

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
Заместитель директора ИПУ РАН
по научной работе

С.А. Краснова

« ___ » _____ 2023 г.

ОТЧЕТ
О НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКОЙ РАБОТЕ

ПОСТРОЕНИЕ ПОДХОДОВ К МОДЕЛИРОВАНИЮ ИНФЛЯЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ
В ГОСУДАРСТВАХ – ЧЛЕНАХ ЕВРАЗИЙСКОГО ЭКОНОМИЧЕСКОГО СОЮЗА
(заключительный, этап 3)

СОВЕРШЕНСТВОВАНИЕ МЕХАНИЗМА РАСЧЕТА ПРЕДЕЛЬНОГО ЗНАЧЕНИЯ
УРОВНЯ ИНФЛЯЦИИ В ЕВРАЗИЙСКОМ ЭКОНОМИЧЕСКОМ СОЮЗЕ

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

Р.М. Нижегородцев

подпись, дата

Москва 2023

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: 268 с., 80 рис., 68 табл., 148 источн., 3 прил.

ЕВРАЗИЙСКИЙ ЭКОНОМИЧЕСКИЙ СОЮЗ, ТЕМПЫ ИНФЛЯЦИИ, РЕГРЕССИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ, ИНДЕКС ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН, ДЕФЛЯТОР ВВП, ПРИНЦИП ДОПУСТИМЫХ ИНТЕРВАЛОВ, 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. Анализ подходов к моделированию инфляционных процессов с учетом передового международного опыта и исследований. Исследование взаимосвязей между динамикой индекса потребительских цен и индекса цен производителей в государствах – членах ЕАЭС. Разработка системы прогнозных моделей для темпов инфляции, выражаемых различными индексами цен.

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 третьем этапе исследований разработан ряд факторных регрессионных моделей, позволяющих проследить изменения важнейших макроэкономических параметров в зависимости от различных темпов инфляции для стран – членов ЕАЭС. На основе полученных результатов предложены рекомендации по удержанию и коррекции допустимых значений темпов инфляции, в условиях которых возможно достижение ключевых целей макроэкономической политики в странах – членах ЕАЭС. Исходя из принципа допустимых интервалов, обоснованы предложения, позволяющие осуществить определенную синхронизацию монетарной политики стран – членов ЕАЭС в той мере, в которой такая синхронизация возможна и не препятствует достижению целей макроэкономической политики отдельных стран.

СОДЕРЖАНИЕ

Введение	8
1 Моделирование и прогнозирование инфляционных процессов в государствах – членах Евразийского экономического союза	10
1.1 Подготовка обзора подходов к моделированию инфляционных процессов с учетом передового международного опыта и научных исследований. В том числе методов, используемых в настоящее время национальными (центральными) банками государств – членов ЕАЭС	12
1.2 Подготовка перечня и обоснования факторов с учетом страновой специфики, которые необходимо учитывать для построения прогноза сводного индекса потребительских цен в целом, а также индекса цен на продовольственные товары, непродовольственные товары и услуги в государствах – членах ЕАЭС в частности ...	21
1.3 Проведение количественной оценки степени влияния внутренних факторов (производство, торговля, запасы в странах ЕАЭС) и внешних факторов (мировое производство, мировая торговля, международные цены) на продовольственные цены в странах ЕАЭС	26
1.4 Формирование базы статистических данных, необходимых для проведения расчетов, и ее описание, включая сроки выхода данных	32
1.5 Подготовка описания динамики и конвергенции уровня цен в государствах – членах ЕАЭС, а также количественная оценка влияния административных мер на ценовую динамику (запрет или разрешение на экспорт определенных товаров в самой стране и в других странах, изменение торговых пошлин и т.д.)	33
1.6 Подготовка развернутого обоснования предложений по выбору моделей для построения краткосрочных (прогнозный горизонт 3 месяца) и среднесрочных прогнозов (прогнозный горизонт 3 года) индекса потребительских цен в государствах – членах ЕАЭС. Должен быть обеспечен учет вклада каждой компоненты (индексы цен на продовольственные товары, непродовольственные товары, услуги), а также учет трансграничных эффектов	41
1.7 Подготовка схемы разработки прогноза инфляции для государств-членов	43
1.8 Разработка предложений по интеграции предложенных моделей в архитектуру прогнозного комплекса Комиссии	44
1.9 Краткий план моделирования и перечень используемых моделей	44
1.10 Парадигма устойчивого макроэкономического неравновесия современных	

макросистем и типы неравновесных состояний	46
1.11 Использование результатов моделирования для идентификации типов макроэкономического неравновесия макросистемы	53
1.12 Межрегиональная дифференциация и моделирование современных макросистем	72
1.13 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	74
1.14 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	102
1.15 Подготовка описания и обоснования подходов к формированию прогнозов инфляции государств-членов с учетом асимметричного распределения прогнозов в предположении двухчастного нормального распределения	144
1.16 Подготовка описания взаимосвязи между динамикой индекса потребительских цен и индекса цен производителей в государствах-членах, в том числе в разрезе отдельных укрупненных товарных групп	152
1.17 Подготовка обзора наиболее чувствительных групп товаров, на которые оказывают влияние внутренние и внешние факторы	154
1.18 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	157
1.19 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	164
1.20 Проведение обучающих семинаров для представителей уполномоченных органов государств – членов ЕАЭС по построению модельных расчетов и прогнозов	168
2 Совершенствование механизма расчета целевых ориентиров уровня инфляции в ЕАЭС	169
2.1 Подготовка обзора подходов, используемых в различных интеграционных объединениях для определения показателя, определяющего устойчивость экономического развития государств - членов ЕАЭС – уровня инфляции (индекс потребительских цен)	169
2.2 Подготовка обзора преимуществ и недостатков действующего в ЕАЭС подхода к определению предельного значения показателя, определяющего устойчивость экономического развития государств - членов ЕАЭС – уровня инфляции (индекс потребительских цен)	184
2.3 Подготовка обзора альтернативных подходов к определению предельного значения показателя, определяющего устойчивость экономического развития государств - членов ЕАЭС – уровня инфляции (индекс потребительских цен). Разработка предложений по совершенствованию действующего в ЕАЭС подхода	188
2.4 Разработка предложений по обоснованию целесообразности внедрения целевого ориентира уровня инфляции в ЕАЭС. Подготовка обоснования механизмов его внедрения в ЕАЭС	217
2.5 Проведение и описание модельных расчетов трансграничных эффектов, вызванных внедрением целевого ориентира уровня инфляции в ЕАЭС	223
2.6 Разработка предложений по обоснованию применения в ЕАЭС гармонизированного индекса потребительских цен для оценки инфляционных процессов	229
Заключение	232
Список использованных источников	236
Приложение А Исходные данные статистических наблюдений для проведения расчетов	248
Приложение Б Эконометрические характеристики регрессионных моделей, представленных в разделе 2	251

Приложение В Программа обучающих семинаров по построению моделей и прогнозов инфляции, проводимых Исполнителем (Институтом проблем управления РАН) по договору с Заказчиком (Евразийской экономической комиссией) в рамках Договора о выполнении НИР по теме «Построение подходов к моделированию инфляционных процессов в государствах – членах Евразийского экономического союза»

262

ВВЕДЕНИЕ

Моделирование инфляционных процессов имеет 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. В связи с этим результаты заключительного, третьего этапа реализации проекта, направленные на совершенствование механизмов расчета предельно допустимых уровней инфляции, базируются на итогах первых двух этапов реализации данного проекта [1, 2], сжато изложенных в разделе 1 настоящего отчета.

