямая связь наблюдается для этих двух показателей инфляции с объемом экспорта (год в год), остальные факторы либо не связаны с текущим уровнем цен, либо эта связь является слабой или умеренной.

Несмотря на это, нам удалось получить многофакторную модель ИПЦ без временных лагов:

$$CPI = 116,59 - 0,003 * Epc + 0,002 * eX + 2,3 * BM. \quad (1.8)$$

Судя по характеристикам, представленным в Таблице Б.8, коэффициент детерминации функции равен 0,78, она значима в целом и коэффициенты регрессии в ней значимы на уровне значимости 0,05.

Как и предполагалось, рост экспорта, так же, как и рост уровня монетизации экономики, стимулирует инфляцию, а увеличение расходов консолидированного бюджета

на конечное личное потребление сопровождается снижением ИПЦ текущего года при условии неизменности остальных независимых переменных.

Рассмотрим также связь между индексом потребительских цен и объемом денежной массы, график которой за 2013-2021 гг. представлен на Рис. 1.3.

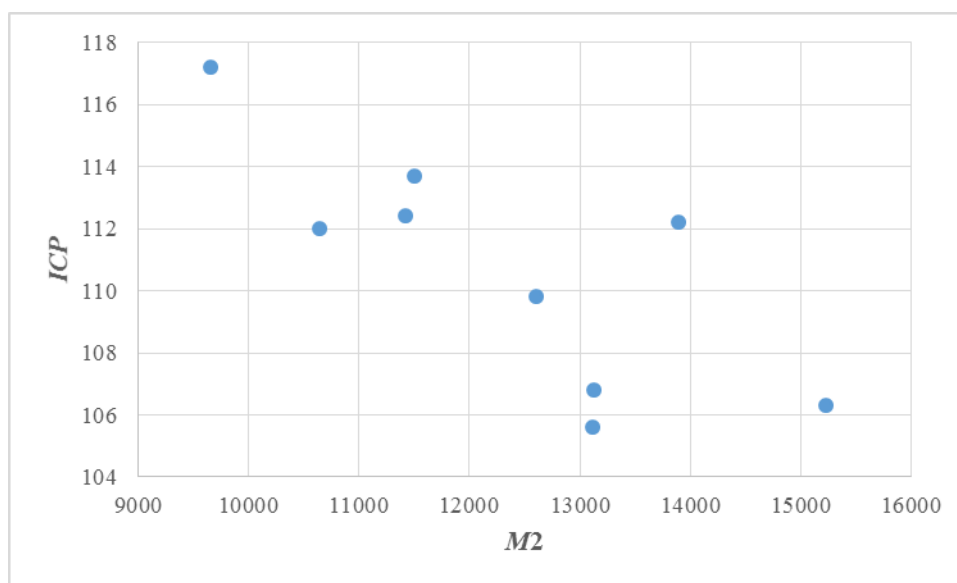


Рисунок 1.3 - Связь между ИПЦ и объемом денежной массы в Республике Беларусь в 2013-2021 гг.

Несмотря на значительную дисперсию, связь является линейной и представляется в виде:

$$CPI = 132,25 - 0,002 * M2. \quad (1.9)$$

Как следует из Таблицы Б.9, изменение денежного агрегата $M2$ на 60,5% обуславливает изменение цен текущего года, при этом рост денежной массы на 1 трлн. белорусских рублей в ценах 2016 года сопровождается ростом ИПЦ на 2 п.п. Модель адекватно описывает исходные данные, а ее параметры значимы на уровне значимости 0,05.

Использование независимых переменных с лагом в один год позволило получить следующую функцию:

$$CPI_t = 10,44 - 0,002 * Epc_{t-1} + 4,035 * rAk_{t-1} + 3,58 * BM_{t-1}. \quad (1.10)$$

Для нее коэффициент детерминации равен 0,65 (Таблица Б.10), она значима в целом, но свободный член в ней является незначимым, и его исключение привело к получению формулы:

$$CPI_t = -0,002 * Epc_{t-1} + 4,2 * rAk_{t-1} + 3,63 * BM_{t-1}. \quad (1.11)$$

В Таблице Б.11 представлены характеристики этой модели: т.к. коэффициент детерминации в отсутствие свободного члена не показателен, обратим внимание на $R^2_{норм}$, который равен 0,91. Эта модель в целом, так же, как и ее параметры, значима на уровне

значимости 0,1, а стандартная ошибка приближения по сравнению с моделью (1.10) незначительно уменьшилась.

Отметим, что рост коэффициента монетизации, рост нормы накопления и сокращение конечных расходов домохозяйств текущего года приведут к снижению темпов роста цен в следующем году при прочих равных.

Индекс потребительских цен в зависимости от изменения факторов с лагом в два года выглядит следующим образом:

$$CPI_t = 31,16 + 0,004 * Epc_{t-2} - 0,002 * eX_{t-2} - 36,87 * USD_{t-2}. \quad (1.12)$$

Для нее коэффициент детерминации равен 0,78, она адекватно описывает исходные данные и при значимости других коэффициентов регрессии, свободный член этой модели незначим (см. Таблицу Б.12). Исключаем свободный член и получаем функцию:

$$CPI_t = 0,004 * Epc_{t-2} - 0,002 * eX_{t-2} - 41,02 * USD_{t-2}. \quad (1.13)$$

Как показывают характеристики, представленные в Таблице Б.13, $R^2_{\text{норм}}$ для нее равен 0,91, в целом функция и ее параметры значимы на уровне значимости 0,01, но стандартная ошибка аппроксимации немного увеличилась.

В формуле (1.13) коэффициенты регрессии указывают на то, что рост конечных расходов домохозяйств, а также снижение экспорта и усиление курса белорусского рубля к доллару США сопровождаются увеличением индекса потребительских цен с лагом в два года.

Модель с лагом в три года для независимых переменных представляется в виде:

$$CPI_t = 217,69 + 0,01 * Epc_{t-3} - 0,036 * Esm_{t-3} + 28,795 * PR_{t-3} - 7,17 * ED_{t-3}. \quad (1.14)$$

В ней изменение факторов на 79,5% объясняет вариацию ИПЦ с лагом в три года, модель значима и ее параметры также значимы как минимум на уровне значимости 0,05 (Таблица Б.14).

К росту инфляции при прочих равных приводит увеличение конечных расходов домохозяйств, снижение государственных расходов, рост частных денежных переводов в Республику Беларусь, уменьшение валового внешнего долга.

Далее рассмотрим, как влияют указанные факторы на дефлятор ВВП. Вначале строим модель без временных лагов:

$$GDP_{defl} = 112,63 - 0,003 * Epc + 0,002 * eX + 1,84 * M2. \quad (1.15)$$

Функция имеет высокую объясняющую способность, $R^2=0,84$, она адекватно описывает исходные данные, а ее параметры значимы на уровне значимости 0,05, см. Таблицу Б.15.

Увеличивает инфляцию сокращение конечных расходов домохозяйств, рост валового экспорта и объема денежной массы.

На Рис. 1.4 показана связь дефлятора ВВП с объемом денежной массы. Даже по расположению точек видно, что значимой модели, описывающей связь дефлятора ВВП с одним лишь объемом денежной массы, в безлаговом виде получить не удастся.

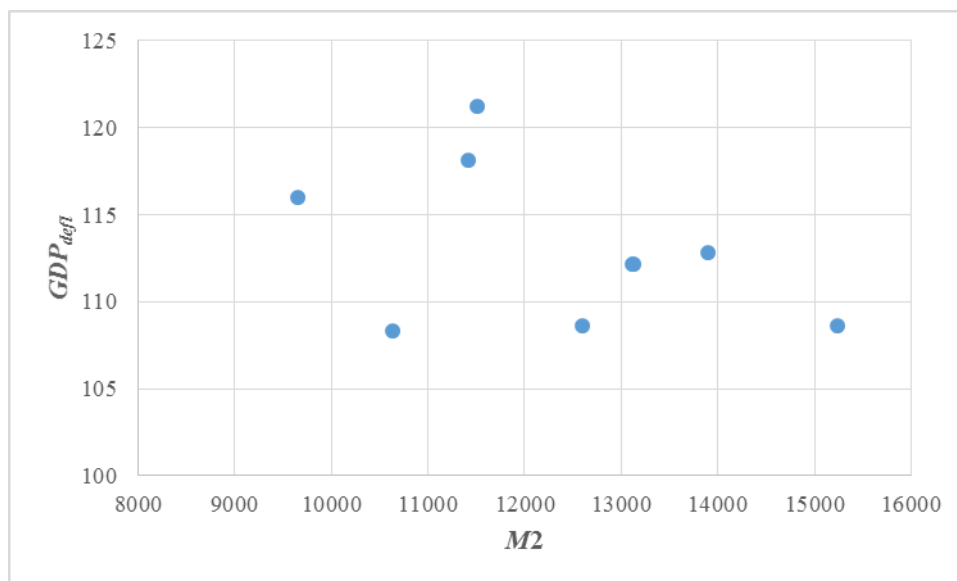


Рисунок 1.4 - Связь между дефлятором ВВП и объемом денежной массы в Республике Беларусь в 2013-2021 гг.

Построим модель дефлятора ВВП с использованием факторов с лагом в один год:

$$GDP_{defl_t} = -67,68 - 0,005 * Epc_{t-1} + 0,018 * Esm_{t-1} - 57,14 * USD_{t-1} + 3,76 * BM_{t-1} + 3,04 * ED_{t-1}. \quad (1.16)$$

Она имеет высокую объясняющую способность, коэффициент детерминации равен 0,8, значима в целом, но свободный член в ней незначим даже на уровне значимости 0,1 (Таблица Б.16). Исключим свободный член и получим формулу:

$$GDP_{defl_t} = -0,005 * Epc_{t-1} + 0,014 * Esm_{t-1} - 49,61 * USD_{t-1} + 3,35 * BM_{t-1} + 3,05 * ED_{t-1}. \quad (1.17)$$

Характеристики, приведенные в Таблице Б.17, следующие: $R^2_{норм} = 0,90$, модель значима в целом и ее параметры значимы на уровне $\alpha = 0,05$, при этом стандартная ошибка регрессии возросла по сравнению с моделью (1.17).

С лагом в один год к росту инфляции при неизменности прочих переменных приводит, как и прежде, сокращение потребительских расходов либо рост государственных расходов, или укрепление белорусского рубля, рост монетизации экономики или валового внешнего долга.

Формула, где значимые факторы задействованы с лагом в два года, выглядит так:

$$GDP_{defl_t} = -0,64 - 0,002 * Epc_{t-2} + 6,315 * rAk_{t-2} + 23,235 * PR_{t-2}. \quad (1.18)$$

При коэффициенте детерминации 0,71 и значимости модели в целом доверять свободному члену модели нельзя (см. Таблицу Б.18), исключаем его и получаем формулу:

$$GDP_{defl_t} = -0,002 * Epc_{t-2} + 6,29 * rAk_{t-2} + 23,096 * PR_{t-2}. \quad (1.19)$$

Как свидетельствуют характеристики, представленные в Таблице Б.19, для нее $R^2_{\text{норм}}=0,91$, наблюдается адекватность модели исходным данным и значимость коэффициентов регрессии на уровне $\alpha = 0,01$, стандартная ошибка аппроксимации уменьшилась.

Значимой модели дефлятора ВВП с факторами, изменяющимися с лагом в три года, получить не удалось.

1.1.3 Казахстан. Среднесрочные модели инфляции

Факторный погодовой анализ инфляции в Казахстане проводился на основании данных Бюро национальной статистики Агентства по стратегическому планированию и реформам [15] за 2010-2021 годы, кроме того, использованы данные, представленные на сайте Мирового банка, и еще один показатель – цена на нефть марки Brent – взят из сайта [16]. Все анализируемые значения в части стоимостных величин приведены к базовым ценам 2010 года и сведены в таблицу А.29.

Корреляционная матрица связи между переменными приводится в Таблице 1.3.

Таблица 1.3 - Корреляционная матрица связи переменных в Казахстане в 2010-2020 гг.

	<i>CPI</i>	<i>GDP_{defl}</i>	<i>BM</i>	<i>Dfa</i>	<i>USD</i>	<i>rAk</i>	<i>Epc</i>	<i>Esm</i>	<i>eX</i>	<i>M2</i>	<i>EDt</i>	<i>Po</i>
<i>CPI</i>	1											
<i>GDP_{defl}</i>	0,406	1										
<i>BM</i>	0,647	0,138	1									
<i>Dfa</i>	-0,365	-0,513	-0,572	1								
<i>USD</i>	0,201	-0,287	0,014	0,018	1							
<i>rAk</i>	-0,225	0,459	0,086	-0,320	-0,260	1						
<i>Epc</i>	0,076	-0,565	-0,016	0,155	0,896	-0,474	1					
<i>Esm</i>	0,215	-0,591	0,252	0,381	0,613	-0,492	0,630	1				
<i>eX</i>	-0,428	0,150	-0,849	0,256	-0,058	0,160	-0,161	-0,515	1			
<i>M2</i>	0,235	0,065	0,009	-0,111	0,752	0,003	0,450	0,486	0,026	1		
<i>EDt</i>	0,089	-0,576	0,069	0,082	0,655	-0,623	0,875	0,460	-0,232	0,074	1	
<i>Po</i>	-0,350	0,284	-0,458	0,180	-0,859	0,173	-0,818	-0,679	0,518	-0,550	-0,673	1

Судя по значениям коэффициентов корреляции, без временных лагов практически ни одна объясняемая переменная не оказывает сильного влияния на показатели уровня цен. Заметно некое умеренное влияние процента монетизации на ИПЦ и расходов консолидированного бюджета на конечное потребление, а также внешнего долга на дефлятор ВВП.

Регрессионный анализ подобной связи для индекса потребительских цен не позволил получить значимую модель с высокими объясняющими характеристиками. Тем

не менее, удалось построить модель парной линейной регрессии, описывающей связь инфляции посредством ИПЦ и объема экспорта с лагом в один год:

$$CPI_t = 125,33 - 0,002 * eX_{t-1}. \quad (1.20)$$

Изменение валового экспорта в текущем году на 60,4% объясняет вариацию индекса потребительских цен следующего года. Функция (1.20) и ее коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 0,01, см. Таблицу Б.20. Рост экспорта Республики Казахстан на 1 млн. тенге в текущем году в среднем в анализируемом периоде приводит к снижению инфляции следующего года на 2 п.п.

Формула, в которой факторы использованы с лагом в два года, вследствие поочередного исключения незначимых параметров тоже получилась однофакторной:

$$CPI_t = 78,25 + 0,73 * Dfa_{t-2}. \quad (1.21)$$

Характеристики этой модели приведены в Таблице Б.21, они повыше, нежели предыдущей: $R^2=0,76$, модель в целом и ее параметры значимы на уровне значимости 0,01. Регрессор при независимой переменной свидетельствует о том, что рост уровня износа основных фондов на 1 п.п. приводит к увеличению ИПЦ на 0,73 п.п. с лагом в два года.

Далее мы получили модель индекса потребительских цен в зависимости от значений экономических показателей с лагом в три года:

$$CPI_t = 72,42 - 0,09 * USD_{t-3} + 0,004 * Eps_{t-3} - 0,006 * Esm_{t-3} + 0,004 * M2_{t-3}. \quad (1.22)$$

Как свидетельствуют характеристики, указанные в Таблице Б.22, модель и коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 0,1, $R^2=0,85$.

Укрепление курса тенге к доллару США наряду с ростом конечных расходов государственных органов приводят к снижению инфляции через три года, а рост расходов на конечное личное потребление и объема денежной массы (M2) повышает ИПЦ с лагом в три года в случае неизменности других независимых переменных.

Теперь рассмотрим модель дефлятора ВВП, построенную год в год, без временных лагов:

$$GDP_{defl} = 117,26 - 0,01 * Esm + 0,004 * M2. \quad (1.23)$$

Модель не очень хорошего качества, коэффициент детерминации равен 0,51, в целом функция и коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 0,1, см. Таблицу Б.23.

Рост объема денежной массы на 1 млн. тенге сопровождается увеличением дефлятора ВВП на 4 п.п. при неизменности уровня госрасходов текущего года. В то же время рост госрасходов на 1 млрд. сопровождается снижением инфляции (дефлятора ВВП) на 0,01 п.п. при неизменности объема денежной массы.

Значимой модели дефлятора ВВП с лагом для независимых переменных в один год и в два года получить не удалось. Модель с лагом в три года для использованных в ней факторов выглядит следующим образом:

$$GDP_{defl\ t} = 203,33 + 0,006*Eps_{t-3} - 0,008*Esm_{t-3} - 0,007*M2_{t-3} - 0,82*EDt_{t-3}. \quad (1.24)$$

В Таблице Б.24 приведены характеристика данной модели: $R^2=0,86$, функция в целом и коэффициенты регрессии в ней значимы на уровне значимости 0,01.

1.1.4 Кыргызстан. Среднесрочные модели инфляции

Данные официальной статистики Кыргызстана (см. Таблицу А.30) в части стоимостных показателей также приведены к ценам базового 2010 года. Кроме традиционных переменных в качестве фактора использован удельный вес переводов частных лиц в страну (PR), который, как следует из корреляционной таблицы (Таблица 1.4), имеет тесную линейную обратную связь с индексом потребительских цен. В то же время отметим тесную обратную связь дефлятора ВВП с такими показателями как объем конечных потребительских расходов домохозяйств и норма накопления. Кроме того, между двумя индексами цен наблюдается тесная прямая корреляционная связь без временных лагов.

Таблица 1.4 - Корреляционная матрица связи переменных в Кыргызстане в 2010-2020 гг.

	CPI	GDP_{defl}	Epc	Esm	$M2$	EDt	eX	USD	rAk	PR	BM
CPI	1										
GDP_{defl}	0,806	1									
Epc	-0,605	-0,742	1								
Esm	-0,470	-0,421	0,588	1							
$M2$	-0,488	-0,419	0,368	0,709	1						
EDt	-0,577	-0,652	0,837	0,808	0,665	1					
eX	0,428	0,348	-0,163	-0,226	-0,441	-0,491	1				
USD	-0,571	-0,539	0,529	0,765	0,793	0,879	-0,765	1			
rAk	-0,629	-0,709	0,841	0,164	0,027	0,562	-0,136	0,236	1		
PR	-0,736	-0,543	0,579	0,525	0,755	0,701	-0,644	0,779	0,427	1	
BM	-0,407	-0,512	0,279	0,720	0,830	0,643	-0,421	0,790	-0,067	0,479	1

В результате регрессионного анализа получены две модели индекса потребительских цен:

$$CPI = 146,45 - 0,0015*Esm + 0,015*EDt - 0,063*USD - 2,095*rAk - 0,3*BM. \quad (1.25)$$

$$CPI = 139,78 - 0,0015*Esm - 5,6*10^{-5,6}*M2 + 0,014*EDt - 0,062*USD - 1,96*rAk. \quad (1.26)$$

Как видим, обе они отражают увеличение показателя текущего года при снижении госрасходов, укреплении курса национальной валюты, снижении нормы накопления и

снижении объема денежной массы в абсолютном или относительном выражении. Коэффициенты регрессии для этих параметров не только одинаковы по знаку, но и близки по абсолютному значению, что косвенно подтверждает качество моделей. В модели (1.26) присутствует дополнительно фактор валового внешнего долга, рост которого приводит к увеличению ИПЦ.

Как свидетельствуют характеристики моделей, представленные, соответственно, в Таблицах Б.25 и Б.26, обе они имеют высокую объясняющую способность ($R^2 = 0,96$ и $0,965$), адекватно описывают исходные данные, а их параметры значимы на уровне значимости 0,1.

Построим аналог кривой Горидько для индекса потребительских цен Кыргызстана, см. Рис. 1.5.

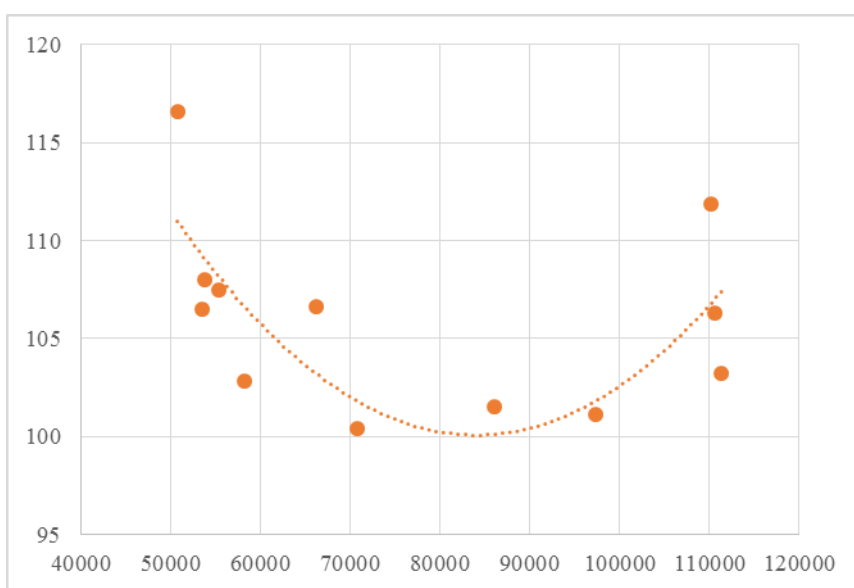


Рисунок 1.5 - Связь между ИПЦ и объемом денежной массы в Кыргызстане за 2010-2021 гг.

Эта кривая аппроксимируется квадратичной функцией:

$$CPI = 169,56 - 0,0017 * M2 + 9,84 * 10^{-9} * M2^2. \quad (1.27)$$

Коэффициент детерминации такой функции не очень высок – 0,53, сама модель и ее параметры значимы на уровне значимости 0,05 (Таблица Б.27).

При этом можно определить точку экстремума, координаты которой (84033,1; 100,07) примерно соответствуют, как и в большинстве других стран ЕАЭС, 2017 году. Т.е. увеличение или снижение объема денежной массы относительно указанного в ценах 2010 года уровня в 84 млн. сомов приводит к ускорению роста уровня потребительских цен.

Рассмотрим модели, в которых факторы использованы с лагом в один год. Первая из них описывает рост индекса потребительских цен спустя год после снижения уровня госрасходов при прочих равных или роста процента монетизации:

$$CPI_t = 120,24 - 0,002 * Esm_{t-1} + 1,04 * BM_{t-1}. \quad (1.28)$$

Изменение указанных переменных в текущем году на 71% объясняет вариацию ИПЦ следующего года. И модель в целом, и ее параметры значимы на уровне значимости 0,01 (см. Таблицу Б.28).

Следующая формула показывает, что к росту цен в текущем году приводит снижение конечных расходов органов государственного управления и валового внешнего долга или повышение объема экспорта и ослабление курса сома к доллару США в прошлом году при прочих равных:

$$CPI_t = 90,08 - 0,003 * Esm_{t-1} - 0,01 * ED_{t-1} + 0,026 * eX_{t-1} + 1,84 * USD_{t-1}. \quad (1.29)$$

Как свидетельствуют данные Таблицы Б.29, для нее $R^2=0,75$, модель значима на уровне значимости 0,1, а ее коэффициенты регрессии – на уровне 0,05.

Модель индекса потребительских цен при участии независимых переменных с лагом в два года имеет вид:

$$CPI_t = 67,08 + 0,0008 * Esm_{t-2} - 0,9 * rAk_{t-2} - 39,21 * PR_{t-2} + 1,46 * BM_{t-2}. \quad (1.30)$$

Коэффициент детерминации указанной модели равен 0,76, на уровне значимости 0,1 значимы и модель, и ее параметры (Таблица Б.30).

Рост госрасходов текущего года, так же, как и увеличение коэффициента монетизации, снижение нормы накопления и переводов частных лиц в Кыргызстан при прочих равных стимулируют инфляцию с лагом в два года.

Наконец, функция с использованием факторов с лагом в три года, имеет вид:

$$CPI_t = 121,31 - 0,87 * rAk_{t-3} + 29,66 * PR_{t-3}. \quad (1.31)$$

Изменение оставшихся факторов на 64% объясняет вариацию индекса потребительских цен с лагом в три года (см. Таблицу Б.31), модель адекватно описывает исходные данные, а ее параметры значимы на уровне значимости 0,05.

Здесь, как и ранее, но с лагом в три года, положительное влияние на индекс цен (т.е. на его снижение) оказывает рост нормы накопления, тем не менее, отрицательное влияние оказывает рост личных переводов в страну. В данной модели (1.31) объем частных денежных переводов агрегирует действие всех факторов, повышающих уровень монетизации экономики, а этот процесс, как показывают лаговые модели (1.28) и (1.30), в современной экономике Кыргызстана является инфляционно опасным.

Модель дефлятора ВВП для Кыргызстана, построенная по данным год в год на основании значимых показателей, приведенных в таблице А.30, имеет вид:

$$GDP_{defl} = 160,8 + 0,004*EDt - 1,66*rAk - 1,05*BM. \quad (1.32)$$

При высокой объясняющей способности ($R^2=0,96$) и адекватности модели исходным данным параметры модели значимы для $\alpha=0,1$ (Таблица Б.32).

Как видим, рост уровня дефлятора ВВП сопровождается увеличением валового внешнего долга, снижением нормы накопления и коэффициента монетизации в текущем году.

Также получены модели, отражающие влияние независимых переменных на дефлятор ВВП с лагом в один год. Первая показывает, что рост инфляции текущего года осуществляется за счет снижения конечных потребительских расходов домохозяйств в прошлом году при неизменности прочих параметров или при увеличении уровня монетизации экономики с лагом в один год:

$$GDP_{defl\ t} = 135,09 - 0,0002*Epc_{t-1} + 0,535*BM_{t-1}. \quad (1.33)$$

Изменение потребительских расходов и уровня монетизации экономики на 68% объясняет вариацию дефлятора ВВП в следующем году (см. Таблицу Б.33), при этом модель значима, ее параметры значимы на уровне значимости 0,1.

Другая формула описывает воздействие на рост цен текущего года за счет увеличения в прошлом году консолидированных государственных расходов или валового внутреннего долга, а также роста объема экспорта и ослабление курса сома к доллару США при неизменности прочих независимых переменных:

$$GDP_{defl\ t} = 115,98 - 0,003*Esm_{t-1} - 0,012*EDt_{t-1} + 0,021*eX_{t-1} + 1,89*USD_{t-1}. \quad (1.34)$$

При этом $R^2=0,76$, модель адекватно описывает исходные данные, а коэффициенты значимы как минимум при уровне значимости $\alpha=0,1$ (см. Таблицу Б.34).

Формул дефлятора ВВП, в которых значимыми оказываются независимые переменные с лагами в два-три года, получить не удалось.

1.1.5 Россия. Среднесрочные модели инфляции

Данные по Российской Федерации, используемые для построения моделей инфляции в среднесрочном периоде, представлены в Таблице А.31. Кроме тех же переменных, которые были использованы для всех стран ЕАЭС, в качестве фактора для России принято решение дополнительно использовать такой показатель как Po – средние экспортные цены на нефть сырую, включая газовый конденсат, долл. США за 1 т. Все стоимостные показатели приведены к ценам 2010 г. с помощью соответствующих индексов-дефляторов, и в Таблице 1.5 представлена корреляционная таблица значений приведенных переменных.

Таблица 1.5 - Корреляционная матрица связи переменных в России в 2010-2020 гг.

	GDP_{defl}	CPI	Dfa	rAk	USD	BM	eX	Epc	Esm	Po	Edt	$M2$
GDP_{defl}	1											
CPI	0,180	1										
Dfa	0,179	0,413	1									
rAk	0,198	-0,047	-0,060	1								
USD	-0,435	-0,310	-0,640	-0,544	1							
BM	-0,683	-0,164	-0,572	-0,317	0,917	1						
eX	0,326	0,064	-0,358	-0,496	0,401	0,038	1					
Epc	-0,592	0,065	0,118	-0,616	0,245	0,207	-0,002	1				
Esm	-0,763	-0,279	-0,460	-0,043	0,515	0,650	-0,236	0,541	1			
Po	0,525	0,250	0,477	0,407	-0,914	-0,905	-0,137	-0,177	-0,468	1		
EDt	-0,080	0,652	0,740	-0,061	-0,593	-0,385	-0,304	0,442	-0,067	0,545	1	
$M2$	-0,579	-0,350	-0,653	-0,447	0,860	0,830	0,271	0,514	0,809	-0,696	-0,357	1

Как свидетельствуют линейные коэффициенты корреляции, умеренная связь наблюдается для дефлятора ВВП с такими показателями как расходы консолидированного бюджета на конечное личное потребление и потребление органов государственного управления, а также объем и удельный вес денежной массы, причем связь с инфляцией всех этих показателей обратная. Для индекса потребительских цен положительная умеренная корреляционная связь наблюдается с валовым внешним долгом. Именно последнюю модель мы и представим в виде:

$$CPI = 95,15 + 2 \cdot 10^{-5} \cdot EDt. \quad (1.35)$$

Характеристики, представленные в Таблице Б.35, свидетельствует о низкой объясняющей способности этой модели: лишь 42,5% вариации ИПЦ обусловлено изменением внешнего долга, при этом модель и ее параметры значимы на уровне значимости 0,05. Увеличение валового внешнего долга на 1 трлн. в среднем за период сопровождается повышением ИПЦ на 0,02 п.п.

Отметим, что в исходных данных наблюдаются выбросы значений индекса потребительских цен, приходящиеся на 2014 и 2015 гг., что показано на Рис. 1.6.

Введем дополнительную фиктивную переменную D , которая равна единице в 2014 и 2015 гг. и нулю – в остальные периоды и с ее использованием построим функцию связи ИПЦ с объемом денежной массы:

$$CPI = 113,2 - 0,0004 \cdot M2 + 6,61 \cdot D. \quad (1.36)$$

Коэффициент детерминации данной модели равен 0,80, она адекватна исходным данным, а ее параметры значимы на уровне значимости 0,1 (Таблица Б.36). Как следует из значений коэффициентов, увеличение денежной массы (денежного агрегата $M2$) на 1

трлн. руб. увеличивает инфляцию на 0,4 п.п., а в 2014-2015 гг. уровень цен был выше среднего в исследуемом периоде примерно на 6,61 п.п.

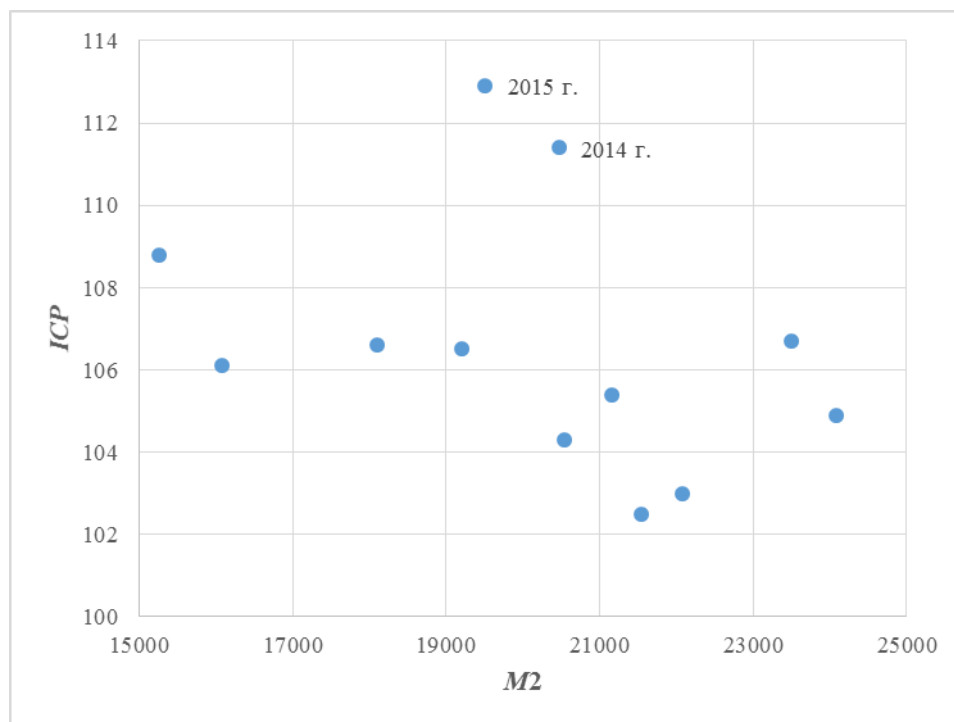


Рисунок 1.6 - Связь между ИПЦ и объемом денежной массы в Российской Федерации за 2010-2021 гг.

Далее попробуем построить функцию, в которой ИПЦ зависит от значений факторов с лагом в один год:

$$CPI_t = 99,31 - 0,39 * Dfa_{t-1} - 0,22 * USD_{t-1} + 0,22 * BM_{t-1} + 0,00003 * ED_{t-1} + 0,0005 * M2_{t-1}. \quad (1.37)$$

Эта модель имеет высокую объясняющую способность ($R^2=0,98$), модель адекватно описывает исходные данные, а ее параметры значимы на уровне значимости как минимум 0,1, Таблица Б.37.

С лагом в 1 год увеличение степени износа основных фондов, укрепление рубля приводят к снижению инфляции, а рост процента монетизации, валового внешнего долга и денежной массы – к ее увеличению.

Формула ИПЦ, в которой факторы использованы с двухгодичным лагом, имеет вид:

$$CPI_t = 91,34 - 0,58 * BM_{t-2} + 0,000005 * Esm_{t-2}. \quad (1.38)$$

Для нее $R^2=0,76$, модель в целом и коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 0,05 (см. Таблицу Б.38).

Рост монетизации на 1% приводит через два года к снижению инфляции на 0,58 п.п. в среднем за период при неизменности прочих независимых переменных, а рост

конечных расходов органов государственного управления с лагом в два года приводит к росту цен.

Модель, в которой индекс потребительских цен зависит от изменения факторов с лагом в три года, выглядит следующим образом:

$$CPI_t = 347,68 - 2,97 * Dfa_{t-3} - 2,75 * rAk_{t-3} - 0,92 * VM_{t-3}. \quad (1.39)$$

Коэффициент детерминации показывает, что изменение факторов модели на 94% объясняет вариацию ИПЦ с лагом в три года, модель в целом и ее параметры значимы на уровне значимости 0,05 (Таблица Б.39). При этом рост всех независимых переменных данной модели (степени износа основных фондов, нормы накопления и процента монетизации) со временем приводит к снижению темпов роста цен.

Продолжим исследование, используя в качестве объясняемой переменной дефлятор ВВП. Линейной формулы, в которой значения переменных использованы год в год, без временных лагов, со значимыми переменными получить не удалось. Тем не менее, на Рис. 1.7 мы построили график связи дефлятора ВВП с объемом денежной массы.

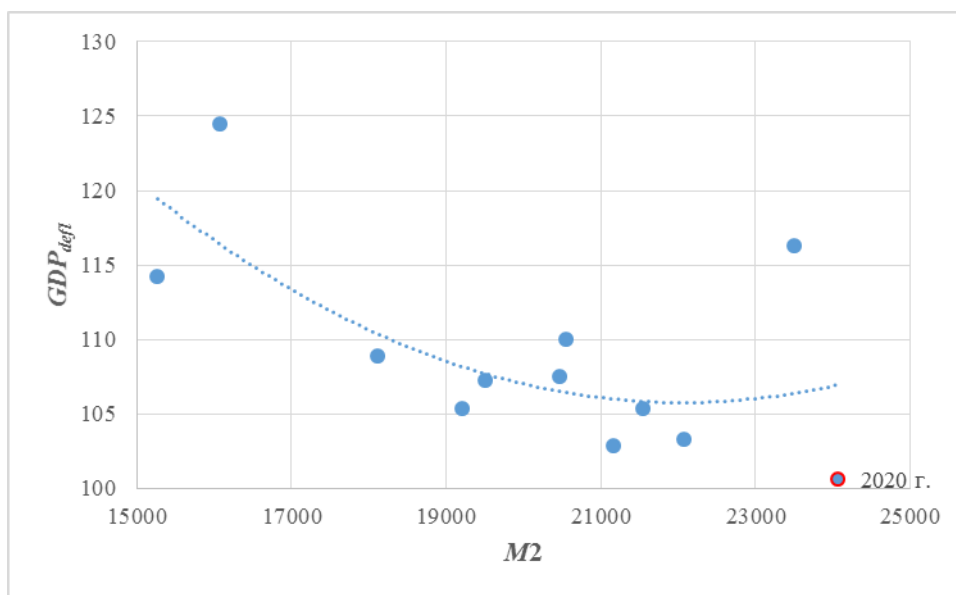


Рисунок 1.7 - Связь между дефлятором ВВП и объемом денежной массы в Российской Федерации в 2010-2021 гг.

Линия тренда указывает на возможность получения квадратичной функции, соответствующей кривой Горидько, при этом из тренда выбивается точка, соответствующая 2020 году; ее мы маркируем фиктивной переменной D , которая равна единице в 2020 г. и нулю – в остальные периоды. Такого рода модель связи инфляции с объемом денежной массы представляется в виде:

$$GDP_{defl} = 345,15 - 0,02 * M2 + 5,81 * 10^{-7} * M2^2 - 13,92 * D. \quad (1.40)$$

Судя по характеристикам, приведенным в таблице Б.40, для нее $R^2=0,63$, она адекватно описывает исходные данные, а ее параметры значимы на уровне значимости $\alpha=0,1$.

По формуле (1.40) можно определить точку минимума (20274,63; 106,1), которая указывает на то, что в среднем в исследуемом периоде минимум инфляции (примерно в 6%) приходился на объем денежной массы чуть выше 20 трлн. руб. в ценах 2010 года, что примерно соответствует периоду 2017 года. При этом как сжатие, так и расширение денежной массы относительно указанного уровня в целом меняет дефлятор ВВП в большую сторону. Заметим, что фактически были периоды, когда инфляция была ниже, нежели в обозначенной точке экстремума, что объясняется усреднением данных в процессе моделирования.

Используя в качестве аргументов значения факторов с лагом в один год, мы получили следующую модель дефлятора ВВП:

$$GDP_{defl_t} = 96,11 + 0,91 * Dfa_{t-1} + 8,74 * rAk_{t-1} + 0,81 * BM_{t-1} - 4,4 * 10^{-6} * Esm_{t-1}. \quad (1.41)$$

94% вариации дефлятора ВВП обусловлено изменением использованных в формуле (1.41) значений факторов в прошлом году, о чем свидетельствуют характеристики, приведенные в Таблице Б.41. Модель адекватно описывает исходные данные, ее параметры значимы на уровне значимости 0,1.

К увеличению инфляции, согласно формуле (1.41), приводит рост степени износа основных фондов и нормы накопления, а также увеличение процента монетизации с лагом в один год, в то время как рост конечных расходов государственного управления с лагом в один год, наоборот, снижает уровень цен.

Данное соотношение можно считать прозрачным намеком на тот факт, что для России актуально применение так называемого принципа Хаавельмо: для обеспечения среднесрочного подъема экономики следует рассчитывать не на приток частных инвестиций, а скорее на приращение госрасходов и развертывание инвестиционных проектов за счет усилий государства. Этот принцип является одним из краеугольных камней скандинавской модели экономического роста, в отличие от англо-саксонской модели, в рамках которой правительство, стимулируя среднесрочный подъем экономики, делает ставку на развитие частной инициативы.

Рассматривая влияние на дефлятор ВВП тех же факторов с лагом в два года, получим функцию:

$$GDP_{defl_t} = 314,42 - 1,83 * Dfa_{t-2} - 2,13 * BM_{t-2} - 0,06 * Po_{t-2} + 5,55 * 10^{-5} * EDt_{t-2}. \quad (1.42)$$

Для нее коэффициент детерминации составил 93,3, и модель в целом, и ее параметры значимы на уровне значимости 0,01 (Таблица Б.42).

Отметим, что к снижению уровня цен с лагом в два года приводит увеличение степени износа основных фондов, объема денежной массы, стоимости нефти, а вот рост валового внешнего долга стимулирует рост цен с лагом в два года.

Функция, в которой независимые переменные используются с лагом в три года, имеет вид:

$$GDP_{defl\ t} = 72,7 + 0,41*USD_{t-3} - 0,95*BM_{t-3} + 5,81*10^{-6}*eX_{t-3} + \\ + 1,72*10^{-5}*ED_{t-3} - 0,001*M2_{t-3} \quad (1.43)$$

Объясняющая способность данной модели очень высока ($R^2=0,99$), формула адекватно описывает исходные данные, а ее параметры значимы как минимум на уровне значимости 0,1, см. Таблицу Б.43.

Ослабление рубля к доллару США, рост экспорта, валового внешнего долга стимулируют повышение цен с лагом в три года, при этом увеличение коэффициента монетизации и, соответственно, объема денежного агрегата М2 приводят к снижению общего уровня цен при прочих равных.

1.1.6 Еще раз о методологии среднесрочного моделирования

Построенные на основе использования годовых данных авторегрессионные модели типа $AR(1)$, $AR(2)$, $AR(3)$, в том числе модели с распределенными данными как для индекса потребительских цен, так и для дефлятора ВВП, оказались незначимы в целом на уровне значимости 0,1, и регрессоры в них преимущественно также были незначимы. Кроме того, все эти модели обладали низкой объясняющей способностью:

Армения: R^2 от 11,5 до 15%;

Беларусь: R^2 от 3 до 40%;

Казахстан: R^2 от 5 до 20%;

Кыргызстан: R^2 от 32 до 41%;

Россия: R^2 от 32 до 41%.

В качестве примера приведем корреляционное поле индекса потребительских цен текущего периода с индексом потребительских цен предшествующего периода на рис. 1.8, которое отражает именно слабую положительную связь и значительную дисперсию фактических значений ИПЦ.

По графику видно, что дисперсия временного ряда данной зависимости возрастает от начала ряда к его концу. Разброс точек вокруг воображаемого линейного восходящего тренда тем больше, чем выше сами значения индекса потребительских цен. Это косвенно свидетельствует о гетероскедастичности рассматриваемой авторегрессионной

зависимости, что, в дополнение к ее низкой объясняющей способности, делает ее малопригодной для решения задач прогнозирования, поскольку слишком быстро расширяется доверительный интервал прогноза, и о прогнозном значении рассматриваемого индекса на основании подобной модели трудно сделать содержательный вывод.

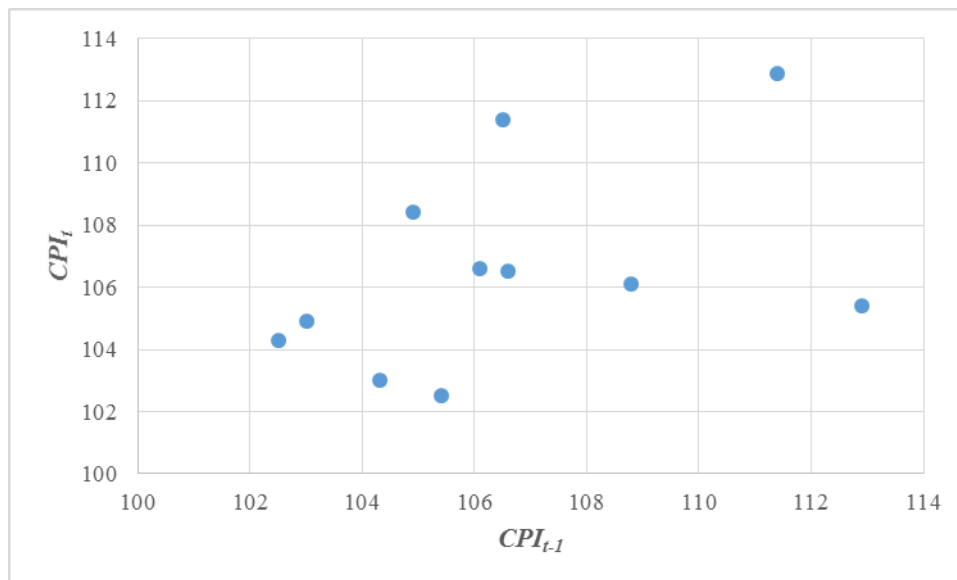


Рисунок 1.8 – Связь годового индекса потребительских цен в Российской Федерации за период 2011-2021 гг. с предшествующими значениями данного показателя (лаг – 1 год)

Обратим внимание на то, что растущий коэффициент монетизации экономики в моделях с лагом в 1 год, построенных для ИПЦ и дефлятора ВВП по данным российской экономики, увеличивает темп инфляции (модели (1.37) и (1.41)), а в моделях с лагами в 2 и 3 года растущий коэффициент монетизации работает на снижение темпов инфляции (модели (1.38), (1.39), (1.42), (1.43)).

Напротив, в экономике Кыргызстана приращение коэффициента монетизации в безлаговых моделях для ИПЦ и дефлятора ВВП уменьшает темпы инфляции (модели (1.25) и (1.32)), а в моделях с лагами в 1 и 2 года для тех же объясняемых переменных приращение коэффициента монетизации увеличивает общий уровень цен (модели (1.28), (1.30), (1.33)).

Наращивание совокупного внешнего долга в безлаговых моделях повышает значения индекса потребительских цен и дефлятора ВВП в Кыргызстане (модели (1.26) и (1.32)), тогда как в моделях с лагом в 1 год оно снижает темпы инфляции (модели (1.29) и (1.34)). В моделях с более высокими лагами совокупный внешний долг оказался незначим.

Подобные изменения направленности воздействия одних и тех же факторов на темпы инфляции в зависимости от лагов в экономике одной и той же страны достаточно типичны. Почти для каждой объясняющей переменной можно найти страну, в которой

влияние этой переменной с разными лагами на один и тот же показатель инфляции имеет противоположную направленность.

Да и в безлаговых моделях воздействие одной переменной на другую нередко не является монотонным и имеет разнонаправленный характер в зависимости от текущего состояния макросистемы. На рисунках 1.2, 1.5, 1.7 представлены U-образные кривые зависимости темпов инфляции от объема дефлированной денежной массы (так называемая кривая Горидько). Вид этих кривых говорит о том, что в условиях дефицита ликвидности расширение объема денежной массы является антиинфляционной мерой, но начиная с некоторого момента, после прохождения поворотной точки, дальнейшее разбухание денежной массы вызывает инфляцию.

Для моделей с распределенными лагами разнонаправленное воздействие одного и того же регрессора не является редкостью. Как правило, в данном случае речь идет о технической коррекции разновременных влияний, о функциональных, а не о причинных срезах реальности. Например, когда для экономики Бразилии была построена авторегрессионная краткосрочная модель дефлятора ВВП [17] по месячным данным за 2006-2009 годы:

$$P_n = 1,79 P_{n-1} - 0,88 P_{n-2} + 0,18 P_{n-3},$$

то, по-видимому, бессмысленно задаваться вопросом о том, *почему* темп инфляции месячной и трехмесячной давности ускоряет рост цен в текущем месяце, а темп инфляции двухмесячной давности его замедляет.

Одно из важнейших заблуждений, связанных с построением регрессионных моделей, касается попыток придать выявленным с их помощью функциональным зависимостям каузальный, причинный смысл. В связи с этим следует напомнить, что регрессионные модели лишь *обнаруживают* функциональную связь между переменными, но не объясняют эту связь, тем более – не указывают на ее направленность (что от чего на самом деле зависит), и уж давно не выявляют причинного смысла этой связи.

В такой ситуации, когда разнонаправленное воздействие со стороны одной и той же переменной является нормой, выбор подходящего инструментария для моделирования инфляционных процессов заведомо ограничен.

Например, имитационные импульсные модели, построенные с использованием знаковых ориентированных графов, хорошо применимы в ситуациях, когда необходимо выявить воздействие факторов, напрямую не связанных с динамикой объясняемой переменной [18, 19]. Однако для использования данного модельного аппарата нужно определиться по каждому непосредственно воздействующему фактору, является ли его влияние прямым или обратным: от этого зависит, каким образом будет ориентировано

соответствующее ребро ориентированного графа. Причем направленность этого влияния задается экзогенно, данный инструментарий не предполагает встроенной возможности выявления обстоятельств такого рода.

Аналогичным образом, использование так называемых VECM-моделей (векторных моделей с исправлением ошибок) подходит в тех случаях, когда нужно разделить влияние определенного фактора на несколько более дробных [20, глава 1], а также выявить возможное взаимное влияние различных объясняющих факторов друг на друга. VECM-модели хороши также тем, что позволяют провести декомпозицию вариации ошибки прогноза по разным факторам, участвующим в объяснении динамики результирующей переменной. Однако воздействие каждого из этих более мелких по амплитуде факторов при этом должно быть всегда (на протяжении изучаемого периода) либо прямым, либо обратным, но не переменным.

Если же пытаться априорно, экзогенно задать направленность той или иной связи исходя из соображений общей теории, а не из реальностей динамики исследуемой макросистемы, то в результате получим модель не реальной экономики страны, а условную упрощенную модель экономики некой усредненной, «типичной» страны, которая обитает на страницах учебников экономикс, но в реальной жизни никогда не встречается. И на основании анализа такой модели мы не сможем сказать практически ничего содержательного о динамике параметров конкретных макросистем.

В отличие от импульсных имитационных моделей и от VECM-моделей, регрессионное моделирование является адекватным и вполне органичным инструментом оценки воздействия разнокачественных и разнонаправленно влияющих факторов на динамику темпов инфляции в исследуемых макросистемах. Применение этого аппарата почти не требует наличия априорно задаваемых предположений о динамике регрессоров и о характере их воздействия на переменную, вариацию значений которой исследователь намерен объяснить.

Факторные регрессионные модели хороши и тем, что они позволяют разделить источники инфляции на эмиссионные и трансмиссионные, причем без каких-либо априорных предположений относительно соотношения значимости этих факторов и степени их воздействия на динамику значений объясняемой переменной. Темп инфляции определяется не только тем, много или мало денег обращается в макросистеме, но и тем, каким образом они обращаются.

Например, сам по себе объем валовых инвестиций в экономике ничего не говорит о характере его воздействия на инфляционные процессы. Целесообразно разделить контур направления денег в точки роста и контур поддержки банков второго уровня [21]. В

первом случае деньги идут на создание добавленной стоимости, на снижение инфляции, на укрепление национальной валюты. Во втором случае деньги идут на спекуляции, в том числе снижающие курс национальной валюты, что препятствует закупкам импортного оборудования, стимулирует инфляцию, откачивает деньги из промышленности ввиду более высокой доходности финансовых спекуляций.

Эти два контура финансирования действуют на разных временных горизонтах, и этот факт облегчает их институциональное разделение. Контур финансирования с разными временными горизонтами должны формироваться и развиваться при помощи различных групп институтов. Для этого нужны специальные государственные программы развития высокотехнологичных предприятий и отраслей экономики. В отсутствие таковых частные инвесторы едва ли согласятся инвестировать в малоприбыльные, но крайне значимые проекты, укрепляющие национальную безопасность и обеспечивающие решение социальных задач.

1.1.7 Связь между темпом инфляции и объемом денежной массы (кривая Горидько)

Для многих стран, пребывающих в состоянии инфляционного разрыва, в том числе для России (при всей ее территориальной неоднородности) одним из наиболее дефицитных ресурсов являются финансовые активы. Наша экономика недомонетизирована, существуют весьма значительные резервы денежной эмиссии, которые, будучи приведены в действие, способны стимулировать экономический рост. Сжатие денежной массы, напротив, провоцирует новые всплески инфляции.

Связь между объемом денежной массы и темпом инфляции не является монотонной. Регрессионный анализ различных макросистем за разные периоды их развития однозначно подтверждает тот факт, что среднесрочная связь между темпами инфляции и M2 представляет собой U-образную кривую с единственной точкой минимума (кривая Горидько), и эта кривая с течением времени движется вправо вдоль долгосрочного тренда. Поэтому как слишком большие, так и слишком малые объемы денежной массы способны привести к инфляционным последствиям [22].

Неоправданное сжатие объема денежной массы столь же опасно, как и его неконтролируемое расширение. В первом случае возникает, как правило, инфляция спроса, когда дефицит денег приводит к возрастанию ставки процента по кредитам и, соответственно, к росту общего уровня цен, во втором случае нормальной реакцией макросистемы является нарастание инфляции издержек, в условиях которой рост цен является следствием разбухания денежной массы.

Имея формализованное представление зависимости уровня инфляции от объема денежной массы, мы можем определить локальные экстремумы кривой и обозначить периоды, когда при росте денежной массы уровень инфляции возрастает, и периоды, когда он уменьшается.

Аналогичные зависимости были получены не только по странам ЕАЭС, но и по ряду других стран, в частности, по Бразилии, Канаде, США, Швеции, ЮАР, Японии за среднесрочные временные периоды (11-15 лет) с использованием годовых данных. Кстати, дефляционная в целом на среднесрочном интервале экономика Японии (2001-2014 годы) подчиняется зависимостям, имеющим точно такой же характер. В этой стране объем денежной массы в течение нескольких лет находился вблизи уровня, обеспечивающего локальный (среднесрочный) минимум темпов инфляции.

Рассмотрение связи между динамикой уровня цен и предложением денег в долгосрочном горизонте (более 15 лет) ни по одной стране не дает возможности построить единую значимую модель, однако, разбивая временной интервал на среднесрочные периоды, по каждому из них получаем значимую квадратичную модель, причем эти среднесрочные U-образные тренды соотносятся друг с другом так, как показано на рис. 1.9: они перемещаются с течением времени вправо вдоль некоторой огибающей, имеющей вид, близкий к гармонической кривой.

Из этих эмпирических исследований зависимости между динамикой денежной массы и инфляцией можно сделать вывод о том, что для каждой макроэкономической системы в текущий момент времени существует некоторый «оптимальный» уровень денежной массы, отклонение от которого в любую сторону влечет повышение инфляции. Монетаристы видят только одну часть этой зависимости, полагая, что цена денег, как любого товара, падает с ростом его предложения, и наоборот. Из этого делается вывод о том, что чем больше денег в макросистеме, тем выше в ней темп инфляции, и за этим следует традиционная (и совершенно антинаучная) рекомендация бороться с инфляцией путем сжатия денежной массы.

Однако во многих работах доказывается, что инфляция может как расти, так и сокращаться при разнонаправленном изменении количества денег в обращении [23, с. 131-133]. Более того, в годы экономического подъема в отдельных странах денежная масса росла на 20-40% в год, сопровождаясь дефляцией [24]. Некоторые исследователи на основе анализа фактических данных делают вывод о том, что между объемом денег в обращении и инфляцией в различных странах в отдельные периоды их истории наблюдается обратная связь [25, с. 591-605].

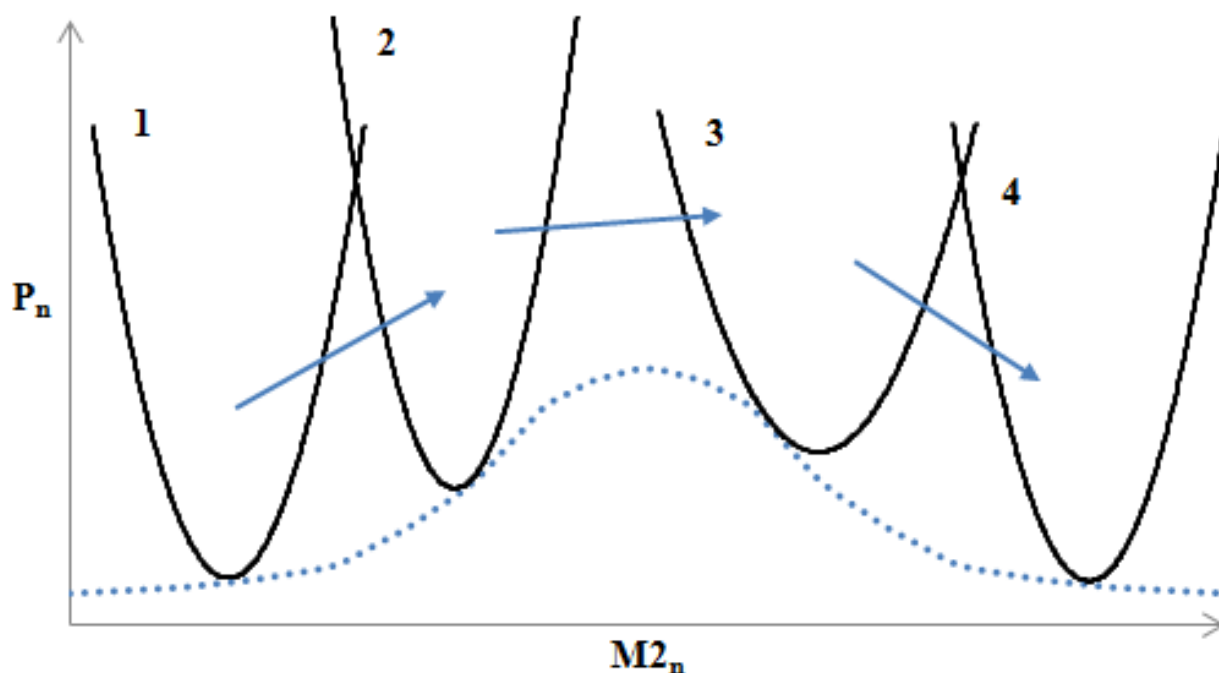


Рисунок 1.9 - Связь между темпами инфляции и динамикой объемов денежной массы: скольжение среднесрочного тренда вдоль долгосрочной огибающей

Как показывают расчеты разных авторов, если уровень монетизации экономики падает ниже оптимального, то дальнейшее сжатие денежной массы вызывает не снижение, а повышение темпов инфляции [26; 27; 28, с. 207-216]. Содержательно эта зависимость объясняется реальным поведением экономических агентов, которые компенсируют нехватку денег эмиссией денежных суррогатов и сокращают производство товаров, что влечет падение покупательной способности денежной единицы и рост издержек в экономике – то есть ускорение инфляции.

Что касается экономики России, то все проведенные расчеты однозначно показывают факт ее недомонетизации, факт пребывания нашей экономики на нисходящей, монотонно убывающей части U-образной кривой Горидько. При переходе макросистемы с одной U-образной кривой на другую возможно наблюдать среднесрочные тренды достаточно экзотического вида [29], однако факт дефицита денежной массы, недостаточной насыщенности экономики деньгами остается незыблемым.

В качестве примера отметим, что для экономики России по годовым данным за 2001-2015 годы была построена модель [30]:

$$P = 18,5 - 0,173 * M2^2 - 11,244 * D, \quad (1.44)$$

где P – уровень инфляции, выражаемый годовым дефлятором ВВП;

M2 – объем денежной массы в ценах 2000 года, трлн. руб.;

D – фиктивная переменная, равная 1 в 2009 году и 0 – в остальные годы.

Для этой модели $R^2=74,9\%$, коэффициенты регрессии значимы на 1%-ном уровне значимости (уровень доверия составляет 0,99). Графически связь, описанная с помощью модели (1.44), представлена на рис. 1.10.

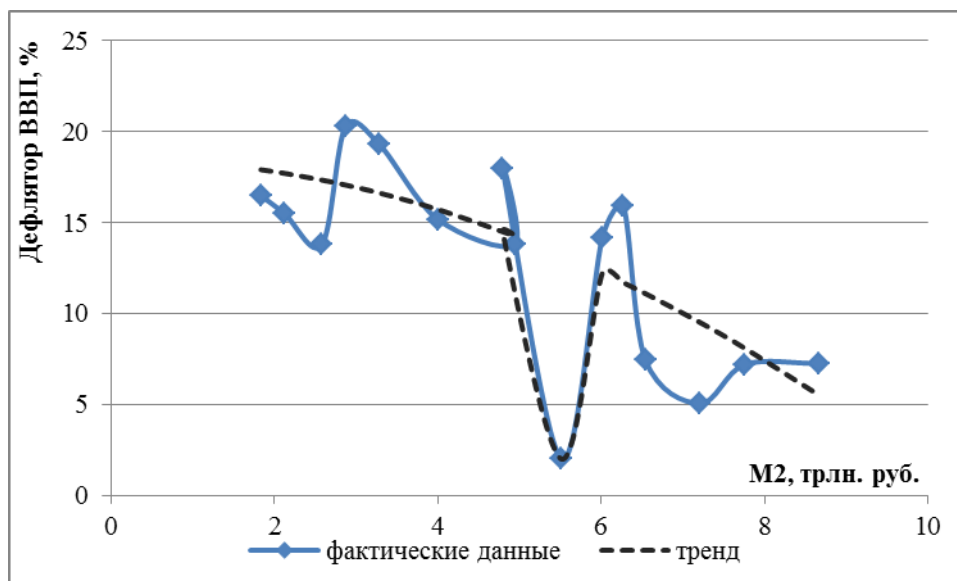


Рисунок 1.10 - Аппроксимация исходных данных с помощью модели (1.44)

Помимо полиномиальной функции, аппроксимацию можно произвести и с помощью комбинации разных типов связей, к примеру, линейной и гиперболической, алгебраическая сумма которых образует скошенную U-образную кривую. Модель такого рода, включающая фиктивную переменную, равную 1 в 2009 году и 0 – в остальные годы, выглядит следующим образом:

$$P = 38,5 - 3,456 \cdot M2 - 31,035 / M2 - 11,785 \cdot D.$$

Для этой модели коэффициент детерминации составляет 78,5% (это чуть больше, чем в предыдущей модели с квадратичным трендом), критерий Фишера равен 13,4, параметры регрессии значимы на 10%-ном уровне значимости.

Найденные зависимости указывают на то, что в исследуемом периоде связь между инфляцией и объемом денег в обращении была монотонно убывающей при постоянном росте M2, т.е. макросистема России далека от насыщения денежной массой, а увеличение количества денег в обращении сопровождается поступательным снижением уровня цен. Точка, выпадающая из графика, соответствует кризисному 2009 году, в котором темпы роста инфляции замедлились в связи с внешними причинами в среднем более чем на 11 п.п. в год. Таким образом, Центральный банк может проводить экспансионистскую политику наращивания объема денежной массы, не рискуя при этом спровоцировать повышение уровня цен в экономике.

Поскольку объем денежной массы, выраженный в сопоставимых ценах, как правило, хорошо моделируется при помощи линейной авторегрессии различной глубины, то спрогнозировать его дальнейшую динамику на основе трендовых моделей не составляет большой трудности. Таким образом, безлаговые квадратичные модели зависимости темпов инфляции от объема денежной массы, построенные на годовых данных, можно использовать для прогнозирования темпов инфляции на год-два вперед [31].

Наличие дамми-переменных в этих моделях создает основу для сценарного прогнозирования [32]. Если в экономике в течение прогнозируемого периода сложатся некие сингулярные обстоятельства, вызывающие выброс, аналогичный тому, который помечен дамми-переменной, то значение регрессора при этой переменной следует учесть при вычислении прогнозного значения темпа инфляции. В условиях стандартных, регулярных обстоятельств значение фиктивной переменной равно нулю, и такой ход событий соответствует другому прогнозному сценарию.

Современные экономические системы изобилуют нелинейными и немонотонными связями между макроэкономическими параметрами. Теория неоклассического синтеза, выступающая мейнстримом в современной экономике, нередко предлагает упрощенные, линеаризованные взгляды на жизнь, лежащие в русле парадигмы макроэкономического равновесия. Попытки выстроить меры экономической политики (в частности, монетарной политики) на основе этих упрощенных воззрений часто приводят к пагубным и абсурдным решениям, реализация которых ведет экономику в пропасть.

В особенности это касается чрезвычайных, кризисных ситуаций, в которые любая макросистема время от времени попадает. Несмотря на то, что в теории давно признан закономерный, причинно обусловленный характер периодически повторяющихся состояний спада производства, о поведении кризисной экономики мы по-прежнему знаем на удивление мало. Современная парадигма экономики предпочитает осмысливать рецессию в качестве *distortion*, макроэкономического искажения, отклонения от нормальных состояний. Тем более актуальны и ценны исследования, посвященные анализу и прогнозированию динамики ключевых параметров кризисной экономики. В этой области, как утверждают многие специалисты [33, 34], наблюдается ощутимый дефицит убедительных и надежных теоретических построений, основанных на обобщении опыта развития реальных макросистем, а не на выдумках из области теорий равновесной экономики.

1.2 Подготовка описания проведенной на основе разработанных моделей

декомпозиции вклада факторов в динамику инфляции, включая:

- эффекты денежно-кредитной политики, бюджетно-налоговой политики и переноса обменного курса на инфляцию в государствах – членах ЕАЭС;
- трансграничные эффекты со стороны стран – основных торговых партнеров, в том числе государств – членов ЕАЭС

1.2.1 Россия. Краткосрочное прогнозирование темпов инфляции

Краткосрочное прогнозирование инфляции возможно производить на основании ретроспективной информации, взятой с сайта Центрального банка. Так, Банк России предоставляет данные по среднемесячному приросту цен (% к соответствующему периоду прошлого года) [35]. В период с начала 2017 года по сентябрь 2022 года (последняя имеющаяся информация на данный момент) динамика этого показателя выглядела следующим образом (Рис. 1.11).

Как видим, с начала наблюдений до первого квартала 2020 года значение ИПЦ колебалось вокруг целевого значения, установленного Банком России, но с марта 2020 года и по текущий период наблюдается возрастающий тренд с резким положительным выбросом, приходящимся на март 2022 года и обусловленным эскалацией внешнеполитической ситуации. С лета 2022 года темпы прироста показателя по сравнению с мартом несколько снизились, но остаются на уровне 13-15% годовых.

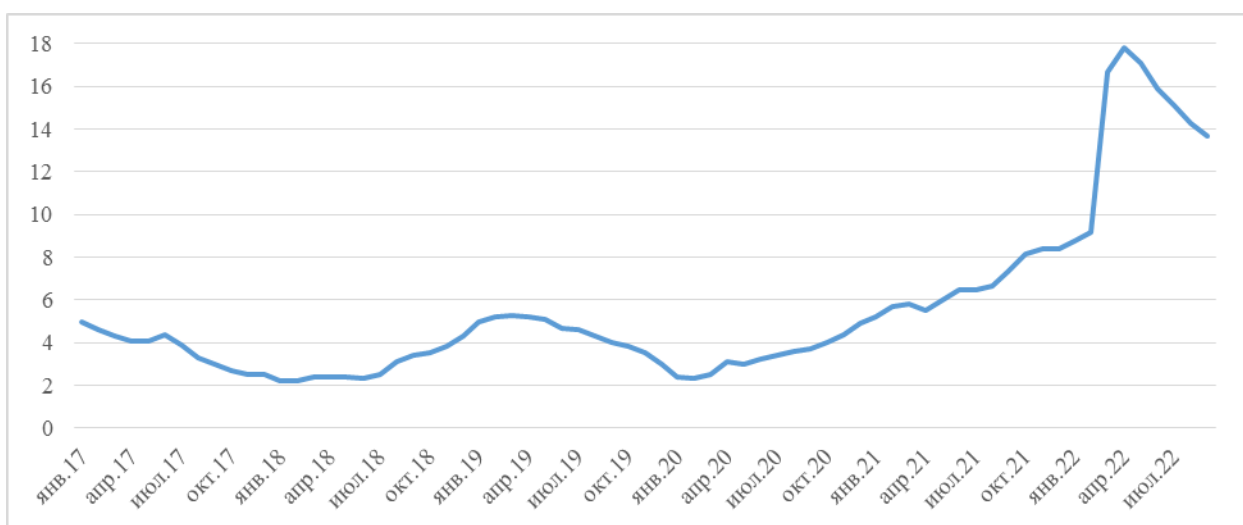


Рисунок 1.11 - Инфляция в Российской Федерации с января 2017 по сентябрь 2022 года, годовая, % к тому же периоду предыдущего года

Ввиду ограниченности статистических данных, необходимых для краткосрочного прогнозирования роста цен в будущем (для этого необходимы данные ежедневные либо ежемесячные), в качестве независимых переменных, оказывающих влияние на текущую инфляцию (ИПЦ), выбраны курсы валют государств, с которыми страны, в частности Российская Федерация, имеют наиболее значительный товарооборот в последнее время. Так, по данным Федеральной таможенной службы [36], наибольший удельный вес в общем объеме импорта занимают такие государства как Китай, Республика Корея, Германия и США, а в экспорте – Китай, Нидерланды, Германия и Турция. Отдельно стоит отметить, что из стран ЕАЭС большой стоимостной объем внешней торговли производится с Республикой Беларусь и Казахстаном. Таким образом, мы за период с января 2017 г. по сентябрь 2022 г. отобрали для нашего анализа среднемесячные курсы американского доллара (*USD*), Евро (*EUR*), китайского юаня (*CNY*), турецкой лиры (*TRY*), белорусского рубля (*BYN*) и казахского тенге (*KZT*) [37]. Кроме того, в качестве фактора, отражающего влияние денежно-кредитной политики на инфляцию (*CPI*), использована ключевая ставка Банка России (*r*) [35]. Все перечисленные данные, используемые ниже для построения краткосрочной модели инфляции, содержатся в Таблице А.22.

Получена модель связи инфляции с изменением курса рубля относительно валют, перечисленных выше:

$$CPI = 17,45 + 0,13*USD - 0,69*EUR + 0,51*CNY - 0,185*TRY - 0,46*BYN - 0,2*KZT. \quad (1.45)$$

В целом изменение курса рубля к указанной корзине валют более чем на 87% объясняет вариацию инфляции в России, модель значима в целом, но в данной модели параметры при *USD* и *KZT* оказались незначимыми, т.е. вариация курса рубля к доллару США и казахскому тенге не влияет значимо на изменение индекса потребительских цен в Российской Федерации, см. Таблицу Б.44.

Вследствие последовательного исключения наименее значимых переменных, в итоге мы пришли к построению следующей модели:

$$CPI = 17,53 - 0,65*EUR + 0,54*CNY - 0,31*TRY - 0,42*BYN. \quad (1.46)$$

У модели (1.46) по сравнению с моделью (1.45) незначительно снизился R^2 , тем не менее он превышает 0,87, сама модель также значима, а стандартная ошибка аппроксимации снизилась (Таблица Б.45).

В моделях такого типа трансграничные эффекты переноса монетарных эффектов выражаются в том, что усиление одних валют и ослабление других по отношению к внутренней национальной валюте значимо воздействуют на темп инфляции внутри страны. Курсы разных валют изменяются несинхронно и разнонаправленно по отношению друг к другу, и эти изменения в совокупности отражают краткосрочное воздействие на

внутреннюю инфляцию со стороны стран, выступающих основными торговыми партнерами.

Изменения курсов валют имеют и среднесрочные последствия, поскольку укрепление или ослабление той или иной валюты по отношению к национальной валюте стимулируют трансграничные перемещения (экспорт или импорт) реальных благ, а они, как показывают среднесрочные модели инфляции, значительно воздействуют на темпы роста общего уровня цен внутри страны. Прибавим к этому и переливы финансовых активов, разогревающих или охлаждающих инвестиционные процессы.

Далее к модели (1.46) добавим в качестве одной из независимых переменных ключевую ставку ЦБР, имеем функцию:

$$CPI = 20,92 - 0,36*EUR + 0,3*CN¥ - 0,38*TRY - 0,57*BYN + 0,34*r \quad (1.47)$$

Для этой модели коэффициент детерминации увеличился до 0,89, снизилась стандартная ошибка отклонений, функция значима в целом, ее коэффициенты значимы на уровне значимости 0,01 (Таблица Б.46).

Исходя из формулы (1.47) можно сделать вывод, что укрепление национальной валюты относительно евро, турецкой лиры и белорусского рубля происходит параллельно с повышением индекса потребительских цен, в то время как укрепление рубля относительно китайского юаня приводит к обратным последствиям.

Действия же Центрального банка по повышению ключевой ставки являются инструментом, стимулирующим инфляцию.

Прогнозирование курсов валют

руб./EUR

Прежде, чем использовать полученную формулу (1.47) при прогнозировании инфляции, необходимо определиться с прогнозными значениями факторных переменных. Начнем с курсов валют, предполагается, что они зависят от своих же предшествующих значений, т.е. для прогнозирования курса рубля к соответствующей валюте на следующий период можно использовать авторегрессионные модели (AR-модели).

Судя по исходным данным (Таблица А.22), до февраля 2022 года наблюдалось постепенное ослабление рубля, т.е. ежегодное повышение его курса относительно евро и китайского юаня, в то же время соотношение курса российского рубля и белорусского рубля было относительно стабильным, а курс рубля к турецкой лире, наоборот, снижался. Тем не менее, такой длинный ряд для авторегрессионного прогнозирования мы использовать не будем, поскольку значения соответствующих временных рядов большей глубины едва ли значимо влияют на текущие значения этих динамических переменных.

Итак, на основании усредненных за месяц курсов основных валют за период с июня 2021 года по сентябрь 2022 года произведена попытка получения авторегрессионных моделей с распределенными лагами $AR(1-3)$. Впрочем, оказалось, что реально значение курса валют зависит только от значения предшествующего месяца. Например, для евро функция с распределенными лагами имела вид:

$$EUR_t = 48,8 + 0,57*EUR_{t-1} - 0,02*EUR_{t-2} - 0,23*EUR_{t-3}. \quad (1.48)$$

Объясняющая способность модели (1.48) свидетельствует о том, что только 31% вариации курса валют обусловлено изменением курса в предыдущие три периода. При этом модель в целом незначима, как и некоторые его параметры (см. Таблицу Б.47). Последовательное исключение незначимых параметров, как указано выше, привело к получению модели типа $AR(1)$, но она тоже обладает не лучшим качеством (Таблица Б.48):

$$EUR_t = 32,09 + 0,55*EUR_{t-1}. \quad (1.49)$$

Как будет показано ниже на Рис. 1.12, это связано с выбросом, соответствующем марту 2022 года, поэтому маркируем этот период, добавив в модель (1.49) фиктивную переменную D , равную единице для марта 2022 года и нулю – в другие периоды. В результате имеем функцию:

$$EUR_t = 34,83 + 0,48*EUR_{t-1} + 33,4*D. \quad (1.50)$$

Ее характеристики, приведенные в Таблице Б.49, свидетельствуют о высокой объясняющей способности, которая делает эту модель более пригодной для прогнозирования. Для этой модели $R^2=0,82$, F -критерий и t -статистика подтверждают значимость модели в целом и ее параметров на уровне значимости 0,05. Параметр при фиктивной переменной означает, что в марте 2022 г. усредненный инфляция превышала средний за исследуемый период курс рубля к EUR на 33,4.

Соответственно, по формуле (1.50) выполним прогноз курса рубля к евро на следующие 3 месяца после тех, которые использованы в процессе построения модели, учитывая, что при этом эскалации внешних отношений не предвидится:

- октябрь 2022 г.: $34,83 + 0,48*60,117 = 63,765$ (руб./ EUR);
- ноябрь 2022 г.: $34,83 + 0,48*63,765 = 65,396$ (руб./ EUR);
- декабрь 2022 г.: $34,83 + 0,48*65,396 = 66,117$ (руб./ EUR).

Таким образом мы произвели экстраполяцию тренда, и график динамики курса рубля к евро, включающий прогнозные значения, приведен на Рис. 1.12.

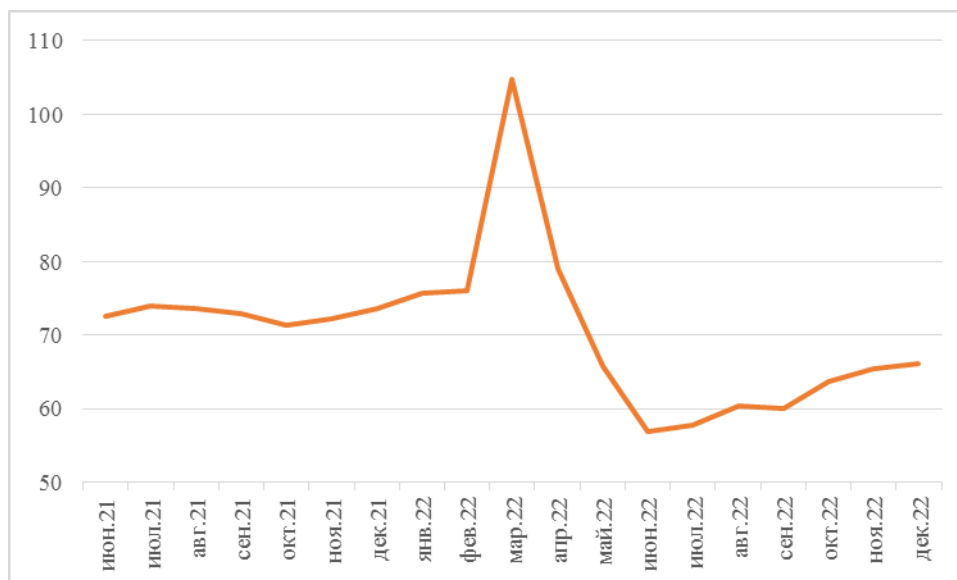


Рисунок 1.12 - Динамика курса рубля к евро с июня 2021 по декабрь 2022 года (октябрь-декабрь 2022 года – прогнозные значения)

Можно считать, что рассмотренный сценарий поддерживает курс рубля к евро стабильным. Согласно расчетам, половина ширины доверительного интервала прогнозных значений для данной модели составит 5,099. Этот факт можно положить в основу сценарного прогноза. Если предположить, что рубль будет укрепляться, прогнозные значения можно скорректировать (уменьшить) на соответствующую величину. Тогда прогнозные значения курса рубля к евро составят:

- октябрь 2022 г.: $63,765 - 5,099 = 58,667$ (руб./EUR);
- ноябрь 2022 г.: $65,396 - 5,099 = 60,297$ (руб./EUR);
- декабрь 2022 г.: $66,117 - 5,099 = 60,018$ (руб./EUR).

В случае ослабления курса рубля к евро (уменьшения трендового прогноза на ту же половину ширины доверительного интервала) прогнозные значения составят:

- октябрь 2022 г.: $63,765 + 5,099 = 68,864$ (руб./EUR);
- ноябрь 2022 г.: $65,396 + 5,099 = 70,495$ (руб./EUR);
- декабрь 2022 г.: $66,117 + 5,099 = 71,216$ (руб./EUR).

Отдельно (только для декабря текущего года) предположим, что могут произойти некие геополитические события (обострения внешних угроз для России), сказывающиеся на курсах валют подобно марту 2022 года, тогда, используя найденное значение дамми-переменной, получим, что курс рубля к евро составит $66,117 + 33,398 = 99,515$ (руб./EUR).

Таким образом, мы получили прогнозы по сценариям, приведенным в Таблице 1.6.

Таблица 1.6 - Сценарное краткосрочное прогнозирование курса руб./ EUR на октябрь-декабрь 2022 года

Сценарий/ Месяц	Укрепление рубля	Стабильный курс рубля	Ослабление рубля	Эскалация внешнеполитической обстановки
Октябрь 2022 г.	58,667	63,765	68,864	-
Ноябрь 2022 г.	60,297	65,396	70,494	-
Декабрь 2022 г.	61,079	66,177	71,276	99,575

Для оценки прогнозной способности авторегрессионной модели (1.50) сравним значения прогнозов на октябрь 2022 года с имеющимся на сегодняшний день средним значением курса руб./EUR, который составил 59,647 руб./EUR [38]. Относительная ошибка прогноза составила:

- в сценарии укрепления рубля: $(58,667 - 59,647) / 59,647 = -0,016$;
- в сценарии стабильного курса рубля: $(60,297 - 59,647) / 59,647 = 0,069$;
- в сценарии ослабления рубля: $(61,079 - 59,647) / 59,647 = 0,159$.

Поскольку фактически в октябре мы видим укрепление курса национальной валюты, можно сказать, что модель (1.50) характеризуется на данный момент высокой прогнозной способностью, а ее относительная ошибка прогноза менее 2%.

руб./CNY

Алгоритм прогнозирования курса рубля к китайскому юаню подобен тому, который мы описали для прогнозирования курса рубля к евро. При этом мы столкнулись с тем, что модель значима также именно в виде $AR(1)$, а курс в марте 2022 года также является выбросом по отношению к общему тренду, поэтому в модель прогноза данного курса мы также включили фиктивную переменную, равную 1 для марта 2022 года и нулю – для других периодов:

$$CNY_t = 46,31 + 0,54 * CNY_{t-1} + 53,6 * D. \quad (1.51)$$

Согласно полученным характеристикам (Таблица Б.50), можно утверждать, что изменение курса рубля к китайскому юаню на 80% обусловлено изменением того же курса в предшествующем периоде. Модель в целом и все ее параметры значимы на уровне значимости 0,01.

Интерпретация параметра при фиктивной переменной: эскалация в марте 2022 года спровоцировала прирост курса на 53,6 руб./ CNY.

Пользуясь формулой (1.51) и рассчитанными границами доверительного интервала, в Таблице 1.7 приведем прогнозные значения курса на октябрь-декабрь 2022 года.

Таблица 1.7 - Сценарное краткосрочное прогнозирование курса руб./ CNY на октябрь-декабрь 2022 года

Сценарий/ Месяц	Укрепление рубля	Стабильный курс рубля	Ослабление рубля	Эскалация внешнеполитической обстановки
Октябрь 2022 г.	83,406	92,771	83,406	-
Ноябрь 2022 г.	87,152	96,516	87,152	-
Декабрь 2022 г.	89,178	98,543	89,178	152,142

График динамики курса рубля к китайскому юаню, включающий прогнозные значения по сценарию стабильного (трендового) курса рубля, приведен на Рис. 1.13.

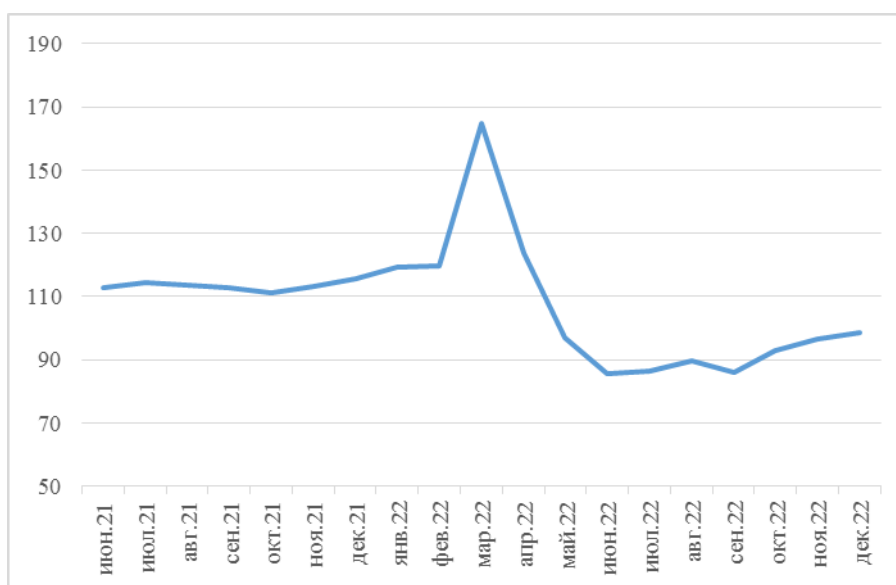


Рисунок 1.13 - Динамика курса рубля к китайскому юаню с июня 2021 по декабрь 2022 года (октябрь-декабрь 2022 года – прогнозные значения)

Траектории курса рубля к юаню и курса рубля к евро (Рис. 1.13 и Рис. 1.12) очень схожи, отличается только шкала по оси ординат, и это опосредовано говорит о том, что методика моделирования подобных показателей может быть одинакова, а объясняющие характеристики моделей (1.50) и (1.51) только подтверждают этот вывод.

Оценим качество прогноза курса рубля к китайскому юаню на основании имеющихся данных по среднему курсу за октябрь 2022 года, равному 84,649 руб./CNY [39]. Относительная ошибка прогноза составила:

- в сценарии укрепления рубля: $(83,406 - 84,649) / 84,649 = -0,015$;
- в сценарии стабильного курса рубля: $(92,771 - 84,649) / 84,649 = 0,096$;
- в сценарии ослабления рубля: $(102,136 - 84,649) / 84,649 = 0,207$.

В имеющемся сценарии укрепления рубля подтверждается высокая прогнозная способность модели (1.51), которая еще раз подтверждает пригодность излагаемой методики.

руб./TRY

Аналогично двум предыдущим прогнозам курсов валют мы получили модель $AR(1)$ для прогнозирования курса рубля к турецкой лире:

$$TRY_t = -0,18 + 0,96 * TRY_{t-1} + 1,93 * D. \quad (1.52)$$

В Таблице Б.51 приведены характеристики данной модели, которые свидетельствуют о том, что изменение текущего курса на 91% связано с изменением курса в предыдущем периоде, а модель в целом значима. Однако, свободный член данной модели является незначимым на уровне значимости 0,1.

Исключение свободного члена из формулы (1.52) позволило получить следующую функцию:

$$TRY_t = 0,93 * TRY_{t-1} + 1,89 * D. \quad (1.53)$$

Судя по нормированному R^2 и коэффициентам регрессии, параметры модели практически не изменились (Таблица Б.52), поэтому мы все же решили для прогнозирования использовать именно формулу со свободным членом (1.52). Исходя из нее, в марте 2022 года дополнительный прирост курса наблюдался на уровне на 1,93 руб./TRY.

На основании формулы (1.52), сделав поправку на величину доверительного интервала прогнозных значений, выполним сценарное прогнозирование значения курса рубля к турецкой лире на октябрь-декабрь 2022 года (Таблица 1.8).

Таблица 1.8 - Сценарное краткосрочное прогнозирование курса руб./TRY на октябрь-декабрь 2022 года

Сценарий/ Месяц	Укрепление рубля	Стабильный курс рубля	Ослабление рубля	Эскалация внешнеполитической обстановки
Октябрь 2022 г.	2,277	2,965	3,653	-
Ноябрь 2022 г.	1,962	2,650	3,338	-

Декабрь 2022 г.	1,661	2,349	3,037	4,45
-----------------	-------	-------	-------	------

Так как фактически средний курс рубля к данной валюте в октябре 2022 года, составил 3,29 руб./TRY [39], относительная ошибка прогноза равна:

- в сценарии укрепления рубля: $(2,965 - 3,29) / 3,29 = -0,308$;
- в сценарии стабильного курса рубля: $(2,65 - 3,29) / 3,29 = -0,099$;
- в сценарии ослабления рубля: $(2,349 - 3,29) / 3,29 = 0,111$.

Как видим, эта модель имеет самую низкую прогнозную способность по сравнению с предыдущими, однако, это обусловлено, скорее всего, максимальной дисперсией данного курса, и, соответственно, наибольшим относительным стандартным отклонением.

руб./BYN

Авторегрессионная модель первого порядка, описывающая соотношение курса российского рубля к рублю Республики Беларусь, выражается формулой:

$$BYN_t = 4,5 + 0,82 * BYN_{t-1} + 4 * D. \quad (1.54)$$

Как видно из Таблицы Б.53, изменение курса в предыдущем месяце на 77,7% объясняет вариацию курса российского рубля к белорусскому рублю в текущем месяце. В целом модель значима, но ее свободный член, так же, как и в модели (1.52), незначим на уровне значимости 0,1. Впрочем, мы намерены для прогнозирования использовать именно модель со свободным членом. Выброс, приходящийся на март 2022 года и отраженный в значении коэффициента регрессии при фиктивной переменной, выражает дополнительный прирост курса на уровне на 4 RUR/BYN.

Учитывая возможные границы доверительного интервала, на основании модели (1.54) получим прогноз значений курса валют на октябрь-декабрь 2022 года, он представлен в Таблице 1.9.

Таблица 1.9 - Сценарное краткосрочное прогнозирование курса RUR/BYN на октябрь-декабрь 2022 года

Сценарий/ Месяц	Укрепление рубля	Стабильный курс рубля	Ослабление рубля	Эскалация политической обстановки
Октябрь 2022 г.	22,231	23,784	25,337	-
Ноябрь 2022 г.	22,385	23,938	25,492	-

Декабрь 2022 г.	22,511	24,064	25,618	28,069
-----------------	--------	--------	--------	--------

Поскольку по данным [39] в октябре 2022 года курс российского рубля к белорусскому составил 24,358, рассчитаем относительную ошибку прогноза для каждого из сценариев:

- в сценарии укрепления рубля: $(23,784 - 24,358) / 24,358 = -0,087$;
- в сценарии стабильного курса рубля: $(23,938 - 24,358) / 24,358 = -0,024$;
- в сценарии ослабления рубля: $(24,064 - 24,358) / 24,358 = 0,04$.

В этом случае наблюдается небольшая ошибка прогноза, поэтому говорим о высокой прогностической способности модели.

Краткосрочный прогноз темпов инфляции

На основании сценарных прогнозов курсов основных валют, значимых при моделировании инфляции по формуле (1.47), построим краткосрочные ежемесячные прогнозы индекса потребительских цен в Таблице 1.10, при этом будем считать, что ключевая ставка Банка России в прогнозируемом периоде неизменна.

Таблица 1.10 - Сценарный прогноз инфляции в Российской Федерации
на октябрь-декабрь 2022 года

Сценарий	Месяц	Прогноз инфляции, %, г/г*		
		Оптимистический	Трендовый	Пессимистический
Укрепление рубля	Октябрь 2022 г.	12,890	14,202	15,513
	Ноябрь 2022 г.	13,480	14,792	16,103
	Декабрь 2022 г.	13,862	15,173	16,484
Стабильный рубль	Октябрь 2022 г.	13,013	14,324	15,636
	Ноябрь 2022 г.	13,603	14,915	16,226
	Декабрь 2022 г.	13,985	15,296	16,607
Ослабление рубля	Октябрь 2022 г.	12,767	14,079	15,390
	Ноябрь 2022 г.	13,357	14,669	15,980

	Декабрь 2022 г.	13,739	15,050	16,361
Эскалация политической обстановки	Декабрь 2022 г.	15,141	16,452	17,763

* оптимистический и пессимистический прогноз рассчитан на основании трендового с поправкой на величину доверительного интервала прогнозных значений

Графический трендовый прогнозный интервал по каждому из сценариев (а также точка, соответствующая сценарию эскалации) представлен на Рис. 1.14.