Целью исследования является разработка моделей для краткосрочного и среднесрочного анализа и прогнозирования инфляционных процессов в государствах – членах Евразийского экономического союза. Одной из важных задач является также разработка рекомендаций в области монетарной политики - как для каждой отдельной страны, входящей в состав ЕАЭС, так и в рамках всего хозяйственного пространства ЕАЭС.

Для достижения указанной цели в рамках данного этапа необходимо выполнить следующие основные задачи:

— подготовить обзор преимуществ и недостатков действующего в ЕАЭС подхода к определению предельного значения показателя, определяющего устойчивость экономического развития государств - членов ЕАЭС – уровня инфляции (индекс потребительских цен),

— подготовить обзор альтернативных подходов к определению предельного значения показателя, определяющего устойчивость экономического развития государств - членов ЕАЭС – уровня инфляции (индекс потребительских цен); разработать предложения по совершенствованию действующего в ЕАЭС подхода,

— разработать предложения по обоснованию целесообразности внедрения целевого ориентира уровня инфляции в ЕАЭС; подготовить обоснование механизмов его внедрения в ЕАЭС,

— провести и описать модельные расчеты трансграничных эффектов, вызванных внедрением целевого ориентира уровня инфляции в ЕАЭС,

— разработать предложения по обоснованию применения в ЕАЭС гармонизированного индекса потребительских цен для оценки инфляционных процессов.

В качестве исходных данных для проведения расчетов и оценок использованы официальные данные страновой статистики, предоставляемые статистическими ведомствами и центральными банками 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 [3-21].

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.

1 Моделирование и прогнозирование инфляционных процессов в государствах – членах Евразийского экономического союза

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 [22]. 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 [23]. 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 [24].

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 [25-27].

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.

В соответствии с изложенной методологией моделирования, в данном разделе 1 излагаются результаты, полученные авторским коллективом на первых двух этапах реализации проекта.

1.1 Подготовка обзора подходов к моделированию инфляционных процессов с учетом передового международного опыта и научных исследований. В том числе методов, используемых в настоящее время национальными (центральными) банками государств – членом ЕАЭС

В настоящее время для прогнозирования инфляционных процессов в различных странах чаще всего используются многофакторные модели инфляции, параметры которых откалиброваны по данным предшествующих периодов, а при отсутствии таковых – по данным других макросистем, пребывающих в аналогичном состоянии.

Среди этих моделей наиболее популярны модели двух типов – основанные на парадигме макроэкономического равновесия вычислимые модели, в определенном смысле сходные по своим методологическим предпосылкам с CGE-моделями, и регрессионные модели, позволяющие из всех факторов, влияющих на темпы инфляции, выделить значимые и по их динамике строить прогноз.

Равновесные модели, используемые эмиссионными банками стран – членом ЕАЭС, содержат ряд «встроенных» недостатков, обусловленных методологией, лежащей в основе формирования этих моделей.

Во-первых, эти модели перегружены факторами, они содержат различные переменные, которые следовало бы учесть при моделировании инфляции исходя из

теоретических соображений. Однако не все эти факторы являются в действительности значимыми для прогнозирования темпов инфляции в соответствующих макросистемах. Наличие в моделях значительного количества «лишних», незначимых факторов ухудшает качество прогноза в результате явления так называемой избыточной подгонки, «сверхподгонки» (overfitting), когда на результат прогнозирования сильно влияют вариации этих незначимых факторов.

Во-вторых, модели такого рода чувствительны к выбросам, отстоящим достаточно далеко от трендовых траекторий, выявленных по данным предшествующих периодов.

В-третьих, равновесные модели не дают возможности обсудить доверительный интервал прогноза, они работают с данными статистических наблюдений так, как если бы они не содержали погрешностей экономических измерений и вычислений.

Регрессионные модели, напротив, позволяют выявить и исключить из дальнейшего рассмотрения факторы, не оказывающие значимого воздействия на вариацию объясняемой переменной в данной макросистеме в течение рассматриваемого периода ее динамики. Выбросы в регрессионных моделях можно «маркировать» при помощи фиктивных переменных, и впоследствии это может в определенном смысле помочь при построении сценарного прогноза. Кроме того, регрессионные модели позволяют выявить доверительные интервалы изменения объясняемых параметров, т.е. наряду с количественной прогнозной оценкой они дают представление и о том, с какой точностью она получена.

Однако корректное применение регрессионных моделей предъявляет определенные требования к данным статистических наблюдений, и экономическая статистика чаще всего неспособна гарантировать факт выполнения этих требований. В подавляющей своей части временные ряды данных, используемых в экономических моделях, представляют собой результаты не измерений, а предварительно проведенных вычислений. Это касается не только индексов цен, но и, например, объема созданного ВВП, нормы безработицы, величины среднегодовой ставки процента по кредитам, объема товарооборота и т.д. Поэтому временные ряды так называемых ненаблюдаемых остатков в регрессионных моделях, построенных по данным экономической статистики, чаще всего не удовлетворяют условиям хорошо известных теорем, гарантирующих факт корректности построения и применения регрессионных моделей.

Кроме того, различие между равновесными алгебраическими моделями и регрессионными моделями заключается в возможности учета долгосрочных последствий монетарной политики. Если верить учебникам экономикс, написанным представителями неоклассического синтеза, то монетарная политика в принципе не может иметь

долгосрочных последствий, все ее инструменты приносят эффект только на текущем временном горизонте. Именно такая логика заложена в основу вычислимых равновесных моделей. Между тем – и проведенный ранее анализ это полностью подтверждает – долгосрочные аспекты монетарной политики являются наиболее важным и интересным предметом исследования с точки зрения обеспечения реализации стратегий развития национальной экономики [28].

В последние годы в экономическом моделировании набирают популярность нейросетевые методы анализа и прогноза. Они интересны тем, что минимизация невязок (в том или ином смысле этого слова), необходимая при выделении трендов, часто представляет собой невыпуклую задачу, и нейронные сети с этим хорошо справляются. В отличие, например, от разных модификаций градиентного метода, результат применения которого при решении невыпуклых задач крайне чувствителен к исходным, стартовым ступеням вычислительного алгоритма, нейросетевые методы (прежде всего, наиболее популярный из них – генетический алгоритм) свободны от этого недостатка, они реализуют метод случайного поиска и при переборе достаточного количества вариантов находят точку глобального экстремума. Вопрос заключается лишь в том, какое количество вариантов следует считать «достаточным», это всякий раз зависит от характера оптимизируемой функции.

Генетический алгоритм изначально был разработан как стохастический инструмент нахождения экстремума функций нескольких переменных. Идея данного метода заключается в ограниченном количестве сравнений значений функции для случайной выборки аргументов. При этом, чем больше исходная выборка аргументов (количество «особей»), тем более высока вероятность нахождения правильного решения (искомого оптимума). Данный метод был усовершенствован Холландом в 1975 г. по аналогии с эволюционными процессами, происходящими в природе [29]. Общее описание данного алгоритма в разных вариантах его реализации можно найти в многочисленных работах [30, 31].