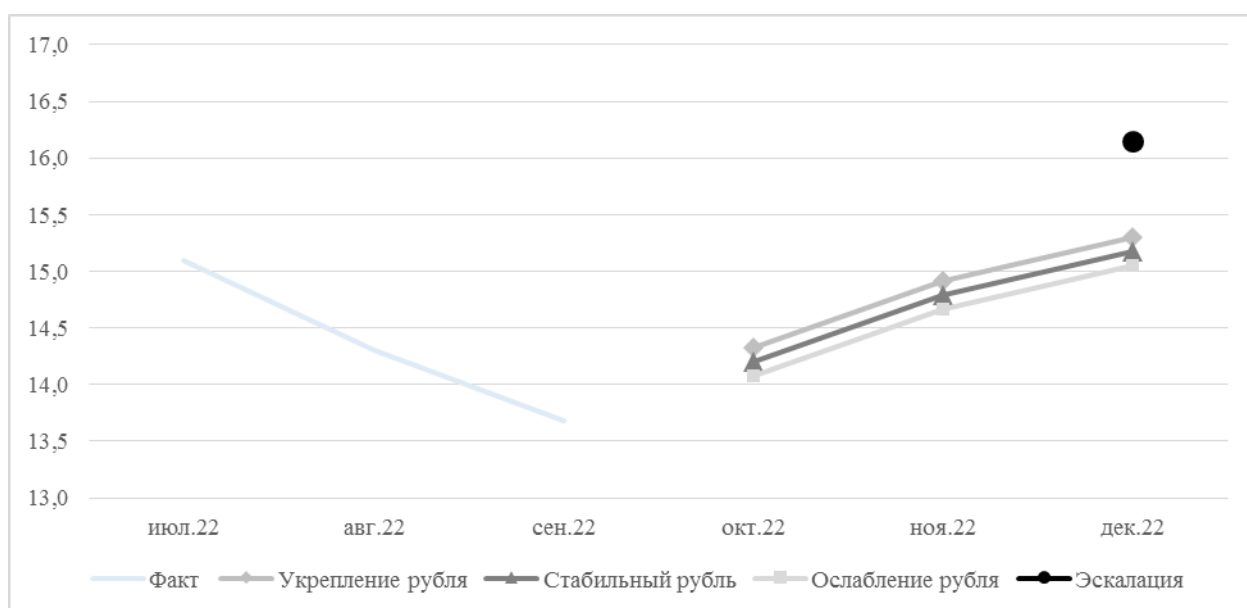


Рисунок 1.14 - Фактические данные (июль-сентябрь 2022 года), а также трендовый прогноз (октябрь-декабрь 2022 года) инфляции в Российской Федерации, полученный по разным сценариям

По данным источника [40], коррелирующего с текущей информацией Банка России, инфляция в октябре 2022 года к октябрю 2021 года составила 13,67%. При этом относительная ошибка трендового прогноза такова:

- сценарий укрепления рубля: 0,039;
- сценарий стабильного рубля: 0,048;
- сценарий ослабления рубля: 0,073.

В любом из сценариев ошибка прогноза допустима и подтверждает прогнозную способность модели (1.47). Если же учитывать интервальные прогнозы (от пессимистического до оптимистического), то значение 13,67% находится в пределах доверительного интервала прогноза по любому из сценариев (см. Таблицу 1.10).

Далее спрогнозируем, как отразится на уровне инфляции в Российской Федерации применение одного из инструментов денежно-кредитной политики – изменение ключевой ставки Банком России. Предположим, что оно состоится в декабре 2022 года, и представим предполагаемые значения уровня ИПЦ в таблице 1.11.

Таблица 1.11 - Сценарный прогноз влияния изменения ключевой ставки на инфляцию в Российской Федерации в декабре 2022 года

Сценарий для курса рубля	Сценарий для ключевой ставки	Прогноз инфляции, %, г/г*		
		Оптимистический	Трендовый	Пессимистический
Укрепление рубля	+0,25 п/п	13,947	15,259	16,570
	-0,25 п/п	13,776	15,087	16,399
Стабильный рубль	+0,25 п/п	14,070	15,382	16,693
	-0,25 п/п	13,899	15,210	16,522
Ослабление рубля	+0,25 п/п	13,824	15,136	16,447
	-0,25 п/п	13,653	14,964	16,276
Эскалация политической обстановки	+0,25 п/п	15,226	16,538	17,849
	-0,25 п/п	15,055	16,366	17,678

* оптимистический и пессимистический прогноз рассчитан на основании трендового с поправкой на величину доверительного интервала по формуле (1.47)

Как видим, в соответствии с используемой моделью повышение ключевой ставки приводит к росту инфляции, а ее снижение – к уменьшению ее уровня.

1.2.2 Казахстан. Краткосрочное прогнозирование темпов инфляции

Анализ краткосрочной динамики ИПЦ Республики Казахстан проведем на основании данных Бюро Национальной статистики Агентства по стратегическому

планированию и реформам Республики Казахстан, рассчитанных как среднеарифметическая за месяц к соответствующему месяцу предыдущего года [41], см. Рис. 1.15.

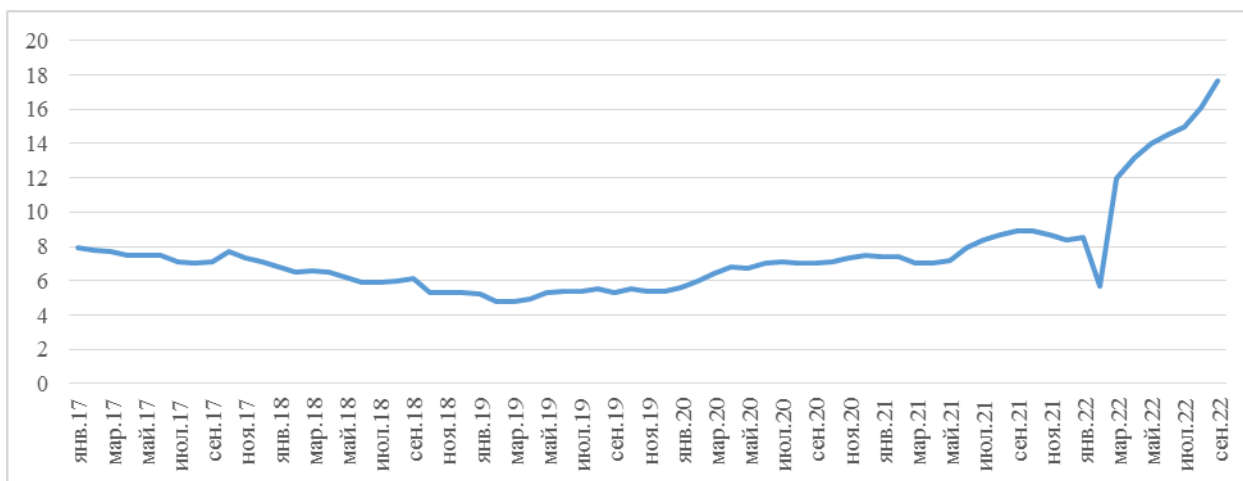


Рисунок 1.15 – Индекс потребительских цен в Республике Казахстан с января 2017 по сентябрь 2022 года, в годовом выражении, % к тому же периоду предыдущего года

Как видим, годовой ИПЦ (помесячно), начиная с января 2017 года по февраль 2019 года, постепенно снижался с уровня 8%, приближаясь к целевому уровню, установленному Национальным Банком, в 4%. Не достигнув целевого уровня, далее ИПЦ изменил динамику на повышательную вплоть до января текущего года с некоторыми сезонными колебаниями, при этом не превышал 9% годовых. Затем, резко снизившись в феврале 2022 года до 5%, взлетел до 12% в марте 2022 года и далее продолжалось увеличение темпов роста данного показателя, связанное, по нашему мнению, с геополитическими событиями.

Как и в случае с Россией, предполагаем, что на уровень потребительских цен оказывает непосредственное влияние внешнеторговый оборот, поэтому для факторного анализа инфляции используем курсы казахстанского тенге (*KZT*) к основным валютам, которые определены Национальным Банком Казахстана, а именно: американскому доллару (*USD*), евро (*EUR*), китайского юаня (*CNY*) и российского рубля (*RUB*), данные по которым взяты из официального сайта Национального банка [42]. Также в качестве фактора, отражающего влияние инструментов денежно-кредитной политики, используем базовую ставку (*r*), опубликованную там же [42]. Все исходные данные сведены в Таблицу А.23.

Итак, краткосрочная модель связи ИЦП с курсами валют и базовой ставкой процента имеет вид:

$$CPI = -18,1 - 0,03*USD + 0,02*EUR + 0,16*CNY + 1,21*RUB + 1,29*r \quad (1.55)$$

В Таблице Б.54 приведены статистические характеристики данной модели, свидетельствующие о том, что задействованные факторы на 90,6% объясняют изменение цен, модель значима в целом, ее параметры значимы как минимум на уровне значимости 0,1 (при этом наименее значимым параметром является курс тенге к евро). Таким образом, можно предположить, что функция (1.55) пригодна для краткосрочного прогнозирования, но предварительно необходимо определить прогнозные значения всех независимых переменных.

Отметим, что укрепление тенге происходит параллельно с увеличением ИПЦ, о чем свидетельствует положительный знак большинства из коэффициентов регрессии, за исключением курса тенге к доллару США. При этом повышение базовой ставки на 1 п.п. обуславливает рост индекса цен на 1,29 п.п.

Обратим внимание на то, что в модели (1.55), так же, как в модели (1.47), построенной для России, подъем ключевой ставки приводит к ускорению инфляционных процессов в экономике. На практике подъем ключевой ставки обычно используется эмиссионным банком как антиинфляционная мера, поскольку ключевая ставка воздействует на спрос и, охлаждая его, помогает сдержать инфляцию спроса. Впрочем, в квазимонопольной экономике охлаждение совокупного спроса вовсе не означает снижения цен, поскольку фирмы-квазимонополисты отвечают на сжатие спроса не снижением цен, а сокращением объемов производства. Но даже если предположить, что исследуемая макросистема сплошь состоит из совершенно конкурентных рынков (хотя подобное предположение было далеко от реальности даже во времена Карла Маркса), то и в этом случае между сжатием спроса и снижением темпов инфляции существует определенный временной лаг.

Безлаговые модели, построенные по месячным данным, показывают, что подъем ключевой ставки повышает общий уровень цен в экономике в коротком горизонте. Этот факт связан с тем, что, поднимая ключевую ставку, эмиссионный банк затрудняет доступ к деньгам для частных агентов, а поскольку заемные средства выступают ресурсом почти любого сколько-нибудь крупного хозяйственного проекта, то подъем ключевой ставки тем самым провоцирует инфляцию издержек. Этот фактор действует с гораздо меньшими лагами, нежели вызванное подъемом ключевой ставки охлаждение спроса, даже если допустить, что это охлаждение вообще как-либо отразится на общем уровне цен.

Прогнозирование курсов валют

KZT/USD

Итак, курсы тенге к основным валютам, рассчитанные как средняя арифметическая только за рабочие дни, не имели резких выбросов и изменения траектории (в отличие от курса рубля к другим валютам) и мы можем воспользоваться полным набором ретроспективных данных, приведенным в Таблице А.23 за период с января 2017 года по сентябрь 2022 года (данные за октябрь в таблице приведены справочно для оценки результатов прогнозирования) с целью построения авторегрессионных моделей с распределенными лагами $AR(1-3)$. Так, для курса тенге к американскому доллару такого рода модель имеет вид:

$$USD_t = 4,42 + 0,89*USD_{t-1} - 0,17*USD_{t-2} + 0,28*USD_{t-3}. \quad (1.56)$$

Несмотря на высокую объясняющую способность этой модели ($R^2=0,92$) и общую значимость, ее нельзя применять для прогнозирования, т.к. в ней присутствуют незначимые параметры, в частности, значение курса валют с лагом в 2 месяца (Таблица Б.55). Исключение данного параметра позволило получить следующую формулу:

$$USD_t = 4,15 + 0,8*USD_{t-1} + 0,19*USD_{t-3}. \quad (1.57)$$

В функции (1.57), как показывает Таблица Б.56, коэффициент детерминации снизился незначительно, при этом увеличилась стандартная ошибка аппроксимации. Она значима в целом, но незначимым остается свободный член данной модели. Исключив его, получили функцию:

$$USD_t = 0,81*USD_{t-1} + 0,2*USD_{t-3}. \quad (1.58)$$

Для нее, в отсутствие свободного члена, R^2 является непоказательной характеристикой качества, несколько снизилась стандартная ошибка регрессии, все параметры значимы (см. Таблицу Б.57).

В общем формулы (1.56)-(1.58) свидетельствуют о постепенном ослаблении курса тенге к доллару США.

Выполним прогноз курса тенге к доллару США на следующие 3 месяца после тех, которые использованы в процессе построения модели по формуле (1.58):

- октябрь 2022 г.: $4,15 + 0,8*475,57 + 0,19*476,08 = 431,03$ (KZT/USD);
- ноябрь 2022 г.: $4,15 + 0,8*431,03 + 0,19*474,66 = 433,65$ (KZT/USD);
- декабрь 2022 г.: $4,15 + 0,8*433,65 + 0,19*475,57 = 434,15$ (KZT/USD).

Прогноз курса тенге к доллару США по формуле (1.57) будет следующим:

- октябрь 2022 г.: $0,81*475,57 + 0,2*476,08 = 431,62$ (KZT/USD);
- ноябрь 2022 г.: $0,81*431,03 + 0,2*474,66 = 434,58$ (KZT/USD);
- декабрь 2022 г.: $0,81*433,65 + 0,2*475,57 = 435,3$ (KZT/USD).

Как видим, прогнозные значения, полученные с использованием формул (1.57) и (1.58), отличаются менее чем на 1 KZT/USD , поэтому далее для прогнозирования мы

предпочитаем использовать модель со свободным членом (1.57), несмотря на незначимость в ней свободного члена.

Рассмотренный выше сценарий для прогнозирования курса тенге можно считать соответствующим стабильному валютному курсу. Если же предположить, что тенге будет укрепляться, прогнозные значения можно скорректировать (уменьшить) на половину ширины доверительного интервала прогноза. Тогда прогнозные значения курса рубля к евро составят:

- октябрь 2022 г.: $431,03 - 13,304 = 417,73$ (*KZT/USD*);
- ноябрь 2022 г.: $433,65 - 13,304 = 431,55$ (*KZT/USD*);
- декабрь 2022 г.: $434,15 - 13,304 = 432,05$ (*KZT/USD*).

В случае ослабления курса тенге к доллару США (уменьшения трендового прогноза на половину ширины доверительного интервала) прогнозные значения составят:

- октябрь 2022 г.: $431,03 + 13,304 = 444,36$ (*KZT/USD*);
- ноябрь 2022 г.: $433,65 + 13,304 = 435,76$ (*KZT/USD*);
- декабрь 2022 г.: $434,15 + 13,304 = 436,26$ (*KZT/USD*).

Результаты сценарных прогнозов приведем в Таблице 1.12.

Таблица 1.12 - Сценарное краткосрочное прогнозирование курса *KZT/USD* на октябрь-декабрь 2022 года

Сценарий/ Месяц	Укрепление тенге	Стабильный курс тенге	Ослабление тенге
Октябрь 2022 г.	417,73	431,03	444,34
Ноябрь 2022 г.	431,55	433,65	435,76
Декабрь 2022 г.	432,05	434,15	436,26

Для оценки прогнозной способности авторегрессионной модели с распределенными лагами (1.57) сравним значения трендовых прогнозов при стабильном курсе тенге на октябрь 2022 года с имеющимся на сайте Национального Банка Казахстана усредненным фактическим курсом, который составил $472,48$ *KZT/USD* [42], см. Таблицу А.23. Относительная ошибка прогноза составила:

- в сценарии укрепления тенге: $(417,73 - 472,48) / 472,48 = -0,116$;
- в сценарии стабильного курса тенге: $(431,65 - 472,48) / 472,48 = -0,088$;
- в сценарии ослабления тенге: $(444,34 - 472,48) / 472,48 = -0,06$.

Поскольку фактически в октябре мы видим ослабление курса, можно сказать, что модель (1.57) характеризуется высокой прогнозной способностью, а ее относительная ошибка прогноза около 6%.

KZT/EUR

Аналогичным образом построим модель с распределенными лагами $AR(1-3)$ для курса тенге к евро:

$$EUR_t = 22,74 + 0,98*EUR_{t-1} - 0,34*EUR_{t-2} + 0,31*EUR_{t-3}. \quad (1.59)$$

Характеристики данной модели очень высокие (см. Таблицу Б.58): $R^2=0,93$, модель в целом значима на уровне значимости 0,02, ее параметры значимы на уровне значимости 0,05, за исключением свободного члена, для которого P -значение составило чуть более 0,1. Тем не менее, мы считаем эту функцию пригодной для прогнозирования и на ее основании определим трендовый точечный курс тенге к евро на следующие 3 месяца после тех, которые использованы в процессе построения:

- октябрь 2022 г.: $22,74 + 0,98*481,57 - 0,34*485,21 + 0,31*468,36 = 473,14$ (KZT/EUR);
- ноябрь 2022 г.: $22,74 + 0,98*473,14 - 0,34*481,57 + 0,31*485,21 = 477,01$ (KZT/EUR);
- декабрь 2022 г.: $22,74 + 0,98*477,01 - 0,34*473,14 + 0,31*481,57 = 477,16$ (KZT/EUR).

Далее, используя доверительный интервал прогноза, учтем возможные отклонения курса от трендового значения, выполнив прогноз в случае укрепления тенге к евро:

- октябрь 2022 г.: $473,14 - 13,71 = 459,43$ (KZT/EUR);
- ноябрь 2022 г.: $477,01 - 13,71 = 463,3$ (KZT/EUR);
- декабрь 2022 г.: $477,16 - 13,71 = 463,45$ (KZT/EUR).

Отклонение в большую сторону характеризует прогнозируемые значения курса в случае ослабления тенге:

- октябрь 2022 г.: $473,14 + 13,71 = 486,85$ (KZT/EUR);
- ноябрь 2022 г.: $477,01 + 13,71 = 490,73$ (KZT/EUR);
- декабрь 2022 г.: $477,16 + 13,71 = 490,87$ (KZT/EUR).

Сведем прогнозные данные в Таблице 1.13.

Таблица 1.13 - Сценарное краткосрочное прогнозирование курса KZT/EUR на октябрь-декабрь 2022 года

Сценарий/ Месяц	Укрепление тенге	Стабильный курс тенге	Ослабление тенге

Октябрь 2022 г.	459,43	473,14	486,85
Ноябрь 2022 г.	463,30	477,01	490,73
Декабрь 2022 г.	463,45	477,16	490,87

Определим прогнозную способность формулы (1.59), учитывая, что курс тенге к евро в октябре 2022 года составил 464 KZT/EUR [42], Таблица А.23:

- в сценарии укрепления тенге: $(459,43 - 464) / 464 = -0,187$;
- в сценарии стабильного курса тенге: $(473,14 - 464) / 464 = -0,141$;
- в сценарии ослабления тенге: $(486,85 - 464) / 464 = -0,097$.

При ослаблении курса тенге к евро, которое мы наблюдаем в октябре 2022 года, модель (1.59) имеет приемлемую прогнозную способность, а ее относительная ошибка прогноза не превышает 10%.

KZT/CNY

Исследуем динамику изменения курса тенге к китайскому юаню, построив функцию с распределенными лагами глубиной в три периода по среднемесячным данным с января 2017 года по сентябрь 2022 года:

$$CNY_t = 1,39 + 0,75 * CNY_{t-1} - 0,09 * CNY_{t-2} + 0,33 * CNY_{t-3}. \quad (1.60)$$

Коэффициент детерминации превышает 0,92, модель адекватно описывает исходные данные, но в ней присутствуют незначимые параметры, в частности, значение курса валют с лагом в 2 месяца (Таблица Б.59). После исключения данного параметра формула стала следующей:

$$CNY_t = 1,35 + 0,7 * CNY_{t-1} + 0,29 * CNY_{t-3}. \quad (1.61)$$

Объясняющие характеристики модели (1.61) остались практически на том же уровне (Таблица Б.60), уменьшилась стандартная ошибка аппроксимации, при этом формула адекватно описывает исходные данные. Свободный член, тем не менее, снова незначим, а его исключение позволило получить следующую формулу:

$$CNY_t = 0,71 * CNY_{t-1} + 0,3 * CNY_{t-3}. \quad (1.62)$$

Для нее объясняющую способность можно оценить на основании R^2 нормированного, который показывает, что 98,3% вариации курса тенге к юаню объясняется изменением его значений с лагом в 1 и 3 месяца. По сравнению с моделью (1.61) немного снизилась стандартная ошибка регрессии (см. Таблицу Б.61). Формула значима в целом на уровне значимости 0,01, так же, как и ее параметры.

Прогноз курса тенге к китайскому юаню на октябрь-декабрь 2022 года выполним по двум последним формулам. Итак, согласно модели (1.61), курсы будут следующие:

- октябрь 2022 г.: $1,35 + 0,7*67,84 + 0,29*70,74 = 68,97$ (KZT/CNY);
- ноябрь 2022 г.: $1,35 + 0,7*68,97 + 0,29*69,94 = 69,53$ (KZT/CNY);
- декабрь 2022 г.: $1,35 + 0,7*69,53 + 0,29*67,84 = 69,32$ (KZT/CNY).

На основании формулы (1.62) мы получили следующие значения трендовых прогнозов:

- октябрь 2022 г.: $0,71*67,84 + 0,3*70,74 = 69,23$ (KZT/CNY);
- ноябрь 2022 г.: $0,71*68,97 + 0,3*69,94 = 69,97$ (KZT/CNY);
- декабрь 2022 г.: $0,71*69,53 + 0,3*67,84 = 69,87$ (KZT/CNY).

Прогнозные значения, полученные с использованием формулы (1.62), примерно на 0,5 KZT/CNY ниже, нежели рассчитанные на основании модели (1.61). Поскольку отличие незначительное, далее для прогнозирования мы предпочитаем использовать модель со свободным членом (1.61), несмотря на незначимость в ней свободного члена.

Далее проведем сценарное прогнозирование с учетом поправки на величину доверительного интервала. Так, при укреплении тенге по отношению к китайскому юаню, курс на следующие после сентября 2022 года три месяца составит:

- октябрь 2022 г.: $68,97 - 2,1 = 66,87$ (KZT/CNY);
- ноябрь 2022 г.: $69,53 - 2,1 = 67,43$ (KZT/CNY);
- декабрь 2022 г.: $69,32 - 2,1 = 67,22$ (KZT/CNY).

Ослабления тенге по отношению к юаню отражают следующие прогнозные значения:

- октябрь 2022 г.: $68,97 + 2,1 = 71,07$ (KZT/CNY);
- ноябрь 2022 г.: $69,53 + 2,1 = 71,63$ (KZT/CNY);
- декабрь 2022 г.: $69,32 + 2,1 = 71,43$ (KZT/CNY).

Представим все сценарные прогнозы в Таблице 1.14.

Таблица 1.14 - Сценарное краткосрочное прогнозирование курса KZT/ CNY на октябрь-декабрь 2022 года

Сценарий/ Месяц	Укрепление тенге	Стабильный курс тенге	Ослабление тенге
Октябрь 2022 г.	66,87	68,97	71,07
Ноябрь 2022 г.	67,43	69,53	71,63

Декабрь 2022 г.	67,22	69,32	71,43
-----------------	-------	-------	-------

Учитывая, что реальный курс тенге к китайскому юаню в октябре 2022 года, рассчитанный как средняя арифметическая за рабочие дни, составил 65,83 *KZT/USD* [42], Таблица А.23, относительная ошибка прогноза будет следующей:

- в сценарии укрепления тенге: $(68,97 - 65,83) / 65,83 = 0,016$;
- в сценарии стабильного курса тенге: $(66,87 - 65,83) / 65,83 = 0,048$;
- в сценарии ослабления тенге: $(71,07 - 65,83) / 65,83 = 0,08$.

При любом развитии событий относительная ошибка прогноза не превышает 10%, но в последний месяц мы наблюдаем именно укрепление курса казахстанского тенге, хотя ранее динамика была другой.

KZT/RUB

Наконец, посмотрим, как с 2017 г. ежемесячно изменялся курс казахстанского тенге по отношению к российскому рублю. Итак, функция с распределенными лагами за исследуемый период имеет вид:

$$RUB_t = 0,82 + 1,26 * RUB_{t-1} - 0,31 * RUB_{t-2} + 0,09 * RUB_{t-3}. \quad (1.63)$$

Для нее, судя по характеристикам, представленным в Таблице Б.62, $R^2=0,82$, модель значима в целом, чего нельзя сказать обо всех коэффициентах регрессии. Значение текущего курса точно не зависит от изменения курса тремя месяцами ранее. Исключив параметр с лагом в три месяца, перейдем к формуле:

$$RUB_t = 0,65 + 1,28 * RUB_{t-1} - 0,39 * RUB_{t-2}. \quad (1.64)$$

Коэффициент детерминации остался практически на таком же уровне, стандартная ошибка регрессии несколько снизилась (см. Таблицу Б.63). И модель в целом, и ее параметры значимы на уровне значимости 0,1, следовательно, именно эту модель и используем для прогнозирования на три месяца вперед после сентября 2022 года:

- октябрь 2022 г.: $0,65 + 1,28 * 7,96 - 0,39 * 7,88 = 7,78$ (*KZT/RUB*);
- ноябрь 2022 г.: $0,65 + 1,28 * 7,78 - 0,39 * 7,96 = 7,53$ (*KZT/RUB*);
- декабрь 2022 г.: $0,65 + 1,28 * 7,53 - 0,39 * 7,78 = 7,27$ (*KZT/RUB*).

Воспользовавшись значениями границ доверительного интервала, рассчитаем границы интервального прогноза. Нижняя из них – результат укрепления тенге по отношению к российскому рублю:

- октябрь 2022 г.: $7,78 - 0,26 = 7,53$ (*KZT/RUB*);
- ноябрь 2022 г.: $7,53 - 0,26 = 7,27$ (*KZT/RUB*);

– декабрь 2022 г.: $7,27 - 0,26 = 7,01$ (*KZT/RUB*).

Верхняя граница интервального прогноза отражает сценарий ослабления тенге по отношению к российскому рублю:

– октябрь 2022 г.: $7,78 + 0,26 = 8,04$ (*KZT/RUB*);

– ноябрь 2022 г.: $7,53 + 0,26 = 7,78$ (*KZT/RUB*);

– декабрь 2022 г.: $7,27 + 0,26 = 7,52$ (*KZT/RUB*).

Таким образом, значения курса *KZT/RUB* обобщим в Таблице 1.15.

Таблица 1.15 - Сценарное краткосрочное прогнозирование курса *KZT/RUB* на октябрь-декабрь 2022 года

Сценарий/ Месяц	Укрепление тенге	Стабильный курс тенге	Ослабление тенге
Октябрь 2022 г.	7,53	7,78	8,04
Ноябрь 2022 г.	7,27	7,53	7,78
Декабрь 2022 г.	7,01	7,27	7,52

Реальный курс тенге к китайскому юаню в октябре 2022 года по данным Национального Банка Казахстана равен $7,73$ *KZT/RUB* [42], и он абсолютно попадает в пределы доверительного интервала прогноза. При этом относительная ошибка прогноза составит:

– в сценарии укрепления тенге: $(7,53 - 7,73) / 7,73 = -0,026$;

– в сценарии стабильного курса тенге: $(7,78 - 7,73) / 7,73 = 0,007$;

– в сценарии ослабления тенге: $(8,04 - 7,73) / 7,73 = 0,04$.

Эти значения очень малы и подтверждают прогнозные способности модели (1.64).

Краткосрочный прогноз темпов инфляции

Данные прогноза ИПЦ представлены в Таблице 1.16. Они получены с использованием краткосрочных сценарных прогнозов курсов тенге к основным валютам, используемым в модели (1.55). Что касается такого инструмента денежно-кредитной политики как базовая ставка процента, то для начала предположим, что Национальный Банк Казахстана в ближайшие три месяца (октябрь-декабрь 2022 года) оставит ее без изменений.

Таблица 1.16 - Сценарный прогноз инфляции в Республике Казахстан
на октябрь-декабрь 2022 года

Сценарий	Месяц	Прогноз инфляции, %, г/г*		
		Оптимистический	Трендовый	Пессимистический
Укрепление тенге	Октябрь 2022 г.	15,29	16,14	17,00
	Ноябрь 2022 г.	14,73	15,58	16,44
	Декабрь 2022 г.	14,36	15,22	16,08
Стабильный тенге	Октябрь 2022 г.	15,78	16,64	17,50
	Ноябрь 2022 г.	15,55	16,41	17,26
	Декабрь 2022 г.	15,19	16,04	16,90
Ослабление тенге	Октябрь 2022 г.	16,27	17,13	17,99
	Ноябрь 2022 г.	16,37	17,23	18,09
	Декабрь 2022 г.	16,01	16,87	17,73

* оптимистический и пессимистический прогноз рассчитан на основании трендового с поправкой на стандартную ошибку аппроксимации в модели (1.55)

Визуализируем проведенные расчеты (в варианте трендового прогноза) по каждому из сценариев на Рис. 1.16.

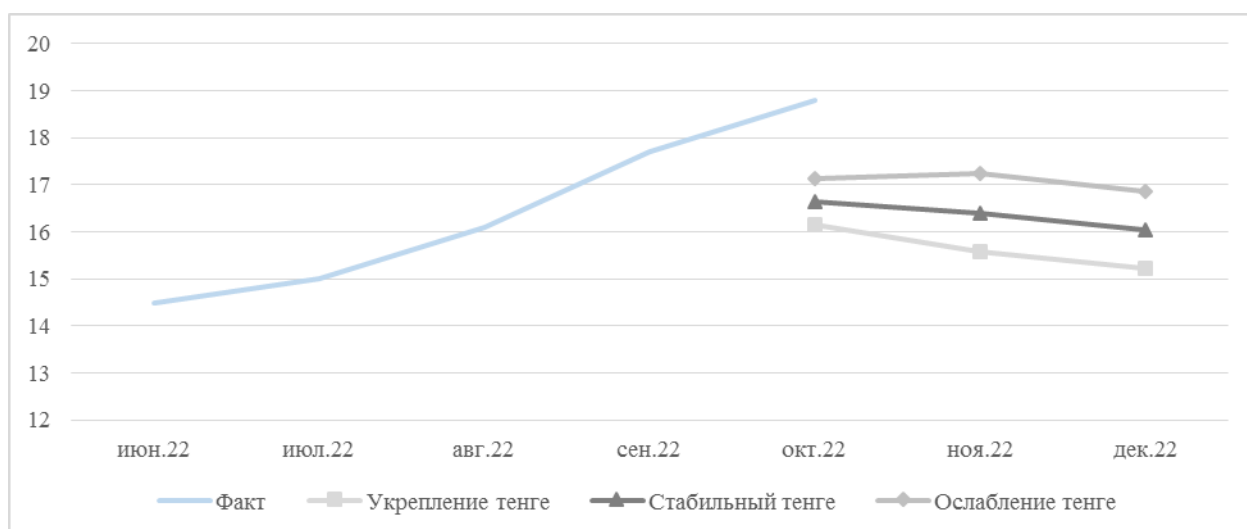


Рисунок 1.16 - Фактические данные по ИПЦ Казахстана (июль-октябрь 2022 года), а также его трендовый сценарный прогноз (октябрь-декабрь 2022 года)

По данным Бюро Национальной статистики Агентства по стратегическому планированию и реформам Республики Казахстан [41], инфляция в октябре 2022 года составила 18,8%. При этом относительная ошибка трендового прогноза по каждому из сценариев составляет:

- сценарий укрепления тенге: -0,14;
- сценарий стабильного тенге: -0,11;
- сценарий ослабления тенге: -0,09.

Как видим, реальное значение инфляции скорее соответствует сценарию ослабления тенге, более того, даже не трендовому, а пессимистическому сценарию, по отношению к которому относительная ошибка прогноза составила менее 5%.

Кроме того, предположим, что в декабре 2022 года Национальный Банк Казахстана воспользуется таким инструментом денежно-кредитной политики, как изменение базовой ставки процента, тогда индекс потребительских цен, рассчитанный по формуле (1.55), будет соответствовать значениям, приведенным в таблице 1.17.

Таблица 1.17 - Сценарный прогноз влияния изменения базовой ставки процента на ИПЦ Казахстана в декабре 2022 года

Сценарий для курса тенге	Сценарий для базовой ставки	Прогноз инфляции, %, г/г*		
		Оптимистический	Трендовый	Пессимистический
Укрепление тенге	+0,25 п/п	14,69	15,54	16,40
	-0,25 п/п	14,04	14,90	15,76
Стабильный тенге	+0,25 п/п	15,51	16,37	17,22
	-0,25 п/п	14,87	15,72	16,58
Ослабление тенге	+0,25 п/п	16,33	17,19	18,05
	-0,25 п/п	15,69	16,55	17,40

* оптимистический и пессимистический прогноз рассчитан на основании трендового с поправкой на доверительный интервал прогноза для модели (1.55)

1.2.3 Краткосрочное прогнозирование темпов инфляции в странах ЕАЭС на основе исключения мультиколлинеарных переменных в многофакторных

моделях и построения авторегрессионных моделей

Когда в данных временного ряда отчетливо прослеживается тренд определенной направленности (например, восходящий тренд), возникает соблазн сказать, что перед нами авторегрессионная переменная. Но лишь низкая дисперсия данных этого ряда позволяет построить значимую модель динамики данного временного ряда и тем самым приписать ему некий «усредненный», регулярный темп прироста или уменьшения показателей.

Поэтому нашими следующими задачами станут исключение мультиколлинеарности в построенных ранее краткосрочных многофакторных моделях и тестирование полученных моделей на качество получаемого с их помощью прогноза, а также построение авторегрессионных краткосрочных моделей для рассматриваемых показателей темпов инфляции.

Россия

В связи с тем, что курсы ряда основных валют, использованных в построении краткосрочных моделей индекса потребительских цен для экономики России, могут быть тесно связаны, проверим модель (1.47), использованную ранее для построения краткосрочного прогноза, на наличие мультиколлинеарности независимых переменных.

$$CPI = 20,92 - 0,36*EUR + 0,3*СNY - 0,38*TRY - 0,57*BYN + 0,34*r \quad (1.47)$$

На предварительном этапе построим корреляционную матрицу (Таблица 1.18).

Таблица 1.18 - Корреляционная матрица факторов модели (1.47)

	<i>EUR</i>	<i>CNY</i>	<i>TRY</i>	<i>BYN</i>	<i>r</i>
<i>EUR</i>	1				
<i>CNY</i>	0,95	1			
<i>TRY</i>	-0,33	-0,48	1		
<i>BYN</i>	0,25	0,11	0,60	1	
<i>r</i>	-0,02	0,20	-0,11	0,03	1

Как видим, очень сильная положительная связь наблюдается между курсами рубля к евро и к китайскому юаню, также умеренная положительная связь характерна для курса российского рубля к турецкой лире и к белорусскому рублю.

Для подтверждения гипотезы о наличии мультиколлинеарности в модели воспользуемся алгоритмом Феррара-Глобера. Итак, согласно проведенным расчетам для модели (1.47) $\chi^2=322,99$ при критическом значении критерия в 18,31, что свидетельствует

о подтверждении гипотезы H_0 – в массиве независимых переменных существует мультиколлинеарность. Дальнейшие шаги алгоритма подтвердили этот факт.

Пользуясь методом перебора взаимосвязанных переменных, мы пришли к тому, что исключение одного из параметров: либо курса рубля к евро, либо курса рубля к китайскому юаню, приводит к незначимости другого связанного параметра при незначительном уменьшении коэффициента детерминации (до 0,87) и общей значимости модели, а также ее коэффициентов. Это одно из наиболее распространенных проявлений мультиколлинеарности – взаимное усиление влияния взаимосвязанных переменных на результат, которое отражается, в том числе, через увеличение значений t-критериев. Соответственно, в модели (1.47) эти параметры отражаются как значимые, хотя исключение одного из них приводит к незначимости другого.

В итоге из модели (1.47) исключены обе независимые переменные – EUR и CNY. Полученная вследствие этого формула выглядит следующим образом:

$$CPI = 25,63 - 0,57*TRY - 0,63*BYN + 0,63*r. \quad (1.65)$$

Проверка модели (1.65) на мультиколлинеарность показала, что $\chi^2=31,5$ (табличное значение критерия равно 7,81), т.е. в модели остается коллинеарность независимых переменных, а именно - курса российского рубля к турецкой лире и белорусскому рублю, как показали расчетные значения критерия Фишера и Стьюдента. Исходя их абсолютных значений последних двух критериев, принято решение исключить из модели (1.65) именно курс российского рубля к белорусскому, таким образом, краткосрочная факторная модель индекса потребительских цен для Российской Федерации за период с января 2017 года по сентябрь 2022 года имеет вид:

$$CPI = 9,62 - 0,78*TRY + 0,59*r. \quad (1.66)$$

Характеристики этой модели приведены в Таблице Б.64 и свидетельствуют о том, что вариация курса рубля к турецкой лире, а также ключевой ставки на 80% обуславливает изменение ИПЦ. Модель в целом, а также ее параметры значимы на уровне значимости 0,01, а стандартная ошибка по сравнению с предшествующими моделями возросла.

Эту модель в дальнейшем будем использовать для краткосрочного прогнозирования индекса потребительских цен.

Итак, на основании сценарных прогнозов курса российского рубля к турецкой лире, считая, что ключевая ставка Банка России в прогнозируемом периоде неизменна, в Таблице 1.19 представим сценарные прогнозы ИПЦ.

Таблица 1.19 - Сценарный прогноз инфляции в Российской Федерации
на октябрь-декабрь 2022 года по формуле (1.66)

Сценарий	Месяц	Прогноз инфляции, %, г/г*		
		Оптимистический	Трендовый	Пессимистический
Укрепление рубля	Октябрь 2022 г.	10,496	12,259	14,021
	Ноябрь 2022 г.	10,743	12,506	14,268
	Декабрь 2022 г.	10,979	12,741	14,504
Стабильный рубль	Октябрь 2022 г.	9,957	11,719	13,482
	Ноябрь 2022 г.	10,204	11,966	13,728
	Декабрь 2022 г.	10,439	12,202	13,964
Ослабление рубля	Октябрь 2022 г.	9,417	11,180	12,942
	Ноябрь 2022 г.	9,664	11,426	13,189
	Декабрь 2022 г.	9,900	11,662	13,425
Эскалация политической обстановки	Декабрь 2022 г.	8,786	10,549	12,311

* оптимистический и пессимистический прогноз рассчитан на основании трендового с поправкой на величину доверительного интервала прогнозных значений по формуле (1.66)

Трендовый прогнозный интервал по каждому из сценариев, как и точка, соответствующая сценарию эскалации, представлены на Рис. 1.17.

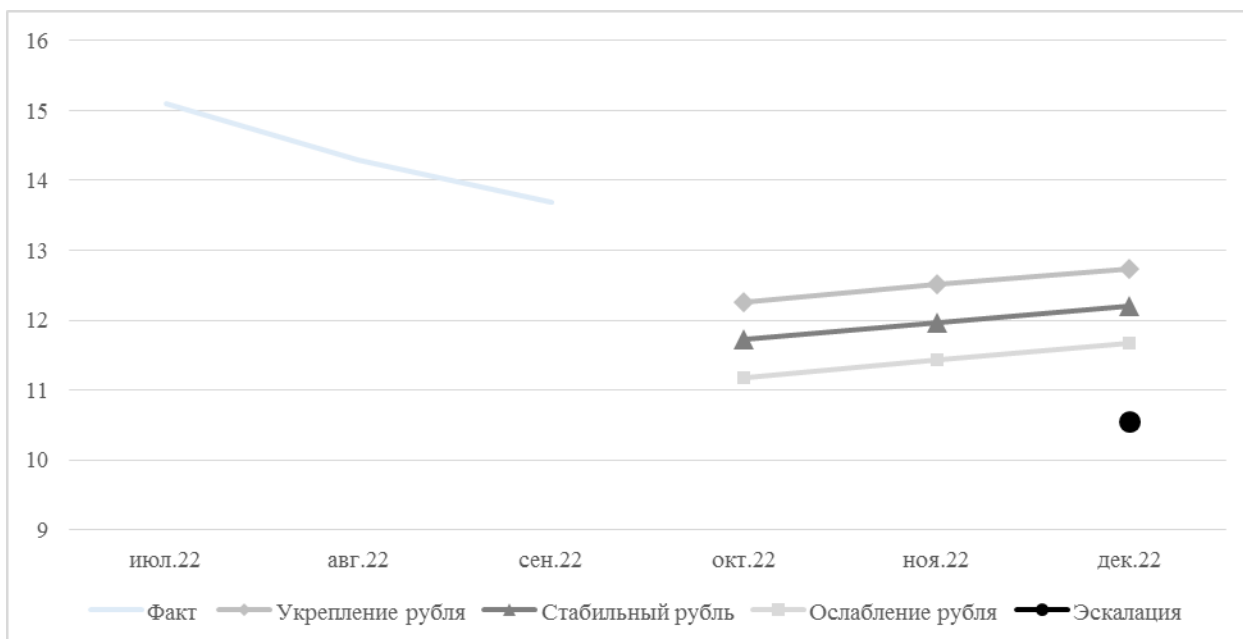


Рисунок 1.17 - Фактические данные (июль-сентябрь 2022 года), а также трендовый прогноз (октябрь-декабрь 2022 года) инфляции в Российской Федерации, полученный по модели (1.66) по разным сценариям

Обратим внимание на то, что в связи со снижением объясняющей способности модели (1.66) по сравнению с моделью (1.47), соответственно возросла ошибка прогноза. Кроме того, точка, соответствующая сценарию эскалации, лежит ниже значений трендовых прогнозов, что объясняется отрицательным знаком коэффициента регрессии при курсе рубля к турецкой лире и, соответственно, значительному росту курса к данной валюте в случае эскалации обстановки. В то же время, наличие в ранее построенной модели (1.47) факторов курса рубля к доллару США и евро и положительном коэффициенте регрессии при данных параметрах приводило к прогнозируемому росту цен в сценарии эскалации применительно к указанной модели.

Если сравнить трендовые прогнозы, полученные по модели (1.66), с фактической инфляцией за октябрь 2022 года [40], получим следующие значения относительной ошибки трендового прогноза:

- сценарий укрепления рубля: -0,103;
- сценарий стабильного рубля: -0,143;
- сценарий ослабления рубля: -0,182,

то есть прогнозная способность модели после избавления от мультиколлинеарных переменных значительно снизилась.

В предположении возможного изменения ключевой ставки в декабре 2022 года на 0,25 п.п. как в сторону увеличения, так и в сторону уменьшения, представим сценарные значения индекса потребительских цен в таблице 1.20.

Таблица 1.20 - Сценарный прогноз влияния изменения ключевой ставки на инфляцию в Российской Федерации в декабре 2022 года, полученный по модели (1.66)

Сценарий для курса рубля	Сценарий для ключевой ставки	Прогноз инфляции, %, г/г*		
		Оптимистический	Трендовый	Пессимистический
Укрепление рубля	+0,25 п/п	11,126	12,889	14,651
	-0,25 п/п	10,831	12,594	14,356
Стабильный рубль	+0,25 п/п	10,587	12,349	14,112
	-0,25 п/п	10,292	12,054	13,817
Ослабление рубля	+0,25 п/п	10,047	11,810	13,572
	-0,25 п/п	9,752	11,515	13,277
Эскалация политической обстановки	+0,25 п/п	8,934	10,696	12,459
	-0,25 п/п	8,639	10,401	12,164

* оптимистический и пессимистический прогноз рассчитан на основании трендового с поправкой на величину доверительного интервала по формуле (1.66)

Кроме факторных моделей, попробуем получить авторегрессионную модель инфляции, отражающую связь индекса цен текущего месяца (по отношению к соответствующему месяцу прошлого года) от вариации аналогичных индексов цен предыдущих месяцев. Первоначально по данным с января 2017 года по сентябрь 2022 года (Таблица А.22) выполнена попытка построить модель $AR(1-3)$ с распределенными лагами. При $R^2=0,94$ и полном соответствии функции исходным данным, три из четырех параметров в ней оказались незначимыми на уровне значимости 0,05. Первым из модели был исключен наименее значимый параметр – индекс цен с лагом в 3 месяца, а затем также оказавшийся незначимым свободный член. Таким образом, в итоге имеем модель типа $AR(1-2)$ без свободного члена:

$$CPI_t = 1,26 * CPI_{t-1} - 0,26 * CPI_{t-2}. \quad (1.67)$$

Ее эконометрические характеристики приведены в Таблице Б.65: $R^2=0,98$, F -критерий Фишера и t -статистика Стьюдента свидетельствуют о значимости модели и ее параметров.

Воспользуемся данной формулой для получения трендового прогноза и его доверительного интервала на три периода вперед после последнего, используемого для моделирования, см. Таблицу 1.21.

Таблица 1.21 – Интервальный и трендовый прогноз инфляции в Российской Федерации на октябрь-декабрь 2022 года по авторегрессионной модели (1.67)

Месяц	Прогноз инфляции, %, г/г*		
	Оптимистический	Трендовый	Пессимистический
Октябрь 2022 г.	12,608	13,600	14,592
Ноябрь 2022 г.	12,666	13,658	14,650
Декабрь 2022 г.	12,759	13,751	14,743

Нанесенные на Рис. 1.17 значения трендового прогноза по модели (1.67) представлены на Рис. 1.18.

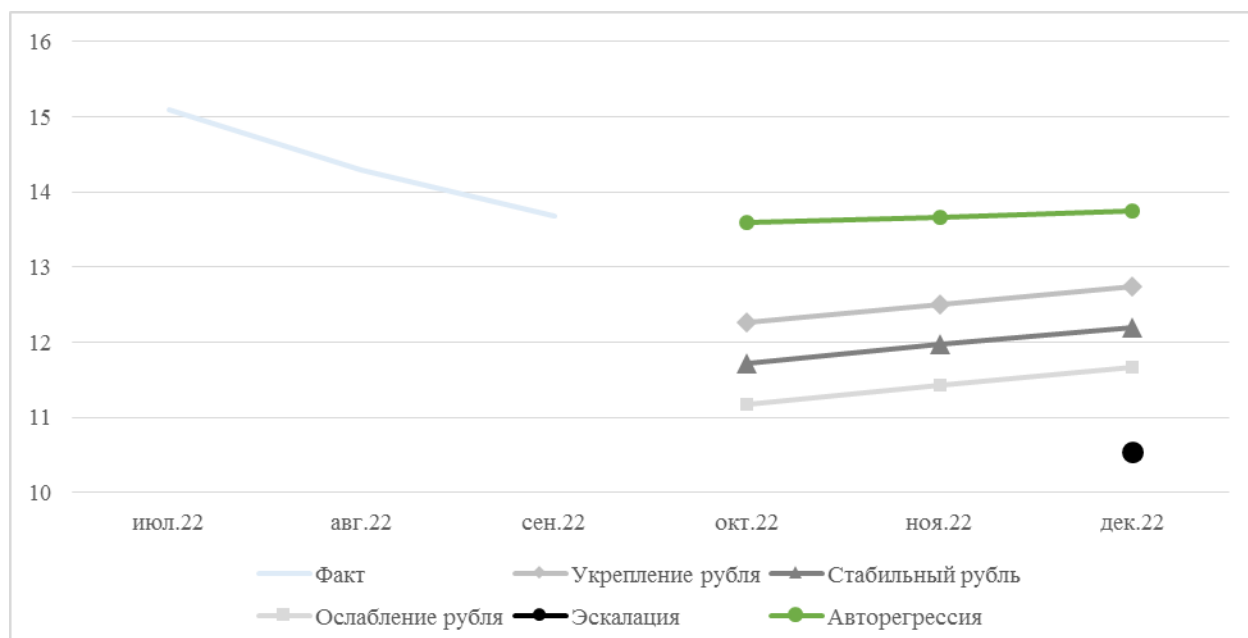


Рисунок 1.18 - Фактические данные (июль-сентябрь 2022 года), а также трендовые прогнозы (октябрь-декабрь 2022 года) инфляции в Российской Федерации, полученные по авторегрессионной модели (1.67) и по факторной модели (1.66) по разным сценариям

Как видим, этот трендовый прогноз, во всяком случае на октябрь 2022 года, более реалистичен, по сравнению с прогнозами, полученными по модели (1.66), так

относительные отклонение от значения ИПЦ в 13,67%, представленного на сайте Банка России, составило -0,005. Как и в предыдущем случае для факторной модели (1.66), наблюдается устойчивая тенденция к краткосрочному повышению уровня цен, причем по авторегрессионной модели темп прироста ИПЦ ниже, чем по модели (1.66).

Казахстан

Модель (1.55), построенная для экономики Казахстана, по-видимому, также обладает таким недостатком, как мультиколлинеарность независимых переменных (как минимум, курса тенге к *USD*, *EUR* и *CNY*), которая может привести к тому, что незначительное изменение объема выборки может привести к значительному изменению коэффициентов регрессии, а также статистическое тестирование модели и ее параметров приведет к недостоверным результатам.

$$CPI = -18,1 - 0,03*USD + 0,02*EUR + 0,16*CNY + 1,21*RUB + 1,29*r. \quad (1.55)$$

Выполним корреляционный анализ возможной линейной связи между факторами этой модели в Таблице 1.22.

Таблица 1.22 - Корреляционная матрица факторов модели (1.55)

	<i>USD</i>	<i>EUR</i>	<i>CNY</i>	<i>RUB</i>	<i>r</i>
<i>USD</i>	1				
<i>EUR</i>	0,916	1			
<i>CNY</i>	0,955	0,937	1		
<i>RUB</i>	0,438	0,201	0,362	1	
<i>r</i>	0,257	-0,025	0,237	0,590	1

Как и предполагалось, тесная прямая корреляционная связь действительно наблюдается для *USD* с *EUR* и *CNY* и для *EUR* с *CNY*, кроме того, умеренная положительная связь характерна для курса тенге к российскому рублю и базовой ставки процента.

Выдвинутая гипотеза H_0 о наличии мультиколлинеарности независимых переменных модели проверена и подтверждена с помощью алгоритма Феррара-Глобера: $\chi^2=407,29$ при $\chi^2_{кр}=18,31$.

Постепенное исключение двух параметров – *USD* и *EUR* – позволило получить формулу:

$$CPI = -16,09 + 0,116*CNY + 0,90*RUB + 1,17*r. \quad (1.68)$$

Она имеет высокую объясняющую способность, адекватно описывает исходные данные, а параметры ее значимы на уровне значимости 0,01 (см. Таблицу Б.66).

Проверка функции (1.68) на мультиколлинеарность независимых переменных методом Феррара-Глобера показывает, что $\chi^2=37,71$ при $\chi^2_{кр}=18,31$; F -критерии подтверждают мультиколлинеарность каждой из объясняемых переменных с другими, t -критерии свидетельствуют о том, что существует связь между CNY и RUB , а также между RUB и r . Таким образом, разрешением данной проблемы представляется исключение из формулы (1.68) курса тенге к рублю России:

$$CPI = -13,67 + 0,13 * CNY + 1,36 * r \quad (1.69)$$

Изменение курса тенге к китайскому юаню наряду с базовой ставкой на 87% объясняет вариацию индекса потребительских цен. Модель и ее параметры значимы на уровне значимости 0,01 (Таблица Б.67).

Формулу (1.69) и будем использовать для прогнозирования.

Интервальный прогноз ИПЦ, полученный с использованием краткосрочных сценарных прогнозов курса тенге к юаню, используемого в модели (1.69), и предположения, что базовая ставка процента в ближайшие три месяца (октябрь-декабрь 2022 года) не изменится, приведен в Таблице 1.23.

Таблица 1.23 - Сценарный прогноз инфляции в Республике Казахстан на октябрь-декабрь 2022 года по формуле (1.69)

Сценарий	Месяц	Прогноз инфляции, %, г/г*		
		Оптимистический	Трендовый	Пессимистический
Укрепление тенге	Октябрь 2022 г.	13,69	14,69	15,69
	Ноябрь 2022 г.	13,76	14,76	15,76
	Декабрь 2022 г.	13,74	14,73	15,73
Стабильный тенге	Октябрь 2022 г.	13,96	14,96	15,96
	Ноябрь 2022 г.	14,04	15,04	16,03
	Декабрь 2022 г.	14,01	15,01	16,01
Ослабление тенге	Октябрь 2022 г.	14,24	15,24	16,24
	Ноябрь 2022 г.	14,31	15,31	16,31

	Декабрь 2022 г.	14,28	15,28	16,28
--	--------------------	-------	-------	-------

* оптимистический и пессимистический прогноз рассчитан на основании трендового с поправкой на стандартную ошибку аппроксимации в модели (1.69)

Трендовый прогноз ИПЦ, полученный для сценариев укрепления тенге, стабильного тенге и ослабления тенге (в данной модели – относительно китайского юаня), показан на Рис. 1.19.

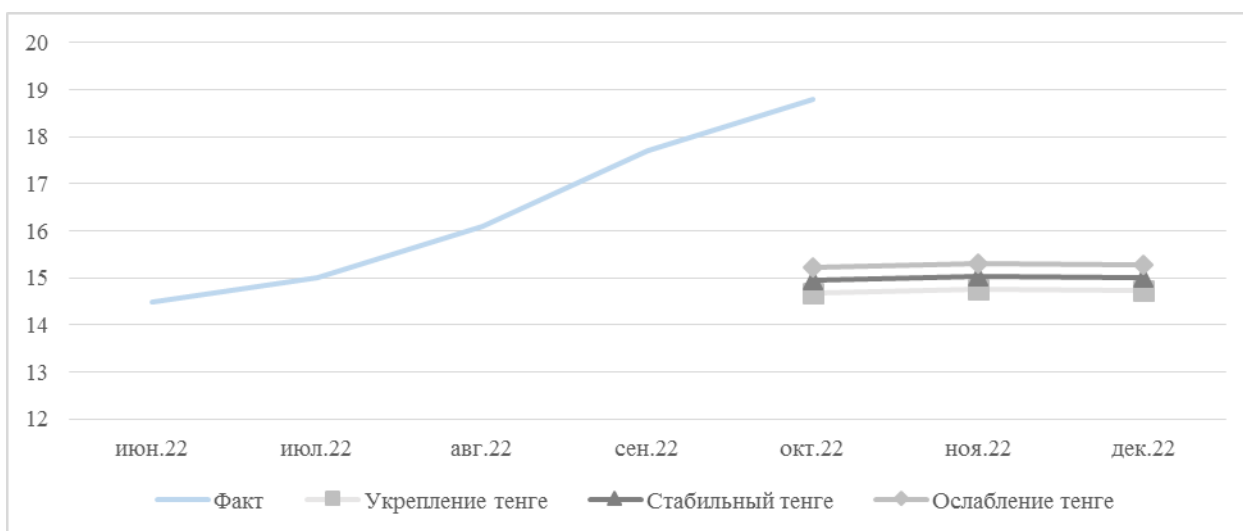


Рисунок 1.19 - Фактические данные по ИПЦ Казахстана (июль-октябрь 2022 года), а также его трендовый сценарный прогноз (октябрь-декабрь 2022 года), полученный по формуле (1.69)

Интервал прогноза более узкий, нежели в модели (1.55), что, по нашему мнению, связано с уменьшением ошибки прогноза, связанной с сокращением факторного пространства, по тем же причинам абсолютные прогнозные значения незначительно отличаются от сценария к сценарию.

По данным [41], инфляция в октябре 2022 года составила 18,8%, соответственно, относительная ошибка прогноза по каждому из сценариев равна:

- сценарий укрепления тенге: -0,19;
- сценарий стабильного тенге: -0,16;
- сценарий ослабления тенге: -0,14.

Как видим, реальное значение инфляции в октябре текущего года остается ближе к пессимистическому сценарию ослабления тенге, более того, оно даже значительно превышает его, и прогнозная способность данной модели оставляет желать лучшего.

В предположении, что в декабре 2022 года Центральный банк Республики Казахстан воспользуется возможностью изменения базовой ставки процента с целью регулирования уровня цен, рассчитаем индекс потребительских цен по формуле (1.69) и представим его в Таблице 1.24.

Таблица 1.24 - Сценарный прогноз влияния изменения базовой ставки процента на ИПЦ Казахстана в декабре 2022 года по формуле (1.69)

Сценарий для курса тенге	Сценарий для базовой ставки	Прогноз инфляции, %, г/г*		
		Оптимистический	Трендовый	Пессимистический
Укрепление тенге	+0,25 п/п	14,19	15,10	16,02
	-0,25 п/п	13,60	14,52	15,43
Стабильный тенге	+0,25 п/п	14,66	15,57	16,49
	-0,25 п/п	14,07	14,99	15,90
Ослабление тенге	+0,25 п/п	15,12	16,04	16,95
	-0,25 п/п	14,54	15,45	16,37

* оптимистический и пессимистический прогноз рассчитан на основании трендового с поправкой на доверительный интервал прогноза для модели (1.69)

Обратим внимание на то, что краткосрочный прогноз темпов инфляции, построенный по моделям, содержащим мультиколлинеарные объясняющие переменные (при условии, что каждая из этих переменных значима), неизменно оказывается более качественным, более близким к реальности, чем прогноз, осуществленный по моделям, в которых мультиколлинеарные переменные исключены. Эта закономерность является общей, она присуща моделям, которые строятся для различных объясняемых макроэкономических параметров по разным странам и временным периодам. Общий вывод из проведенных расчетов, в которых мы добивались очищения моделей от мультиколлинеарности переменных, заключается в том, что ее наличие не является помехой для построения качественного прогноза.

Теперь выполним краткосрочное прогнозирование индекса потребительских цен Казахстана, построив авторегрессионные модели. Попытка получения модели с распределенными лагами не увенчалась успехом, т.к. незначимыми на уровне значимости 0,05 оказывались коэффициенты регрессии для факторных переменных с более длинными лагами, а также свободный член. Высокую объясняющую способность и адекватность демонстрирует модель типа $AR(1)$ без свободного члена, см. Таблицу Б.68:

$$CPI_t = 1,02 * CPI_{t-1}. \quad (1.70)$$

Формула (1.70) свидетельствует о том, что ежемесячное увеличение индекса потребительских цен составляет 2,36 п.п. в среднем за исследуемый период.

Экстраполируем формулу (1.70) на три периода вперед, вследствие чего получим приведенные в Таблице 1.25 трендовые и интервальные прогнозы.

Таблица 1.25 – Интервальный и трендовый прогноз индекса потребительских цен в Республике Казахстан на октябрь-декабрь 2022 года по авторегрессионной модели (1.70)

Месяц	Прогноз инфляции, %, г/г*		
	Оптимистический	Трендовый	Пессимистический
Октябрь 2022 г.	17,21	18,12	19,03
Ноябрь 2022 г.	17,63	18,55	19,46
Декабрь 2022 г.	18,07	18,99	19,90

Изображение трендового прогноза, полученного по авторегрессионной модели (1.70), относительно прогнозов, полученных по модели (1.69), представлено на Рис. 1.20.

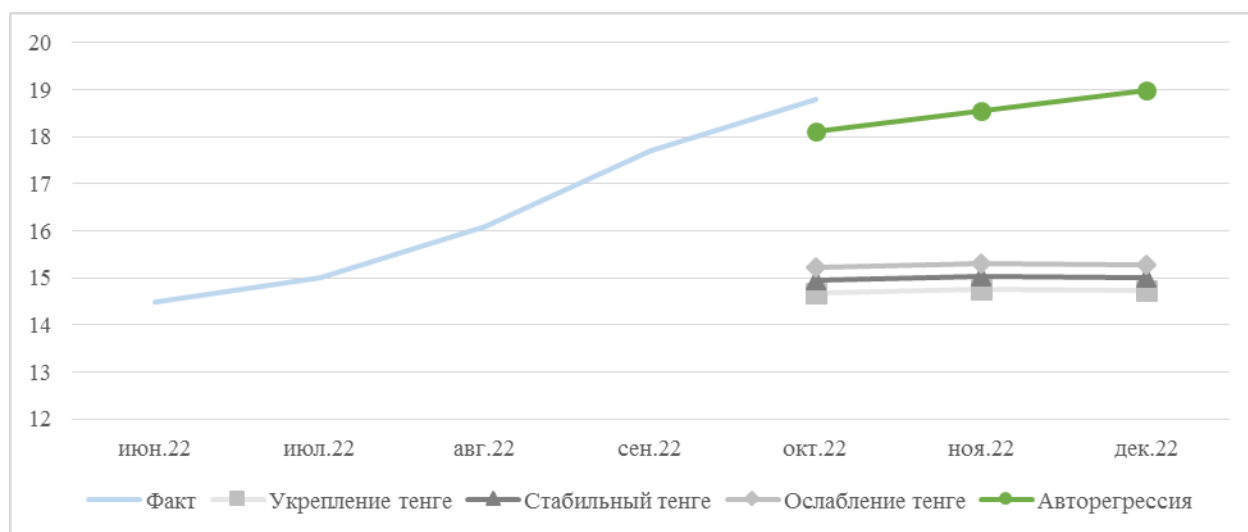


Рисунок 1.20 - Фактические данные (июль-сентябрь 2022 года), а также трендовые прогнозы (октябрь-декабрь 2022 года) инфляции в Казахстане, полученные по модели (1.70) и по модели (1.69) по разным сценариям

Обращаем внимание на то, что прогноз по авторегрессионной модели на октябрь 2022 года значительно отличается от не очень качественного прогноза, полученного по модели (1.69), и имеет минимальное отклонение от фактических данных, которые опубликованы на официальном сайте Бюро Национальной статистики [41], а именно:

– сценарий укрепления тенге: -0,08;

- сценарий стабильного тенге: -0,04;
- сценарий ослабления тенге: 0,01.

Таким образом, авторегрессионная модель (1.70) для целей прогнозирования динамики индекса потребительских цен в Казахстане оказалась наилучшей.

1.2.4 Краткосрочное качественное прогнозирование темпов инфляции в странах ЕАЭС на основе применения волновой динамики Эллиотта

Общая методология

К задачам краткосрочного прогнозирования динамических параметров применимы различные инструменты технического анализа. Мы используем один из них, а именно – теорию волновой динамики Ральфа Эллиотта [43]. Инструментарий, разработанный Эллиоттом, хорошо применим в целях выявления так называемой поворотной точки, или точки бифуркации. Из всего инструментария, в основе которого лежат разработанные Р.Н. Эллиоттом принципы волновой теории [44], нас интересует конкретный инструмент прогнозирования – завершающая диагональ (Ending Diagonal). Она указывает направление дальнейшего протекания волнового процесса на основе анализа динамики временного ряда. Этот инструмент с момента его изобретения широко используется, причем не только в исследовании технических систем, где он впервые возник, но и в экономических и социальных науках, в основном – для прогнозирования рядов динамики. Наибольшее распространение он приобрел в задачах исследования краткосрочной динамики рынков ценных бумаг.

Сам Эллиотт настаивал на том, что применяемые им инструменты позволяют любую сложную динамическую систему в известном смысле воспринимать как фрактальную, т.е. диктуемые волновыми принципами закономерности, которые применимы к анализу динамики целой системы, хорошо подходят и для анализа поведения отдельных ее составных частей, и наоборот.

Популяризаторами волновой теории Эллиотта в 70-е годы выступили Роберт Пректер и Альфред Фрост [45]. Они убедительно показали общесистемный характер данной теории, возможность ее применения к исследованию и прогнозированию динамики сложных систем различной природы – не только отраслевых рынков, но и макросистем, причем на разных временных горизонтах, и не только экономических, но и физических, и технических, и прочих систем.

В частности, Пректер и Фрост утверждали, что волновая динамика Эллиотта восходит к идее Фибоначчи о золотом сечении, лежащем в основе естественных пропорций элементов сложных динамических систем. Они обсуждали связь волн Эллиотта с длинными циклами (например, с волнами Кондратьева в экономике) и сверхдлинными циклами, динамика которых обусловлена изменениями парадигм политического устройства современных обществ, - в частности, выделяли суперцикл, берущий начало с 1789 года. Также Пректер и Фрост обнаружили связь волновой теории Эллиотта с теорией случайных блужданий – широко известным в науке теоретическим построением, тесно связанным с парадигмой случайного поиска, имеющей многочисленные приложения в современной физике и технических науках.

До нынешнего времени не прекращаются исследования аналогий применения волновой теории Эллиотта в задачах экономики и физики [46]. Авторы этих строк на своем исследовательском опыте убедились в том, что принцип завершающей диагонали Эллиотта показал хорошие результаты, например, в задачах прогнозирования распространения коронавируса в России и в отдельных ее регионах [47]. Эта задача, как легко понять, не имеет прямого отношения ни к экономике, ни к физике, но эвристический потенциал волновой теории Эллиотта и здесь оказался весьма высоким.

Смысл принципа завершающей диагонали заключается в том, что на графике временного ряда прямой линией соединяются точки, находящиеся в крайних верхних позициях (так называемые «шапки» или «шляпы»), и другой прямой линией – точки, находящиеся в крайних нижних позициях (так называемые «подошвы»). Если эти две линии расходятся и в ближайшей перспективе не пересекутся, то дальнейшая динамика временного ряда в краткосрочном горизонте сохранится в том направлении, которое указывает текущий тренд. Если же эти две линии сходятся, то динамика в скором времени сменится на противоположную по отношению к текущему тренду.

Глубина временного ряда, на которой обнаружили крайние левые опорные точки линии «шляп» и линии «подошв», покажут горизонт, на котором дальнейшая динамика отчетливо подтвердит направленность текущего тренда (если эти линии разошлись) или однозначно сменит эту направленность на противоположную (если эти линии сходятся). Чем глубже временной ряд, к которому пришлось прибегнуть для построения линий «шляп» и «подошв», тем более отдалена от текущего момента реализация прогноза, касающаяся укрепления или излома текущего тренда.

Как справедливо утверждали Пректер и Фрост, самое трудное в применении волновой теории Эллиотта состоит в том, чтобы отличить тренд от коррекции. В связи с этим можно заметить, что точки, через которые проходят линия «шляп» и линия

«подошв», можно выбрать различным образом, но временной горизонт прогноза об изменении или продолжении направленности тренда соответствует временному интервалу между соседними точками, через которые проходит линия «шляп», или между соседними точками, через которые проходит линия «подошв» (как правило, две соседние «шляпы» и две соседние «подошвы» отстоят друг от друга на сопоставимое расстояние).

В качестве примера рассмотрим рисунок 1.21.

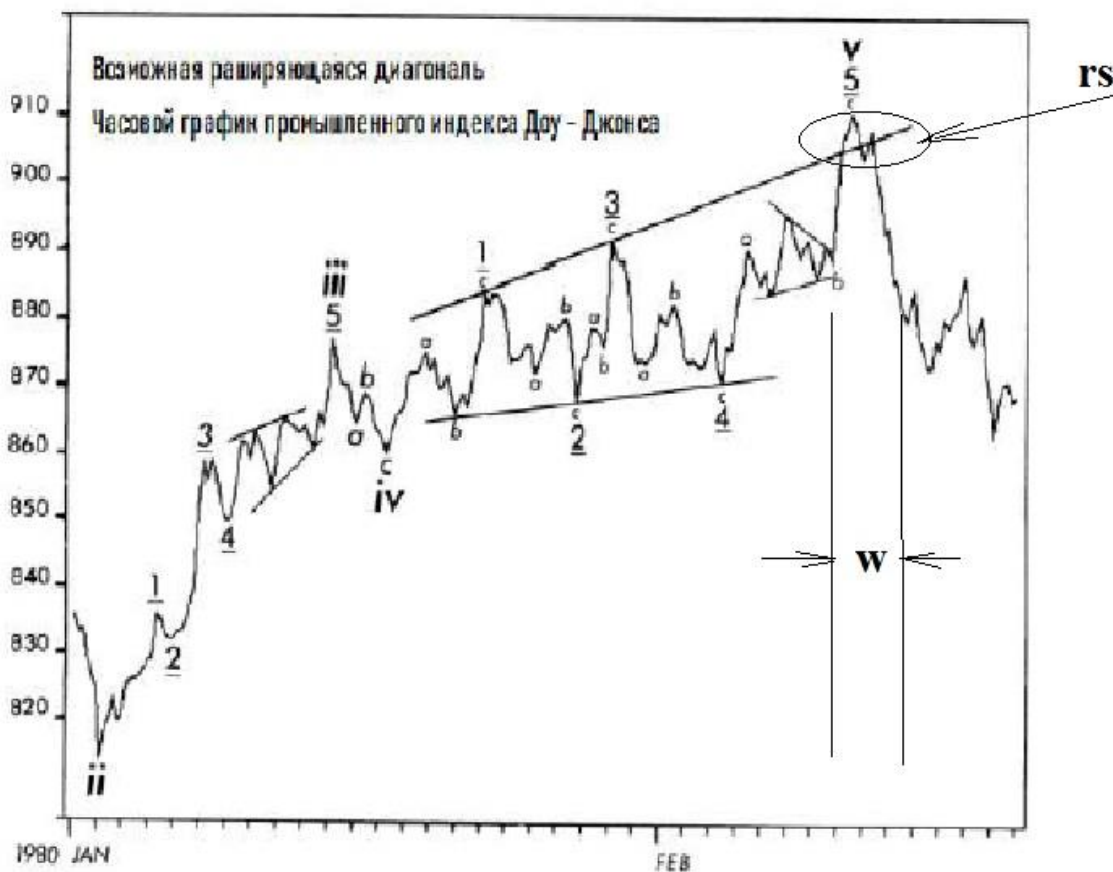


Рисунок 1.21 - Пример краткосрочного прогнозирования динамики временного ряда на основе принципа завершающей диагонали Эллиотта

На данном рисунке, в зависимости от целей прогнозирования, можно провести несколько разных линий «шляп» и «подошв». Если нам интересна ближайшая динамика исследуемого временного ряда, мы проводим линию «шляп» через точки, помеченные цифрами 1 и 3 на рисунке 1.21, а линию «подошв» - через точки, помеченные цифрами 2 и 4. В этом случае получаем расходящуюся конечную диагональ, т.е. прогнозируем дальнейший подъем значений временного ряда, приходящийся на момент, отстоящий от точки 4 на расстояние, примерно равное расстоянию между точками 2 и 4. Этот подъем на рисунке 1.21 обведен овалом, отмеченным стрелкой с надписью rs.

Если нам интересна дальнейшая динамика ряда, мы выбираем линии «шляп» и «подошв» несколько правее и рассматриваем колебания с более высокой частотой. Эти линии сходятся, а это значит, что в динамике временного ряда наступит снижение на расстоянии от последнего основания линий «шляп» и «подошв», примерно равном расстоянию между двумя выбранными «шляпами» или «подошвами». Этот интервал отмечен на рисунке 1.21 двумя вертикальными прямыми с буквой *w* между ними. В конце данного интервала, действительно, наблюдается спад значений временного ряда.

За пределами интервала, отмеченного буквой *w*, видим расходящиеся линии очередных «шляп» и «подошв» при нисходящем тренде, а это значит, что значения рассматриваемого временного ряда и далее продолжат снижение.

Теперь перейдем к анализу темпов инфляции по каждой стране ЕАЭС, используя технику завершающей диагонали Эллиотта.

Россия

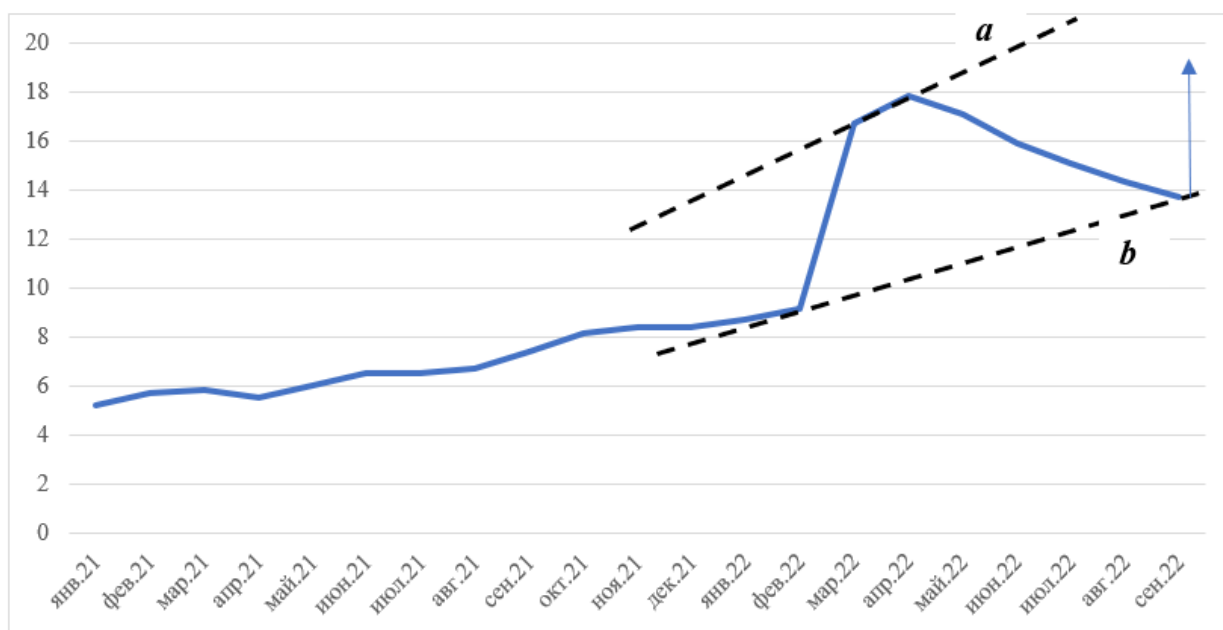


Рисунок 1.22 - Прогнозирование направления изменения инфляции в Российской Федерации после сентября 2022 года с применением волн Эллиотта

Применим описанные рассуждения к анализу краткосрочной динамики темпов инфляции в российской экономике.

Итак, на рис. 1.22 мы видим, что линия, соединяющая «шапки» наблюдений (*a*), растет с большей скоростью, нежели линия, соединяющая «подошвы» (*b*), при этом эти линии расходятся и в ближайшем будущем не пересекутся. Согласно волновой теории

Эллиотта, показатель инфляции находится на повышающей стадии волны и в ближайшее время на ней и останется. Небольшая глубина наблюдений, по которым построены линии «шляп» и «подошв», указывает на то, что полученный прогноз реализуется в самое ближайшее время, т.е. в весьма краткосрочной перспективе (предположительно, до конца 2022 года) в России следует ожидать роста общего уровня потребительских цен.

Казахстан

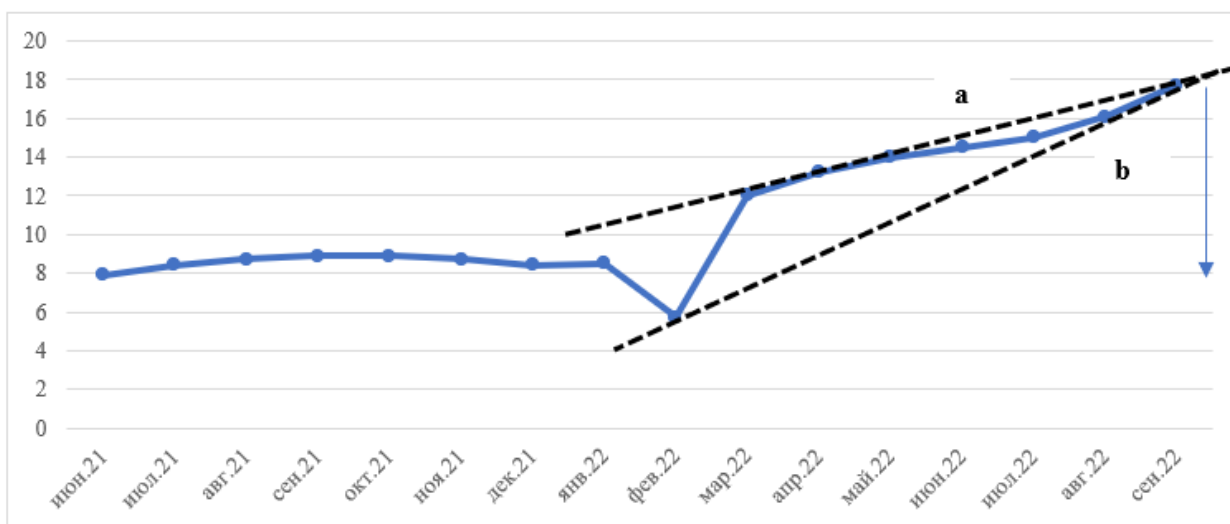


Рисунок 1.23 - Прогнозирование направления изменения инфляции в Республике Казахстан после сентября 2022 года с применением волн Эллиотта

Аналогично предыдущему волновому анализу Эллиотта, проделанному для темпов инфляции в России, посмотрим на волновую динамику показателей темпов инфляции в Казахстане (Рис. 1.23).

Линия (a), соединяющая «шапки» наблюдений, растет медленнее, нежели линия, соединяющая «подошвы» (b) и эти две линии уже пересекаются в сентябре 2022 года. Согласно теории Эллиотта, уже в октябре планируется излом тренда, и ИПЦ перейдет на понижающую траекторию и в ближайшее время на ней и останется. Таким образом, Казахстан в краткосрочной перспективе (как минимум, до конца 2022 года) ожидает снижение темпов роста потребительских цен. Это вполне согласуется с прогнозами, построенными методами регрессионного анализа, а также фактическим показателем ИПЦ в октябре 2022 г. (см. Таблицу А.23, [42]).

Беларусь

Используя данные [48], мы рассчитали ИПЦ за период с июня 2021 года по сентябрь 2022 года за месяц, к месяцу предыдущего года (см. Таблицу А.24). По этим данным построен график изменения данного показателя на Рис. 1.24.

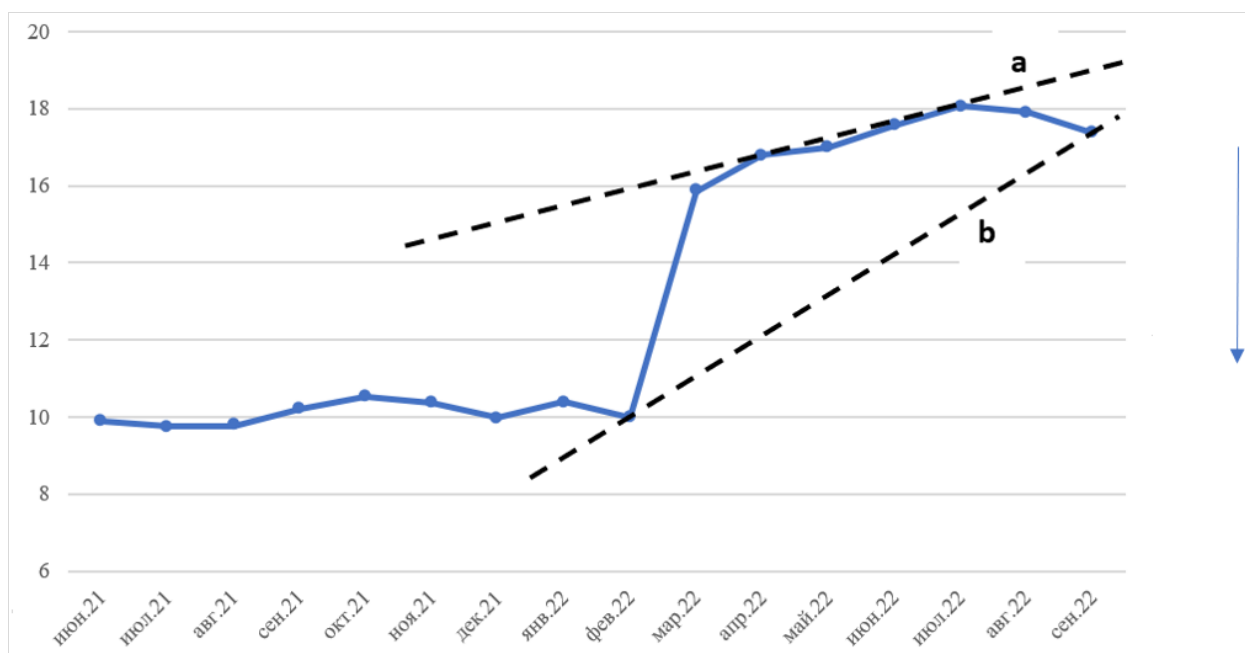


Рисунок 1.24 - Прогнозирование направления изменения инфляции в Республике Беларусь после сентября 2022 года с применением волн Эллиотта

На Рис. 1.24 линия (а) растет медленнее, нежели линия (б). Судя по динамике, две линии пересекаются в октябре-ноябре 2022 г., т.е. скорее всего, именно на этот период приходится точка бифуркации, после которой начнется нисходящая динамика ИПЦ.

Армения

Информация для проведения волнового анализа инфляции в Армении взята из официального сайта Центрального банка Республики Армения [49] и представлена в Таблице А.25. На ее основании построим график и проведем линии, соединяющие «шапки» и «подошвы», см. Рис. 1.25.

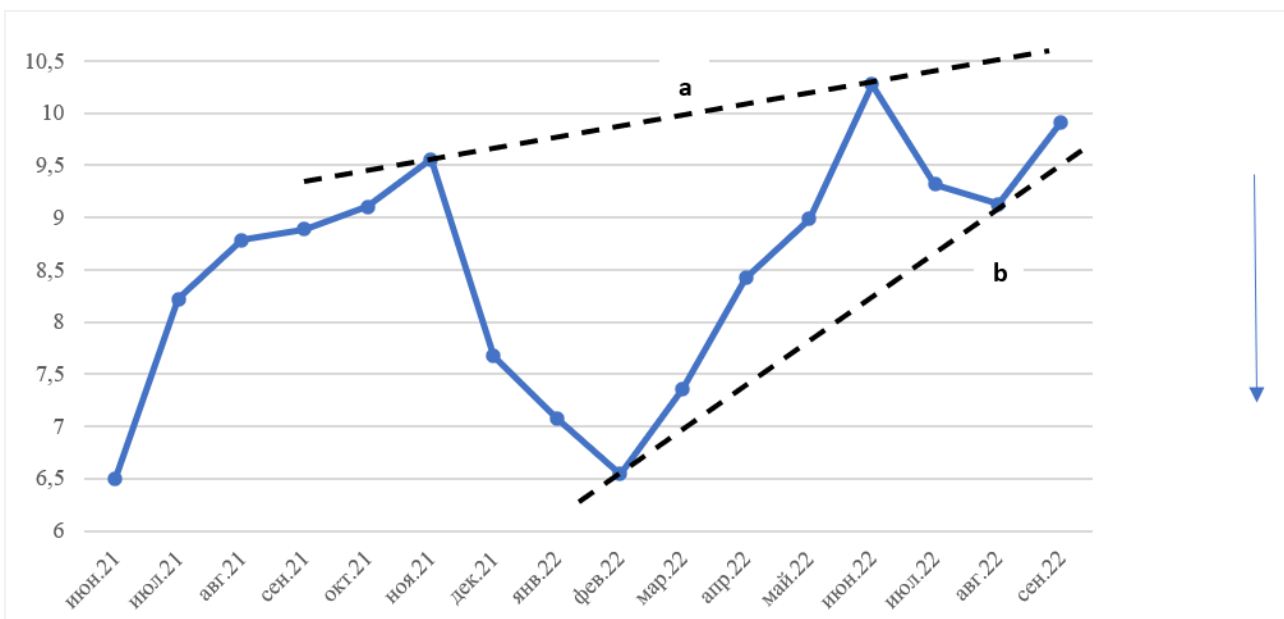


Рисунок 1.25 - Прогнозирование направления изменения инфляции в Армении после сентября 2022 года с применением волн Эллиотта

Итак, для Армении линия (a), соединяющая «шапки» наблюдений, также растет медленнее, нежели линия, соединяющая «подошвы» (b) и эти две линии, скорее всего, пересекутся в первом квартале 2023 года в том случае, если динамика показателя не выйдет за пределы этих линий (a) и (b). Таким образом, по нашему мнению, в феврале-марте 2023 года, согласно теории волновой динамики Эллиотта, состоится излом тренда и темпы роста инфляции начнут снижаться.

Кыргызстан

Данные Национального статистического комитета Кыргызской Республики [50], послужили источником оценки месячной инфляции в стране по отношению к соответствующему месяцу прошлого года, результаты которой представлены в Таблице А.26. Графически динамику этого показателя см. на Рис. 1.26.

Следовательно, согласно теории Эллиота, Кыргызстан также ожидает снижение темпов роста индекса потребительских цен примерно в ноябре-декабре 2022 года, быть может, несколько позже, учитывая глубину данных временного ряда, используемых для построения линии «подошв».

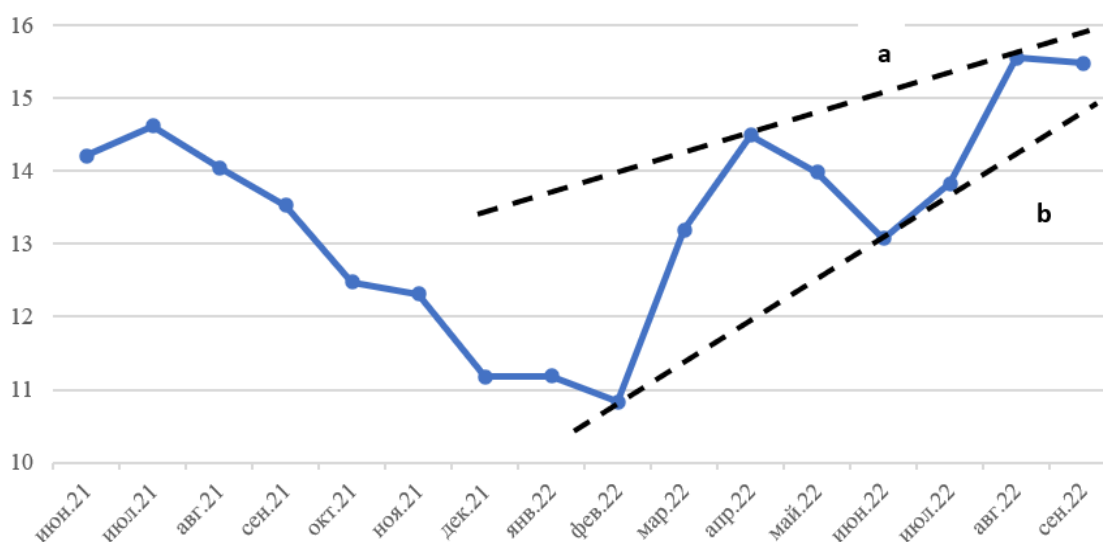


Рисунок 1.26 - Прогнозирование направления изменения инфляции в Кыргызской Республике после сентября 2022 года с применением волн Эллиотта

1.3 Подготовка описания и обоснования подходов к формированию прогнозов инфляции государств-членов с учетом асимметричного распределения прогнозов в предположении двухчастного нормального распределения

Любая методика прогнозирования предполагает, что определенная логика изменения наблюдаемых параметров, выявленная в ходе предшествующего анализа, на протяжении некоторого будущего промежутка времени сохранится. Иначе говоря, методы прогнозирования по своей природе основаны на экстраполяционных суждениях.

Экстраполяция – это высказывание с переменной, значение которой выходит за пределы интервала наблюдаемых значений этой переменной [51].

Работая с динамическими рядами переменных, мы имеем дело с временной экстраполяцией, поскольку будущий период времени, относительно которого мы формируем прогнозное суждение, выходит за пределы наблюдаемых значений временного интервала. Иначе говоря, будущее мы не можем непосредственно наблюдать, но можем сделать некие прогнозы о поведении динамических переменных, принимая достаточно разумные и правдоподобные предположения, основанные на анализе тенденций, выявленных благодаря наличию уже имеющихся данных.

Нашей ближайшей задачей является разработка среднесрочных прогнозов темпов инфляции в странах – членах ЕАЭС с использованием регрессионных факторных моделей инфляции, построенных в п. 1.1. Выбор модели, по которой осуществляется прогнозирование, определяется ее объясняющей способностью, а также возможностью

корректного среднесрочного прогнозирования значений объясняющих переменных, входящих в соответствующую модель.

1.3.1 Армения. Среднесрочные прогнозы темпов инфляции

Мы использовали модель (1.3) для прогнозирования индекса потребительских цен Республики Армения на среднесрочную перспективу, при этом рассчитали как трендовые, так и интервальные прогнозные значения. Для оценки интервала прогноза воспользовались следующими формулами:

$$S_p = S_y t_{\alpha, n-m-1}, \quad (1.71)$$

где S_p – средняя стандартная ошибка прогноза,

S_y – стандартная ошибка объясняемой переменной, которая будет увеличиваться с каждым периодом прогнозирования,

$t_{\alpha, n-m-1}$ – критическое значение критерия Стьюдента при вероятности допущения ошибки первого рода α и степенях свободы $n-m-1$.