Основной задачей модификации данного метода явилось увеличение репрезентативности (валидности) случайной выборки аргументов в областях возможных оптимумов с целью увеличения точности вычислений. Результатом явился метод, заключающийся в том, что чем ближе к оптимуму функции находятся значения случайной выборки аргументов, тем большее количество последующих случайных выборок производится в ее окрестности. Реализация данной идеи привела к многочисленным модификациям данного алгоритма [32, 33].

Сущность генетического алгоритма заключается в имитации процесса эволюции особей одного вида животных в замкнутом пространстве; в результате этого процесса выживают наиболее приспособленные. Достоинства генетического алгоритма:

1. Высокая скорость нахождения решения в сравнении с другими стохастическими методами.
2. Достаточно низкая вероятность нахождения неверного решения (попадание в локальный оптимум вместо глобального).
3. Четкая ограниченность времени расчета в зависимости от необходимой точности вычислений.

Основным недостатком генетического алгоритма является то, что при программировании задачи невозможно создать универсальный код, описывающий функцию и критерий «выживания», поскольку начальные условия задач всегда различны. Кроме того, при использовании нейронных сетей имеет значение выборка данных, используемых для обучения этих сетей, а сам процесс обучения непрозрачен для исследователя, применяющего соответствующую модель.

Генетический алгоритм чаще всего применяют для поиска решений систем сложных уравнений со многими переменными, поиска оптимума невыпуклых функций со многими переменными, а также для быстрой аппроксимации эмпирических данных предполагаемой функции нескольких переменных [34, 35]. Вид самой функции при этом должен быть задан экзогенно.

В последние годы генетический алгоритм все чаще применяется при решении экономических задач [36, 37]. Некоторые из них требуют серьезных модификаций алгоритма, другие предполагают применение хорошо известных его версий.

В рамках сценарного анализа достаточно распространены модели, основанные на построении когнитивных карт (в том числе реализованных при помощи знаковых ориентированных графов в различных программных средах), позволяющих выявить и оценить опосредованные связи между параметрами, характеризующими динамику конкретных макросистем, в том числе связи, не вытекающие из теоретических соображений и в явном виде не выявляемые методами количественного анализа [38-42]. Когнитивные карты не позволяют представить количественные оценки взаимного влияния факторов, входящих в модель, и они используются преимущественно в тех случаях, когда на динамику результирующих (управляемых) параметров оказывают сопоставимое по силе воздействие разнокачественные факторы, не подлежащие строгому количественному измерению. Например, некоторые традиционные инструменты стратегического менеджмента (в частности, PEST-анализ и его современные разновидности,

предполагающие рассмотрение, наряду с экономическими, также социальных, политических, правовых, экологических, технологических и прочих факторов) достаточно легко переложить на язык когнитивных карт.

В некоторых случаях при прогнозировании динамики отдельных макроэкономических параметров (в том числе имеющих монетарный характер) применяется так называемый метод исторических аналогий, основанный на повторяемости динамических траекторий безотносительно причинной обусловленности подобных повторений. Данный метод привлекателен прежде всего своей простотой и в некотором смысле универсальностью, приложимостью к модельным исследованиям параметров различной природы. Однако его применение оставляет открытой целую серию важных для исследования вопросов, в частности, вопросы о доверительных интервалах получаемого прогноза, о валидности выборки исторических аналогий, о глубине подбираемых траекторий-аналогов и о степени разреженности событий, по которым эти аналоги отслеживаются, о чувствительности получаемого прогноза к вариации исходных данных.

Ключевые достоинства и недостатки используемых групп прогнозных моделей кратко представлены в таблице 1.1.

Таблица 1.1 - Основные методы моделирования инфляционных процессов

№	Название метода	Сильные стороны (преимущества)	Слабые стороны (недостатки)
1	Вычислимые равновесные модели	Учет большого количества факторов, независимо от объема выборки, на которой калибруется модель Формальная обратимость используемых алгебраических уравнений, возможность выразить динамику объясняющих переменных через вариацию объясняемых	Большое количество незначимых факторов, динамика которых не влияет на вариацию объясняемой переменной Невозможность обсуждения точности проведенных вычислений Высокая чувствительность к выбросам статистического ряда наблюдений
2	Регрессионные модели	Возможность верификации экзогенно задаваемых видов	Необходимость наличия достаточного объема

		<p>трендовых функций</p> <p>Возможность выявления точности анализа и прогноза</p> <p>Возможность выявления степени значимости факторов, участвующих в модели, и коррекции набора этих факторов</p>	<p>выборки, на которой исследуемая связь должна быть однотипной</p> <p>Трудности работы с т.н. ненаблюдаемыми остатками, в тех случаях, когда статистические наблюдения представляют собой результаты предшествующих вычислений</p>
3	Нейросетевые модели	<p>Относительное безразличие вычислительного алгоритма к объему выборки наблюдений, к виду оптимизируемой функции, к степени чувствительности результата вычислений к вариации исходных данных</p>	<p>Непрозрачность алгоритма вычислений</p> <p>Невозможность оценки степени точности проведенных вычислений</p> <p>Неизвестный уровень чувствительности к обучающей выборке наблюдений</p>
4	Когнитивные карты	<p>Возможность отследить воздействие факторов, непосредственно не связанных с объясняемой переменной</p> <p>Простота реализации сценарного подхода</p>	<p>Субъективный характер количественных оценок степени влияния факторов</p> <p>Трудности калибровки моделей, связанные с содержательной интерпретацией получаемых результатов</p>
5	Метод исторических аналогий	<p>Простота вычислений</p> <p>Отсутствие привязки к каузальным факторам</p>	<p>Субъективный характер выбора глубины наблюдений-аналогов</p> <p>Невозможность оценки уровня точности прогноза и его чувствительности к вариации исходных данных</p>

Из таблицы 1.1 вытекает, что «идеального» способа моделирования, который во всех ситуациях давал бы адекватный и приемлемый по точности результат, не существует. Разные классы задач разумно решать при помощи различных модельных инструментов, в зависимости от характера задачи и от целей дальнейшего использования результатов проведенных вычислений.

Наиболее распространенным инструментом моделирования инфляционных процессов выступают регрессионные модели, выражающие функциональную связь между вариацией темпов инфляции (выражаемых различными индексами цен) и динамикой ряда других макроэкономических параметров. Некоторые из этих зависимостей стали исследоваться относительно недавно, обсуждение других имеет длительную историю.

В частности, связь между уровнем инфляции и экономическим ростом являлась предметом исследования многих экономистов-теоретиков. Традиционно предполагалось, что высокие темпы инфляции приводят к сокращению сбережений и, тем самым, препятствуют направлению инвестиций в реальный сектор; при этом падает норма прибыли на вложенный в производство капитал, стимулируется потребление и выведение денег из реального сектора на спекулятивный рынок. Одновременно повышается волатильность валютного курса, увеличиваются процентные ставки по кредитам, предприятиям приходится переходить от долгосрочного планирования собственной деятельности к краткосрочному (и главным образом ручному) управлению. На макроэкономическом уровне рост инфляции может привести к снижению конкурентоспособности страны, сокращению объема экспорта, увеличению негативного сальдо торгового баланса и оттоку капитала.

Эти выводы основывались не только на ряде теоретических постулатов, но и на эмпирических исследованиях. М. Бруно и В. Истерли обосновывали факт отрицательного воздействия на экономический рост инфляции, превышающей 40% в год [43], исследования Р.Дж. Барро подтвердили этот вывод для стран с уровнем инфляции выше 20% [44]. Эта зависимость, как правило, подтверждалась графиками с линейными трендами за десятки лет по различным странам мира.