При этом

$$S_y = S \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(t_p - \bar{t})^2}{\sum_1^n (t - \bar{t})^2}}, \quad (1.72)$$

где S – остаточная дисперсия по модели,

n – число наблюдений,

t_p – период прогнозирования,

\bar{t} – среднее число периодов.

Результаты прогнозирования представлены в Таблице 1.26.

Таблица 1.26 - Трендовый и интервальный прогнозы значения ИПЦ Армении на 2022-2024 гг.

Год	Минимальное значение прогноза	Трендовое значение прогноза, полученное по формуле (1.3)	Максимальное значение прогноза
2022	106,32	107,36	108,40
2023	102,40	103,58	104,76
2024	105,07	106,38	107,70

1.3.2 Беларусь. Среднесрочные прогнозы темпов инфляции

Используем модель (1.11) для прогнозирования значений ИПЦ на 2022-2024 гг. Поскольку в Таблице А.28 нет значений расходов консолидированного бюджета и коэффициента монетизации экономики за 2021 год, воспользуемся дополнительными источниками для их определения. Итак, по данным Белстата [52], приведенным к ценам 2016 года, объем расходов на конечное личное потребление составит 52902,6 млн. руб. На следующие, 2022 и 2023 годы, будем предполагать сохранение тенденции 2022 года, т.е. рост данного показателя на 0,9% в год.

Для вычисления коэффициента монетизации экономики будем исходить из сведений Минфина Республики Беларусь о том, что широкая денежная масса в 2021 году в среднем увеличилась на 6,6% при росте ВВП в 2,3% [53]. На 2022 год исходим из прогнозов, что ВВП Беларуси снизится на 4,7% (данные за 11 месяцев [54]), инвестиции сохранят динамику первого квартала, т.е. сократятся на 17,1% [55], а средний прирост денежной массы (на основании данных Национального банка за 10 месяцев [56]) составит 0,06%.

На 2023 год рассматриваем два сценария.

Сценарий 1, инерционный: при сохранении годовой динамики потребительских расходов норма накопления по сравнению с 2022 годом возрастает на 2 п.п., а уровень монетизации экономики остается без изменений.

Сценарий 2, ужесточение монетарной политики: в отличие от Сценария 1 сокращается уровень монетизации экономики на 2 п.п.

Результаты прогнозирования представлены в Таблице 1.27.

Таблица 1.27 - Трендовый и сценарный прогнозы значения ИПЦ Беларуси на 2022-2024 гг.

Год	Сценарий	Epc_{t-1}	rAk_{t-1}	VM_{t-1}	CPI_t
2022	Тренд	52430,7	17,9	39,0	107,67
2023	Тренд	52902,6	15,6	41,2	104,78
2024	Сценарий 1	53378,7	17,6	41,2	112,19
	Сценарий 2	53378,7	17,6	39,2	104,93

1.3.3 Казахстан. Среднесрочные прогнозы темпов инфляции

Используем формулу (1.21) для построения прогнозов изменения индекса потребительских цен в Республике Казахстан в 2022-2025 гг. Трендовые прогнозы за 2022-2023 гг. найдем, воспользовавшись исходными данными (Таблица А.29), т.е. значением уровня износа основных фондов за предшествующие годы. А на 2024-2025 гг. построим сценарные прогнозы, при которых в пессимистическом варианте уровень износа увеличивается ежегодно: в 2022 г. – до 40%, в 2023 г. – до 41%; в оптимистическом варианте уровень износа снижается: в 2022 г. – до 37%, в 2023 г. – до 35,5%. В связи с низкой объясняющей способностью модели, вызванной большой остаточной дисперсией объясняемой переменной, интервальный прогноз строить не будем, т.к. ширина доверительного интервала прогноза будет значительной (от дефляции до галопирующей инфляции), что, по нашему мнению, не вполне соответствует ситуации в экономике страны.

Прогнозные значения индекса потребительских цен, в т.ч. полученные с применением сценарного подхода, приведены в Таблице 1.28.

Таблица 1.28 - Трендовый и сценарные прогнозы значения ИПЦ Казахстана на 2022-2025 гг.

Год	Тип прогноза	Dfa_{t-2}	CPI_t
2022	Тренд	45,7	111,54
2023	Тренд	39,5	107,03
2024	Пессимистический сценарий	40,0	107,39
	Оптимистический сценарий	37,0	105,20
2025	Пессимистический сценарий	41,0	108,12
	Оптимистический сценарий	35,5	104,11

1.3.4 Кыргызстан. Среднесрочные прогнозы темпов инфляции

Модель (1.31) позволяет спрогнозировать значение ИПЦ на следующие два года на основании ретроспективных данных, представленных в таблице А.30. Итак, 2022 год: $121,31 - 0,87*26,2 + 29,66*0,28 = 106,89$ (%);

2023 год: $121,31 - 0,87*20,5 + 29,66*0,22 = 110,07$ (%).

Прогнозирование на 2024 год ввиду отсутствия в официальных данных [1] будем производить, исходя из информации о том, что прирост ВВП Кыргызстана в 2021 году составил 3,61% [1], а денежные переводы за 11 месяцев 2021 года возросли на 5,9% по сравнению с предшествующим годом [57]. Таким образом, $PR_{2021}=0,22$. Исходя из этого, прогноз ИПЦ на 2024 год:

$121,31 - 0,87*17,0 + 29,66*0,22 = 113,24$ (%).

Интервальные прогнозы нецелесообразны из-за большой стандартной ошибки модели (1.31).

1.3.5 Россия. Среднесрочные прогнозы темпов инфляции

Воспользуемся формулой (1.41) для прогнозирования дефлятора ВВП на 2022-2024 гг. При этом, в связи с отсутствием данных на конец 2022 года, используем ряд предположений, выявленных на основании анализа статистической информации.

1. Предположим, что темп роста широкой денежной массы в целом такой же, как и денежного агрегата М2, т.е. 13%. Поскольку объем ВВП 2021 года равнялся 131014,9 млрд. руб. в текущих ценах, тогда $VM_{2021}=65\%$. Остальные фактические данные 2021 года, необходимые для прогнозирования дефлятора ВВП в 2022 году, представлены в таблице А.31.

2. Для прогнозирования трендового показателя инфляции на 2023 год будем считать, что объем широкой денежной массы 2022 года в среднем останется на уровне октября, т.е. составит 86138 млрд.руб. [58], при прогнозируемом снижении объема ВВП на 2,9% [59]. Тогда $VM_{2022}=67,7\%$.

3. Исходя из прогноза Минэкономики по динамике инвестиций [60], предполагается их снижение на 2%, что при отмеченном ранее предполагаемом снижении объема ВВП позволяет ожидать роста нормы накопления $rAk_{2022}=17,7\%$.

4. Рассчитав средневзвешенную величину фактической степени износа основных фондов по ограниченному кругу крупнейших отраслей экономики, разумно предположить, что $Dfa_{2022}=41,2\%$.

5. Предположим, что расходы на конечное потребление органов государственного управления в 2022 году останутся на уровне II квартала, т.е. 18,2% ВВП [61], тогда сумма этих расходов в ценах 2010 года составит около 82087 млрд. руб.

6. Будем считать, что в 2023 году все относительные показатели, как то: степень износа основных фондов, норма накопления и процент монетизации, остаются без изме-

нений на уровне 2022 года, а объем государственных расходов возрастает на 2% к уровню 2022 года.

Исходя из указанных выше предположений, выполним трендовый прогноз дефлятора ВВП на 2022-2024 годы по формуле (1.41):

$$2022 \text{ год: } 96,11 + 0,91*39 + 8,74*17,5 + 0,81*65 - 4,4*10^{-6}*9325168,1 = 104,22 (\%)$$

$$2023 \text{ год: } 96,11 + 0,91*41,2 + 8,74*17,7 + 0,81*67,7 - 4,4*10^{-6}*8208661,3 = 114,99 (\%)$$

$$2024 \text{ год: } 96,11 + 0,91*41,2 + 8,74*17,7 + 0,81*67,7 - 4,4*10^{-6}*9850396,6 = 107,76 (\%)$$

Поскольку трендовое значение является неким усредненным показателем, учтем возможные отклонения от тренда, рассчитанные по формулам (1.71) и (1.72), и определим интервальный прогноз дефлятора ВВП в Таблице 1.20.

Отдельно в той же таблице рассмотрим разные сценарии развития событий в 2023 году при условии изменения неких параметров макросистемы, а именно:

Сценарий 1: рост нормы накопления на 1% при одновременном увеличении госрасходов до 10500 млрд. руб., тогда трендовое значение дефлятора будет равно:

$$96,11 + 0,91*41,2 + 8,74*18,7 + 0,81*67,7 - 4,4*10^{-6}*10500000 = 113,64 (\%).$$

Сценарий 2: рост нормы накопления на 1%, увеличение госрасходов до 10500 млрд. руб. и снижение степени износа основных фондов до 35%, тогда трендовое значение показателя составит:

$$96,11 + 0,91*35 + 8,74*18,7 + 0,81*67,7 - 4,4*10^{-6}*10500000 = 108 (\%).$$

Для каждого из сценариев также обозначим интервалы прогноза в Таблице 1.29.

Таблица 1.29 - Трендовые и сценарные интервальные прогнозы значения дефлятора ВВП в Российской Федерации на 2022-2024 гг.

Год	Сценарии	Минимальное значение прогноза	Трендовое значение прогноза, полученное по формуле (1.41)	Максимальное значение прогноза
2022	Тренд	99,59	104,22	108,84
2023	Тренд	109,41	114,99	120,56
	Сценарий 1	108,06	113,64	119,21
	Сценарий 2	102,43	108,00	113,58
2024	Тренд	101,69	107,76	113,83

В данной конфигурации, как легко видеть, трендовый прогноз без каких-либо дополнительных предположений можно считать инерционным, сценарий 1 связан с усилением активности государства, сценарий 2 – инновационно активное государство, направляющее госрасходы и государственные инвестиции на обновление, технологическую модернизацию производственных процессов.

Лишь этот последний сценарий позволяет удержать темпы инфляции в 2023 году в приемлемом интервале значений. В современной экономике России, как в очередной раз подтверждают проделанные расчеты, технологическая отсталость производства является одним из важных и постоянно действующих источников инфляции.

1.4 Заключение по разделу 1

Таким образом, в разделе 1 представлен разработанный авторским коллективом комплекс моделей, позволяющих осуществить краткосрочный (на основе использования помесечных данных) и долгосрочный (на основе использования годовых данных) анализ и прогнозирование темпов инфляции в государствах – членах ЕАЭС.

В разработанных моделях учтены в том числе:

- эффекты денежно-кредитной политики – путем включения ключевой ставки эмиссионного банка в число объясняющих переменных,
- эффекты бюджетно-налоговой политики – путем включения объема госрасходов, отношения совокупного внешнего долга к ВВП и (отчасти) нормы накопления в число объясняющих переменных, поскольку одним из критериев эффективности бюджетно-налоговой политики, в соответствии с парадигмой Арми – Рана, является «оптимальное» соотношение объема госрасходов к объему годового ВВП, обеспечивающее максимально быстрый прирост валового выпуска, что невозможно осуществить без воздействия на норму накопления,
- эффекты переноса обменного курса на темпы инфляции – путем включения обменных курсов в число объясняющих переменных, в том числе обменных курсов национальной валюты рассматриваемой страны к валютам стран, выступающих ее основными торговыми партнерами.

На основе разработанных моделей сформированы краткосрочные и среднесрочные сценарные прогнозы темпов инфляции. В рамках проведенных прогнозов в основе разделения сценариев могут лежать следующие обстоятельства:

- ширина доверительного интервала, что позволяет легко отделить «оптимистические» сценарии (соответствующие минимальным темпам инфляции) от «пессимистических»,

- параметры макроэкономической политики – изменение ключевой ставки, объема госрасходов, нормы накопления, степени износа основных фондов и проч.,

- внешние шоки, которые испытывает макросистема, - как правило, шоковый сценарий соответствует точкам «выброса» временного ряда, которые в модели были промаркированы дамми-переменной.

Сценарий, соответствующий внешнему шоку, не всегда приводит к ускорению инфляции. Например, кризис 2009 года соответствовал резкому снижению темпов инфляции на фоне развернувшейся в экономике рецессии, причем такое положение дел не является российской спецификой.

В качестве инструмента прогнозирования может быть взята значимая модель связи между темпом инфляции и любым набором переменных, каждая из которых значима в данном наборе регрессоров и относительно хорошо поддается прогнозированию, причем эта связь может иметь какой угодно вид, в том числе нелинейный и вообще немонотонный.

В этом ряду моделей отдельное место занимают однофакторные модели инфляции, в частности, модель, выражающая функциональную связь между темпом инфляции и объемом денежной массы, представленным в сопоставимых ценах, на основе использования годовых данных. Эта модель, называемая кривой Горидько, на среднесрочном временном промежутке (10-15 лет) чаще всего характеризуется U-образным трендом с единственной точкой минимума, характеризующей объем денежной массы, при котором темп инфляции минимален для данной макросистемы в предположении неизменности прочих ее макроэкономических характеристик.

Что касается проверок параметров на нормальность их распределения, то эта процедура в подавляющем большинстве экономических задач лишена практического смысла, поскольку переменные, выражающие результаты статистических наблюдений, чаще всего представляют собой итоги не экономических измерений, а предварительно проведенных экономических вычислений. Таким образом, ненаблюдаемые остатки могут быть распределены крайне сложным образом, несмотря на то, что экзогенно задаваемый вид связи между переменными имеет достаточно простой тренд.

В таких случаях нужно вспомнить так называемую Теорему Слуцкого: сумма бесконечного числа бесконечно малых случайных величин, ни одна из которых не имеет

выраженного перевеса (доминирования) над другими, распределена нормально, независимо от того, как распределено каждое из составляющих эту сумму слагаемых.

Поэтому чем большее число факторов (разумеется, каждый из них должен быть значим с точки зрения t -статистики) входит в модель, тем больше оснований полагать, что и объясняемая переменная, и ненаблюдаемая ошибка распределены нормально.

Такой вывод содержит ясный намек на то обстоятельство, что значимые объясняющие переменные без необходимости не следует исключать из модели, даже несмотря на наличие мультиколлинеарности в рассматриваемом наборе регрессоров. Прогноз, сделанный по модели с большим количеством значимых объясняющих переменных, как правило, более качествен, и опыт краткосрочного прогнозирования темпов инфляции на основе помесечных данных по странам ЕАЭС, проведенный в п. 1.2, этот вывод блестяще подтверждает.

2 Модели анализа и прогнозирования частных показателей инфляции по товарным группам в странах – членах ЕАЭС

2.1 Подготовка описания взаимосвязи между динамикой индекса потребительских цен и индекса цен производителей в государствах-членах, в том числе в разрезе отдельных укрупненных товарных групп

Проанализируем по каждой стране взаимосвязь различных индексов цен, а именно: индекса потребительских цен (ИПЦ, *CPI – Consumer Price Index*), индекса цен производителей промышленной продукции (ИЦП, *PPI – Producer Price Index*), индекса цен производителей сельскохозяйственной продукции (ИЦП СХ, *APPI – Agricultural Producer Price Index*), индекса тарифов на грузовые перевозки (ИТГ) и дефлятора ВВП (*GDP_{defl}*).

Корреляционные матрицы взаимосвязи индексов цен в странах – членах ЕАЭС, рассчитанные по годовым данным, представлены в Таблицах 2.1–2.5.

Таблица 2.1 - Корреляционная матрица взаимосвязи индексов цен в Республике Армения
за 2005-2021 гг.

	<i>CPI</i>	<i>PPI</i>	<i>APPI</i>	ИТГ	<i>GDP_{defl}</i>
<i>CPI</i>	1				
<i>PPI</i>	0,472	1			
<i>APPI</i>	0,494	0,604	1		
ИТГ	0,298	0,176	0,429	1	
<i>GDP_{defl}</i>	0,254	0,185	0,084	-0,094	1

Таблица 2.2 - Корреляционная матрица взаимосвязи индексов цен в Республике Беларусь
за 2005-2021 гг.

	<i>CPI</i>	<i>PPI</i>	<i>APPI</i>	ИТГ	<i>GDP_{defl}</i>
<i>CPI</i>	1				
<i>PPI</i>	0,972	1			
<i>APPI</i>	0,944	0,944	1		
ИТГ	0,880	0,883	0,865	1	
<i>GDP_{defl}</i>	-0,010	0,067	0,133	-0,055	1

Таблица 2.3 - Корреляционная матрица взаимосвязи индексов цен в Республике Казахстан
за 2005-2021 гг.

	<i>CPI</i>	<i>PPI</i>	<i>APPI</i>	ИТГ	<i>GDP_{defl}</i>
<i>CPI</i>	1				
<i>PPI</i>	0,462	1			
<i>APPI</i>	0,576	0,298	1		
ИТГ	0,102	0,309	-0,130	1	
<i>GDP_{defl}</i>	0,553	0,673	0,661	-0,086	1

Таблица 2.4 - Корреляционная матрица взаимосвязи индексов цен в Кыргызской Республике за 2005-2021 гг.

	<i>CPI</i>	<i>PPI</i>	<i>APPI</i>	ИТГ	<i>GDPdefl</i>
<i>CPI</i>	1				
<i>PPI</i>	0,701	1			
<i>APPI</i>	0,709	0,478	1		
ИТГ	0,738	0,483	0,247	1	
<i>GDP_{defl}</i>	0,617	0,422	0,732	0,185	1

Таблица 2.5 - Корреляционная матрица взаимосвязи индексов цен в Российской Федерации за 2005-2021 гг.

	<i>CPI</i>	<i>PPI</i>	<i>APPI</i>	ИТГ	<i>GDPdefl</i>
<i>CPI</i>	1				
<i>PPI</i>	0,367	1			
<i>APPI</i>	0,528	0,722	1		
ИТГ	0,661	0,435	0,312	1	
<i>GDP_{defl}</i>	0,073	0,623	0,395	0,509	1

Обращает на себя внимание тот факт, что корреляционные связи между индексами цен, рассчитанные по годовым данным, никак не связаны с корреляцией между теми же параметрами, рассчитанной по месячным данным. В частности, в Беларуси парная линейная корреляция между индексом потребительских цен и индексом цен производителей по месячным данным превышает 80%, тогда как годовые данные этих же индексов не обнаруживают значимой связи.

В Беларуси, как ни в какой другой стране ЕАЭС, частные индексы цен сильно коррелируют друг с другом, но значимой линейной корреляции с общим дефлятором нет, поскольку в разные временные периоды (из рассматриваемого интервала) различные частные индексы цен вносят более весомый вклад в формирование общего уровня цен. Поэтому значимая корреляция дефлятора ВВП с частными индексами обнаруживается в данной стране лишь локально, на 5-6-летних временных промежутках.

Напротив, наиболее тесная и долгосрочная взаимосвязь между всеми индексами цен, включая дефлятор ВВП, наблюдается в Кыргызстане. Относительно синхронные изменения цен по товарным группам свидетельствуют о том, что за рассматриваемый период (2005-2021 гг.) ценовые пропорции не испытывали серьезных потрясений.

В ходе первого этапа реализации проекта был построен ряд моделей, выражающих связь дефлятора ВВП и ИПЦ с другими индексами цен. В частности, для Беларуси получилась модель:

$$CPI_{\text{Беларуси}} = 19,56 + 0,41 * PPI + 0,40 * ИЦС,$$

где ИЦС – индекс цен в строительстве. Для нее $R^2=0,97$, $\alpha = 0,05$ (это значимость наименее значимого регрессора).

Модель для Кыргызстана:

$$CPI_{\text{Кыргызстан}} = 32,97 + 0,15 * APPI + 0,29 * \text{ИЦС} + 0,23 * \text{ИТГ}.$$

Здесь $R^2=0,9$, $\alpha = 0,05$.

Модели для дефляторов ВВП выглядят следующим образом.

Армения: $GDP_{defl} = 69,05 + 0,12 * PPI + 0,08 * APPI + 0,13 * \text{ИЦС}$ ($R^2=0,72$, $\alpha = 0,1$).

Беларусь: $GDP_{defl} = 0,62 * PPI + 0,58 * \text{ИЦС} - 0,18 * \text{ИТГ}$ ($R^2=0,99$, $\alpha = 0,1$).

Казахстан: $GDP_{defl} = 77,45 + 0,31 * PPI$ ($R^2=0,62$, $\alpha = 0,01$).

Кыргызстан: $GDP_{defl} = 35,91 + 0,23 * PPI + 0,23 * APPI + 0,21 * \text{ИЦС}$ ($R^2=0,93$, $\alpha = 0,1$).

Россия: $GDP_{defl} = 28,62 + 0,74 * PPI$ ($R^2=0,75$, $\alpha = 0,05$).

2.2 Подготовка обзора наиболее чувствительных групп товаров, на которые оказывают влияние внутренние и внешние факторы

Продолжим структурный анализ индекса потребительских цен на примере Казахстана, построив модели зависимости этого индекса от изменения цен на укрупненные группы товаров и услуг. Исходные данные для анализа, полученные из официального сайта Бюро национальной статистики Агентства по стратегическому планированию и реформам [15] за 2010-2021 годы, приведены в Таблице А.32.

Для начала построим структурную модель индекса потребительских цен:

$$CPI = -1.49 + 0,4 * Z1 + 0,3 * Z2 + 0,32 * Z3. \quad (2.1)$$

В этой модели $Z1$ – индекс цен на продовольственные товары, $Z2$ – индекс цен на непродовольственные товары, $Z3$ – индекс цен на платные услуги для населения.

При 100%-ной объясняющей способности модель адекватно описывает исходные данные, но свободный член незначим (см. Таблицу В.1), его исключение позволило получить следующую модель:

$$CPI = 0,39 * Z1 + 0,3 * Z2 + 0,31 * Z3. \quad (2.2)$$

Данная модель, помимо высокой объясняющей способности, характеризуется значимостью функции в целом и всех ее параметров на уровне значимости 0,01 (Таблица В.2).

Как видим, прирост индекса потребительских цен состоит на 39% из прироста цен на потребительские товары, на 30% – на непродовольственные товары и на 31% – на платные услуги для населения. Получаем, что эти укрупненные группы благ приблизительно равно чувствительны к изменению индекса потребительских цен.

Далее рассмотрим модели влияния изменения цен на отдельные более мелкие группы товаров (услуг) на агрегированный показатель ИПЦ.

$$CPI = 113,15 + 0,55*W2 - 0,19*W4 - 0,28*W6 - 0,15*W11. \quad (2.3)$$

В данной модели $W2$ - индекс цен приобретения продукции производственно-технического назначения промышленными предприятиями (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года), $W4$ - индекс цен производителей продукции сельского хозяйства (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года), $W6$ - индекс цен на продукцию рыболовства и рыбоводства (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года), $W11$ - индекс цен экспортных поставок товаров, продукции (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года).

Как свидетельствуют характеристики модели, описанные в Таблице В.3, около 77% вариации индекса потребительских цен можно объяснить изменением факторов, входящих в модель (2.3). Формула адекватно описывает исходные данные, а коэффициенты регрессии значимы как минимум на уровне значимости 0,1.

«Автономное» значение ИПЦ, которое не зависит от изменения включенных в модель независимых переменных, составляет 13,15%. Согласно модели (2.3), если предположить, что цены по всем частным товарным группам вырастут за год на 1 п.п., то ИПЦ за этот год окажется порядка 6%.

К росту потребительских цен прежде всего приводит изменение стоимости продукции производственно-технического назначения, приобретаемого предприятиями. В то же время, согласно модели (2.3), цены на произведенную сельскохозяйственную продукцию, продукцию рыболовства и рыбоводства, а также цены экспортных поставок обнаруживают обратную связь с ИПЦ.

Такой вывод в целом не противоречит реальности, принимая во внимание тот факт, что ни индекс цен производителей промышленной продукции, ни индекс цен производителей сельскохозяйственной продукции на среднесрочных интервалах не показывают значимой корреляции с ИПЦ (см. Таблицу 2.3).

Рассмотрим связь индекса потребительских цен, а также дефлятора ВВП со структурными элементами – отраслевыми дефляторами, рассчитанными производственным методом, т.е. с изменением цен по отдельным видам экономической деятельности. Исходные данные для подобных расчетов приведены в Таблице А.33.

Итак, формула дефлятора ВВП в зависимости от изменения цен производителей по видам экономической деятельности имеет вид:

$$GDP_{defl} = 30,94 + 0,49*X1 + 0,205*X3. \quad (2.4)$$

В данной модели $X1$ – отраслевой дефлятор обрабатывающей промышленности, $X3$ – отраслевой дефлятор услуг водоснабжения, сбора, обработки и удаления отходов, деятельности по ликвидации загрязнений.

Для данной модели $R^2=0,87$, она адекватно описывает исходные данные, коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 0,05 (Таблица В.4).

В соответствии с моделью (2.4), 49% прироста дефлятора ВВП получается за счет роста цен продукции обрабатывающих производств, 20,5% – за счет увеличения цен на услуги водоснабжения, обработки отходов и пр. и около 31% – вследствие изменения цен по другим видам деятельности.

На индекс потребительских цен влияние оказывает вариация дефлятора для следующих видов деятельности:

$$CPI = 86,69 + 0,35*X1 + 0,08*X6 - 0,26*X8. \quad (2.5)$$

Здесь, как и в предыдущей модели, $X1$ – отраслевой дефлятор обрабатывающей промышленности, $X6$ – отраслевой дефлятор финансовой и страховой деятельности, $X8$ – отраслевой дефлятор вида деятельности, включающего государственное управление, оборону, обязательное социальное обеспечение.

Как показывают характеристики, приведенные в Таблице В.5, коэффициент детерминации функции равен 0,83, модель в целом значима, а ее параметры значимы на уровне 0,1.

Заслуживает внимания тот факт, что расходы на государственное управление оказывают дефляционный эффект на индекс потребительских цен. Это согласуется с результатами, согласно которым госрасходы в целом (в частности, расходы на социальное обеспечение) по некоторым временным периодам имеют антиинфляционную направленность и снижают общий уровень цен в экономике.

2.3 Разработка системы мониторинга цен на продовольственные и непродовольственные товары в крупных онлайн-магазинах государств - членов ЕАЭС (веб-скрейпинг), а также на основании полученных данных системы прогнозирования индексов потребительских цен на продовольственные и непродовольственные товары

Слово «скрейпинг» (scraping) в переводе с английского означает «соскабливание». Термином веб-скрейпинг называют скачивание какой бы то ни было информации с различных веб-сайтов, осуществляемое с определенной целью, безотносительно к

характеру и содержанию скачиваемой информации, к периодичности этого процесса и к степени его автоматизации.

Веб-скрейпинг объединяет функции краулинга и парсинга, т.е., с одной стороны, поиска требуемой информации и ее скачивания с целевых сайтов, с другой стороны – ее представления в удобном для дальнейшего использования формате и, возможно, даже частичного анализа.

Веб-скрейпинг часто применяется в случаях, когда нужно получить значительные объемы более-менее однородной по смыслу информации. Например, компьютерные программы, предназначенные для мониторинга контента социальных сетей, активно используют встроенные подпрограммы, осуществляющие веб-скрейпинг.

Он применяется в ситуациях, когда нужно осуществить конкурентную разведку по ограниченному кругу благ, отслеживая изменения ассортимента и цен на определенном локальном рынке. Также веб-скрейпинг используется для мониторинга новостей по определенным ключевым словам, отслеживания изменений на ограниченном количестве сайтов (например, количества публикаций определенных авторов или на определенную тему), сбора информации о потенциальных клиентах, формирования базы данных по актуальной для заказчика тематике.

Сильными сторонами веб-скрейпинга являются высокая скорость получения необходимой информации, возможность представления этой информации в виде, удобном для дальнейшей ее обработки и использования, а также относительная широта охвата наблюдаемых объектов [62].

Ценовой веб-скрейпинг осмыслен и приносит разумные результаты в тех случаях, когда осуществляющая его фирма (организация) хочет разобраться в деталях ценовых стратегий своих конкурентов, своих потребителей (смежников, если она поставляет промежуточный продукт) или своих поставщиков. В этом случае усилия фирмы-скрейпера локализованы на определенном отраслевом рынке, где реализуются интересные ее ценовые стратегии. Скрейпинг цен на более широкий ассортимент благ на практике встречается не в пример редко, и на это есть определенные причины содержательного характера, относящиеся к целям веб-скрейпинга и к возможностям использования его результатов.

Обозначим ряд соображений, совокупность которых позволяет решить вопрос о целесообразности осуществления ценового веб-скрейпинга по многочисленным видам благ, розничные цены которых можно обнаружить в открытом доступе.

1. Технические детали.

Существуют несколько специализированных программ, при помощи которых можно осуществлять веб-скрейпинг, и даже в некоторой степени автоматизировать его, задавая выход систематизированной информации в табличном формате в программе MS Word или MS Excel. Подавляющее большинство этих программ не принадлежит к числу бесплатных сервисов, их использование стоит денег, объем которых пропорционален времени использования программы.

Разработка собственной программы в таких условиях нецелесообразна, а за пользование уже имеющимися программами нужно заплатить. Именно поэтому задачи, связанные с веб-скрейпингом, часто выносятся на аутсорсинг и осуществляются сторонними специализированными фирмами по заказу организаций-клиентов, заинтересованных в обладании соответствующей информацией, в частности, в формировании баз данных определенного содержания и назначения.

2. Степень полноты информации, получаемой в результате скрейпинга.

Технически возможно организовать веб-скрейпинг ценовой информации по ограниченному кругу товарной номенклатуры (как продовольственных, так и непродовольственных товаров) с официальных сайтов торговых площадок (условно говоря, гипермаркетов). Однако для того, чтобы эту информацию можно было использовать при расчете каких бы то ни было ценовых индексов, необходимо знание еще целого ряда обстоятельств, в том числе параметров нестоимостного характера, для выяснения которых ценовой веб-скрейпинг не поможет.

1) Нужно знать, какова доля соответствующих видов благ (по каждому благу в отдельности) в общей корзине благ, по которой ведется расчет ценовых индексов, либо в валовом выпуске исследуемой макросистемы. Иначе говоря, для расчетов ценового индекса недостаточно знать, что на таких-то торговых площадках цена определенного блага имела определенное значение в определенный момент времени. Нужно еще знать, какова доля этого блага в корзине потребляемых в данной макросистеме благ или в корзине создаваемых в данной макросистеме благ. И чем более дробным является горизонт расчета, тем более дробным является и временной период, за который формируется корзина. Например, при попытках расчета ежедневного индекса потребительских цен нужно знать, какова доля данного блага в корзине ежедневно потребляемых благ.

2) Розничные цены на одни и те же виды благ на разных торговых площадках, вообще говоря, различны. Поэтому по каждому виду рассматриваемых благ, помимо уровня цены, нужно знать, какова доля оборота данного блага, осуществляемая посредством данной торговой площадки. Если бы веб-скрейпинг позволил контролировать

площадки, на которых оборачивается весь продаваемый объем данного блага (что для подавляющего большинства благ технически невозможно), то цена данного блага в данной макросистеме вычислялась бы взвешенным усреднением уровней цен, наблюдаемых в процессе веб-скрейпинга.

3) При помощи веб-скрейпинга можно наблюдать только розничные цены на интересующие нас виды благ. Эти наблюдаемые уровни цен не позволяют очистить, например, цены производителей от торговых наценок, налогов и акцизных сборов, транспортных расходов и т.д. Поэтому при использовании данных скрейпинга всегда возникает вопрос: какой ценовой индекс получаем в результате проделанных расчетов и оценок. В итоге получается, что веб-скрейпинг можно использовать (при условии наличия информации о натуральных долях оборота соответствующих видов благ) лишь для расчета динамики потребительских цен.

4) Процедура скрейпинга, даже если она технически безупречно поставлена, позволяет наблюдать цены далеко не на все виды благ. Наиболее сложная в этом смысле категория благ – это услуги, в том числе услуги, оказываемые населению. Предположим, что с ценами на услуги сферы ЖКХ, на образовательные услуги и на услуги пассажирских перевозок кое-как можно справиться при помощи веб-скрейпинга. Но цены на услуги парикмахерских, химчисток, услуги финансового и банковского консультирования, медицинские, транспортно-логистические услуги таким способом оценить крайне проблематично. Кроме того, не всегда информация о ценах, представленная на веб-сайтах, соответствует ценам реальных сделок, осуществляемых на практике. Например, это касается вторичных рынков - рынка недвижимости, рынка подержанных автомобилей и проч. Также по многим видам благ, реализуемых по каналам розничной торговли, именно в те периоды, когда цены быстро растут, информация на сайтах «случайным» образом запаздывает по отношению к фактическим ценам реализации этих благ.

Таким образом, в результате проведения процедуры веб-скрейпинга невозможно рассчитать какой бы то ни было индекс цен. В лучшем случае мы получим что-то вроде индекса бигмака, только по более широкому ассортименту благ, но по относительно узкому кругу торговых площадок.

3. Юридические детали.

В некоторых случаях степень легальности самой процедуры веб-скрейпинга вызывает вопросы. Не всегда владелец или администратор сайта, на котором размещена требуемая информация, является правообладателем этой информации. Правообладатель вправе запретить свободное скачивание соответствующей информации. В некоторых случаях оно запрещается для любых нерезидентов или для резидентов определенного

круга «недружественных» стран. Тот факт, что скрейпинг технически возможен, не подтверждает того, что это действие законно.

Кстати, некоторые программы-скрейперы содержат встроенную функцию автоматической подмены IP-адреса, с которого осуществляется доступ, при установлении коннекта с сайтом, откуда необходимо скачать информацию [63]. Тем самым, разработчики программ защищают интересы заказчиков скрейпинга, заранее подразумевая, что их запросы могут содержать элементы нарушения законодательства той или иной страны.

Именно в связи с этим многие сайты устанавливают программную защиту от скрейпинга как разновидности несанкционированного доступа к данным, хранящимся на этих сайтах. В особенности это связано с соблюдением норм, диктуемых Законом о персональных данных (в Российской Федерации он имеет статус Федерального Закона) и другими аналогичными законодательными актами, действующими в различных странах мира.

4. Степень целесообразности ценового скрейпинга.

Наконец, ключевой вопрос при организации веб-скрейпинга заключается в том, с какой частотой его нужно проводить. Технически существует возможность скрейпинга данных в ежедневном режиме и даже чаще, если это потребуется по каким-то причинам. Однако накопление ежедневных данных об уровнях цен на определенные виды благ сродни накоплению ежедневных сводок о состоянии погодных условий – среднесуточная температура, давление, влажность, направление и скорость ветра, осадки и проч. Результаты такого скрейпинга представляют скорее историко-статистический интерес, нежели прикладную, практическую необходимость.

Если предположить, что удалось разработать методики прогноза ежедневного уровня инфляции, и для этого нужны данные скрейпинга, то и в этом случае совершенно неясно, как этими методиками воспользоваться. Любые меры макроэкономической политики действуют с определенными лагами, поэтому череда ежедневных прогнозов не предоставляет возможности реально воздействовать на ход событий.

Более разумно использовать помесечные данные об уровнях цен на соответствующие виды благ, но эта работа более профессионально и планомерно ведется органами страновой статистики, вычисляющими помесечные темпы открытой инфляции, выражаемые рядом ценовых индексов.

В целом процедура мониторинга уровней цен на определенные виды благ является дублированием функций национальных статистических ведомств соответствующих стран. Информация о динамике уровней цен по широкому ассортименту благ, которой располагают страновые органы статистики, более достоверна, разнообразна и полна, а

значит - более применима на практике для анализа и прогнозирования, нежели полученная из обрывочных данных веб-скрейпинга.

Алгоритм формирования ценовых индексов при помощи процедуры веб-скрейпинга кратко можно представить следующим образом.

1) Выбор программы, при помощи которой будет осуществляться веб-скрейпинг: разработка этой программы или покупка доступа к использованию уже существующей программы на время, в течение которого необходимо осуществлять ценовой скрейпинг.

2) Выбор множества релевантных сайтов, на которых представлена информация о ценах розничных продаж товаров и услуг.

3) Выбор набора благ, цены продаж которых подлежат скрейпингу.

4) Подбор первой группы экспертов, способных оценить текущее соотношение объемов соответствующих благ, реализуемых на различных торговых площадках.

5) Подбор второй группы экспертов, способных оценить стоимостные доли разных видов благ в усредненной потребительской корзине домохозяйств.

6) Настройка скрейпинговой программы на проведение процедуры ценового скрейпинга по целевым сайтам и группам благ с заданной периодичностью.

7) Настройка скрейпинговой программы на требуемый формат вывода и представления полученных данных, например, группировка результатов скрейпинга в виде системы файлов, доступных для чтения и обработки данных программой MS Excel. Система файлов может быть организована, например, в соответствии с разделением выбранного набора благ на группы – продовольственные товары, непродовольственные товары и услуги.

8) Запуск скрейпинговой программы.

9) Обзор итогов ценового скрейпинга. «Просеивание» набора благ, т.е. исключение из выбранного набора тех благ, цены продаж которых оказались недоступны в течение каких-либо временных периодов, по которым проводился скрейпинг.

10) Опрос первой группы экспертов, который может проводиться в различных формах. Результатом этого опроса должна стать система показателей, выступающих в роли весовых коэффициентов при агрегировании цен на соответствующие виды благ, реализуемых на различных торговых площадках.

11) Взвешенное усреднение цен на одно и то же благо (на каждое благо из окончательно сформированного «просеянного» набора благ) на разных торговых площадках. Результатом является получение средневзвешенной цены на каждое из выбранных благ в каждом временном срезе, по которому проводился скрейпинг.

12) Опрос второй группы экспертов, результатом которого становится система коэффициентов, выражающих стоимостную долю расходов на каждое из выбранных благ в совокупных потребительских расходах усредненного (типичного) домохозяйства.

13) Взвешенное усреднение найденных в п. 11 средневзвешенных цен на каждое благо по всем видам благ в соответствии с долей, занимаемой каждым из выбранного набора благ в общей потребительской корзине среднестатистического домохозяйства. Эти взвешенные усреднения нужно провести по каждому временному срезу, по которому проводился скрейпинг. В результате получается некая оценка усредненных потребительских расходов домохозяйств на основании данных о ценах розничных продаж тех благ, которые вошли в рассматриваемый набор.

14) Сопоставление по временным периодам полученных в п. 13 усредненных потребительских расходов домохозяйств. Принимая за 100% полученное значение усредненных потребительских расходов за наиболее ранний период, по которому проводился скрейпинг, нужно рассчитать в пропорции к нему аналогичные значения усредненных расходов, полученные по последующим временным срезам. В результате получается некое подобие цепных индексов потребительских цен (цепные квазииндексы).

Относя величину усредненных расходов на каждом последующем временном срезе к аналогичной величине расходов на предыдущем срезе, можно получить квазииндексы потребительских цен, рассчитанные с необходимой частотой, которая predetermined частотой проведения процедуры веб-скрейпинга.

Эти квазииндексы могут быть рассчитаны по отдельным группам благ из выбранного ассортимента, например, отдельно ценовой квазииндекс по группе продовольственных товаров, по группе непродовольственных товаров, по группе услуг, либо по более дробным группам благ – в зависимости от поставленной цели расчетов.

15) Построенные динамические ряды ценовых квазииндексов можно использовать для получения прогнозных значений этих рядов на некоторую перспективу вперед. По-видимому, наилучшими в этом смысле являются трендовые методы прогнозирования. Инструментом построения прогноза могут быть, например, авторегрессионные модели необходимой глубины.

2.4 Подготовка руководства пользователя с описанием методологии и инструкцией по построению краткосрочного и среднесрочного прогнозов индекса потребительских цен, индекса цен на продовольственные товары, непродовольственные товары и услуги во всех государствах – членах ЕАЭС

2.4.1 Методология построения краткосрочного и среднесрочного прогнозов индексов цен

Любая методология прогнозирования каких бы то ни было индексов цен должна исходить из того факта, что построение прогноза представляет собой человеко-машинную задачу, решение которой нельзя полностью автоматизировать и передоверить расчетной программе.

В основе разработанной нами методологии прогнозирования лежит использование регрессионных моделей ценовых индексов. Этот инструмент, с нашей точки зрения, наилучшим образом отвечает поставленным задачам, и эта точка зрения была обоснована выше. Исходным материалом для построения прогноза являются данные национальной статистики.

Методология прогнозирования включает построение некоторого разумного количества различных моделей и выбор среди них тех, на основе которых будет проводиться прогнозирование темпов инфляции. Выбор этих моделей обусловлен следующими обстоятельствами:

- возможность прогнозирования факторов, входящих в модель, на том временном горизонте, на котором исследователь способен обеспечить надлежащую глубину их прогноза,
- объясняющая способность модели: чем выше коэффициент детерминации, тем (при прочих равных условиях) более узок доверительный интервал прогнозных значений,
- включение в модель значительного количества разнородных (имеющих различную экономическую природу) значимых объясняющих переменных.

Модели, выражающие функциональные связи между прогнозируемыми индексами цен и другими индексами, в рамках данной задачи не подлежащими прогнозированию, по нашему опыту лучше не использовать в целях построения прогноза. Во-первых, большинство факторных моделей такого рода носит структурный характер, т.е. выражает функциональную связь между некой агрегированной субстанцией и отдельными частями, эту субстанцию составляющими. Связь такого рода может быть менее устойчивой, нежели показывает обнадеживающий исследователя высокий коэффициент детерминации. Во-вторых, используя подобные модели для прогнозирования каких-либо индексов цен, исследователь тем самым стоящую перед ним задачу прогнозирования одних индексов подменяет задачей прогнозирования других, и далеко не факт, что эта подмена облегчит ему работу и сделает его усилия более успешными.

Мы не советуем также прибегать к методу главных компонент, поскольку эти компоненты, сформированные как линейные комбинации факторов, входящих в модель, не поддаются содержательной интерпретации и выступают в значительной степени уникальными, не масштабируемыми на другие задачи характеристиками исследуемой функциональной связи временных рядов.

Наиболее просто прогнозировать динамику стационарных временных рядов, для которых удастся построить значимые авторегрессионные модели, - именно они и могут служить основным инструментом прогнозирования.

Стационарным (в широком смысле) считается временной ряд, характеризующий динамику случайной величины, для которой матожидание последующего значения временного ряда является функцией каких-либо предшествующих значений этого ряда.

Стационарность в узком смысле этого слова (существует несколько нетождественных определений этого понятия) накладывает ограничения на вид функции матожидания последующего значения от предшествующих значений данного ряда и, в некоторых случаях, на глубину совокупности этих предшествующих значений.

Стационарность временного ряда – это частный случай стационарности случайного процесса. Стационарным считается случайный процесс, протекающий в сложной динамической системе, матожидание последующего состояния которой является функцией каких-либо предшествующих ее состояний.

2.4.2 Алгоритм построения краткосрочного и среднесрочного прогнозов индексов цен

Построение краткосрочного прогноза любого индекса цен базируется на выявлении тренда динамики помесечных значений соответствующего индекса. Этот тренд может быть рассчитан различными способами на основании использования помесечных данных.

Алгоритм краткосрочного и среднесрочного прогнозирования заключается в следующем.

1) Сбор релевантных для построения модели статистических данных.

При построении краткосрочных прогнозных моделей важно подбирать факторы, которые воздействуют на динамику объясняемой переменной именно в коротком горизонте, - курсы валют и, возможно, некоторых финансовых активов, ключевая ставка эмиссионного банка, а также отдельные параметры, характеризующие темп инфляции в соседних странах или в странах, выступающих важнейшими торговыми партнерами рассматриваемой страны.

При построении среднесрочных прогнозных моделей следует выбирать факторы, оказывающие среднесрочное воздействие на динамику объясняемой переменной, а именно – объем денежной массы, коэффициент монетизации экономики, объем валового или чистого экспорта, объем совокупного (или только государственного) внешнего долга в процентном отношении к ВВП, норма накопления, уровень износа основных фондов, курс национальной валюты по отношению к какой-либо из мировых резервных валют, объем госрасходов.

Для некоторых стран являются критичными такие факторы, как объем прямых денежных переводов в страну в процентах к ВВП, среднемировая цена на нефть за 1 тонну и ряд других показателей. В некоторых случаях интересны попытки включения в многофакторную модель такого фактора, как норма безработицы. В случае, когда этот фактор остается единственным значимым фактором, получаем модели типа кривой Филлипса, которую можно рассматривать как простейшую однофакторную модель темпов инфляции [64], хотя обычно наряду с нормой безработицы в числе значимых факторов остаются параметры, прямо или косвенно отражающие эмиссионные источники инфляции в изучаемой макросистеме (коэффициент монетизации либо объем денежной массы).

2) Первичная обработка собранных статистических данных. Сюда относится обязательное дефлирование временных рядов, значения которых носят стоимостной характер. Также в порядке предварительной подготовки, предшествующей построению моделей, необходимо сформировать корреляционную матрицу, включающую объясняемые и объясняющие переменные.