Тем не менее, в указанных исследованиях не рассматривалось соотношение рассматриваемых показателей при темпах инфляции, не превышающих 20%. Между тем, именно в этом диапазоне труднее всего подтвердить столь полюбившуюся представителям неоклассической школы обратную связь между темпом инфляции и экономическим ростом. Действительно, многими исследователями приводились аргументы в пользу краткосрочного повышения уровня цен, сводившиеся, как правило, к тому, что более высокая инфляция стимулирует вложение денег в производство, где их стоимость

возрастает более высокими темпами, чем стоимость сбережений. В этом случае бывает выгодным использование заемных источников финансирования, поскольку их цена значительно падает со временем. Также исходя из того факта, что кривая совокупного предложения все же монотонно растет, следовало бы ожидать, что при некоторых, не слишком больших, значениях темпов инфляции она сопровождает экономический подъем, хотя и не является его причиной [45, 46]. Эту закономерность представляется возможным выявить при условии, что связь между объемом совокупного предложения и динамикой общего уровня цен за рассматриваемый период можно считать относительно стабильной, т.е. кривая AS за этот период для данной макросистемы не претерпевает значимых смещений и искривлений.

На сегодняшний день в среде экономистов созревает понимание того, что связь этих двух процессов является нелинейной, т.е. существует так называемая «поворотная точка», «пороговый уровень», «точка экстремума», в которой тренд ломается, и направление связи между инфляцией и темпом роста ВВП меняется на противоположное. Иными словами, при низких темпах инфляции она способна стимулировать, разогреть экономический рост, а при высоких она ввергает экономику в состояние рецессии.

Эта идея находит подтверждение в целом ряде работ современных экономистов, в качестве информационной базы использующих панельные данные по ряду стран за достаточно длительный временной период. Так, профессора Массачусетского университета Р. Поллин и А. Чжу, проведя исследование для 80 стран по десятилетним данным с 1961 по 2000 год, установили поворотную точку инфляции для стран с низким уровнем доходов примерно в 19-23%, со средним уровнем доходов – 14-16% [47]. А. Дас и Дж. Локсли то же самое сделали для развивающихся стран и пришли к выводу, что пороговый уровень инфляции составляет 23,5% для стран Латинской Америки и Карибского бассейна, приблизительно 11% для Азии и 23,6% для африканских государств, находящихся южнее Сахары [48]. Р. Ибарра и Д. Трупкин установили пороговые значения в 19,7% для развивающихся стран и 4,1% – для развитых [49]. В то же время Р. Эспиноза, Е. Леон и А. Прасад, проводя исследования для 21 индустриально развитой страны по данным 1965-1991 гг. и 51 развивающейся страны за 1967-1992 гг., пришли к иному выводу: по их мнению, пороговый уровень инфляции составляет 8% и 3% соответственно [50]. Согласно исследованиям Х. Гургуля и Л. Ляха, в Польше (после присоединения к ЕС) пороговый уровень инфляции составил 3,4%: при более низких темпах инфляции ее дальнейшее нарастание не опасно, тогда как при более высоких оно губительно для экономики [51]. Чуть далее в этом направлении продвинулись С. Кремер, А. Бик и Д. Науц: на основании данных с 1950 по 2004 г. по 124 странам они установили пороговый

уровень инфляции в 17% для развивающихся стран и 2% – для промышленно развитых [52]. Причем, для стран второй группы эти исследователи отметили, что очень низкий уровень инфляции (ниже 1,38%) пагубно влияет на темпы экономического роста.

Попытки свести к единой связи разрозненные статистические наблюдения по различным странам в формате панельных данных нередко завершаются констатацией невозможности построения адекватной модели. Примером такого рода стала классическая работа Дж. МакКендлесса и У. Вебера [53], которые не обнаружили значимой связи между темпами инфляции и темпами экономического роста.

Мы убеждены, что исследовать зависимость между темпами инфляции и экономическим ростом (так же, как и другие подобные зависимости) необходимо по каждой стране в отдельности, используя для этого динамические ряды рассматриваемых переменных. Для среднесрочных периодов по данным всех без исключения стран (как развитых, так и развивающихся) удастся получить значимые зависимости, причем вид этой зависимости совершенно одинаков: это \cap -образная кривая с единственной точкой максимума – точкой переключения траектории, в которой меняется направленность выявленной связи.

Что касается источников инфляции, то наиболее долгую историю имеет изучение связи темпов инфляции с очевидным фактором – объемом денежной массы. Такого рода исследования выполнялись многократно на примерах разных стран в различные периоды их истории. Еще в 90-е годы прошлого века преобладала точка зрения, согласно которой связь между объемом денежной массы и темпом инфляции является прямой [54]: чем больше денег в обороте, тем сильнее разворачивается инфляция.

Однако затем более здравая точка зрения, акцентирующая внимание на немонетарных источниках инфляции, начала постепенно преобладать [55], а более поздние исследования [56-58] вовсе не обнаружили значимой линейной связи между объемом денежной массы и темпами инфляции.

В эти же 2000-е годы усиливаются голоса экономистов кейнсианского направления. В частности, Роберт Даймэнд использует теоретические построения кейнсианской школы (в том числе концепцию финансовой хрупкости Хаймана Мински) для опровержения линейных зависимостей, содержащихся в формуле Ирвинга Фишера [59].

Впоследствии были проведены исследования, подтвердившие интуитивно понятный факт: дефицит денежной массы способен подхлестнуть инфляцию [28, 60, 61]. Будучи дефицитным благом, деньги дорожают, а поскольку их цена входит в число издержек многочисленных хозяйственных процессов, то удорожание денег (рост ставки процента по кредитам) разгоняет инфляцию издержек.

Современные регрессионные модели позволяют разделить источники инфляции на эмиссионные и трансмиссионные, которые более важны [62, 63]. На темпы инфляции решающее воздействие оказывают не объемы денежной массы, а направления распределения денежных потоков, в частности, направления потоков госрасходов, направления инвестиционных потоков и т.д.

Например, если прирост денежной массы в условиях дефицита ликвидности используется на финансирование конечного потребления, то он, как правило, является фактором, противодействующим инфляции, а если на обслуживание внешнего долга или на поддержание курса доллара (т.е. национальный банк эмитирует национальную валюту и направляет ее на валютный рынок, тем самым последовательно снижая ее курс) – то фактором, способствующим ускорению инфляции. Поэтому и современная инфляция имеет в основном не эмиссионный, а трансмиссионный характер, т.е. зависит главным образом не от того, много или мало денег находится в обращении, а от того, как направляются денежные потоки.

В современной экономике два источника инфляции являются основными – это спад физических объемов производства (в тех макросистемах, где эта проблема актуальна) и технологическое отставание, инвестиционная поддержка стареющих технологий, потенциал развития которых исчерпан. Ни один из этих источников не имеет прямого отношения к монетарным факторам, их наличие вытекает из общих пропорций развития соответствующих макросистем.

Отсюда нетрудно сделать выводы, позволяющие качественно оценить воздействие различных факторов макродинамики на темпы инфляции – в частности, влияние курса национальной валюты и степени износа оборудования.

Мнение о том, что слабый рубль полезен для экономического роста, поскольку стимулирует экспорт, верно лишь в коротком горизонте и только в отношении конечной продукции, производимой на отечественном оборудовании. Если речь идет об экспортерах дешевой сырой нефти, которые ввозят дорогое оборудование, то это не более чем обмен природной ренты на интеллектуальную: за счет сверхприбыли от эксплуатации невозпроизводимых природных ресурсов мы финансируем расширенное воспроизводство конкурентов на передовой технологической основе [64]. Это влечет за собой нарастающее технологическое отставание, которое, в свою очередь, является одним из серьезных источников инфляции.

1.2 Подготовка перечня и обоснования факторов с учетом страновой специфики, которые необходимо учитывать для построения прогноза сводного

индекса потребительских цен в целом, а также индекса цен на продовольственные товары, непродовольственные товары и услуги в государствах – членах ЕАЭС в частности

1.2.1 Моделирование связи индекса потребительских цен по различным странам ЕАЭС с другими индексами цен по этим странам

Проанализируем связь ИПЦ с индексами цен производителей (ИЦП, PPI – Producer Price Index), индексами цен производителей сельскохозяйственной продукции (ИЦП СХ, APPI – Agricultural Producer Price Index), индексом цен в строительстве (ИЦС), индексом цен индексом тарифов на грузовые перевозки (ИТГ) как по ЕАЭС в целом, так и в разрезе государств-членов, дабы понять, насколько потребительские цены подвержены влиянию колебания цен со стороны производителей и перевозчиков. Попытка получить подобного типа регрессионную модель, отражающую подобную связь для Евразийского экономического союза в целом, к положительному результату не привела: регрессоры в ней оказались незначимыми. Аналогичная ситуация характерна и для большинства государств – участников ЕАЭС, при этом, как правило, коэффициенты детерминации в полученных моделях ниже 0,5, исключением являются Беларусь и Кыргызстан.

Модель связи ИПЦ Беларуси с индексами производителей разного рода продукции и услуг за период 2005-2019 гг. выглядит следующим образом:

$$CPI_{\text{Беларуси}} = 19,56 + 0,41 * PPI + 0,40 * \text{ИЦС}. \quad (1.1)$$

Для нее $R^2=0,97$, модель в целом и ее параметры значимы на уровне значимости как минимум 0,05.

Как видим из формулы (1.1), индексы цен в строительстве и сельском хозяйстве значимо не влияют на потребительские цены, в то время как рост цен на промышленную продукцию на 1 п.п. сопровождается увеличением потребительских цен на 0,41 п.п., рост цен в строительстве на 1 п.п. – возрастанием ИПЦ на 0,40 п.п. в среднем за исследуемый период при неизменности других цен. Одновременно имеет место автономная инфляция в 19,56 п.п., которая не зависит от изменения цен производителей. Свободный член в данном случае (как всегда в моделях такого рода) выражает воздействие других факторов, не вошедших в число объясняющих переменных, на вариацию объясняемой переменной по данным исследуемого временного ряда. В этом смысле вариация объясняемой переменной, выражаемая свободным членом, является автономной по отношению к действию факторов, включенных в модель.

Сделаем еще одно важное замечание, касающееся не только данной модели, но и аналогичных моделей, которые встретятся в дальнейшем. ИПЦ в данном уравнении регрессии выражает темп роста потребительских цен в процентах, т.е. показатель, равный 100, означает неизменность уровня цен. Поэтому, если предположить, что цены производителей промышленной продукции и цены на продукцию строительства в следующем году останутся прежними, то коэффициенты формулы (1.1) показывают, что темп роста потребительских цен составит:

$$CPI = 19,56 + 0,41 * 100 + 0,40 * 100 = 100,68,$$

т.е. уровень потребительских цен в целом останется почти неизменным, он возрастет на 0,68%.

В Кыргызстане изменение ИПЦ в 2005-2019 гг. тесно связано с вариацией трех индексов цен:

$$CPI_{\text{Кыргызстан}} = 32,97 + 0,15 * APPI + 0,29 * \text{ИЦС} + 0,23 * \text{ИТГ}. \quad (1.2)$$

При коэффициенте детерминации, равном 0,9, модель в целом значима, и значимы ее параметры на уровне доверия 0,95.

Как показано в модели (1.2), рост цен производителей сельскохозяйственной продукции Кыргызстана на 1 п.п. сопровождается увеличением ИПЦ на 0,15 п.п. в среднем за период при неизменности цен других производителей; рост цен в строительстве на 1 п.п. приводит к увеличению ИПЦ на 0,29 п.п., возрастание тарифов грузоперевозок автомобильным транспортом на 1 п.п. сопровождает увеличение ИПЦ на 0,23 п.п., при этом индекс цен производителей сельскохозяйственной продукции незначим, а автономная инфляция составляет 32,97 п.п.

Поскольку для остальных стран – членов ЕАЭС подобные модели построить не удалось, проследим связь дефлятора ВВП (GDP_{defl}) каждого с государства с указанными индексами производителей товаров и услуг.

Так, для Армении подобного рода модель выглядит следующим образом:

$$GDP_{defl} = 69,05 + 0,12 * PPI + 0,08 * APPI + 0,13 * \text{ИЦС}. \quad (1.3)$$

Согласно статистическим характеристикам, налицо факт высокой объясняющей способности модели ($R^2=0.72$), ее значимости на уровне значимости 0,01 и значимости регрессоров как минимум на уровне 0,1.

Судя по формуле (1.3), автономная инфляция, не зависящая от изменения других изучаемых индексов, используемых в качестве экзогенных переменных, составляет 69 п.п. Рост индекса цен производителей Армении на 1 п.п. сопровождается увеличением дефлятора ВВП на 0,12 п.п.; рост цен в сельском хозяйстве на 1 п.п. приводит к увеличению дефлятора ВВП на 0,08 п.п., а рост цен в строительстве на 1 п.п. - к росту

дефлятора ВВП на 0,13 п.п. в среднем за период при условии одновременной неизменности других цен. При этом стоит отметить незначимость изменения цен на перевозку грузов автомобильным транспортом.

Для Беларуси за 2005-2019 гг. имеем такую функцию дефлятора ВВП:

$$GDP_{defl} = 0,62*PPI+0,58*ИЦС-0,18*ИТГ. \quad (1.4)$$

Для данной модели коэффициент детерминации в отсутствие свободного члена, оказавшегося незначимым наряду с коэффициентом регрессии при индексе цен сельхозпроизводителей, составил практически единицу, функция адекватна исходным данным. Параметры модели значимы как минимум на уровне значимости 0,1.

Как видим, приращение дефлятора ВВП Беларуси осуществляется за счет вариации цен производителей промышленной продукции и цен в строительстве, при этом рост цен на услуги перевозок грузовым автотранспортом на 1 п.п. сопровождается уменьшением ИПЦ (на 0,18 п.п.) в среднем за период. Обращаем внимание на то, что с дефлятором ВВП, в отличие от индекса потребительских цен, стоимость грузоперевозок все же связана, хотя это связь не прямая, а обратная.

Для Казахстана подобная модель выглядит следующим образом:

$$GDP_{defl} = 77,45+0,31*PPI. \quad (1.5)$$

Судя по статистическим характеристикам, лишь 62% вариации дефлятора ВВП вызвано изменением цен производителей Казахстана, а именно – производителей промышленной продукции. Модель и ее регрессоры значимы на уровне значимости 0,01.