3) Построение регрессионных факторных моделей по подготовленным ежемесячным данным. Методом включения/исключения переменных необходимо добиться того, чтобы модель в целом и все ее регрессоры были значимы на уровне доверия не ниже 0,9, и чтобы объясняющая способность модели при этом была максимально высокой. Для решения задач прогнозирования трудно использовать модели с коэффициентом детерминации менее 70%.

4) Построение авторегрессионных моделей для индексов цен, подлежащих прогнозированию. Если факторные модели для любой объясняемой переменной можно подобрать, то адекватные и значимые авторегрессионные модели не для любого параметра можно построить. На данном этапе завершается формирование комплекса моделей, которые в дальнейшем будут использованы для решения задач прогнозирования индексов цен.

5) Построение прогнозов на основе сформированного комплекса моделей.

Стандартный трендовый прогноз возникает в случаях, когда исследователя интересует значение тренда в последующие временные периоды, на которые строится прогноз.

В некоторых случаях, как было сказано выше, целесообразно прогнозировать не только значение тренда, но и значение поправки к нему, которая рассчитывается как средневзвешенное значение отклонений от выявленного тренда по данным нескольких предшествующих статистических наблюдений временного ряда. После этого значение трендового прогноза суммируется со значением прогноза поправки, и получается трендовый прогноз с поправкой.

В ряде случаев разумно учитывать границы доверительного интервала прогноза и таким образом строить не только трендовый, но и интервальный прогноз, обозначая верхнюю и нижнюю границы искомого трендового прогноза для прогнозируемого индекса цен.

Как уже было отмечено в п. 1.1.6, в некоторых случаях построенные модели дают основания для формирования сценарного прогноза, причем наличие различных сценариев может быть вызвано как внешними шоками (либо, напротив, возможностями, предоставляемыми внешней средой), так и решениями в макроэкономической политике внутри самой макросистемы.

При построении прогнозов более чем на один временной интервал можно придерживаться однажды найденного тренда, а можно всякий раз его перестраивать заново, присоединяя трендовый прогноз к данным временного ряда и отбрасывая наиболее глубокое из использованных ранее статистических наблюдений (так называемый принцип скользящего тренда). При помощи таких скользящих трендов также можно строить прогнозы индексов цен, но следует заметить, что с точки зрения вариаций ненаблюдаемых остатков значений временных рядов присоединение еще не состоявшегося статистического наблюдения к наблюдаемому временному ряду не является вполне корректным.

б) Формирование окончательного прогноза путем усреднения (быть может, взвешенного) полученных частных прогнозов по различным адекватным значимым моделям. При окончательном расчете прогнозного значения можно отдать предпочтение какому-либо одному прогнозу, сформированному на основании модели, хорошо откалиброванной по предшествующим данным соответствующих временных рядов, а можно тем или иным способом усреднить полученные по разным моделям прогнозы, если ни одна из построенных моделей не имеет явных преимуществ перед другими с точки зрения объясняющей способности и адекватности описания статистических наблюдений.

Следует подчеркнуть, что представленный алгоритм является шаблоном, который при решении конкретной задачи формирования прогноза индекса цен в конкретной исследуемой макросистеме наполняется определенным содержанием. Реализация этого алгоритма в каждом конкретном случае зависит от предпочтений исследователя или группы таковых, которые непосредственно осуществляют прогнозирование того или иного индекса цен на требуемом временном горизонте.

2.5 Заключение по разделу 2

Таким образом, авторским коллективом были разработаны модели, выражающие взаимную связь различных индексов цен, в том числе связь индекса потребительских цен и дефлятора ВВП с индексом цен производителей промышленной продукции по всем странам ЕАЭС.

Были также выявлены отдельные товарные группы, наиболее чувствительные к изменению общего индекса потребительских цен, и рассчитана степень взаимного влияния между этими товарными группами и ИПЦ.

Разработан алгоритм осуществления веб-скрейпинга цен розничных продаж на продовольственные товары, непродовольственные товары и услуги, оказываемые населению, и расчета по результатам ценового веб-скрейпинга различных квазииндексов цен на соответствующие группы благ и услуг. Обоснованы нецелесообразность проведения веб-скрейпинга и невозможность с его помощью получить ни индексы цен по различным группам потребительских благ, ни агрегированный индекс потребительских цен.

Разработана методика краткосрочного и среднесрочного прогнозирования индексов цен для государств - членов ЕАЭС, содержащая методологию прогнозирования и алгоритм прогнозирования, опирающиеся на результаты, представленные в разделе 1.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Все задачи, поставленные перед исследовательским коллективом на втором этапе реализации проекта, решены. Создан необходимый задел для успешной реализации заключительного, третьего, этапа работы над проектом.

Ключевыми итогами выполнения НИР на втором этапе являются разработка и обоснование методов исследования и прогнозирования темпов инфляции в странах – членах ЕАЭС в среднесрочном и краткосрочном горизонтах с учетом динамики факторов, значимо воздействующих на вариацию темпов инфляции.

Содержание исследований, проведенных авторским коллективом, заключается в следующем.

1. Подготовлено развернутое описание модельного комплекса и апробации разработанных моделей, в том числе с использованием исторических симуляций. Расчеты включают:

- оценку моделей для конкретной страны;
- проверку слабой экзогенности специфических для стран переменных (для соответствующих моделей);
- обобщенный анализ импульсных откликов (для соответствующих моделей);
- декомпозицию вариации ошибки прогноза.

2. Подготовлено описание проведенной на основе разработанных моделей декомпозиции вклада факторов в динамику инфляции, включая:

- эффекты денежно-кредитной политики, бюджетно-налоговой политики и переноса обменного курса на инфляцию в государствах – членах ЕАЭС;
- трансграничные эффекты со стороны стран – основных торговых партнеров, в том числе государств – членов ЕАЭС.

3. Подготовлены описание и обоснование подходов к формированию прогнозов инфляции государств-членов с учетом асимметричного распределения прогнозов в предположении двухчастного нормального распределения.

4. Подготовлено описание взаимосвязи между динамикой индекса потребительских цен и индекса цен производителей в государствах-членах, в том числе в разрезе отдельных укрупненных товарных групп.

5. Подготовлен обзор наиболее чувствительных групп товаров, на которые оказывают влияние внутренние и внешние факторы.

6. Разработана система мониторинга цен на продовольственные и непродовольственные товары в крупных онлайн-магазинах государств - членов ЕАЭС (веб-скрейпинг), а также на основании полученных данных системы прогнозирования индексов потребительских цен на продовольственные и непродовольственные товары.

7. Подготовлено руководство пользователя с описанием методологии и инструкцией по построению краткосрочного и среднесрочного прогнозов индекса потребительских цен, индекса цен на продовольственные товары, непродовольственные товары и услуги во всех государствах – членах ЕАЭС.

Основные результаты, содержащие элементы научной новизны, заключаются в следующем.

1. Разработаны среднесрочные факторные регрессионные модели, позволяющие выявить и количественно оценить связь индекса потребительских цен и дефлятора ВВП в каждой из стран ЕАЭС с динамикой ряда макроэкономических параметров в этих странах. В числе важнейших факторов, влияющих на темпы инфляции, в различных странах оказались значимыми: широкая денежная масса (в % к объему ВВП), степень износа основных фондов (%), совокупный внешний долг, расходы на конечное личное потребление домохозяйств, расходы на конечное потребление органов государственного управления, объем валового экспорта, объем денежной массы $M2$, личные денежные переводы в страну (в % к объему ВВП), норма накопления (%), курс национальной валюты к доллару США (в среднем за год). Часть построенных моделей имеет лаговый характер.

2. На основе построенных лаговых факторных регрессионных моделей разработаны среднесрочные сценарные прогнозы темпов инфляции по каждой стране ЕАЭС на 2022-2024 годы. Для Республики Беларусь умеренное ужесточение монетарной политики (сжатие денежной массы на 2 п.п.) позволит удержать темп инфляции в пределах 5% за рассматриваемый период. Для остальных четырех стран снижение темпов инфляции связано с ростом госрасходов, повышающим норму накопления. Более активно снижается темп инфляции в случае, когда правительство не просто развертывает инвестиционные проекты в экономике, но они имеют к тому же инновационную направленность (уменьшается уровень износа основных фондов). При разумных предположениях в Кыргызстане в данном сценарии инфляция удерживается в диапазоне 13% в 2024 году, в России более 8%, в Армении составит около 7,5%, в Казахстане чуть более 5%.

3. Разработаны регрессионные модели, выражающие среднесрочную связь между темпом инфляции и объемом денежной массы по различным странам ЕАЭС. Для современного состояния экономики Республики Беларусь безлаговая связь между индексом потребительских цен и объемом денежной массы специфицируется как

линейная и обратная (т.е. умеренный прирост денежной массы снижает темп инфляции). Для экономики Казахстана значимой безлаговой однофакторной связи выявить не удалось. Для остальных трех стран ЕАЭС получились безлаговые трендовые квадратичные модели, график которых имеет вид U-образной кривой с единственной точкой минимума на протяжении рассматриваемого среднесрочного интервала.

4. Разработаны краткосрочные факторные регрессионные модели, выражающие связь между динамикой темпа инфляции (индекса потребительских цен и/или дефлятора ВВП) и динамикой курса валюты соответствующей страны к валютам стран, выступающих ее ведущими торговыми партнерами на товарных рынках, а также динамикой ключевой ставки, устанавливаемой эмиссионным банком соответствующей страны. На основе построенных моделей сделаны краткосрочные (на 3 месяца) сценарные прогнозы темпов инфляции по странам ЕАЭС в зависимости от укрепления/ослабления национальной валюты и подъема/снижения ключевой ставки.

Также разработаны авторегрессионные модели для временных рядов, выражающих темпы инфляции в странах ЕАЭС, и на основе этих моделей построены краткосрочные (на 3 месяца) прогнозы темпов инфляции.

Сопоставление различных краткосрочных прогнозов с фактическими данными уже наступивших месяцев показали, что прогнозы по факторным моделям, из которых исключены мультиколлинеарные объясняющие переменные, оказались наименее качественными. Существенно лучше оказались прогнозы по факторным моделям, в которых сохранены мультиколлинеарные регрессоры, и при этом все факторы являются значимыми на уровне доверия как минимум 0,9. Наиболее качественными являются краткосрочные прогнозы, построенные на основе авторегрессионных моделей.

5. Обоснована применимость технического анализа, основанного на фрактальной динамике волн Эллиотта, к задачам краткосрочного прогнозирования темпов инфляции в странах ЕАЭС. Согласно методу завершающей диагонали Эллиотта (Ending Diagonal), в России до января-февраля 2023 года ожидается краткосрочное повышение темпов инфляции, в остальных странах ЕАЭС ожидается краткосрочное снижение темпов инфляции.

Полученные результаты могут быть использованы для разработки и калибровки комплекса моделей, позволяющих прогнозировать темп инфляции в странах – членах ЕАЭС в краткосрочном и среднесрочном горизонтах, для обоснования рекомендаций по построению краткосрочных и среднесрочных прогнозов показателей, выражающих темп инфляции.

Полученные результаты НИР также могут быть использованы для разработки ключевых подходов к регулированию монетарной сферы и выявлению важнейших параметров макроэкономической политики стран – членов ЕАЭС, для принятия решений в области монетарной политики, а также для прогнозирования состояния монетарной сферы в среднесрочном горизонте.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Indicators. Open Data / Worldbank [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://data.worldbank.org/indicator>.
2. Цены. Социально-экономическая статистика / Евразийская экономическая комиссия [Электронный ресурс]. – Режим доступа: http://www.eurasiancommission.org/ru/act/integr_i_makroec/dep_stat/econstat/Pages/prices.aspx (Дата обращения: 21.07.2022).
3. Об итогах внешней взаимной торговли государств – членов Евразийского экономического союза. Январь-декабрь 2021 года / Евразийская экономическая комиссия [Электронный ресурс]. – Режим доступа: http://www.eurasiancommission.org/ru/act/integr_i_makroec/dep_stat/tradestat/analytics/Documents/express/Jan-Dec%202021.pdf (Дата обращения: 21.07.2022). (Англ.).
4. Статистический комитет Республики Армения [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.armstat.am/ru/>.
5. Национальный статистический комитет Республики Беларусь [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.belstat.gov.by/>.
6. Бюро национальной статистики Агентства по стратегическому планированию и реформам Республики Казахстан [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://stat.gov.kz/>.
7. Национальный статистический комитет Кыргызской Республики [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.stat.kg/ru/>.
8. Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.gks.ru/>.
9. Нижегородцев Р.М. Логистическое моделирование экономической динамики. Ч. I // Проблемы управления. 2004. № 1. — С.46-53.
10. Ратнер С.В., Архипова М.Ю., Нижегородцев Р.М. Эконометрические методы управления рисками инновационных проектов: Учебное пособие. М.: ЛЕНАНД, 2014. - 272 с.
11. Нижегородцев Р.М. Среднесрочное прогнозирование динамики макроэкономических параметров при помощи гармонических трендов//Теория активных систем: Труды международной научно-практической конференции/Общ. ред. В.Н.Бурков, Д.А.Новиков. Т. 1. М.: ИПУ РАН, 2003. — С. 120-121.

12. Нижегородцев Р.М. Нелинейные методы прогнозирования экономической динамики региона//Проблемы регионального и муниципального управления: Материалы международной научной конференции. М., 2004. — С. 3-6.
13. Нижегородцев Р.М. Нелинейные методы прогнозирования экономической динамики: разработка, применение, анализ// Теория активных систем: Труды международной научно-практической конференции (16-18 ноября 2005 г., Москва, Россия)/ Общ. ред. В.Н.Бурков, Д.А.Новиков. М.: ИПУ РАН, 2005. — С. 145-149.
14. Теоретические основы и модели долгосрочного макроэкономического прогнозирования/ Науч. ред. Ю.В.Яковец. М.: МФК, 2004.
15. Бюро Национальной статистики Агентства по стратегическому планированию и реформам Республики Казахстан [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://stat.gov.kz>.
16. <http://global-finances.ru/tsena-na-neft-marki-brent-po-godam/>.
17. Нижегородцев Р.М., Хакимов З.Р. Моделирование инфляционных процессов и кривая Филлипса в экономике Бразилии // Вестник Южно-Российского государственного технического университета (Новочеркасского политехнического института). 2012. № 3. – С. 18-28.
18. Нижегородцев Р.М., Горидько Н.П., Швец И.Ю., Рослякова Н.А. Экономическое развитие регионов: факторы, стратегии, безопасность: Научная монография. М.: ООО «НИПКЦ Восход-А», 2018. – 336 с.
19. Горидько Н.П., Нижегородцев Р.М. Имитационное моделирование сценариев управления экономической динамикой в условиях нарастания внешних угроз // Национальные интересы: приоритеты и безопасность. 2014. № 46. – С. 48-59.
20. Нижегородцев Р.М., Горидько Н.П., Иванов Е.Ю., Тренев Н.Н., Скачкова М.А. Горизонты экономического роста: факторы, риски, институты: Научная монография / Под ред. Р.М. Нижегородцева. М.: НИПКЦ «Восход-А», 2022. – 184 с.
21. Тренев Н.Н. Потенциальная роль денежно-кредитной системы в экономическом развитии России // Вестник экономической интеграции. 2015. № 1-2. С. 19-23.
22. Нижегородцев Р.М., Горидько Н.П., Шкодина И.В. Институциональные основы теории финансов: современные подходы: Монография. М.: ИНФРА-М, 2014. – 220 с.
23. Харрис Л. Денежная теория: Пер. с англ. / Общ. ред. и вступ. ст. В.М. Усоскина. – М.: Прогресс, 1990. – 750 с.
24. Глазьев С.Ю. Нищета и блеск российских монетаристов // Экономическая наука современной России. – 2015. - № 2 (69). – С. 7-21.

25. Бузгалин А.В., Колганов А.И. Экономическая компаративистика. Сравнительный анализ экономических систем. – М.: ИНФРА-М, 2004. – 752 с.
26. Глазьев С. Нищета и блеск российских монетаристов. Часть 2 // Экономическая наука современной России. – 2015. – № 3 (70). – С. 3–25.
27. Кризис: Альтернативы будущего (глобальный контекст и российская специфика) / Под ред. А.В. Бузгалина, П. Линке. – М.: Культурная революция, 2010.
28. Горидько Н.П. Регрессионное моделирование инфляционных процессов: монография [авт. предисл., науч. ред. Р.М. Нижегородцев]. – М.: РосНОУ, 2012. – 248 с.
29. Горидько Н.П., Нижегородцев Р.М. Модели зависимости темпов инфляции от объема денежной массы: регрессионный анализ нелинейной динамики // Экономическая наука современной России. – 2013. – № 1. – С. 39-46.
30. Горидько Н.П. Необходимость коррекции монетарной политики в современной России: рост денежной массы снижает темпы инфляции // Труды Всероссийского симпозиума по экономической теории. Том 2. – Екатеринбург: Институт экономики УрО РАН, 2016. – С. 15-17.
31. Горидько Н.П. Прогнозирование темпов инфляции в российской экономике на основе анализа динамики объема денежной массы // Управление инновациями – 2015: Материалы международной научно-практической конференции / Под ред. Р.М. Нижегородцева, Н.П. Горидько. – Новочеркасск: ЮРГПУ (НПИ), 2015. – С. 28-33.
32. Горидько Н.П. Методика сценарного прогнозирования изменения экономических показателей региона с помощью фиктивных переменных // Известия Волгоградского технического университета. – 2016. – № 7 (186). – С. 12-17.
33. Порфирьев Б.Н. Экономический кризис: проблемы управления и задачи инновационного развития // Проблемы прогнозирования. – 2010. – № 5. – С. 20–26.
34. Фетисов Г. О мерах по преодолению мирового кризиса и формированию устойчивой финансово-экономической системы // Вопросы экономики. – 2009. – № 4. – С. 31–41.
35. Банк России [Электронный ресурс]. – Режим доступа: https://cbr.ru/hd_base/inf/.
36. Федеральная Таможенная служба [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://customs.gov.ru/folder/511>.
37. Курсы валют [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://bhom.ru/currencies/>.
38. Курсы валют [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://mainfin.ru/currency/cb-rf/eur/date/2022>.

39. Статистика курсов валют [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://ratestats.com/all/2022/>.
40. Инфляция [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://calcus.ru/inflyaciya>.
41. Бюро Национальной статистики Агентства по стратегическому планированию и реформам Республики Казахстан [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://stat.gov.kz/official/industry/26/statistic/6>.
42. Национальный банк Казахстана [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.nationalbank.kz>.
43. Elliott R.N. The Wave Principle. N.Y., 1938.
44. Elliott R.N. The Basis of the Wave Principle. N.Y., 1940.
45. Пректер Р.Р., Фрост А.Дж. Волновой принцип Эллиотта: Ключ к пониманию рынка. М.: Альпина Паблицер, 2012. – 269 с.
46. Гордеев А.Н., Лебедева Т.С. Сравнение теории волн в физике и экономике // Международная конференция по исследованиям в области обеспечения качества: Сб. научных трудов Международной научно-практической конференции. М., 2017. С. 16-24.
47. Горидько Н.П. Использование инструмента технического анализа (волнового анализа Эллиотта) для прогнозирования спада распространения COVID-19 // Экономика коронакризиса: вызовы и решения: Сб. науч. трудов / Под ред. Р.М. Нижегородцева. М.: ООО «НИПКЦ Восход-А», 2020. С. 201-207.
48. Индексы потребительских цен / Белстат [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.belstat.gov.by/ofitsialnaya-statistika/realny-sector-ekonomiki/tseny/potrebitelskie-tseny/operativnye-dannye/indeksy-potrebitelskikh-tsen-porepublike-belarus/>
49. Центральный банк Республики Армения [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.cba.am/ru/SitePages/statrealsector.aspx>.
50. Национальный статистический комитет Кыргызской Республики [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.stat.kg/ru/statistics/ceny-i-tarify/>.
51. Горидько Н.П., Нижегородцев Р.М. Моделирование современной экономической динамики: типичные ловушки регрессионного анализа // Известия Волгоградского государственного технического университета. Серия Актуальные проблемы реформирования российской экономики (теория, практика, перспектива). 2017. № 2 (197). – С. 101-108.
52. https://www.belstat.gov.by/ofitsialnaya-statistika/ssrd-mvf_2/natsionalnaya-stranitsa-svodnyh-dannyh/vvp-rasschitanyi-metodom-ispolzovaniya-dohodov/2021-god/?special_version=Y.

53. https://minfin.gov.by/upload/gosdolg/vneshniy/Belarus_Macroeconomic_Snapshot_2021_rus.pdf.
54. <https://1prime.ru/world/20221121/838886655.html>.
55. <https://neg.by/novosti/otkrytj/investicii-v-osnovnoj-kapital-v-belarusi-v-2022-g-umenshilis/>.
56. <https://www.nbrb.by/statistics/monetarystat/avgbroadmoney>.
57. <https://www.akchabar.kg/ru/news/denezhnye-perevody-v-kyrgyzstan-vyrosli-na-165/>.
58. https://cbr.ru/statistics/macro_itm/dkfs/monetary_agg/.
59. <https://www.rbc.ru/economics/21/09/2022/632ac1999a79478830ce252c>.
60. <https://www.kommersant.ru/doc/5571439>.
61. https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/167_05-10-2022.htm.
62. Сарычева С. В чем разница между парсингом и скрейпингом? [Электронный ресурс, 22.06.2022]. – Режим доступа: <https://priceva.ru/blog/article/v-chem-raznitsa-mezhdu-parsingom-i-skrejpingom>.
63. Парсинг данных: лучшие сервисы для веб-скрапинга [Электронный ресурс, 2021]. – Режим доступа: <https://www.reg.ru/blog/parsing-dannyh-luchshie-servisy-dlya-veb-skrappinga/>.
64. Горидько Н.П., Нижегородцев Р.М. Кривые Филлипса для современных макросистем: регрессионный анализ и моделирование: Научная монография. М.: ООО «НИПКЦ Восход-А», 2015. – 160 с.

ПРИЛОЖЕНИЕ А

Исходные данные статистических наблюдений для проведения расчетов

Таблица А.1 - Индексы потребительских цен (ИПЦ, CPI) ЕАЭС в целом и государств-членов за период 2005-2021 гг., в процентах к предыдущему году [2]

Год	ЕАЭС	Армения	Беларусь	Казахстан	Кыргызстан	Россия
2005	111,7	100,6	110,3	107,6	104,3	112,7
2006	109,2	102,9	107	108,6	105,6	109,7
2007	109,1	104,4	108,4	110,8	110,2	109,0
2008	114,6	109,0	114,8	117,0	124,5	114,1
2009	111,1	103,4	113,0	107,3	106,8	111,7
2010	107,0	108,2	107,8	107,1	108,0	106,9
2011	111,0	107,7	153,2	108,3	116,6	108,4
2012	107,9	102,6	159,2	105,1	102,8	105,1
2013	107,3	105,8	118,3	105,8	106,6	106,8
2014	108,2	103,0	118,1	106,7	107,5	107,8
2015	114,1	103,7	113,5	106,6	106,5	115,5
2016	107,7	98,6	111,8	114,6	100,4	107,1
2017	104,1	101,0	106,0	107,4	103,2	103,7
2018	103,2	102,5	104,9	106,0	101,5	102,9
2019	104,4	101,4	105,6	105,3	101,1	104,5
2020	103,9	101,2	105,5	106,8	106,3	103,4
2021	107,2	107,2	109,5	108,0	111,9	106,7

Таблица А.2 - Индексы цен производителей (ИЦП, PPI) ЕАЭС в целом и государств-членов за период 2005-2021 гг., в процентах к предыдущему году [2]

Год	ЕАЭС	Армения	Беларусь	Казахстан	Кыргызстан	Россия
2005	118,2	107,7	112,1	123,7	102,8	118,2
2006	112,6	100,9	108,6	118,4	115,3	112,4
2007	112,7	100,6	121,2	112,4	113,6	112,2
2008	122,4	102,2	115,2	136,8	126,5	121,7
2009	95,4	107,1	113,6	78,0	111,9	95,7
2010	115,6	122,6	113,6	125,2	122,8	114,9
2011	120,8	109,1	170,3	127,2	122,0	117,3
2012	109,6	107,0	174,2	103,5	105,3	106,8
2013	103,8	104,7	113,7	99,7	97,9	103,6
2014	106,7	108,5	112,4	109,5	101,5	106,1
2015	111,3	99,2	117,2	79,5	108,8	113,8
2016	105,6	101,5	112,0	116,8	106,4	104,3
2017	108,2	103,9	109,8	115,3	101,7	107,6
2018	112,1	101,6	106,8	119,0	101,5	111,9
2019	103,2	100,5	106,3	105,1	104,3	102,9

2020	97,2	102,4	105,6	92,0	121,3	97,1
2021	124,3	109,9	112,2	132,5	111,5	124,5

Таблица А.3 - Индексы цен производителей сельскохозяйственной продукции (ИЦП СХ, АРПИ) ЕАЭС в целом и государств-членов за период 2005-2021 гг., в процентах к предыдущему году [2]

Год	ЕАЭС	Армения	Беларусь	Казахстан	Кыргызстан	Россия
2005	109,1	90,7	115,0	101,4	113,5	109,6
2006	104,7	111,9	108,0	101,2	114,5	104,3
2007	117,7	103,4	113,0	120,3	123,1	118,2
2008	128,0	99,2	135,5	139,4	122,6	126,7
2009	98,1	87,8	103,8	103,1	95,5	97,1
2010	106,3	132,0	117,6	93,3	99,1	106,5
2011	125,6	117,1	170,7	127,6	145,0	118,6
2012	105,5	95,0	191,1	96,2	101,6	99,5
2013	108,9	99,0	113,0	115,5	105,4	107,8
2014	107,6	100,8	119,7	99,1	109,1	107,9
2015	111,6	80,5	105,2	106,9	98,8	114,1
2016	104,4	97,8	109,0	107,8	94,1	103,8
2017	100,1	100,8	113,6	104,7	111,4	97,7
2018	100,6	113,1	109,2	102,8	98,4	99,2
2019	108,6	94,4	107,7	114,6	97,2	108,4
2020	103,1	95,5	108,0	113,9	114,2	100,7
2021	118,2	108,9	115,3	115,6	125,6	118,9

Таблица А.4 - Индексы цен производителей в строительстве (ИЦС) ЕАЭС в целом и государств-членов за период 2005-2019 гг., в процентах к предыдущему году [2]

Год	ЕАЭС	Армения	Беларусь	Казахстан	Кыргызстан	Россия
2005	113,3	111,6	116,6	106,0	107,2	114,1
2006	110,4	107,5	109,3	105,0	104,7	111,2
2007	113,9	109,7	110,0	105,8	122,2	115,2
2008	118,3	126,9	115,7	108,1	127,8	119,4
2009	105,5	108,0	111,4	105,8	99,9	105,2
2010	105,6	104,2	110,3	104,6	114,9	105,4
2011	111,0	96,5	151,1	104,6	114,9	109,2
2012	109,7	97,5	177,2	104,9	104,4	107,0
2013	106,4	102,5	124,2	103,8	105,2	105,8
2014	105,2	102,1	114,3	104,2	104,3	104,8
2015	110,0	106,1	113,2	102,8	103,5	110,5
2016	106,5	98,2	109,3	104,5	100,6	106,6
2017	102,9	100,2	106,2	104,5	100,6	102,6
2018	104,8	97,8	110,9	104,9	100,9	104,7
2019	106,1	97,9	109,0	102,0	101,2	106,4

Таблица А.5 - Индексы тарифов на грузовые перевозки (ИТГ) ЕАЭС в целом и государств-членов за период 2005-2021 гг., в процентах к предыдущему году [2]

Год	ЕАЭС	Армения	Беларусь	Казахстан	Кыргызстан	Россия
2005	118,2	89,6	106,7	108,1	110,7	119,1
2006	115,9	115,0	109,8	110,4	104,4	116,4
2007	108,9	119,0	111,8	100,9	119,6	109,4
2008	119,9	105,6	118,0	108,9	142,4	120,7
2009	114,6	111,4	133,2	103,7	132,2	114,9
2010	123,6	117,8	139,3	111,8	115,3	124,1
2011	111,9	106,4	154,7	114,7	116,2	110,5
2012	107,7	102,4	193,9	110,2	99,7	105,1
2013	108,8	108,4	121,9	109,1	109,8	108,4
2014	102,5	108,0	109,5	113,2	126,5	101,3
2015	111,5	101,2	115,3	109,0	114,5	111,7
2016	109,0	107,4	110,3	122,0	113,6	107,6
2017	106,5	106,4	104,1	105,1	105,5	106,7
2018	103,6	100,6	107,8	118,5	102,4	102,0
2019	104,0	100,9	106,2	114,9	99,8	102,8
2020	102,0	95,7	112,8	102,7	111,2	101,7
2021	106,5	95,7	110,7	107,8	114,9	106,3

Таблица А.6 - Дефлятор ВВП государств-членов ЕАЭС за период 2005-2021 гг., в процентах к предыдущему году [1]

Год	ЕАЭС	Армения	Беларусь	Казахстан	Кыргызстан	Россия
2005	103,2	119,0	117,9	107,1	119,3	103,2
2006	104,6	110,7	121,6	109,4	115,1	104,6
2007	104,3	112,9	115,5	114,9	113,8	104,3
2008	106,0	121,2	120,9	122,2	118,0	106,0
2009	102,5	109,3	104,7	104,0	102,0	102,5
2010	107,8	111,3	119,5	110,0	114,2	107,8
2011	104,3	171,0	120,5	122,5	124,5	104,3
2012	105,3	175,3	104,8	108,7	108,9	105,3
2013	103,4	121,3	109,5	103,2	105,3	103,4
2014	102,3	118,1	105,8	108,4	107,5	102,3
2015	101,2	116,0	101,8	103,4	107,2	101,2
2016	100,3	108,3	113,6	106,1	102,8	100,3
2017	102,2	108,6	111,2	106,3	105,3	102,2
2018	102,8	112,1	109,2	103,4	110,0	102,8
2019	101,1	108,6	107,6	103,9	103,3	101,1
2020	102,0	112,1	104,2	106,1	100,6	102,0
2021	106,9	112,8	110,6	116,0	116,3	106,9

Таблица А.7 - Индексы потребительских цен на товары и услуги в группировке по России за период 2010-2021 гг. [8]

Код товара в группировке КИПЦ	Наименование групп и видов товаров (услуг)	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
01	Продукты питания и безалкогольные напитки	114,2	102,8	106,7	106,0	116,4	114,8	104,2	100,7	105,3	102,7	107,7	112,2
02	Алкобольные напитки, табачные изделия	109,5	110,0	113,4	116,6	115,7	113,4	108,6	104,0	103,3	103,3	104,1	105,8
03	Одежда и обувь	106,8	106,7	105,3	104,6	106,0	113,0	107,4	103,2	102,1	101,9	101,6	103,2
04	Жилищные услуги, вода, электроэнергия, газ и другие виды топлива	111,3	110,8	108,7	108,5	108,7	109,9	105,2	104,4	103,9	104,1	103,8	106,3
05	Предметы домашнего обихода, бытовая техника и повседневный уход за домом	103,7	105,6	104,8	103,6	109,7	114,7	105,3	101,4	103,3	102,6	105,2	108,5
06	Здравоохранение	102,7	107,9	107,3	108,3	110,9	116,4	106,5	100,6	104,4	105,4	107,6	104,7
07	Транспорт	106,1	108,2	105,2	104,8	107,8	109,8	105,6	104,7	106,0	103,4	104,5	111,4
08	Связь	100,9	101,8	101,3	101,3	101,1	103,4	102,5	102,9	101,3	101,6	102,7	102,5
09	Организация отдыха и культурные мероприятия	102,5	104,1	103,1	105,3	117,2	114,0	104,1	102,7	104,5	102,3	102,1	105,6
10	Образование	105,6	107,2	112,5	108,5	108,9	110,3	106,9	109,2	109,8	106,1	102,0	105,1
11	Гостиницы, кафе и рестораны	108,1	106,9	106,5	108,0	107,7	110,2	105,1	102,2	102,9	103,1	102,3	107,6
12	Другие товары и услуги	107,0	108,3	106,7	105,7	109,0	116,8	106,4	102,0	102,0	103,0	104,1	105,5

Таблица А.8 - Средние потребительские цены на отдельные виды продовольственных товаров в России за период 2010-2021 гг. (на конец года, руб. за кг) [8]

Показатели*	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
Говядина (кроме бескостного мяса)	197,64	234,49	248,47	244,55	272,28	314,94	315,02	320,34	330,58	350,05	361,04	416,46
Свинина (кроме бескостного мяса)	198,35	210,89	220,09	214,18	272,36	271,08	264,32	255,87	275,26	264,55	269,14	311,84
Куры охлажденные и мороженые	105,14	103,57	117,26	107,03	136,14	133,73	138,49	126,29	151,27	143,13	145,55	183,54
Колбаса вареная ¹⁾	235,96	270,28	288,23	302,94	310,54	344,81	351,27	360,88	382,98	399,37	406,84	450,57
Консервы мясные ²⁾ , 350 г	63,79	70,35	75,22	79,33	94,42	117,04	121,37	125,21	130,13	139,47	153,50	167,04
Рыба мороженая неразделанная	79,22	86,79	85,67	90,79	110,65	138,16	147,68	153,03	152,14	170,13	181,08	192,61
Рыба соленая, маринованная, копченая	215,55	247,73	247,61	252,52	292,21	352,58	382,54	388,83	398,24	424,54	453,54	525,66
Консервы рыбные натуральные и с добавлением масла, 350 г	51,46	53,95	57,76	60,50	70,12	91,94	103,94	109,09	113,71	119,69	135,03	156,01
Масло сливочное	239,55	256,48	260,84	308,92	357,54	397,75	477,13	528,83	553,02	613,39	638,69	719,21
Масло подсолнечное	72,60	76,79	78,51	75,47	78,09	107,62	110,10	100,16	101,51	98,57	124,94	136,33
Молоко питьевое цельное пастеризованное 2,5-3,2% жирности, за л	31,99	32,52	33,88	38,64	43,81	47,61	51,44	53,45	54,04	57,70	59,32	64,89
Сыры сычужные твердые и мягкие	263,20	273,43	272,57	326,89	388,81	418,61	461,71	478,88	502,55	552,03	590,39	641,22
Яйца куриные, за 10 шт.	38,56	41,25	43,34	56,01	58,76	65,02	64,17	54,63	68,97	65,37	75,78	87,77
Сахар-песок	40,62	30,22	31,58	32,32	44,97	52,14	48,78	36,75	46,23	31,59	50,23	55,82
Чай черный байховый	348,21	367,68	391,06	422,62	496,40	685,73	759,21	765,93	780,19	828,94	911,10	983,49
Мука пшеничная	21,45	19,76	25,19	26,83	29,46	32,78	33,27	32,11	33,47	36,36	41,60	47,58
Хлеб и булочные изделия из пшеничной муки высшего сорта	42,60	45,36	50,51	55,11	58,75	64,80	67,61	68,92	72,98	77,42	84,12	92,67
Рис шлифованный	42,14	40,65	39,80	43,51	53,03	67,87	63,98	62,83	64,90	70,16	80,34	89,81

Макаронные изделия из пшеничной муки высшего сорта	47,77	46,18	48,87	50,67	55,18	66,01	68,41	67,61	68,07	74,23	83,07	96,49
Картофель	28,94	14,26	16,07	23,18	26,66	19,91	20,25	22,25	23,84	21,38	29,15	46,57
Капуста белокочанная свежая	28,22	10,61	15,65	17,30	25,55	22,68	17,96	16,14	28,07	20,63	20,88	52,59
Лук репчатый	27,41	16,03	16,70	21,36	26,47	24,64	21,28	21,22	26,41	24,31	26,41	30,95
Яблоки	62,37	63,59	62,54	63,26	76,70	87,43	81,92	88,57	85,66	90,29	106,28	100,63
Водка крепостью 40% об. спирта и выше, за л	230,22	256,21	315,45	406,51	547,02	559,21	583,00	600,59	604,26	615,57	631,08	643,07
Коньяк ординарный отечественный, за л	817,02	868,80	920,54	1012,29	1139,95	1261,25	1321,94	1303,04	1278,75	1275,92	1282,98	1287,13
Вино игристое отечественное, за л	183,93	201,74	221,88	235,28	253,64	283,72	306,22	320,63	333,28	346,20	367,35	390,90
Пиво отечественное, за л	56,14	62,13	69,00	77,18	87,37	98,36	105,68	110,22	112,60	114,09	116,05	119,27

*) Данные за 2014 г. без учета сведений по Республике Крым и г. Севастополю.

Регистрировались цены на следующие продовольственные товары:

1) В 2010-2013 гг. - колбаса вареная высшего сорта.

2) В 2010-2016 гг. - говядина, свинина тушеная консервированная, за условную банку 350 г.

Таблица А.9 - Макроэкономические показатели Армении за период 2005-2021 гг. [1]

Год	Реальная ставка процента, %	Ставка ссудного процента, %	Темп прироста ВВП, %	Отношение расходов правительства к ВВП, %	Отношение импорта к объему ВВП, %	Частные переводы в страну, % к объему ВВП	Уровень безработицы (по методологии МОТ), %
	<i>r_{real}</i>	<i>r_{lend}</i>	<i>GDP_{grow}</i>	<i>X_{pn}</i>	<i>Imp</i>	<i>Rem</i>	<i>U</i>
2005	14,32	17,98	13,9	18,15	42,83	18,68	10,20
2006	11,38	16,53	13,2	17,15	38,88	18,31	10,00
2007	12,69	17,52	13,7	17,04	38,79	17,86	9,81
2008	10,43	17,05	6,9	21,14	40,28	16,33	14,39
2009	15,87	18,76	-14,1	23,86	42,60	16,65	18,44
2010	10,61	19,20	2,2	23,00	44,89	18,03	19,01
2011	12,92	17,75	4,7	22,57	46,91	17,73	18,44
2012	11,28	17,23	7,2	21,37	48,40	18,03	17,30
2013	12,22	15,99	3,3	22,64	49,20	19,71	16,18
2014	13,78	16,41	3,6	23,99	47,22	17,90	17,50
2015	16,18	17,59	3,2	25,08	41,96	14,13	18,26
2016	17,04	17,36	0,2	25,71	42,33	13,11	17,62
2017	12,00	14,41	7,5	22,63	48,99	13,35	17,70
2018	9,73	12,79	5,2	22,08	53,08	11,94	18,97
2019	10,96	12,14	7,6	21,76	54,76	11,22	18,30
2020	9,41	11,62	-7,4	26,58	39,73	10,50	21,21
2021	4,58	11,76	5,7		42,98		20,90

Таблица А.10 - Макроэкономические показатели Беларуси за период 2005-2021 гг. [1]

Год	Реальная ставка процента, %	Ставка ссудного процента, %	Темп прироста ВВП, %	Отношение расходов правительства к ВВП, %	Отношение импорта к объему ВВП, %	Частные переводы в страну, % к объему ВВП	Уровень безработицы (по методологии МОТ), %
	<i>r_{real}</i>	<i>r_{lend}</i>	<i>GDP_{grow}</i>	<i>X_{pn}</i>	<i>Imp</i>	<i>Rem</i>	<i>U</i>
2005	-6,40	11,36	9,40	30,25	59,09	0,66	9,06
2006	-1,72	8,84	10,00	32,41	64,23	0,73	8,40
2007	-3,81	8,58	8,60	34,66	67,21	0,64	7,67
2008	-10,45	8,55	10,20	33,95	68,66	0,96	7,03
2009	2,21	11,68	0,20	31,77	59,76	0,99	6,10
2010	-1,86	9,22	7,80	30,21	64,55	1,01	6,25
2011	-33,60	13,58	5,38	25,45	79,51	1,44	6,17
2012	-31,83	19,49	1,69	27,62	74,31	1,60	6,05
2013	-1,75	19,13	1,00	28,25	61,48	1,61	6,01
2014	0,54	18,74	1,73	27,41	55,71	1,56	5,99
2015	1,78	18,08	-3,83	28,11	57,90	1,65	5,84
2016	5,59	14,40	-2,53	29,42	62,70	2,05	5,84
2017	0,95	9,66	2,53	29,32	66,58	2,29	5,65
2018	-3,07	8,70	3,15	28,16	68,94	2,41	4,76
2019	0,37	9,02	1,40	28,59	65,76	2,20	4,16

2020	-2,77	9,03	-0,90	29,93	57,92	1,65	4,77
2021	-2,40	10,12	2,51		66,63		4,74

Таблица А.11 - Макроэкономические показатели Казахстана за период 2005-2021 гг. [1]

Год	Реальная ставка процента, %	Ставка ссудного процента, %	Темп прироста ВВП, %	Отношение расходов правительства к ВВП, %	Отношение импорта к объему ВВП, %	Частные переводы в страну, % к объему ВВП	Уровень безработицы (по методологии МОТ), %
	<i>r_{real}</i>	<i>r_{lend}</i>	<i>GDP_{grow}</i>	<i>X_{pn}</i>	<i>Imp</i>	<i>Rem</i>	<i>U</i>
2005		10,68	9,7		44,57	0,11	8,13
2006		10,43	10,7		40,48	0,10	7,79
2007		10,03	8,9		42,85	0,14	7,26
2008		12,23	3,3		37,15	0,09	6,63
2009		15,31	1,2		33,93	0,17	6,55
2010		10,82	7,3	16,47	29,89	0,15	5,77
2011		8,46	7,4	15,21	26,65	0,09	5,39
2012		9,10	4,8	15,80	29,61	0,14	5,29
2013		9,47	6	14,61	26,79	0,14	5,20
2014		11,14	4,2	15,31	25,63	0,18	5,06
2015		15,72	1,2	15,49	24,53	0,16	4,93
2016		12,60	1,1	16,33	28,47	0,28	4,96
2017		10,56	4,1	19,03	24,43	0,34	4,90
2018		8,87	4,1	14,71	25,90	0,34	4,85
2019		8,75	4,5	16,06	28,42	0,28	4,80
2020		6,78	-2,5	17,27	25,99	0,22	4,89
2021		6,73	4				4,90

Таблица А.12 - Макроэкономические показатели Кыргызстана за период 2005-2021 гг. [1]

Год	Реальная ставка процента, %	Ставка ссудного процента, %	Темп прироста ВВП, %	Отношение расходов правительства к ВВП, %	Отношение импорта к объему ВВП, %	Частные переводы в страну, % к объему ВВП	Уровень безработицы (по методологии МОТ), %
	<i>r_{real}</i>	<i>r_{lend}</i>	<i>GDP_{grow}</i>	<i>X_{pn}</i>	<i>Imp</i>	<i>Rem</i>	<i>U</i>
2005	13,41	21,50	-0,2		56,78	0,11	8,11
2006	12,51	23,07	3,1		79,03	0,10	8,27
2007	7,26	23,22	8,5		84,15	0,14	8,10
2008	3,02	25,91	8,4		92,56	0,09	8,22
2009	21,74	26,65	2,9		78,68	0,17	8,41
2010	12,44	23,72	-0,5		81,68	0,15	8,64
2011	1,06	23,78	6,0		81,64	0,09	8,53
2012	13,20	23,00	-0,1		95,27	0,14	8,43
2013	17,59	21,32	10,9		91,78	0,14	8,33
2014	10,81	20,13	4,0	26,00	87,68	0,18	8,05
2015	19,53	23,63	3,9	27,24	75,77	0,16	7,56
2016	17,43	24,53	4,3	27,04	70,00	0,28	7,21

2017	12,69	19,82	4,7	26,05	66,36	0,34	6,89
2018	15,53	19,51	3,8	25,49	67,27	0,34	6,89
2019	14,48	19,00	4,6	24,52	64,14	0,28	6,92
2020	10,29	17,04	-8,4	26,00	52,16	0,22	8,71
2021	0,56	16,62	3,6		69,08		9,10

Таблица А.13 - Макроэкономические показатели России за период 2005-2021 гг. [1]

Год	Реальная ставка процента, %	Ставка ссудного процента, %	Темп прироста ВВП, %	Отношение расходов правительства к ВВП, %	Отношение импорта к объему ВВП, %	Частные переводы в страну, % к объему ВВП	Уровень безработицы (по методологии МОТ), %
	<i>r_{real}</i>	<i>r_{lend}</i>	<i>GDP_{grow}</i>	<i>X_{pn}</i>	<i>Imp</i>	<i>Rem</i>	<i>U</i>
2005	-7,21	10,68	6,40	19,95	21,51	0,45	7,12
2006	-4,08	10,43	8,20	19,50	21,00	0,39	7,06
2007	-3,34	10,03	8,50	23,01	21,54	0,36	6,00
2008	-4,90	12,23	5,20	21,53	22,07	0,35	6,21
2009	13,08	15,31	-7,80	32,11	20,50	0,42	8,30
2010	-2,96	10,82	4,50	27,38	21,14	0,34	7,37
2011	-12,86	8,46	4,30	23,35	19,98	0,30	6,54
2012	0,18	9,10	4,02	24,20	20,24	0,26	5,44
2013	3,94	9,47	1,76	24,61	20,44	0,29	5,46
2014	3,40	11,14	0,74	26,46	20,69	0,38	5,16
2015	7,89	15,72	-1,97	30,65	20,66	0,51	5,57
2016	9,48	12,60	0,19	31,03	20,66	0,52	5,56
2017	4,95	10,56	1,83	30,71	20,79	0,52	5,21
2018	-1,03	8,87	2,81	28,94	20,79	0,56	4,85
2019	5,32	8,75	2,20	29,61	20,80	0,62	4,50
2020	6,13	6,78	-2,68	35,41	20,43	0,67	5,59
2021	-8,21	6,73	4,82		21,29		5,01

Таблица А.14 - Показатели монетизации экономики Китая в 2010-2020 гг., трлн.LCU в ценах 2010 г.