Как видим, рост цен на промышленную продукцию на 1 п.п. приводит к увеличению дефлятора на 0,31 п.п. в среднем за период 2005-2021 гг. В то же время цены производителей сельскохозяйственной продукции, цены в строительстве и тарифы на грузоперевозки автомобильным транспортом значимо не влияют на дефлятор ВВП.

В Кыргызстане вариация дефлятора ВВП скорее всего обусловлена в основном изменением цен производителей продукции внутри государства, индекс потребительских цен в этом наборе регрессоров оказался незначим. При этом за период 2005-2019 гг. значимое влияние на дефлятор оказывает динамика цен производителей промышленной, сельскохозяйственной продукции и продукции строительства:

$$GDP_{defl} = 35,91+0,23*PPI+0,23*APPI+0,21*ИЦС. \quad (1.6)$$

Как и ранее в модели (1.2), наблюдаем высокий R^2 , равный 0,93, в целом функция адекватна исходным данным, а ее параметры значимы на уровне значимости как минимум 0,1, причем наименее значимый из них – индекс цен в строительстве.

Автономная инфляция в стране составляет 35,91 п.п., остальная часть вариации объясняемой переменной распределена практически пропорционально между ростом цен

на производство промышленной, сельскохозяйственной продукции и продукции строительства. Отметим незначимость для объяснения вариации дефлятора ВВП тарифов на перевозку грузов автомобильным транспортом и значимость изменения цен на аграрную и промышленную продукцию.

Для России модель дефлятора ВВП за 2005-2021 гг. похожа по структуре на модель (1.5), построенную для Казахстана:

$$GDP_{defl} = 28,62 + 0,74 * PPI. \quad (1.7)$$

Однако данная функция имеет более высокую объясняющую способность ($R^2=0,75$) при общей значимости и значимости параметров на уровне 0,05.

В отличие от Казахстана, в Российской Федерации автономная инфляция намного ниже – 28,62 п.п., в то время как изменение дефлятора ВВП на 0,74 п.п. происходит под влиянием вариации цен производителей промышленной продукции на 1 п.п. в среднем за исследуемый период, остальные индексы цен на дефлятор ВВП значимого влияния не оказывают.

1.2.2 Структурные модели инфляции (Россия. ИПЦ)

Структурные модели инфляции можно получить для ИПЦ отдельных стран как по видам экономической деятельности, товарным группам, так и по регионам, по типам предприятий и пр.

В качестве примера смоделируем динамику индекса потребительских цен для России в зависимости от динамики цен по отдельным товарным группам.

Так, в России в период 2010-2021 гг. на ИПЦ существенное влияние оказывает изменение цен на отечественную продукцию животноводства ($P_{жив}$) и тарифов на перевозку грузов автомобильным транспортом ($T_{авто}$):

$$CPI_{Россия} = 0,3 * P_{жив} + 0,7 * T_{авто}. \quad (1.8)$$

Модель и ее параметры значимы на уровне значимости 99%.

Повышение цен на продукцию животноводства на 1 п.п. приводит к возрастанию потребительских цен на 0,3 п.п., а повышение тарифов на грузовые перевозки на 1 п.п. обуславливает рост ИПЦ на 0,7 п.п.

Более детальный анализ по товарным группам позволил получить следующую модель:

$$CPI_{Россия} = 18,23 + 0,08 * P_{рыб} + 0,13 * P_{рис} + 0,3 * P_{пиво} + 0,08 * P_{кур} + 0,23 * T_{авто}. \quad (1.9)$$

Для функции (1.9) R^2 составляет 0,98, модель в целом и ее параметры значимы как минимум на уровне значимости 0,05.

Таким образом, на индекс потребительских цен последних лет значимое влияние оказывает, кроме изменения тарифов на перевозку грузов автомобильным транспортом, также изменение цен на пиво отечественного производства (рост цен на него на 1 п.п. сопровождается увеличением ИПЦ на 0,3 п.п.), на рис шлифованный (рост цен на 1 п.п. на этот продукт сопровождается увеличением показателя инфляции на 0,13 п.п.), на рыбу соленую, маринованную и копченую, а также на куры охлажденные и мороженые (рост цен на эти товарные группы на 1 п.п. приводит к увеличению индекса потребительских цен на 0,08 п.п. в среднем за исследуемый период).

Следовательно, структурные модели дают возможность произвести анализ инфляции в разных разрезах: как по объектам исследования, так и по составным частям индекса.

1.3 Проведение количественной оценки степени влияния внутренних факторов (производство, торговля, запасы в странах ЕАЭС) и внешних факторов (мировое производство, мировая торговля, международные цены) на продовольственные цены в странах ЕАЭС

Подбор внутренних и внешних факторов, влияющих на динамику уровня цен в различных странах (в том числе в странах ЕАЭС), осложняется тем, что один и тот же параметр, незначимый в какой-либо компании регрессоров, при другом их наборе может оказаться значимым. Поэтому в ситуации, когда при помощи метода включения-исключения переменных приходится избавляться от какой-либо объясняющей переменной, это не значит, что вариация объясняемой переменной от нее вовсе не зависит.

Незначимость отдельных факторов при наличии приемлемо высокого коэффициента детерминации может быть преодолена также применением метода главных компонент, позволяющего агрегировать воздействие на динамику объясняемой переменной не самих факторов, а сравнительно небольшого количества их линейных комбинаций, ортогональных по отношению друг к другу. Однако в таком случае невозможна содержательная интерпретация полученных модельных результатов, в особенности в тех случаях, когда в модель входят разнокачественные объясняющие переменные, к тому же пронормированные различными способами.

С учетом этого факта мы построили ряд адекватных и значимых моделей, выражающих функциональную связь между индексами цен (ИПЦ и дефлятор ВВП) в различных странах и рядом внутренних и внешних факторов, воздействующих на макроэкономику этих стран.

1.3.1 Россия. Дефлятор ВВП

Для анализа влияния на инфляционные процессы, в данном случае на дефлятор ВВП (GDP_{defl}) некоторых индикаторов, отражающих изменение денежно-кредитной политики (отношение «широких денег» к объему ВВП, ставки процента – реальной и ссудной), внешнеторговой политики (отношение объема импорта и экспорта к ВВП) построены регрессионные модели, из которых методом включения/исключения переменных удалось получить единственную значимую:

$$GDP_{defl}=100,57-1,18*r_{real}+1,02*r_{lend}-1,13*GDP_{grow}, \text{ где} \quad (1.10)$$

r_{real} – реальная ставка процента;

r_{lend} – ставка ссудного процента;

GDP_{grow} – темп прироста ВВП.

Все исходные данные за период 2005-2021 гг. взяты с сайта Мирового банка [3].

Характеристики модели (1.10) свидетельствуют о ее высокой объясняющей способности $R^2=0,998$, функция в целом и ее параметры значимы на уровне значимости 0,01.

Судя по коэффициентам модели, увеличение реальной ставки процента на 1 п.п. сопровождается снижением инфляции на 1,18 п.п. в текущем году, в то время как рост ставки ссудного процента (среднерыночной ставки процента по кредитам), наоборот, сопровождается увеличением инфляции на 1,02 п.п. Этот факт может говорить о том, что ставка рефинансирования не является действенным инструментом денежно-кредитной политики Банка России [65] и не может выступать средством управления инфляцией без применения дополнительных механизмов.

Также видим, что прирост ВВП на 1 п.п. сопровождается снижением инфляции на 1,13 п.п.

Связь темпов инфляции и темпов прироста ВВП на самом деле взаимна. В учебниках часто можно прочитать о том, что слишком высокие темпы инфляции тормозят экономический рост, а затем вызывают рецессию. Но в то же время слишком низкие темпы роста цен оказывают дефляционное давление на экономику и, подавляя совокупный спрос, препятствуют развитию производства. Поэтому зависимость между темпами инфляции и темпами экономического роста выражается \cap -образной кривой, выпуклой вверх и обладающей единственной точкой максимума, т.е. максимальные темпы роста макросистема показывает при некотором «среднем» (не слишком большом и не слишком малом) значении темпов инфляции, которое, разумеется, для каждой макросистемы в разные периоды времени различно. Этот «оптимальный» темп инфляции называется

NSEGRI (non-slowing economic growth rate of inflation) – уровень инфляции, не замедляющий экономический рост [66-68]. Данный вопрос подробно обсуждается в ряде предшествующих работ, где построены регрессионные модели по статистическим данным целого ряда стран [69-72].

Классическая концепция часто ограничивается указанием на то, что «слишком высокие» темпы инфляции тормозят экономический рост. Кейнсианцы обычно отмечают, что «слишком низкие» темпы инфляции способны оказывать дефляционное давление на экономику и также ввергают макросистему в состояние стагнации. И ни одна из существующих в наши дни теоретических школ не осмысливает указанную нелинейную связь целиком (рис. 1.1).

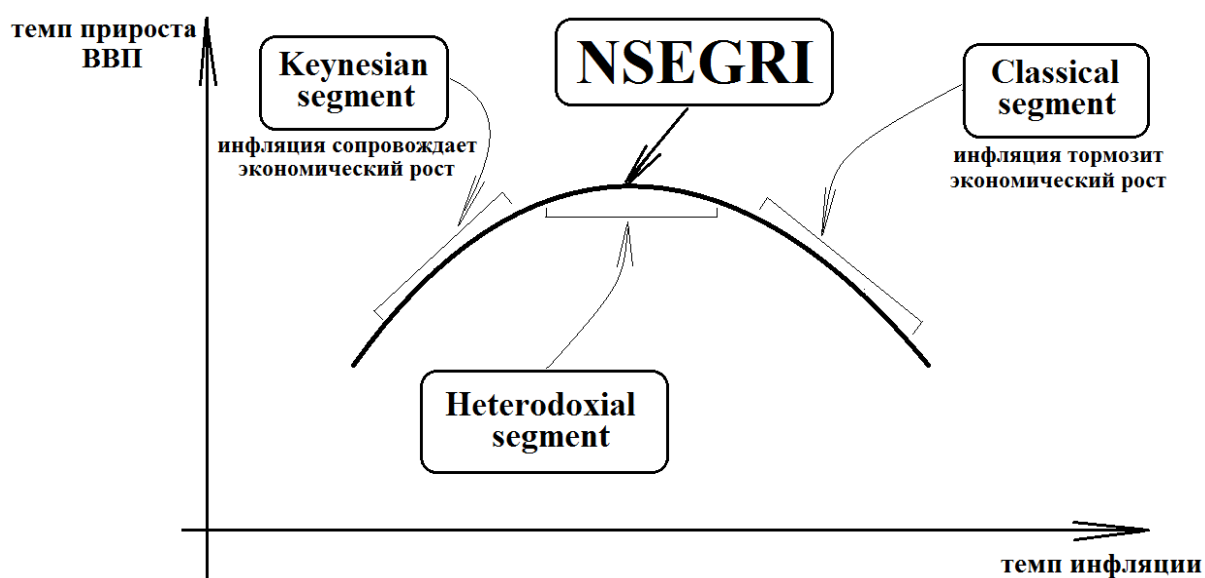


Рисунок 1.1 - Концепция NSEGRI: как выглядит в теории связь между темпом инфляции и экономическим ростом в среднесрочном горизонте

Истина заключается в том, что между неоклассическим и кейнсианским участками кривой, связывающей динамику валового выпуска макросистемы с темпами инфляции, существует «поворотная» точка (NSEGRI), в которой темп инфляции в некотором смысле оптимален, он обеспечивает достижение максимально возможных для данной макросистемы темпов экономического роста.

Разумеется, как «оптимальный» темп инфляции NSEGRI, так и соответствующий ему максимально достижимый темп экономического роста сильно различаются для разных макросистем и даже для одной и той же макросистемы в разные периоды ее развития, хотя вид соответствующей кривой для всех типов стран совершенно одинаков.

Более того, интегрируя различные точки NSEGRI, полученные для ряда среднесрочных периодов по данным одной и той же макросистемы, можно выстроить их

долгосрочную огибающую, которая имеет аналогичный (но более пологий) вид (рис. 1.2) и в некотором смысле способна выявить максимально возможный для данной макросистемы темп экономического роста в долгосрочном горизонте [67]. Конечно, не следует забывать о том, что монетарная реальность для любой макросистемы достаточно быстро изменяется, и найденным долгосрочным трендам не следует чрезмерно доверять.

Тем не менее, в долговременных изменениях темпов инфляции, не замедляющих экономический рост (NSEGRI), для каждой макросистемы есть определенная логика, и с точки зрения разработки монетарной политики небесполезно хотя бы понимать, в чем эта логика отличается от той, по которой развивается динамика монетарной системы других стран, иногда некритически воспринимаемых (или преподносимых) в качестве образца для подражания.

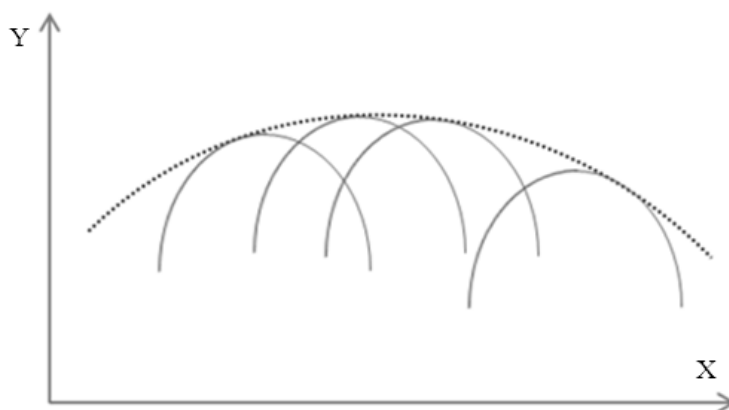


Рисунок 1.2 - Взаимосвязь темпов прироста ВВП и уровня инфляции в динамике: долгосрочная огибающая среднесрочных трендов

В качестве примера заметим, что, как показали результаты регрессионного моделирования, для экономики Дании за 2001-2010 гг. оптимальный темп инфляции, обеспечивающий максимально возможный прирост ВВП, составил 2,6%; для экономики Канады за тот же среднесрочный период – 2,0%, так что превышение указанных уровней инфляции для этих макросистем негативно отражалось на экономическом росте. Между тем, для экономики России за тот же период показатель NSEGRI составил 16,6%, тогда как темп инфляции в 2,5% для России за тот же период воспринимался макросистемой как глубокая дефляция и сопровождал 8%-ную рецессию (показатель 2009 года) [73].

Естественно, что мы имеем дело с экономическими системами принципиально разных типов, и внедрение рекомендаций в области монетарной политики, которые адекватны и приемлемы для одних макросистем, оказывает губительное воздействие на другие.