Год	Объем ВВП	Широкая денежная масса	Коэффициент монетизации
2010	41,2	72,6	1,76
2011	45,1	78,8	1,75
2012	48,7	88,1	1,81
2013	52,5	97,9	1,87
2014	56,4	107,6	1,91
2015	60,3	122,0	2,02
2016	64,5	133,9	2,08
2017	69,0	138,9	2,01

2018	73,6	143,6	1,95
2019	78,0	154,3	1,98
2020	79,7	169,0	2,12

Таблица А.15 - Показатели монетизации экономики Индии в 2010-2020 гг., трлн.LCU в ценах 2010 г.

Год	Объем ВВП	Широкая денежная масса	Коэффициент монетизации
2010	76,3	59,3	0,78
2011	80,3	63,3	0,79
2012	84,7	65,2	0,77
2013	90,1	70,5	0,78
2014	96,8	75,4	0,78
2015	104,6	81,6	0,78
2016	113,2	84,4	0,75
2017	120,9	89,6	0,74
2018	128,7	95,4	0,74
2019	133,5	102,9	0,77
2020	124,7	109,6	0,88

Таблица А.16 - Показатели монетизации экономики Турции в 2010-2020 гг., трлн.LCU в ценах 2010 г.

Год	Объем ВВП	Широкая денежная масса	Коэффициент монетизации
2010	1,17	0,62	0,53
2011	1,30	0,66	0,51
2012	1,36	0,68	0,50
2013	1,48	0,77	0,52
2014	1,55	0,80	0,51
2015	1,64	0,86	0,52
2016	1,70	0,94	0,55
2017	1,83	0,98	0,54
2018	1,88	1,00	0,53
2019	1,90	1,11	0,59
2020	1,93	1,30	0,68

Таблица А.17 - Показатели монетизации экономики Армении в 2005-2020 гг., млрд. LCU в ценах 2005 г.

Год	Объем ВВП	Темп прироста ВВП	Широкая денежная масса	Коэффициент монетизации
-----	-----------	-------------------	------------------------	-------------------------

	<i>GDP</i>	<i>GDP_{growth}</i>	<i>M</i>	<i>M/GDP</i>
2005	2,24	13,9	0,37	0,16
2006	2,54	13,2	0,46	0,18
2007	2,89	13,7	0,63	0,22
2008	3,09	6,9	0,61	0,20
2009	2,65	-14,1	0,69	0,26
2010	2,71	2,2	0,71	0,26
2011	2,84	4,7	0,85	0,30
2012	3,04	7,2	0,96	0,32
2013	3,14	3,3	1,07	0,34
2014	3,25	3,6	1,13	0,35
2015	3,36	3,2	1,24	0,37
2016	3,36	0,2	1,45	0,43
2017	3,62	7,5	1,68	0,46
2018	3,81	5,2	1,76	0,46
2019	4,09	7,6	1,93	0,47
2020	3,79	-7,4	2,06	0,54

Таблица А.18 - Показатели монетизации экономики Беларуси в 2005-2020 гг., млрд. LCU в ценах 2005 г.

Год	Объем ВВП	Темп прироста ВВП	Широкая денежная масса	Коэффициент монетизации
	<i>GDP</i>	<i>GDP_{growth}</i>	<i>M</i>	<i>M/GDP</i>
2005	6,51	9,40	1,26	0,19
2006	7,16	10,00	1,58	0,22
2007	7,77	8,60	1,96	0,25
2008	8,57	10,20	2,04	0,24
2009	8,58	0,20	2,30	0,27
2010	9,25	7,80	2,73	0,29
2011	9,75	5,38	3,53	0,36
2012	9,91	1,69	2,92	0,29
2013	10,01	1,00	2,89	0,29
2014	10,19	1,73	3,03	0,30
2015	9,80	-3,83	3,56	0,36
2016	9,55	-2,53	3,41	0,36
2017	9,79	2,53	3,69	0,38
2018	10,10	3,15	3,57	0,35
2019	10,24	1,40	3,69	0,36
2020	10,15	-0,90	3,44	0,34

Таблица А.19 - Показатели монетизации экономики Казахстана в 2005-2020 гг., млрд. LCU в ценах 2005 г.

Год	Объем	Темп	Широкая	Коэффициент
-----	-------	------	---------	-------------

	ВВП	прироста ВВП	денежная масса	монетизации
	<i>GDP</i>	<i>GDP_{growth}</i>	<i>M</i>	<i>M/GDP</i>
2005	7,59	9,7	2,07	0,27
2006	8,40	10,7	3,03	0,36
2007	9,15	8,9	3,30	0,36
2008	9,45	3,3	3,69	0,39
2009	9,57	1,2	4,21	0,44
2010	10,26	7,3	3,99	0,39
2011	11,02	7,4	3,81	0,35
2012	11,55	4,8	3,92	0,34
2013	12,25	6,0	3,95	0,32
2014	12,76	4,2	4,12	0,32
2015	12,91	1,2	5,41	0,42
2016	13,06	1,1	5,50	0,42
2017	13,59	4,1	4,86	0,36
2018	14,15	4,1	4,76	0,34
2019	14,78	4,5	4,53	0,31
2020	14,42	-2,5	5,08	0,35

Таблица А.20 - Показатели монетизации экономики Кыргызстана в 2005-2020 гг., млрд. LCU в ценах 2005 г.

Год	Объем ВВП	Темп прироста ВВП	Широкая денежная масса	Коэффициент монетизации
	<i>GDP</i>	<i>GDP_{growth}</i>	<i>M</i>	<i>M/GDP</i>
2005	100,90	-0,18	21,34	0,21
2006	104,03	3,10	29,29	0,28
2007	112,92	8,54	34,53	0,31
2008	122,40	8,40	30,44	0,25
2009	125,94	2,89	35,76	0,28
2010	125,34	-0,47	39,37	0,31
2011	132,81	5,96	36,94	0,28
2012	132,69	-0,09	42,10	0,32
2013	147,18	10,92	50,09	0,34
2014	153,10	4,02	47,60	0,31
2015	159,03	3,88	52,88	0,33
2016	165,93	4,34	57,13	0,34
2017	173,79	4,74	63,36	0,36
2018	180,32	3,76	64,63	0,36
2019	188,62	4,60	70,15	0,37
2020	172,78	-8,40	81,89	0,47

Таблица А.21 - Показатели монетизации экономики России в 2005-2020 гг., трлн. LCU в ценах 2005 г.

Год	Объем ВВП	Темп прироста ВВП	Широкая денежная масса	Коэффициент монетизации
	<i>GDP</i>	<i>GDP_{growth}</i>	<i>M</i>	<i>M/GDP</i>
2005	21,61	6,40	7,21	0,33
2006	23,38	8,20	8,80	0,38
2007	25,37	8,50	10,90	0,43
2008	26,69	5,20	10,54	0,40
2009	24,61	-7,80	12,13	0,49
2010	25,71	4,50	13,23	0,51
2011	26,82	4,30	12,71	0,47
2012	27,90	4,02	13,19	0,47
2013	28,39	1,76	14,54	0,51
2014	28,60	0,74	15,53	0,54
2015	28,03	-1,97	17,33	0,62
2016	28,09	0,19	16,70	0,59
2017	28,60	1,83	17,02	0,60
2018	29,40	2,81	17,38	0,59
2019	30,05	2,20	17,69	0,59
2020	29,24	-2,68	20,52	0,70

Таблица А.22 - Данные для построения модели краткосрочной инфляции в России, январь 2017 г. – сентябрь 2022 г.

Месяц	Инфляция, % г/г	Руб./ USD	Руб./ EUR	Руб./ CNY	Руб./ TRY	Руб./ BYN	Руб./ KZT	Ключевая ставка, % ГОДОВЫХ
сен.22	13,68	60,1169	60,09575	85,8507	3,294175	23,5952	12,66	7,50
авг.22	14,30	60,3636	61,1615	89,5099	3,35662	23,4276	12,68	8,00
июл.22	15,10	57,8323	58,3432	86,3954	3,30964	22,514	12,09	8,00
июн.22	15,90	56,9809	59,3299	85,8145	3,30111	22,249	13,04	9,50
май.22	17,10	65,7916	68,7835	96,905	4,15061	25,8778	14,95	11,00
апр.22	17,83	79,0942	85,9713	123,918	5,384815	28,03	17,52	17,00
мар.22	16,69	104,682	115,6002	164,716	7,10257	32,6353	20,63	20,00
фев.22	9,15	76,0509	86,51065	119,751	5,60765	29,5268	17,69	20,00
январь.22	8,73	75,7668	86,6419	119,457	5,71556	29,4985	17,37	8,50
дек.21	8,39	73,6694	83,2194	115,678	5,42327	29,1124	16,90	8,50
ноя.21	8,40	72,2724	82,7715	113,267	7,15419	29,3586	16,79	7,50
окт.21	8,13	71,4372	82,8275	111,21	7,80562	29,021	16,79	7,50
сен.21	7,40	72,8676	86,0277	112,949	8,60901	29,1257	17,11	6,75
авг.21	6,68	73,5671	86,5814	113,555	8,68293	29,3646	17,28	6,50
июл.21	6,50	74,058	87,3171	114,292	8,61165	29,1549	17,33	6,50
июн.21	6,50	72,5048	87,3274	112,79	8,42722	28,8683	16,95	5,50
май.21	6,00	73,7765	89,8109	114,933	8,78896	29,2787	17,26	5,00
апр.21	5,50	76,1612	90,5033	116,628	9,37663	29,2057	17,75	5,00

мар.21	5,80	74,139	88,8768	114,074	9,70689	28,4809	17,69	4,50
фев.21	5,70	73,9775	89,5868	114,566	10,5213	28,5242	17,72	4,25
январь.21	5,20	74,2663	90,4087	114,439	9,98007	28,9179	17,62	4,25
дек.20	4,90	73,7175	90,127	112,973	9,53197	28,9716	17,55	4,25
ноя.20	4,40	76,2627	90,3903	116,037	9,62456	29,8443	17,85	4,25
окт.20	4,00	77,778	91,3448	115,05	9,82122	30,0739	18,04	4,25
сен.20	3,70	75,4977	89,2772	110,967	10,0316	28,9676	17,84	4,25
авг.20	3,60	73,6067	87,2253	105,982	10,0993	29,7863	17,55	4,25
июл.20	3,40	71,2298	81,2318	101,475	10,3759	29,5194	17,30	4,25
июн.20	3,20	69,1252	77,8757	97,698	10,1435	29,0326	17,17	4,50
май.20	3,00	72,5591	79,1234	102,22	10,4985	29,9599	17,41	5,50
апр.20	3,10	74,7141	81,1244	105,655	10,8995	30,1979	17,3535	5,50
мар.20	2,50	73,9585	82,5264	105,663	11,6965	30,3963	17,5201	6,00
фев.20	2,30	63,7413	69,5976	91,0373	10,5563	29,1401	16,8766	6,00
январь.20	2,40	61,8187	68,579	89,4062	10,4178	29,2065	16,3336	6,25
дек.19	3,00	62,5831	69,8608	89,5605	10,7414	29,7736	16,3152	6,25
ноя.19	3,50	63,8705	70,5394	90,9865	11,1238	31,1817	16,4607	6,50
окт.19	3,80	64,2548	71,0503	90,5484	11,1129	31,2995	16,4978	6,50
сен.19	4,00	64,4501	71,3849	90,9824	11,329	31,2917	16,6611	7,00
авг.19	4,30	65,6046	73,1231	92,7034	11,6572	31,9379	16,9738	7,25
июл.19	4,60	63,1281	70,8258	91,8359	11,0989	31,0765	16,4308	7,25
июн.19	4,70	64,4326	72,6993	93,0596	11,0474	31,0619	16,7741	7,50
май.19	5,10	64,6314	72,3186	94,3614	10,6591	31,0072	17,033	7,75
апр.19	5,20	64,6794	72,6551	96,0261	11,1238	30,5525	16,9903	7,75
мар.19	5,30	65,4111	74,0425	97,4112	11,9942	30,6841	17,2907	7,75
фев.19	5,20	65,6734	74,82	97,5882	12,4921	30,5159	17,4525	7,75
январь.19	5,00	66,4036	75,6086	98,1217	12,3844	30,8735	17,5415	7,75
дек.18	4,30	66,7848	75,7623	97,1823	12,6091	31,3888	18,0025	7,75
ноя.18	3,80	66,0499	75,4204	95,4129	12,3131	31,2581	17,932	7,50
окт.18	3,50	65,7492	75,6933	94,9282	11,2666	31,0473	17,9097	7,50
сен.18	3,40	68,0447	79,1362	99,3493	10,7012	31,9418	18,4137	7,50
авг.18	3,10	66,8932	76,676	97,1875	11,1895	32,6092	18,5971	7,25
июл.18	2,50	62,9471	73,4808	93,4356	13,1662	31,6723	18,2284	7,25
июн.18	2,30	62,7565	73,3654	96,9486	13,4886	31,4325	18,6413	7,25
май.18	2,40	62,3033	73,5145	97,4636	13,9193	30,9882	18,9056	7,25
апр.18	2,40	61,5539	75,6532	97,7311	15,0796	30,415	18,8004	7,25
мар.18	2,40	57,0113	70,5225	90,1939	14,6436	29,1782	17,7757	7,25
фев.18	2,20	56,6278	70,4959	89,3654	14,998	28,7689	17,6444	7,50
январь.18	2,20	56,5925	69,173	88,1867	14,9395	28,3536	17,4277	7,75
дек.17	2,50	58,6932	69,4475	88,8488	15,2758	29,0982	17,556	7,75
ноя.17	2,50	59,0061	69,204	89,0924	15,257	29,5174	17,7762	8,25
окт.17	2,70	57,6869	67,8927	86,8837	15,6954	29,3941	17,1883	8,25
сен.17	3,00	57,7192	68,6936	87,9252	16,6734	29,747	17,0128	8,50
авг.17	3,30	59,799	70,3718	89,0955	16,9819	30,6706	17,9784	9,00

июл.17	3,90	59,5787	68,6623	88,27	16,7506	30,5169	18,3265	9,00
июн.17	4,40	57,4437	64,2795	84,5071	16,4106	30,4741	18,1069	9,00
май.17	4,10	56,756	62,9568	82,7202	15,8858	30,539	18,1246	9,25
апр.17	4,10	56,3131	60,2867	81,7474	15,4051	29,979	18,0559	9,75
мар.17	4,30	58,2437	61,8636	84,4442	15,8067	30,6693	18,4421	9,75
фев.17	4,60	58,0967	61,7662	84,9816	15,9013	30,8452	18,2474	10,00
январь.17	5,00	59,6526	63,4715	86,5163	15,6271	30,5762	17,9858	10,00

Таблица А.23 - Данные для построения модели краткосрочной инфляции в Казахстане, январь 2017 г. – октябрь 2022 г.

Месяц	KZT/ USD	KZT/ EUR	KZT/ CNY	KZT/ RUB	Базовая ставка, %	ИПЦ среднемес., %, г/г
январь.17	331,14	352	48,05	5,53	12	7,9
фев.17	320,18	340,84	46,59	5,47	12	7,8
мар.17	316,07	337,2	45,84	5,45	11	7,7
апр.17	312,24	334,13	45,32	5,54	11	7,5
май.17	313,51	346,5	45,53	5,5	11	7,5
июн.17	318,42	357,19	46,77	5,5	10,5	7,5
июл.17	325,31	374,08	48,04	5,46	10,5	7,1
авг.17	332,69	392,38	49,81	5,58	10,5	7
сентябрь.17	339,22	404,49	51,68	5,88	10,25	7,1
октябрь.17	337,1	396,52	50,87	5,84	10,25	7,7
ноябрь.17	332,47	389,87	50,22	5,64	10,25	7,3
декабрь.17	333,66	394,66	50,61	5,69	10,25	7,1
январь.18	327,01	398,21	50,84	5,77	9,75	6,8
фев.18	321,93	398,19	50,97	5,67	9,75	6,5
мар.18	320,73	395,35	50,76	5,62	9,75	6,6
апр.18	324,89	399,24	51,61	5,36	9,75	6,5
май.18	328,26	388,46	51,54	5,27	9,5	6,2
июн.18	336,11	392,66	52,07	5,35	9	5,9
июл.18	344,19	401,86	51,3	5,48	9	5,9
авг.18	356,54	411,35	52,06	5,41	9	6
сентябрь.18	367,33	428,32	53,61	5,42	9	6,1
октябрь.18	367,17	422,15	53,08	5,58	9,25	5,3
ноябрь.18	370,49	420,84	53,38	5,58	9,25	5,3
декабрь.18	371,82	423,28	53,99	5,51	9,25	5,3
январь.19	378,13	431,62	55,71	5,65	9,25	5,2
фев.19	377,43	428,47	56,01	5,74	9,25	4,8
мар.19	377,64	427,31	56,28	5,78	9,25	4,8
апр.19	379,42	426,45	56,51	5,87	9	4,9
май.19	379,98	424,96	55,45	5,86	9	5,3
июн.19	382,26	431,07	55,38	5,95	9	5,4

июл.19	383,66	430,81	55,8	6,07	9	5,4
авг.19	386,67	430,39	54,89	5,9	9	5,5
сен.19	386,99	426,33	54,37	5,95	9,25	5,3
окт.19	389,19	429,66	55,02	6,05	9,25	5,5
ноя.19	387,74	428,88	55,24	6,07	9,25	5,4
дек.19	383,86	426,13	54,71	6,1	9,25	5,4
январь.20	378,71	420,34	54,01	6,12	9,25	5,6
фев.20	377,73	412,09	58,83	5,91	9,25	6
мар.20	412,25	457,21	55,86	5,66	12	6,4
апр.20	433,79	471,68	61,32	5,76	9,5	6,8
май.20	418,09	455,18	58,86	5,75	9,5	6,7
июнь.20	402,44	452,86	56,79	5,81	9,5	7
июль.20	411,35	469,75	58,65	5,77	9,5	7,1
авг.20	418,55	494,7	60,33	5,67	9	7
сен.20	423,86	500,17	62,22	5,59	9	7
окт.20	429,16	505,07	63,75	5,53	9	7,1
ноя.20	428,84	506,83	64,91	5,57	9	7,3
дек.20	420,67	511,43	64,32	5,67	9	7,5
январь.21	420,17	511,43	64,88	5,65	9	7,4
фев.21	418,75	506,53	64,65	5,63	9	7,4
мар.21	420,26	501,23	64,81	5,66	9	7
апр.21	430,11	513,55	65,93	5,65	9	7
май.21	427,66	519,59	66,5	5,78	9	7,2
июнь.21	427,17	515,35	66,56	5,89	9	7,9
июль.21	426,47	504,23	65,88	5,77	9	8,4
авг.21	425,21	500,55	65,67	5,78	9,25	8,7
сен.21	425,51	501,32	65,91	5,84	9,5	8,9
окт.21	425,84	493,55	66,26	5,96	9,5	8,9
ноя.21	429,82	491,15	67,27	5,92	9,75	8,7
дек.21	434,12	490,51	68,18	5,88	9,75	8,4
январь.22	433,66	491,24	68,3	5,67	9,75	8,5
фев.22	434,44	492,47	68,46	5,64	10,25	5,7
мар.22	497,18	548,59	78,44	4,73	13,5	12
апр.22	453,32	491,97	70,69	5,77	13,5	13,2
май.22	430,71	456,35	64,35	6,82	14	14
июнь.22	422,35	468,36	66,12	7,79	14	14,5
июль.22	476,08	485,21	70,74	8,23	14	15
авг.22	474,66	481,57	69,94	7,88	14,5	16,1
сен.22	475,57	471,53	67,84	7,96	14,5	17,7
окт.22	472,48	464	65,83	7,73	14,5	18,8

Таблица А.24 - Индекс потребительских цен по Республике Беларусь в процентах к соответствующему месяцу предыдущего года, июнь 2021 – сентябрь 2022 года

Месяц	ИПЦ, %
июн.21	9,900
июл.21	9,768
авг.21	9,779
сен.21	10,204
окт.21	10,532
ноя.21	10,368
дек.21	9,975
январ.22	10,399
февр.22	9,998
мар.22	15,854
апр.22	16,808
май.22	17,006
июн.22	17,564
июл.22	18,069
авг.22	17,916
сен.22	17,381

Таблица А.25 - Индекс потребительских цен по Армении в процентах к соответствующему месяцу предыдущего года, июнь 2021 – сентябрь 2022 года

Месяц	ИПЦ, %
июн.21	6,505
июл.21	8,223
авг.21	8,782
сен.21	8,889
окт.21	9,104
ноя.21	9,557

дек.21	7,675
январь.22	7,077
февраль.22	6,543
март.22	7,362
апрель.22	8,425
май.22	8,986
июнь.22	10,274
июль.22	9,322
август.22	9,129
сентябрь.22	9,915

Таблица А.26 - Индекс потребительских цен по Республике Кыргызстан в процентах к соответствующему месяцу предыдущего года, июнь 2021 – сентябрь 2022 года

Месяц	ИПЦ, %
июнь.21	14,212
июль.21	14,620
август.21	14,047
сентябрь.21	13,532
октябрь.21	12,471
ноябрь.21	12,310
декабрь.21	11,179
январь.22	11,191
февраль.22	10,829
март.22	13,191
апрель.22	14,489
май.22	13,978
июнь.22	13,069

июл.22	13,825
авг.22	15,555
сен.22	15,482

Таблица А.27 - Исходные данные для построения среднесрочных моделей по Армении, 2005-2021 гг.

Показатель	<i>CPI</i>	<i>GDP_{defl}</i>	<i>M2</i>	<i>Epc</i>	<i>Esm</i>	<i>eX</i>	<i>EDt</i>	<i>USD</i>	<i>PR</i>	<i>BM</i>
ед.изм.	% к предыдущему году	% к предыдущему году	млн. драм, остаток на конец года	млн. драм	млн. драм	млн. долл. США	млн.долл. США	драм / 1 долл. США	% к ВВП	% к ВВП
2005	107,7	103,2	466900,3	2158866,9	302249,7	1070,3	2164,8	457,7	18,7	16,3
2006	100,9	104,6	593009,1	2339710,2	327206,6	1050,2	2280,2	416,0	18,3	18,3
2007	100,6	104,3	809387,7	2636959,2	375091,0	1196,1	3199,2	342,1	17,9	22,0
2008	102,2	106,0	781822,4	2816100,4	403180,3	1076,8	3679,3	306,0	16,3	19,8
2009	107,1	102,5	878304,3	2714011,1	451540,2	718,7	4994,3	363,3	16,6	25,9
2010	122,6	107,8	911386,0	2829293,2	452281,3	1041,1	6307,2	373,7	18,0	26,3
2011	109,1	104,3	1080707,0	3015364,8	468347,6	1279,5	7106,5	372,5	17,7	29,8
2012	107,0	105,3	1225569,0	3318559,4	423707,7	1327,3	7347,6	401,8	18,0	31,6
2013	104,7	103,4	1360902,9	3464224,2	478815,4	1397,5	8204,6	409,6	19,7	33,9
2014	108,5	102,3	1441072,4	3537916,1	502319,9	1435,5	7937,6	415,9	17,9	34,7
2015	99,2	101,2	1578125,1	3323220,4	562391,1	1364,4	8111,9	477,9	14,1	36,8
2016	101,5	100,3	1849057,7	3258932,9	578238,6	1629,5	8963,2	480,5	13,1	43,0
2017	103,9	102,2	2130958,3	3665905,9	569139,4	1997,2	9128,9	482,7	13,3	46,4
2018	101,6	102,8	2241661,4	3849255,7	558302,6	2103,2	9349,5	483,0	11,9	46,1
2019	100,5	101,1	2466091,5	4329435,1	657104,2	2267,0	10177,6	480,4	11,2	47,2
2020	102,4	102,0	2633875,1	3620690,1	724930,6	2146,7	11079,7	489,0	10,5	54,4
2021	109,9	106,9	2787543,5	3659222,7	808439,5	2450,2	11247,9	503,8		

Источники:

<https://www.armstat.am/ru>

<https://www.cba.am>

<https://data.worldbank.org/indicator>

Таблица А.28 - Исходные данные для построения среднесрочных моделей по Беларуси, 2005-2021 гг.

Показатель	GDP_{defl}	CPI	Epc	Esm	$M2$	eX	rAk	USD	PR	BM	EDt
ед.изм.	% к предыдущему году	% к предыдущему году	млн. руб.	млн. руб.	млн. руб., на конец года	млн. долл. США	%	руб. / 1 долл. США	% к ВВП	% к ВВП	млн. долл. США
2005	119,0	112,1	32767,6	13447,6	8417,8	19309,1	23,2	0,215	0,7	19,3	6,4
2006	110,7	108,6	35726,4	13669,4	11062,3	23132,8	25,7	0,214	0,7	22,1	7,7
2007	112,9	121,2	39114,9	14316,2	12514,1	27707,1	26,8	0,215	0,6	25,2	14,3
2008	121,2	115,2	43470,9	14074,6	13017,0	36476,5	28,7	0,214	1,0	23,9	17,0
2009	109,3	113,6	47411,9	13740,1	12127,3	23706,5	30,5	0,279	1,0	26,8	24,6
2010	111,3	113,6	50594,5	14739,2	13707,5	27801,3	32,5	0,298	1,0	29,5	31,2
2011	171,0	170,3	46683,9	13037,5	12989,0	44615,7	32,1	0,500	1,4	36,2	36,6
2012	175,3	174,2	46803,3	13374,2	11809,5	48703,8	28,2	0,834	1,6	29,5	35,7
2013	121,3	113,7	50432,3	13372,1	11503,0	38661,5	31,2	0,888	1,6	28,8	41,1
2014	118,1	112,4	52897,7	13931,6	11419,2	36807,2	28	1,023	1,6	29,7	40,8
2015	116,0	117,2	50927,1	14535,3	9657,1	26927,2	23	1,591	1,6	36,4	38,6
2016	108,3	112,0	51121,5	14862,5	10639,7	23538,0	19,7	1,988	2,0	35,7	37,5
2017	108,6	109,8	52330,8	15238,6	12600,1	28695,4	19,9	1,932	2,3	37,7	38,8
2018	112,1	106,8	52944,5	15805,5	13130,6	32499,1	20,4	2,038	2,4	35,3	37,2
2019	108,6	106,3	54135,2	17150,4	15230,8	31031,5	21,4	2,091	2,2	36,0	38,4
2020	112,1	105,6	51964,4	17119,1	13118,4	27148,7	19,8	2,439	1,6	33,9	39,5
2021	112,8	112,2			13891,9	35720,4	17,9	2,538			

Источники:

<https://www.belstat.gov.by>

<http://dataportal.belstat.gov.by>

<https://minsk.belstat.gov.by>

<https://www.nbrb.by>

Таблица А.29 - Исходные данные для построения среднесрочных моделей по Казахстану, 2010-2021 гг.

Показатель	<i>CPI</i>	<i>GDP_{defl}</i>	<i>BM</i>	<i>Dfa</i>	<i>USD</i>	<i>rAk</i>	<i>Epc</i>	<i>Esm</i>	<i>eX</i>	<i>M2</i>	<i>EDt</i>	<i>Po</i>
ед.изм.	% к предыдущему году	% к предыдущему году	% к ВВП	%	тенге/1 долл. США	%	млрд. тенге	млрд. тенге	млрд. тенге	млрд. тенге, на конец периода	млрд. долл. США, на начало периода	долл. США / барель
2010	107,1	119,5	38,9	36,3	147,35	21,3	9721,1	2358,8	9589,5	6570,1	112,9	79,5
2011	108,3	120,5	34,5	39,5	146,62	17,7	9700,1	2454,5	10886,6	6609,7	115,8	109,0
2012	105,1	104,8	33,9	40,2	149,11	17,6	10813,9	2829,1	10830,9	6766,5	120,5	107,4
2013	105,8	109,5	32,2	42,7	152,13	16,9	12737,0	2647,9	10051,2	6274,0	129,4	102,7
2014	106,7	105,8	32,3	47,1	179,19	16,6	12855,0	2899,1	10669,9	5443,8	139,2	91,8
2015	106,6	101,8	41,9	38,7	221,73	17,2	14428,0	3192,8	7826,8	5771,9	144,3	48,1
2016	114,6	113,6	42,2	36,8	342,16	16,5	14820,5	3227,4	8836,1	7423,7	139,2	39,8
2017	107,4	111,2	35,8	37,0	326,00	16,1	14866,5	3043,4	9358,4	7178,5	146,0	48,4
2018	106,0	109,2	33,7	38,3	344,71	18,1	15329,3	2502,2	11314,0	7037,1	146,0	62,2
2019	105,3	107,6	30,7	41,2	382,75	18,1	16075,3	2869,6	11450,4	7255,3	137,3	55,0
2020	106,8	104,2	35,3	45,7	412,95	17,4	15898,5	3903,9	9353,4	8298,1	135,0	35,4
2021	108,0	110,6		39,5	426,03	15,8	16631,4	3709,6	11074,2	9311,8	133,7	57,6

Источники:

<https://stat.gov.kz/official/industry>

<https://data.worldbank.org/indicator>

<http://global-finances.ru/tsena-na-neft-marki-brent-po-godam/>

Таблица А.30 - Исходные данные для построения среднесрочных моделей по Кыргызстану, 2010-2021 гг.

Показатель	<i>CPI</i>	<i>GDP_{defl}</i>	<i>Epc</i>	<i>Esm</i>	<i>M2</i>	<i>EDt</i>	<i>eX</i>	<i>USD</i>	<i>rAk</i>	<i>PR</i>	<i>BM</i>
ед.изм.	% к	% к	млн.	млн.	млн.	млн. долл.	млн. долл.	сомов /	%	% в	% в

	преды- дущему году	преды- дущему году	сомов.	сомов.	сомов, на конец периода	США, на конец периода	США	1 долл. США		ВВП	ВВП
2010	108,0	110,0	183324,7	18587,7	53745,4	4905,1	1778,7	46,0	21,7	0,15	31,4
2011	116,6	122,5	191689,2	23885,3	50722,0	5440,9	2332,2	46,1	18,2	0,09	27,8
2012	102,8	108,7	220678,9	26031,8	58204,2	5749,0	2489,1	47,0	24,5	0,14	31,7
2013	106,6	103,2	248483,7	25485,3	66246,3	6457,5	2677,7	48,4	27,7	0,14	34,0
2014	107,5	108,4	255774,3	23963,9	55343,1	6860,4	2303,4	53,7	29,5	0,18	31,1
2015	106,5	103,4	249480,7	25432,8	53431,7	7075,2	1487,2	64,5	28,1	0,16	33,3
2016	100,4	106,1	238322,3	26778,1	70701,9	7203,5	1462,3	69,9	28,4	0,28	34,4
2017	103,2	106,3	247623,3	26764,1	111391,2	7254,6	1618,9	68,9	27,4	0,34	36,5
2018	101,5	103,4	258158,9	27760,4	86067,4	7093,5	1670,2	68,8	26,6	0,34	35,8
2019	101,1	103,9	249428,8	27613,4	97362,4	7210,9	1749,5	69,8	26,2	0,28	37,2
2020	106,3	106,1	225021,5	30197,2	110591,7	7391,8	1705,7	77,4	20,5	0,22	47,4
2021	111,9	116,0	259895,7	29417,8	110198,6	7514,4	2257,6	84,6	17,0		

Источники:

<http://www.stat.kg>

<https://www.nbkr.kg>

<http://old.minfin.kg>

<https://data.worldbank.org/indicator>

Таблица А.31 - Исходные данные для построения среднесрочных моделей по России, 2010-2021 гг.

Пока- затель	GDP_{defl}	CPI	Dfa	rAk	USD	BM	eX	Epc	Esm	Po	EDt	$M2$
ед.изм.	% к преды- дущему году	% к преды- дущему году	%	%	руб. / 1 долл. США	% к ВВП	млн. долл. США	млрд. руб.	млрд. руб.	долл. США / Т	млрд. долл. США, по состоянию на 1 января	млрд. руб., по состоянию на 1 января
2010	114,2	108,8	47,1	19,8	30,37	51,4	13529310,9	23617623,3	8671323,7	546,0	466294,0	15267,6

2011	124,5	106,1	47,9	18,4	29,39	47,4	13550683,4	24154415,2	8513107,4	728,9	478593,2	16079,0
2012	108,9	106,6	47,7	18,5	31,09	47,3	13519145,2	25665318,2	9027374,3	725,1	518221,6	18107,0
2013	105,3	106,5	48,2	18,4	31,85	51,2	13213519,5	26999734,5	9547867,1	693,7	601487,0	19197,1
2014	107,5	111,4	49,4	17,6	38,42	54,3	13962739,9	27499802,6	9284439,7	639,2	676211,3	20465,6
2015	107,2	112,9	47,7	16,7	60,96	61,8	14491152,2	26405000,6	8969046,7	336,2	551051,0	19511,1
2016	102,8	105,4	48,1	17,2	67,03	59,4	13078109,3	26731336,5	9340721,2	262,8	471542,4	21156,8
2017	105,3	102,5	47,3	17,5	58,35	59,5	13438660,3	27019045,5	9382974,3	329,3	456747,1	21545,5
2018	110,0	104,3	46,6	17,1	62,71	59,1	15477940,4	25109243,2	8901974,0	432,4	451924,2	20540,0
2019	103,3	103,0	37,8	17,6	64,74	58,9	14605953,7	26296312,5	9298506,9	388,8	389712,5	22078,2
2020	100,6	104,9	39,0	18,9	72,15	70,2	12797790,1	25176208,4	10015508,1	256,4	415748,7	24074,6
2021	116,3	106,7	39,0	17,5	73,65		16195687,7	25962535,6	9325168,1	389,1	379490,2	23497,6

Источники:

<https://rosstat.gov.ru>

<https://data.worldbank.org/indicator>

<http://global-finances.ru/vneshniy-dolg-rossii/>

<http://www.rcit.su/inform-dm.html>

<https://ruxpert.ru/Статистика:История курса доллара к рублю>

Таблица А.32 - Индексы цен на укрупненные группы товаров и услуг в Казахстане за 2010-2021 гг.

Показатель / год		2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
Индекс потребительских цен (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года)	<i>CPI</i>	107,8	107,4	106,0	104,8	107,4	113,6	108,5	107,1	105,3	105,4	107,5	108,4
индекс цен на продовольственные товары	<i>Z1</i>	110,1	109,1	105,3	103,3	108,0	110,9	109,7	106,5	105,1	109,6	111,3	109,9
индекс цен на непродовольственные товары	<i>Z2</i>	105,5	105,3	103,5	103,3	107,8	122,6	109,5	108,9	106,4	105,0	105,5	108,5
индекс цен на платные услуги для населения	<i>Z3</i>	106,8	107,3	109,3	108,0	106,4	108,1	106,1	105,9	104,5	100,7	104,2	106,5
Индекс цен предприятий-производителей промышленной продукции (товаров, услуг) (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года)	<i>W1</i>	112,9	120,3	102,1	99,5	98,4	95,2	115,5	117,6	112,4	101,4	95,8	146,1
Индекс цен приобретения продукции производственно-технического назначения промышленными предприятиями (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года)	<i>W2</i>	119,9	109,0	108,1	97,9	110,4	105,6	112,0	110,3	112,0	105,5	105,9	127,1

Индекс цен в строительстве (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года)	W3	103,6	105,4	104,6	103,3	104,4	102,8	104,7	105,0	103,9	101,6	99,7	105,7
Индекс цен производителей продукции сельского хозяйства (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года)	W4	123,4	98,3	122,4	93,0	113,3	102,7	107,5	102,6	107,8	115,9	115,3	117,3
Индекс цен на продукцию и услуги лесного хозяйства (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года)	W5	104,1	108,8	99,2	102,1	101,8	101,3	107,5	105,3	100,9	113,5	100,5	101,4
Индекс цен на продукцию рыболовства и рыбоводства (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года)	W6	110,1	104,1	104,3	105,8	105,1	104,2	106,1	106,9	112,2	108,6	100,1	104,4
Индекс тарифов на перевозку грузов всеми видами транспорта (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года)	W7	111,8	116,4	115,9	102,4	113,6	125,9	104,6	106,8	131,1	103,0	102,8	108,8
Индекс тарифов на услуги почтовые и курьерские для юридических лиц (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года)	W8	102,3	98,1	106,0	100,4	115,9	112,0	109,8	102,3	104,5	103,0	102,1	106,8
Индекс тарифов на услуги связи для юридических лиц (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года)	W9	110,6	94,5	91,5	94,2	95,0	100,7	98,0	106,6	111,2	101,7	99,8	100,4
Индекс цен оптовых продаж товаров, продукции (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года)	W10	110,8	104,3	108,1	102,8	109,2	104,9	111,8	106,3	105,6	103,8	109,8	113,2
Индекс цен экспортных поставок товаров, продукции (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года)	W11	122,3	131,1	97,7	94,4	92,3	73,5	109,4	121,2	113,8	98,4	92,3	156,3
Индекс цен импортных поступлений товаров, продукции (на конец периода, в процентах к декабрю предыдущего года)	W12	111,0	103,2	93,2	105,4	104,8	89,0	116,4	106,8	107,9	106,5	105,4	113,5

Таблица А.33 - Дефляторы ВВП в Казахстане по видам экономической деятельности за 2010-2021 гг.

Год	ВВП	ИПЦ	Обрабатывающая промышленность	Снабжение электроэнергией, газом, паром, горячей водой и кондиционированным воздухом	Водоснабжение; сбор, обработка и удаление отходов, деятельность по ликвидации загрязнений	Транспорт и складирование	Информация и связь	Финансовая и страховая деятельность	Профессиональная, научная и техническая деятельность	Государственное управление и оборона; обязательное социальное обеспечение
	GDP_{defl}	CPI	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8
2010	119,6	107,1	129,2	127,1	109,5	114,6	106,3	107,1	109,6	129,1
2011	118,9	108,3	118,4	113,7	141,5	105,3	85,8	120,5	145,9	116,1
2012	104,8	105,1	106,5	104,4	109,2	109,8	96,3	106,6	100,2	106,2
2013	109,5	105,8	108,2	110,9	112,1	110,7	103,4	135,3	107,9	114,0
2014	105,8	106,7	105,3	107,1	110,3	107,2	98,3	115,8	106,7	105,9

2015	101,9	106,6	102,4	110,5	108,7	105,9	102,3	116,9	106,5	100,5
2016	113,6	114,6	124,5	111,3	120,5	106,4	90,5	115,9	124,3	104,4
2017	108,4	107,4	108,2	109,8	115,7	106,5	106,6	109,3	108,1	100,8
2018	109,2	106,0	110,2	107,7	109,9	108,7	104,3	105,7	108,4	100,8
2019	107,6	105,3	105,8	100,6	106,7	105,4	104,5	100,8	101,4	108,4
2020	104,2	106,8	111,4	112,0	102,6	111,7	112,0	105,3	100,5	112,7
2021	113,9	108,0	118,1	112,8	117,7	107,8	104,1	102,0	104,4	109,0

ПРИЛОЖЕНИЕ Б

Эконометрические характеристики регрессионных моделей, представленных в разделе 1

Таблица Б.1 - Эконометрические характеристики модели (1.1)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R		0,7518			
R-квадрат		0,5653			
Нормированный R-квадрат		0,4984			
Стандартная ошибка		4,094			
Наблюдения		16			
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	283,301	141,65	8,451	0,0045
Остаток	13	217,894	16,7611		
Итого	15	501,195			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>CPI</i> -пересечение	122,4	4,54712	26,9185	9E-13	
<i>M2_{t-1}</i>	2E-05	4,7E-06	3,55384	0,004	
<i>eX_{t-1}</i>	-0,0282	0,00698	-4,0362	0,001	

Таблица Б.2 - Эконометрические характеристики модели (1.2)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R		0,9398			
R-квадрат		0,8832			
Нормированный R-квадрат		0,8365			
Стандартная ошибка		2,373			
Наблюдения		15			
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	4	425,989	106,497	18,91	0,0001
Остаток	10	56,3125	5,63125		
Итого	14	482,302			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>CPI</i> -пересечение	170,18	12,1724	13,981	7E-08	
<i>Ерс_{t-2}</i>	9E-06	3,2E-06	2,83744	0,018	

USD_{t-2}	-0,0784	0,01725	-4,5437	0,001
PR_{t-2}	-2,2135	0,38608	-5,7332	2E-04
BM_{t-2}	-0,77	0,22865	-3,3678	0,007

Таблица Б.3 - Эконометрические характеристики модели (1.3)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,7534				
R-квадрат	0,5676				
Нормированный R-квадрат	0,4379				
Стандартная ошибка	4,4489				
Наблюдения	14				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	259,8	86,5998	4,375	0,0327
Остаток	10	197,927	19,7927		
Итого	13	457,727			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>CPI</i> -пересечение	129,52	9,28004	13,9567	7E-08	
eX_{t-3}	0,0139	0,0057	2,44129	0,035	
ED_{t-3}	-0,0016	0,00072	-2,2132	0,051	
USD_{t-3}	-0,0782	0,02942	-2,6597	0,024	

Таблица Б.4 - Эконометрические характеристики модели (1.4)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,884575				
R-квадрат	0,782473				
Нормированный R-квадрат	0,637455				
Стандартная ошибка	1,18832				
Наблюдения	16				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	6	45,7157	7,61929	5,396	0,0126
Остаток	9	12,7089	1,4121		
Итого	15	58,4247			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
GDP_{defl} -пересечение	148,139	12,5125	11,8392	9E-07	
$M2$	1,87E-05	7E-06	2,66418	0,026	

<i>Epc</i>	-7,8E-06	2,9E-06	-2,6447	0,027
<i>Esm</i>	-3,6E-05	1,3E-05	-2,7278	0,023
<i>EDt</i>	0,002821	0,00098	2,86485	0,019
<i>USD</i>	-0,03076	0,00949	-3,2413	0,01
<i>BM</i>	-1,05927	0,43237	-2,4499	0,037

Таблица Б.5 - Эконометрические характеристики модели (1.5)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный <i>R</i>	0,867512				
<i>R</i> -квадрат	0,752577				
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,697594				
Стандартная ошибка	1,290625				
Наблюдения	12				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	45,5988	22,7994	13,69	0,0019
Остаток	9	14,9914	1,66571		
Итого	11	60,5902			
<i>Стандартная</i>					
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>GDP_{defl}</i> -пересечение	124,4242	4,06696	30,5939	2,1E-10	
<i>M2</i>	-2,4E-05	4,7E-06	-5,1081	0,00064	
<i>M2</i> ²	6,22E-12	1,3E-12	4,91846	0,00083	

Таблица Б.6 - Эконометрические характеристики модели (1.6)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный <i>R</i>	0,745211				
<i>R</i> -квадрат	0,555339				
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,444173				
Стандартная ошибка	1,612237				
Наблюдения	16				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	38,9554	12,9851	4,99561	0,018
Остаток	12	31,1917	2,59931		
Итого	15	70,1471			
<i>Стандартная</i>					
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>GDP_{defl}</i> -пересечение	126,9092	6,51922	19,4669	1,9E-10	

$M2_{t-1}$	5,43E-06	1,9E-06	2,82229	0,01539
Erc_{t-1}	-6,2E-06	1,9E-06	-3,3433	0,00585
USD_{t-1}	-0,02654	0,01132	-2,3436	0,03714

Таблица Б.7 - Эконометрические характеристики модели (1.7)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,813769				
R-квадрат	0,662221				
Нормированный R-квадрат	0,570099				
Стандартная ошибка	1,454924				
Наблюдения	15				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	45,6503	15,2168	7,18855	0,006
Остаток	11	23,2848	2,1168		
Итого	14	68,9351			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
GDP_{def} -пересечение	134,4731	7,3907	18,1949	1,5E-09	
ED_{t-2}	0,001262	0,00064	1,97004	0,07453	
PR_{t-2}	-1,18086	0,29963	-3,9411	0,00231	
BM_{t-2}	-0,63335	0,2037	-3,1093	0,00994	

Таблица Б.8 - Эконометрические характеристики модели (1.8)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,8856				
R-квадрат	0,7843				
Нормированный R-квадрат	0,7303				
Стандартная ошибка	10,897				
Наблюдения	16				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	5180,7	1726,89	14,542	0,00027
Остаток	12	1425	118,753		
Итого	15	6605,7			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
CPI -пересечение	116,59	21,772	5,35517	0,0002	
Erc	-0,0029	0,0008	-3,5258	0,0042	

<i>eX</i>	0,0022	0,0004	6,08767	5E-05
<i>BM</i>	2,3005	0,8974	2,56362	0,0248

Таблица Б.9 - Эконометрические характеристики модели (1.9)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный <i>R</i>	0,7781				
<i>R</i> -квадрат	0,6054				
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,549				
Стандартная ошибка	2,595				
Наблюдения	9				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	1	72,321	72,3208	10,739	0,01354
Остаток	7	47,139	6,73417		
Итого	8	119,46			
<i>Стандартная</i>					
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>CPI</i> -пересечение	132,25	6,6423	19,9101	2E-07	
<i>M2</i>	-0,0017	0,0005	-3,2771	0,0135	

Таблица Б.10 - Эконометрические характеристики модели (1.10)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный <i>R</i>	0,8057				
<i>R</i> -квадрат	0,6491				
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,5614				
Стандартная ошибка	13,897				
Наблюдения	16				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	4286,8	1428,93	7,3993	0,00458
Остаток	12	2317,4	193,118		
Итого	15	6604,2			
<i>Стандартная</i>					
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>CPI</i> -пересечение	10,44	36,951	0,28252	0,7824	
<i>Er_{t-1}</i>	-0,0022	0,0011	-2,0542	0,0624	
<i>rAk_{t-1}</i>	4,035	0,8712	4,63147	0,0006	
<i>BM_{t-1}</i>	3,5762	1,2738	2,80748	0,0158	

Таблица Б.11 - Эконометрические характеристики модели (1.11)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,995				
R -квадрат	0,9901				
Нормированный R -квадрат	0,9116				
Стандартная ошибка	13,396				
Наблюдения	16				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	3	232923	77640,9	432,66	1,7E-12
Остаток	13	2332,8	179,448		
Итого	16	235256			
	<i>Стандартная</i>		t -статистика	P -Значение	
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>			
CPI -пересечение					
Er_{t-1}	-0,0021	0,001	-2,1421		0,0517
rAk_{t-1}	4,2027	0,6149	6,83486		1E-05
BM_{t-1}	3,6344	1,2117	2,99927		0,0103

Таблица Б.12 - Эконометрические характеристики модели (1.12)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,8854				
R -квадрат	0,784				
Нормированный R -квадрат	0,7251				
Стандартная ошибка	11,278				
Наблюдения	15				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	3	5077,4	1692,46	13,306	0,00056
Остаток	11	1399,1	127,191		
Итого	14	6476,5			
	<i>Стандартная</i>		t -статистика	P -Значение	
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>			
CPI -пересечение					
Er_{t-2}	0,0037	0,0008	4,93419		0,0004
eX_{t-2}	-0,0016	0,0004	-3,9656		0,0022
USD_{t-2}	-36,872	6,143	-6,0022		9E-05

Таблица Б.13 - Эконометрические характеристики модели (1.13)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R		0,9965			
R-квадрат		0,993			
Нормированный R-квадрат		0,9085			
Стандартная ошибка		11,395			
Наблюдения		15			
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	221903	73967,8	569,63	2,4E-12
Остаток	12	1558,2	129,853		
Итого	15	223462			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>CPI-пересечение</i>					
<i>Ерс_{t-2}</i>	0,0045	0,0003	13,3564	1E-08	
<i>eX_{t-2}</i>	-0,0016	0,0004	-3,9973	0,0018	
<i>USD_{t-2}</i>	-41,024	4,9458	-8,2947	3E-06	

Таблица Б.14 - Эконометрические характеристики модели (1.14)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R		0,8916			
R-квадрат		0,7949			
Нормированный R-квадрат		0,7038			
Стандартная ошибка		12,148			
Наблюдения		14			
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	4	5147,5	1286,87	8,7207	0,00367
Остаток	9	1328,1	147,565		
Итого	13	6475,5			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>CPI-пересечение</i>	217,69	76,101	2,86053	0,0188	
<i>Ерс_{t-3}</i>	0,0125	0,0023	5,31147	0,0005	
<i>Egm_{t-3}</i>	-0,0361	0,0088	-4,1123	0,0026	
<i>PR_{t-3}</i>	28,795	15,052	1,91302	0,088	
<i>ED_{t-3}</i>	-7,1664	1,4182	-5,0531	0,0007	

Таблица Б.15 - Эконометрические характеристики модели (1.15)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,9182				
R -квадрат	0,8432				
Нормированный R -квадрат	0,8039				
Стандартная ошибка	9,2272				
Наблюдения	16				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	5492,5	1830,8	21,503	4,1E-05
Остаток	12	1021,7	85,141		
Итого	15	6514,2			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
GDP_{defl} -пересечение	112,63	18,435	6,1096	5E-05	
Epc	-0,003	0,0007	-3,705	0,003	
eX	0,0023	0,0003	7,6575	6E-06	
$M2$	1,841	0,7598	2,423	0,0321	

Таблица Б.16 - Эконометрические характеристики модели (1.16)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,8951				
R -квадрат	0,8012				
Нормированный R -квадрат	0,7018				
Стандартная ошибка	11,432				
Наблюдения	16				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	4	5	5267,7	1053,5	8,062
Остаток	9	10	1306,8	130,68	
Итого	13	15	6574,5		
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
GDP_{defl} -пересечение	217,69	76,101	2,86053	0,0188	
Epc_{t-1}	0,0125	0,0023	5,31147	0,0005	
Egm_{t-1}	-0,0361	0,0088	-4,1123	0,0026	
USD_{t-1}	28,795	15,052	1,91302	0,088	
BM_{t-1}					
ED_{t-1}	-7,1664	1,4182	-5,0531	0,0007	

Таблица Б.17 - Эконометрические характеристики модели (1.17)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,997				
R-квадрат	0,9939				
Нормированный R-квадрат	0,9008				
Стандартная ошибка	11,494				
Наблюдения	16				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	5	237873	47575	360,08	6E-11
Остаток	11	1453,3	132,12		
Итого	16	239326			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>GDP_{def}</i> -пересечение					
<i>Erc_{t-1}</i>	-0,005	0,0018	-2,632	0,0233	
<i>Egm_{t-1}</i>	0,0144	0,0045	3,2023	0,0084	
<i>USD_{t-1}</i>	-49,61	7,236	-6,856	3E-05	
<i>BM_{t-1}</i>	3,345	1,1321	2,9546	0,0131	
<i>ED_{t-1}</i>	3,047	1,1052	2,7569	0,0187	

Таблица Б.18 - Эконометрические характеристики модели (1.18)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,8415				
R-квадрат	0,7081				
Нормированный R-квадрат	0,6285				
Стандартная ошибка	13,103				
Наблюдения	15				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	4582,2	1527,4	8,89599	0,0028
Остаток	11	1888,6	171,69		
Итого	14	6470,8			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>GDP_{def}</i> -пересечение					
<i>Erc_{t-2}</i>	-0,64	34,671	-0,0184	0,98561	
<i>rAk_{t-2}</i>	-0,002	0,0006	-3,8595	0,00266	
<i>PR_{t-2}</i>	6,3151	1,3509	4,6748	0,00068	
	23,235	9,4828	2,4503	0,03223	

Таблица Б.19 - Эконометрические характеристики модели (1.19)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,9958				
R-квадрат	0,9917				
Нормированный R-квадрат	0,907				
Стандартная ошибка	12,546				
Наблюдения	15				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	225172	75057	476,885	6E-12
Остаток	12	1888,7	157,39		
Итого	15	227061			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>GDP_{def}</i> -пересечение					
<i>Epc_{t-2}</i>	-0,002	0,0005	-4,4677	0,00077	
<i>rAk_{t-2}</i>	6,2925	0,542	11,609	7E-08	
<i>PR_{t-2}</i>	23,096	5,4841	4,2115	0,00121	

Таблица Б.20 - Эконометрические характеристики модели (1.20)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,777				
R-квадрат	0,6038				
Нормированный R-квадрат	0,5598				
Стандартная ошибка	1,7386				
Наблюдения	11				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	1	41,458	41,458	13,7156	0,0049
Остаток	9	27,204	3,0227		
Итого	10	68,662			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>CPI</i> -пересечение	125,33	4,8892	25,634	1E-09	
<i>eX_{t-1}</i>	-0,002	0,0005	-3,7035	0,00489	

Таблица Б.21 - Эконометрические характеристики модели (1.21)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,8702

R-квадрат	0,7572
Нормированный R-квадрат	0,7268
Стандартная ошибка	1,4326
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	1	51,202	51,202	24,9472	0,0011
Остаток	8	16,419	2,0524		
Итого	9	67,621			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение	78,247	5,8204	13,444	9E-07
<i>Dfa</i> _{<i>t-2</i>}	0,7286	0,1459	4,9947	0,00106

Таблица Б.22 - Эконометрические характеристики модели (1.22)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,9241
R-квадрат	0,854
Нормированный R-квадрат	0,7079
Стандартная ошибка	1,5116
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	4	53,44	13,36	5,84713	0,0578
Остаток	4	9,1396	2,2849		
Итого	8	62,58			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение	72,416	14,12	5,1285	1E-09
<i>USD</i> _{<i>t-3</i>}	-0,093	0,0224	-4,1326	
<i>Eps</i> _{<i>t-3</i>}	0,0035	0,0008	4,4884	
<i>Esm</i> _{<i>t-3</i>}	-0,006	0,0022	-2,8037	
<i>M2</i> _{<i>t-3</i>}	0,0042	0,0016	2,6594	0,00489

Таблица Б.23 - Эконометрические характеристики модели (1.23)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,7154
R-квадрат	0,5118
Нормированный R-	0,40331

квадрат	
Стандартная ошибка	4,47404
Наблюдения	12

<i>Дисперсионный анализ</i>					<i>Значимость</i>
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>F</i>
Регрессия	2	188,861	94,43	4,7175	0,03969
Остаток	9	180,153	20,017		
Итого	11	369,014			

	<i>Кoeffициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>GDP_{defl}</i> -пересечение	117,26	9,67066	12,125	7E-07
<i>Esm</i>	-0,0112	0,00367	-3,0549	0,0137
<i>M2</i>	0,0037	0,00167	2,2083	0,0546

Таблица Б.24 - Эконометрические характеристики модели (1.24)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,92866
<i>R</i> -квадрат	0,86242
Нормированный <i>R</i> - квадрат	0,72483
Стандартная ошибка	1,94451
Наблюдения	9

<i>Дисперсионный анализ</i>					<i>Значимость</i>
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>F</i>
Регрессия	4	94,8042	23,701	6,2682	0,05158
Остаток	4	15,1245	3,7811		
Итого	8	109,929			

	<i>Кoeffициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>GDP_{defl}</i> -пересечение	203,333	25,7478	7,8971	0,0014
<i>Eps_{t-3}</i>	0,00609	0,00181	3,374	0,0279
<i>Esm_{t-3}</i>	-0,0075	0,00279	-2,7047	0,0538
<i>M2_{t-3}</i>	-0,0066	0,00157	-4,2358	0,0133
<i>EDt_{t-3}</i>	-0,8192	0,29986	-2,7321	0,0523

Таблица Б.25 - Эконометрические характеристики модели (1.25)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,9816
<i>R</i> -квадрат	0,9636
Нормированный <i>R</i> - квадрат	0,9271

Стандартная ошибка	1,2377
Наблюдения	11

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	5	202,601	40,52	26,4512	0,0013
Остаток	5	7,65941	1,5319		
Итого	10	210,26			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение	146,45	4,97079	29,463	8,4E-07
<i>Egm</i>	-0,0015	0,0003	-4,996	0,00412
<i>EDt</i>	0,015	0,00215	6,9659	0,00094
<i>USD</i>	-0,6278	0,10333	-6,0758	0,00175
<i>rAk</i>	-2,0952	0,22884	-9,1558	0,00026
<i>BM</i>	-0,3002	0,14734	-2,0378	0,09715

Таблица Б.26 - Эконометрические характеристики модели (1.26)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,9827
<i>R</i> -квадрат	0,9658
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,9373
Стандартная ошибка	1,1888
Наблюдения	12

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	5	239,327	47,865	33,87	0,0003
Остаток	6	8,47927	1,4132		
Итого	11	247,807			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение	139,78	4,14913	33,69	4,6E-08
<i>Egm</i>	-0,0015	0,00028	-5,2583	0,0019
<i>M2</i>	-6E-05	2,8E-05	-1,9818	0,09479
<i>EDt</i>	0,0143	0,00193	7,4134	0,00031
<i>USD</i>	-0,6212	0,10104	-6,148	0,00085
<i>rAk</i>	-1,9641	0,17047	-11,522	2,6E-05

Таблица Б.27 - Эконометрические характеристики модели (1.27)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,729

R-квадрат	0,5314
Нормированный R-квадрат	0,4273
Стандартная ошибка	3,5918
Наблюдения	12

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	131,697	65,848	5,10409	0,0329916
Остаток	9	116,11	12,901		
Итого	11	247,807			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение	169,56	20,2007	8,3939	1,5E-05
<i>M2</i>	-0,0017	0,00054	-3,0907	0,01291
<i>M2</i> ²	1E-08	3,3E-09	3,0138	0,01463

Таблица Б.28 - Эконометрические характеристики модели (1.28)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,842
R-квадрат	0,709
Нормированный R-квадрат	0,6362
Стандартная ошибка	2,9767
Наблюдения	11

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	172,701	86,351	9,7453	0,0071717
Остаток	8	70,886	8,8607		
Итого	10	243,587			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение	120,24	8,26126	14,554	4,9E-07
<i>Egm</i> _{<i>t-1</i>}	-0,002	0,00046	-4,2687	0,00273
<i>BM</i> _{<i>t-1</i>}	1,0369	0,26894	3,8555	0,00484

Таблица Б.29 - Эконометрические характеристики модели (1.29)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,8648
R-квадрат	0,7479
Нормированный R-квадрат	0,5798

Стандартная ошибка	3,1994
Наблюдения	11

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	4	182,17	45,542	4,44915	0,0519919
Остаток	6	61,4174	10,236		
Итого	10	243,587			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение	90,077	16,1948	5,5621	0,00143
<i>Egm</i> _{<i>t-1</i>}	-0,0032	0,00107	-2,9972	0,0241
<i>EDt</i> _{<i>t-1</i>}	-0,0096	0,00311	-3,0758	0,02178
<i>eX</i> _{<i>t-1</i>}	0,0264	0,00815	3,2402	0,01768
<i>USD</i> _{<i>t-1</i>}	1,8375	0,52004	3,5333	0,01232

Таблица Б.30 - Эконометрические характеристики модели (1.30)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,8708
<i>R</i> -квадрат	0,7584
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,5651
Стандартная ошибка	2,3735
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	4	88,4088	22,102	3,9234	0,0831047
Остаток	5	28,1672	5,6334		
Итого	9	116,576			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение	67,077	14,7651	4,5429	0,00615
<i>Egm</i> _{<i>t-2</i>}	0,0008	0,00039	2,0901	0,09089
<i>rAk</i> _{<i>t-2</i>}	-0,9011	0,29781	-3,0258	0,02922
<i>PR</i> _{<i>t-2</i>}	-39,211	16,428	-2,3868	0,06263
<i>BM</i> _{<i>t-2</i>}	1,4604	0,58108	2,5133	0,05361

Таблица Б.31 - Эконометрические характеристики модели (1.31)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,7996
<i>R</i> -квадрат	0,6394
Нормированный <i>R</i> -	0,5191

квадрат	
Стандартная ошибка	2,5971
Наблюдения	9

<i>Дисперсионный анализ</i>					<i>Значимость</i>
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>F</i>
Регрессия	2	71,7493	35,875	5,3186	0,0469043
Остаток	6	40,4707	6,7451		
Итого	8	112,22			

	<i>Кoeffициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение	121,31	6,63628	18,28	1,7E-06
<i>rAk</i> _{<i>t-3</i>}	-0,8657	0,28773	-3,0088	0,02374
<i>PR</i> _{<i>t-3</i>}	29,662	11,4458	2,5915	0,04113

Таблица Б.32 - Эконометрические характеристики модели (1.32)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,9452
<i>R</i> -квадрат	0,8934
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,8478
Стандартная ошибка	2,1468
Наблюдения	11

<i>Дисперсионный анализ</i>					<i>Значимость</i>
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>F</i>
Регрессия	3	270,47	90,158	19,5629	0,0009
Остаток	7	32,26	4,6086		
Итого	10	302,73			

	<i>Кoeffициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>GDPdefl</i> -пересечение	160,8	7,0737	22,733	8,1E-08
<i>EDt</i>	0,0038	0,0017	2,236	0,06044
<i>rAk</i>	-1,6569	0,3035	-5,459	0,00095
<i>BM</i>	-1,0526	0,2384	-4,416	0,0031

Таблица Б.33 - Эконометрические характеристики модели (1.33)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,8236
<i>R</i> -квадрат	0,6784
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,598
Стандартная ошибка	3,8322

Наблюдения		11			
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	247,79	123,9	8,4364	0,0107
Остаток	8	117,49	14,686		
Итого	10	365,28			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>GDPdefl</i> -пересечение	135,09	12,367	10,923	4,4E-06
<i>Erc</i> _{<i>t-1</i>}	-0,0002	5E-05	-3,965	0,00415
<i>BM</i> _{<i>t-1</i>}	0,5351	0,2502	2,1386	0,06492

Таблица Б.34 - Эконометрические характеристики модели (1.34)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,8724
<i>R</i> -квадрат	0,7611
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,6018
Стандартная ошибка	3,8139
Наблюдения	11

<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	4	278	69,5	4,77799	0,0448
Остаток	6	87,276	14,546		
Итого	10	365,28			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>GDPdefl</i> -пересечение	115,98	19,305	6,0076	0,00096
<i>Egm</i> _{<i>t-1</i>}	-0,0031	0,0013	-2,434	0,05085
<i>EDt</i> _{<i>t-1</i>}	-0,0125	0,0037	-3,362	0,01519
<i>eX</i> _{<i>t-1</i>}	0,021	0,0097	2,1618	0,07389
<i>USD</i> _{<i>t-1</i>}	1,8914	0,6199	3,0509	0,02248

Таблица Б.35 - Эконометрические характеристики модели (1.35)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,6518
<i>R</i> -квадрат	0,4249
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,3673
Стандартная ошибка	2,4834
Наблюдения	12

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость</i> <i>F</i>
Регрессия	1	45,556	45,5565	7,3871	0,0216
Остаток	10	61,671	6,16706		
Итого	11	107,23			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная</i> <i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение	95,153	4,269	22,2894	7E-10
<i>EDt</i>	2E-05	9E-06	2,71792	0,0216

Таблица Б.36 - Эконометрические характеристики модели (1.36)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,89465
<i>R</i> -квадрат	0,8004
Нормированный <i>R</i> - квадрат	0,75604
Стандартная ошибка	1,54211
Наблюдения	12

<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость</i> <i>F</i>
Регрессия	2	85,824	42,9121	18,045	0,00071
Остаток	9	21,403	2,37811		
Итого	11	107,23			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная</i> <i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение	113,201	3,5222	32,1396	1E-10
<i>M2</i>	-0,00038	0,0002	-2,2137	0,0541
<i>D</i>	6,60742	1,1949	5,52987	0,0004

Таблица Б.37 - Эконометрические характеристики модели (1.37)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,98843
<i>R</i> -квадрат	0,97699
Нормированный <i>R</i> - квадрат	0,95397
Стандартная ошибка	0,68485
Наблюдения	11

<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость</i> <i>F</i>
Регрессия	5	99,558	19,9116	42,453	0,00043

Остаток	5	2,3451	0,46902		
Итого	10	101,9			
		<i>Стандартная</i>			
		<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI-пересечение</i>		99,3083	7,0114	14,1637	3E-05
<i>Dfa_{t-1}</i>		-0,39026	0,1099	-3,5514	0,0164
<i>USD_{t-1}</i>		-0,22113	0,0464	-4,7658	0,005
<i>BM_{t-1}</i>		0,21785	0,0902	2,41608	0,0604
<i>ED_{t-1}</i>		2,9E-05	5E-06	5,48379	0,0028
<i>M2_{t-1}</i>		0,00047	0,0002	2,21348	0,0778

Таблица Б.38 - Эконометрические характеристики модели (1.38)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R		0,87355			
R-квадрат		0,76309			
Нормированный R-квадрат		0,6954			
Стандартная ошибка		1,85626			
Наблюдения		10			
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	77,691	38,8453	11,274	0,00647
Остаток	7	24,12	3,44569		
Итого	9	101,81			
		<i>Стандартная</i>			
		<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI-пересечение</i>		91,339	16,878	5,41164	0,001
<i>BM_{t-2}</i>		-0,57605	0,1234	-4,6678	0,0023
<i>Est_{t-2}</i>		5,1E-06	2E-06	2,56849	0,0371

Таблица Б.39 - Эконометрические характеристики модели (1.39)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R		0,96895			
R-квадрат		0,93886			
Нормированный R-квадрат		0,90217			
Стандартная ошибка		1,11559			
Наблюдения		9			
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>

Регрессия	3	95,551	31,8504	25,592	0,00184
Остаток	5	6,2227	1,24455		
Итого	8	101,77			
<i>Стандартная</i>					
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>CPI</i> -пересечение	347,68	38,472	9,03731	0,0003	
<i>Dfa</i> _{<i>t-3</i>}	-2,97315	0,5512	-5,3944	0,003	
<i>rAk</i> _{<i>t-3</i>}	-2,7468	0,7326	-3,7493	0,0133	
<i>BM</i> _{<i>t-3</i>}	-0,9164	0,1254	-7,3094	0,0008	

Таблица Б.40 - Эконометрические характеристики модели (1.40)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный <i>R</i>	0,79212				
<i>R</i> -квадрат	0,62746				
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,48775				
Стандартная ошибка	4,79142				
Наблюдения	12				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	309,33	103,11	4,4913	0,03968
Остаток	8	183,66	22,9578		
Итого	11	492,99			
<i>Стандартная</i>					
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>GDP</i> _{<i>defl</i>} -пересечение	345,152	87,559	3,94196	0,0043	
<i>M2</i>	-0,02358	0,0092	-2,5599	0,0337	
<i>M2</i> ²	5,8E-07	2E-07	2,42753	0,0414	
<i>D</i>	-13,9164	7,088	-1,9634	0,0852	

Таблица Б.41 - Эконометрические характеристики модели (1.41)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный <i>R</i>	0,96806				
<i>R</i> -квадрат	0,93714				
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,89524				
Стандартная ошибка	2,19915				
Наблюдения	11				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	4	432,619	108,155	22,3633	0,0009

Остаток	6	29,0176	4,83626		
Итого	10	461,636			
		<i>Стандартная</i>			
		<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
GDP_{defl} -пересечение		-96,113	32,0002	-3,0035	0,0239
Dfa_{t-1}		0,90963	0,2434	3,73715	0,00965
rAk_{t-1}		8,74057	0,92444	9,45499	8E-05
BM_{t-1}		0,8131	0,1701	4,78001	0,00306
Esm_{t-1}		-4E-06	2,2E-06	-1,9596	0,09775

Таблица Б.42 - Эконометрические характеристики модели (1.42)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R		0,96614			
R-квадрат		0,93342			
Нормированный R-квадрат		0,88015			
Стандартная ошибка		1,53037			
Наблюдения		10			
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	4	164,167	41,0416	17,5239	0,0038
Остаток	5	11,7102	2,34204		
Итого	9	175,877			
		<i>Стандартная</i>			
		<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
GDP_{defl} -пересечение		314,422	30,0348	10,4686	0,00014
Dfa_{t-2}		-1,8303	0,25125	-7,2846	0,00076
BM_{t-2}		-2,1252	0,38356	-5,5407	0,00263
Ro_{t-2}		-0,0653	0,01247	-5,2352	0,00337
ED_{t-2}		5,5E-05	1,3E-05	4,26907	0,00795

Таблица Б.43 - Эконометрические характеристики модели (1.43)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R		0,99527			
R-квадрат		0,99056			
Нормированный R-квадрат		0,97482			
Стандартная ошибка		0,73286			
Наблюдения		9			
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>

Регрессия	5	168,998	33,7996	62,9312	0,0031
Остаток	3	1,61127	0,53709		
Итого	8	170,609			
		<i>Стандартная</i>			
		<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>GDP_{defl}</i> -пересечение		72,6963	8,42642	8,62719	0,00328
<i>USD_{t-3}</i>		0,40514	0,07825	5,17722	0,01399
<i>BM_{t-3}</i>		-0,9529	0,16714	-5,7009	0,0107
<i>eX_{t-3}</i>		5,8E-06	3,9E-07	14,7928	0,00067
<i>ED_{t-3}</i>		1,7E-05	6E-06	2,87833	0,06362
<i>M2_{t-3}</i>		-0,0011	0,00026	-4,3078	0,02303

Таблица Б.44 - Эконометрические характеристики модели (1.45)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R		0,9361			
R-квадрат		0,87627			
Нормированный R-квадрат		0,8643			
Стандартная ошибка		1,43153			
Наблюдения		69			
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	6	899,86	149,98	73,185	3,01E-26
Остаток	62	127,06	2,0493		
Итого	68	1026,9			
		<i>Стандартная</i>			
		<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение		17,4494	3,012	5,7933	2E-07
<i>USD</i>		0,12614	0,1059	1,1907	0,2383
<i>EUR</i>		-0,6864	0,0679	-10,11	1E-14
<i>CNY</i>		0,51334	0,0722	7,1135	1E-09
<i>TRY</i>		-0,1854	0,1519	-1,221	0,2268
<i>BYN</i>		-0,4648	0,1944	-2,391	0,0199
<i>KZT</i>		-0,2007	0,4397	-0,456	0,6497

Таблица Б.45 - Эконометрические характеристики модели (1.46)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,93413
R-квадрат	0,87259
Нормированный R-квадрат	0,86463

Стандартная ошибка	1,4298
Наблюдения	69

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	4	896,08	224,02	109,58	6,72E-28
Остаток	64	130,84	2,0443		
Итого	68	1026,9			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение	17,5256	2,9837	5,8738	1,7E-07
<i>EUR</i>	-0,6539	0,0633	-10,33	2,9E-15
<i>CNY</i>	0,53902	0,0505	10,679	7,4E-16
<i>TRY</i>	-0,3081	0,0859	-3,587	0,00065
<i>BYN</i>	-0,4246	0,1335	-3,18	0,00227

Таблица Б.46 - Эконометрические характеристики модели (1.47)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,94578
<i>R</i> -квадрат	0,8945
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,88613
Стандартная ошибка	1,31136
Наблюдения	69

<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	5	918,58	183,72	106,832	2,05E-29
Остаток	63	108,34	1,7197		
Итого	68	1026,9			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CPI</i> -пересечение	20,9201	2,893	7,2312	7,9E-10
<i>EUR</i>	-0,3584	0,1002	-3,576	0,00068
<i>CNY</i>	0,30496	0,0796	3,8329	0,00029
<i>TRY</i>	-0,3832	0,0814	-4,704	1,4E-05
<i>BYN</i>	-0,5714	0,129	-4,43	3,8E-05
<i>r</i>	0,34282	0,0948	3,617	0,00059

Таблица Б.47 - Эконометрические характеристики модели (1.48)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,56112
<i>R</i> -квадрат	0,31485

Нормированный R -квадрат	0,14357
Стандартная ошибка	10,415
Наблюдения	16

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	598,17	199,39	1,8382	0,194
Остаток	12	1301,7	108,47		
Итого	15	1899,8			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
EUR_t -пересечение	48,797	27,287	1,7883	0,099
EUR_{t-1}	0,5666	0,2878	1,9685	0,0725
EUR_{t-2}	-0,0165	0,3299	-0,0499	0,961
EUR_{t-3}	-0,228	0,3164	-0,7207	0,4849

Таблица Б.48 - Эконометрические характеристики модели (1.49)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,5252
R -квадрат	0,2758
Нормированный R -квадрат	0,2241
Стандартная ошибка	9,9133
Наблюдения	16

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	1	523,999	523,999	5,33201	0,03671
Остаток	14	1375,84	98,2742		
Итого	15	1899,84			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
EUR_t -пересечение	32,091	17,3274	1,85205	0,08522
EUR_{t-1}	0,5459	0,2364	2,30912	0,03671

Таблица Б.49 - Эконометрические характеристики модели (1.50)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,9067
R -квадрат	0,8221
Нормированный R -квадрат	0,7948
Стандартная ошибка	5,0985

Наблюдения		16				
<i>Дисперсионный анализ</i>						
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>	
Регрессия	2	1561,9	780,952	30,0426	1,3E-05	
Остаток	13	337,933	25,9948			
Итого	15	1899,84				
	<i>Коэффициенты</i>		<i>Стандартная ошибка</i>		<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>EUR_t</i> -пересечение		34,835		8,92222	3,90425	0,00181
<i>EUR_{t-1}</i>		0,4793		0,12204	3,92733	0,00173
<i>D</i>		33,398		5,28546	6,31881	2,7E-05

Таблица Б.50 - Эконометрические характеристики модели (1.51)

<i>Регрессионная статистика</i>						
Множественный <i>R</i>	0,8959					
<i>R</i> -квадрат	0,8027					
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,7723					
Стандартная ошибка	9,3647					
Наблюдения	16					
<i>Дисперсионный анализ</i>						
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>	
Регрессия	2	4638,26	2319,13	26,4449	2,62E-05	
Остаток	13	1140,06	87,6967			
Итого	15	5778,32				
	<i>Коэффициенты</i>		<i>Стандартная ошибка</i>		<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>CNY_t</i> -пересечение		46,311		14,8678	3,11482	0,00821
<i>CNY_{t-1}</i>		0,5412		0,13134	4,12039	0,00121
<i>D</i>		53,599		9,72951	5,5089	0,0001

Таблица Б.51 - Эконометрические характеристики модели (1.52)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный <i>R</i>	0,952				
<i>R</i> -квадрат	0,9063				
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,8919				
Стандартная ошибка	0,6883				
Наблюдения	16				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость</i>

					<i>F</i>
Регрессия	2	59,563	29,782	62,8636	2,07E-07
Остаток	13	6,1588	0,4738		
Итого	15	65,722			

	<i>Стандартная</i>			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
TRY_t -пересечение	-0,184	0,5786	-0,3178	0,75566
TRY_{t-1}	0,9558	0,0862	11,089	5,4E-08
D	1,9264	0,714	2,6979	0,01827

Таблица Б.52 - Эконометрические характеристики модели (1.53)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,9951
R -квадрат	0,9903
Нормированный R -квадрат	0,9182
Стандартная ошибка	0,6658
Наблюдения	16

<i>Дисперсионный анализ</i>					<i>Значимость</i>
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>F</i>
Регрессия	2	634,755	317,378	715,896	5E-14
Остаток	14	6,20661	0,44333		
Итого	16	640,962			

	<i>Стандартная</i>			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
TRY_t -пересечение				
TRY_{t-1}	0,9298	0,02561	36,3043	3E-15
D	1,8887	0,68114	2,77289	0,01496

Таблица Б.53 - Эконометрические характеристики модели (1.54)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,8814
R -квадрат	0,7769
Нормированный R -квадрат	0,7426
Стандартная ошибка	1,5534
Наблюдения	16

<i>Дисперсионный анализ</i>					<i>Значимость</i>
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>F</i>
Регрессия	2	109,265	54,6324	22,6409	5,82E-05
Остаток	13	31,369	2,413		

Итого	15	140,634		
			<i>Стандартная</i>	
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>BYN_t-пересечение</i>	4,5023	3,92107	1,14824	0,27156
<i>BYN_{t-1}</i>	0,8172	0,14013	5,83155	5,9E-05
<i>D</i>	4,004	1,62176	2,46894	0,02819

Таблица Б.54 - Эконометрические характеристики модели (1.55)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,95191				
R-квадрат	0,90613				
Нормированный R-квадрат	0,89868				
Стандартная ошибка	0,85696				
Наблюдения	69				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	5	446,59	89,3173	121,623	5,27E-31
Остаток	63	46,266	0,73438		
Итого	68	492,85			
			<i>Стандартная</i>		
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>CPI-пересечение</i>	-18,013	1,6743	-10,759	6,7E-16	
<i>USD</i>	-0,0295	0,0089	-3,3082	0,00155	
<i>EUR</i>	0,01689	0,0094	1,8062	0,07566	
<i>CNY</i>	0,16434	0,0622	2,64133	0,0104	
<i>RUB</i>	1,20768	0,2449	4,93166	6,3E-06	
<i>r</i>	1,28693	0,1148	11,2098	1,2E-16	

Таблица Б.55 - Эконометрические характеристики модели (1.56)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,96094				
R-квадрат	0,92341				
Нормированный R-квадрат	0,91987				
Стандартная ошибка	13,2893				
Наблюдения	69				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	138391	46130	261,21	3,41E-36
Остаток	65	11479,3	176,6		

Итого	68	149871			
			<i>Стандартная</i>		
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
USD_t -пересечение	4,42299	14,1275	0,3131	0,7552	
USD_{t-1}	0,88959	0,11903	7,4736	3E-10	
USD_{t-2}	-0,1716	0,16041	-1,0696	0,2888	
USD_{t-3}	0,27791	0,12159	2,2855	0,0256	

Таблица Б.56 - Эконометрические характеристики модели (1.57)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,9602				
R-квадрат	0,9221				
Нормированный R-квадрат	0,9197				
Стандартная ошибка	13,304				
Наблюдения	69				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	138189	69094,7	390,387	2,68E-37
Остаток	66	11681,4	176,99		
Итого	68	149871			
			<i>Стандартная</i>		
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
USD_t -пересечение	4,1518	14,1406	0,29361	0,76998	
USD_{t-1}	0,8039	0,08815	9,12029	2,7E-13	
USD_{t-3}	0,1927	0,09195	2,09551	0,03997	

Таблица Б.57 - Эконометрические характеристики модели (1.58)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,99945				
R-квадрат	0,99889				
Нормированный R-квадрат	0,98395				
Стандартная ошибка	13,2127				
Наблюдения	69				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	1E+07	5E+06	30221,9	1,76E-98
Остаток	67	11697	174,58		
Итого	69	1E+07			
			<i>Стандартная</i>		
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	

<i>ошибка</i>				
USD_t -пересечение				
USD_{t-1}	0,80718	0,08684	9,2946	1,1E-13
USD_{t-3}	0,2001	0,0878	2,279	0,02586

Таблица Б.58 - Эконометрические характеристики модели (1.59)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,9666				
R-квадрат	0,93432				
Нормированный R-квадрат	0,93129				
Стандартная ошибка	13,7111				
Наблюдения	69				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	173842	57947	308,24	2,32E-38
Остаток	65	12219,7	187,99		
Итого	68	186061			
<i>Стандартная</i>					
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
EUR_t -пересечение	22,742	13,9678	1,6282	0,1083	
EUR_{t-1}	0,98381	0,11636	8,4547	5E-12	
EUR_{t-2}	-0,3414	0,16285	-2,0966	0,0399	
EUR_{t-3}	0,31106	0,11545	2,6942	0,009	

Таблица Б.59 - Эконометрические характеристики модели (1.60)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,96278				
R-квадрат	0,92695				
Нормированный R-квадрат	0,92358				
Стандартная ошибка	2,11346				
Наблюдения	69				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	3684,34	1228,1	274,95	7,32E-37
Остаток	65	290,336	4,4667		
Итого	68	3974,68			
<i>Стандартная</i>					
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
CNY_t -пересечение	1,38771	2,00761	0,6912	0,4919	

CNY_{t-1}	0,7454	0,11752	6,343	2E-08
CNY_{t-2}	-0,0936	0,14912	-0,6279	0,5322
CNY_{t-3}	0,33214	0,11938	2,7822	0,0071

Таблица Б.60 - Эконометрические характеристики модели (1.61)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,9626				
R-квадрат	0,9265				
Нормированный R-квадрат	0,9243				
Стандартная ошибка	2,1037				
Наблюдения	69				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	3682,58	1841,29	416,043	3,85E-38
Остаток	66	292,098	4,42572		
Итого	68	3974,68			
<i>Стандартная</i>					
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
CNY_t -пересечение	1,351	1,99753	0,67631	0,50121	
CNY_{t-1}	0,6989	0,0908	7,69668	9,2E-11	
CNY_{t-3}	0,2856	0,09321	3,06436	0,00316	

Таблица Б.61 - Эконометрические характеристики модели (1.62)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,99938				
R-квадрат	0,99876				
Нормированный R-квадрат	0,98381				
Стандартная ошибка	2,0952				
Наблюдения	69				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	236393	118197	26924,8	7,91E-97
Остаток	67	294,122	4,3899		
Итого	69	236687			
<i>Стандартная</i>					
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
CNY_t -пересечение					
CNY_{t-1}	0,7078	0,08947	7,9107	3,5E-11	
CNY_{t-3}	0,29987	0,09044	3,3155	0,00148	

Таблица Б.62 - Эконометрические характеристики модели (1.63)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,90548				
R-квадрат	0,81989				
Нормированный R-квадрат	0,81158				
Стандартная ошибка	0,25755				
Наблюдения	69				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	19,6273	6,5424	98,632	3,77E-24
Остаток	65	4,31156	0,0663		
Итого	68	23,9388			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
RUB_t -пересечение	0,82477	0,50841	1,6222	0,1096	
RUB_{t-1}	1,25654	0,1285	9,7782	2E-14	
RUB_{t-2}	-0,3072	0,20881	-1,4711	0,1461	
RUB_{t-3}	-0,088	0,16755	-0,5251	0,6013	

Таблица Б.63 - Эконометрические характеристики модели (1.64)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,9051				
R-квадрат	0,8191				
Нормированный R-квадрат	0,8136				
Стандартная ошибка	0,2561				
Наблюдения	69				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	19,609	9,80449	149,45	3,11E-25
Остаток	66	4,32985	0,0656		
Итого	68	23,9388			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
RUB_t -пересечение	0,6473	0,37774	1,71364	0,09129	
RUB_{t-1}	1,2849	0,11595	11,0818	1E-16	
RUB_{t-2}	-0,3923	0,13096	-2,9954	0,00386	

Таблица Б.64 - Эконометрические характеристики модели (1.66)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,8946				
R-квадрат	0,8004				
Нормированный R-квадрат	0,7943				
Стандартная ошибка	1,7625				
Наблюдения	69				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	821,9	410,95	132,29	8,1E-24
Остаток	66	205,02	3,1063		
Итого	68	1026,9			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>CPI</i> -пересечение	9,6185	0,9278	10,367	2E-15	
<i>TRY</i>	-0,784	0,0599	-13,1	5E-20	
<i>r</i>	0,59	0,0727	8,1181	2E-11	

Таблица Б.65 - Эконометрические характеристики модели (1.67)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,9896				
R-квадрат	0,9793				
Нормированный R-квадрат	0,9636				
Стандартная ошибка	0,9919				
Наблюдения	67				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	3029,2	1514,6	1539,29	7,7E-55
Остаток	65	63,957	0,98396		
Итого	67	3093,2			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>CPI_t</i> -пересечение					
<i>CPI_{t-1}</i>	1,2614	0,1207	10,4526	1,5E-15	
<i>CPI_{t-2}</i>	-0,256	0,1246	-2,0524	0,04416	

Таблица Б.66 - Эконометрические характеристики модели (1.68)

<i>Регрессионная статистика</i>	
---------------------------------	--

Множественный <i>R</i>	0,9432
<i>R</i> -квадрат	0,8897
Нормированный <i>R</i> - квадрат	0,8846
Стандартная ошибка	0,9146
Наблюдения	69

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	Значимость <i>F</i>
Регрессия	3	438,48	146,159	174,718	4,7E-31
Остаток	65	54,375	0,83654		
Итого	68	492,85			

	Кoeffициенты	Стандартная ошибка	<i>t</i> -статистика	<i>P</i> -Значение
<i>CPI</i> -пересечение	-16,088	1,2006	-13,4	2,3E-20
<i>CNY</i>	0,1137	0,0156	7,30002	5,1E-10
<i>RUB</i>	0,8964	0,2415	3,71211	0,00043
<i>r</i>	1,1706	0,0898	13,0341	8,5E-20

Таблица Б.67 - Эконометрические характеристики модели (1.69)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,9307
<i>R</i> -квадрат	0,8663
Нормированный <i>R</i> - квадрат	0,8622
Стандартная ошибка	0,9993
Наблюдения	69

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	Значимость <i>F</i>
Регрессия	2	426,95	213,475	213,79	1,5E-29
Остаток	66	65,903	0,99852		
Итого	68	492,85			

	Кoeffициенты	Стандартная ошибка	<i>t</i> -статистика	<i>P</i> -Значение
<i>CPI</i> -пересечение	-13,672	1,1023	-12,403	6,6E-19
<i>CNY</i>	0,13	0,0163	7,96949	3E-11
<i>r</i>	1,3563	0,0815	16,6453	2,6E-25

Таблица Б.68 - Эконометрические характеристики модели (1.70)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,9935
<i>R</i> -квадрат	0,9871

Нормированный R-квадрат	0,9722
Стандартная ошибка	0,9129
Наблюдения	68

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	1	4272,4	4272,37	5126,07	2,7E-64
Остаток	67	55,842	0,83346		
Итого	68	4328,2			

Стандартная

	<i>Коэффициенты</i>	<i>стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
CPI_t -пересечение				
CPI_{t-1}	1,0236	0,0143	71,5966	5E-65

ПРИЛОЖЕНИЕ В

Эконометрические характеристики регрессионных моделей, представленных в разделе 2

Таблица В.1 - Эконометрические характеристики модели (2.1)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,9997				
R-квадрат	0,9994				
Нормированный R-квадрат	0,9991				
Стандартная ошибка	0,0686				
Наблюдения	12				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	57,989	19,33	4112,24	4,3E-13
Остаток	8	0,0376	0,0047		
Итого	11	58,027			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
CPI-пересечение	-1,493	1,608	-0,929	0,38024	
Z1	0,3972	0,0098	40,573	1,5E-10	
Z2	0,2989	0,0048	62,039	5,1E-12	
Z3	0,318	0,0104	30,72	1,4E-09	

Таблица В.2 - Эконометрические характеристики модели (2.2)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	1				
R-квадрат	1				
Нормированный R-квадрат	0,8889				
Стандартная ошибка	0,068				
Наблюдения	12				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	138561	46187	1E+07	1E-26
Остаток	9	0,0417	0,0046		
Итого	12	138561			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
CPI-пересечение					

Z1	0,3001	0,0046	65,255	2E-13
Z2	0,3099	0,0056	55,824	1E-12
Z3	0,3901	0,0061	63,968	3E-13

Таблица В.3 - Эконометрические характеристики модели (2.3)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,8776				
R-квадрат	0,7702				
Нормированный R-квадрат	0,6389				
Стандартная ошибка	1,3801				
Наблюдения	12				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	4	44,693	11,173	5,866	0,0215
Остаток	7	13,333	1,9048		
Итого	11	58,027			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
CPI-пересечение	113,15	15,192	7,4484	0,0001	
W2	0,5537	0,1256	4,4098	0,0031	
W4	-0,1941	0,0616	-3,149	0,0162	
W6	-0,28	0,1343	-2,085	0,0756	
W11	-0,1453	0,0356	-4,078	0,0047	

Таблица В.4 - Эконометрические характеристики модели (2.4)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,9351				
R-квадрат	0,8744				
Нормированный R-квадрат	0,8465				
Стандартная ошибка	2,2163				
Наблюдения	12				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	307,91	153,95	31,341	9E-05
Остаток	9	44,21	4,9122		
Итого	11	352,12			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
GDP_{defl} -пересечение	30,938	10,018	3,0883	0,013	

X1	0,494	0,0872	5,6635	0,0003
X3	0,2053	0,0728	2,8216	0,02

Таблица В.5 - Эконометрические характеристики модели (2.5)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,9108				
R-квадрат	0,8295				
Нормированный R-квадрат	0,7655				
Стандартная ошибка	1,2102				
Наблюдения	12				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	56,992	18,997	12,971	0,0019
Остаток	8	11,717	1,4646		
Итого	11	68,709			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
CPI-пересечение	86,688	6,9058	12,553	2E-06	
X1	0,3549	0,0577	6,1466	0,0003	
X6	0,0804	0,0384	2,0948	0,0695	
X8	-0,2591	0,0588	-4,403	0,0023	