1.3.2 Армения. ИПЦ

Для экономики Армении за период 2005-2020 гг. по данным Мирового банка получена модель ИПЦ в зависимости от изменения совокупности экономических показателей:

$$CPI=64,05-1,6*r_{real}+2,54*r_{lend}+0,46*Imp-0,28*GDP_{grow}, \quad (1.11)$$

где:

r_{real} – реальная ставка процента;

r_{lend} – ставка ссудного процента;

Imp – отношение объема импорта к ВВП (%);

GDP_{grow} – темп прироста ВВП.

Данная функция характеризуется такими параметрами: $R^2=0,66$, как сама модель, так и коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 0,1.

Увеличению реальной процентной ставки на 1 п.п. сопутствует снижение потребительских цен на 1,6 п.п., в то время как рост ставки ссудного процента на 1 п.п. приводит к росту цен на 2,54 п.п. Увеличение доли импорта в ВВП на 1 п.п. приводит к росту ИПЦ на 0,46 п.п., а дополнительное увеличение темпов экономического роста внутри страны на 1 п.п. сопровождается снижением этого показателя на 0,28 п.п.

1.3.3 Армения. Дефлятор ВВП

При помощи метода включения-исключения переменных получена следующая модель дефлятора ВВП:

$$GDP_{defl}=99,74-0,02*Rem-0,93*r_{real}+0,92*r_{lend}+0,03*Xpn+0,006*Imp-0,03*U, \quad (1.12)$$

где:

Rem – частные переводы в страну, % к ВВП;

r_{real} – реальная ставка процента;

r_{lend} – ставка ссудного процента;

Xpn – отношение расходов правительства к ВВП, %;

Imp – отношение объема импорта к ВВП (%);

U – уровень безработицы, исчисленный по методологии МОТ.

При очень высокой объясняющей способности и значимости параметров модели (1.12), модель адекватно описывает исходные данные.

Как видим по значению свободного члена, при неизменности параметров, вошедших в модель, дефлятор ВВП практически неизменен. Рост индивидуальных переводов на 1 п.п. (по отношению к ВВП) приводит к снижению дефлятора ВВП

примерно на 0,02 п.п., что отражает значение частных переводов из-за рубежа для экономики Армении. Увеличение реальной ставки процента на 1 п.п. приводит к снижению инфляции на 0,93 п.п., а рост ставки ссудного процента на 1 п.п. приводит к росту цен на 0,92 п.п. Обратим внимание, что ИПЦ по сравнению с дефлятором ВВП более чувствителен к вариации ссудного процента. Увеличение отношения импорта к ВВП на 1 п.п. приводит к росту дефлятора ВВП на 0,006 п.п. При этом рост доли уровня безработицы на 1 п.п. сопровождается снижением инфляции на 0,03 п.п. в среднем за исследуемый период.

После того, как нами исключены из формулы (1.12) ценовые факторы r_{real} и r_{lend} , мы пришли к следующему уравнению:

$$GDP_{defl}=116,92+0,42*Rem-1,2*Xpn-0,25*Imp+1,07*U. \quad (1.13)$$

Исходя из статистических характеристик, объясняющая способность модели (1.13) по сравнению с моделью (1.12) значительно снизилась, но ее значимость в целом, как и значимость параметров, остается на уровне 0,01.

1.3.4 Беларусь. ИПЦ

Для экономики Беларуси значимой является факторная модель, построенная по данным Мирового банка за 2005-2020 гг.:

$$CPI=12,09*Rem-0,87*r_{real}+1,36*r_{lend}+1,88*Imp-1,6*GDP_{grow}, \quad (1.14)$$

где:

Rem – частные переводы в страну, % к ВВП;

r_{real} – реальная ставка процента;

r_{lend} – ставка ссудного процента;

Imp – отношение объема импорта к ВВП (%);

GDP_{grow} – темп прироста ВВП.

Изменение факторов, включенных в модель, практически на 100% объясняет динамику индекса потребительских цен. Модель в целом и ее параметры значимы на уровне значимости 0,01.

1.3.5 Беларусь. Дефлятор ВВП

Модель дефлятора за 2005-2020 гг. имеет вид:

$$GDP_{defl}=99,72-1,72*r_{real}+1,06*r_{lend}-0,31*GDP_{grow}, \quad (1.15)$$

где:

Rem – частные переводы в страну, % к ВВП;

r_{real} – реальная ставка процента;

r_{lend} – ставка ссудного процента;

GDP_{grow} – темп прироста ВВП.

Изменение факторов, включенных в модель, практически на 100% объясняет динамику дефлятора ВВП. Модель в целом и большинство ее параметров значимы на уровне значимости 0,01. Наименее значимый параметр в данной модели – темп прироста ВВП – значим на уровне значимости 0,05.

Таким образом, разработан и представлен комплекс моделей, позволяющих провести количественную оценку степени влияния внутренних и внешних факторов на динамику индекса потребительских цен и дефлятора ВВП в странах ЕАЭС. В числе рассматриваемых факторов в различных моделях оказались значимыми среднерыночная ставка процента по кредитам, реальная ставка процента, отношение объема импорта к созданному ВВП, годовой темп прироста ВВП, отношение объема госрасходов к созданному ВВП, норма безработицы, исчисленная по методике МОТ, объем частных денежных переводов в страну, в процентах к созданному ВВП (для Армении и Беларуси).

Кроме того, следует ожидать, что в многофакторных регрессионных моделях, объясняющих вариацию различных индексов цен, окажутся значимыми такие факторы, как курс национальной валюты по отношению к доллару США, объем денежной массы, норма накопления, стоимостной объем вовлеченных в производство основных фондов, уровень их износа, объем нетто-экспорта, объем внешнего долга консолидированного бюджета и др., как это было при моделировании инфляции в некоторых странах в отдельные среднесрочные периоды их истории [63, 74].

Отдельно следует отметить вероятную значимость инфляционных ожиданий частных агентов, которые часто (во многих макросистемах в разные периоды их истории) выступают фактором, стимулирующим развертывание инфляционных процессов, хотя динамика инфляционных ожиданий (каким бы образом они ни измерялись) подвержена, в свою очередь, воздействиям достаточно случайных обстоятельств, в том числе информационных вбросов [73], вне зависимости от степени их соответствия действительности, и далеко не всегда добавление данного фактора позволяет улучшить объясняющую способность регрессионных моделей.

1.4 Формирование базы статистических данных, необходимых для проведения расчетов, и ее описание, включая сроки выхода данных

База статистических данных, которая используется для построения моделей и проведения расчетов, сформирована на основе источников [3-20] и включает в себя,

помимо различных индексов цен в странах – членах ЕАЭС, также данные об объемах созданного ВВП этих стран, потребленного ВВП и его агрегатов (конечное личное потребление, валовые инвестиции, госрасходы, нетто-экспорт), норме безработицы, коэффициентах выбытия и обновления основных фондов, дефиците консолидированного бюджета, а также о параметрах, выражающих внешние экономические связи этих стран: товарооборот (в том числе с другими странами ЕАЭС), прямые денежные переводы из-за рубежа, внешний государственный долг.

Впоследствии для построения расчетов были привлечены и другие статистические данные, временные ряды которых содержатся в официальных источниках, включая указанные выше.

Там, где необходимо, для проведения расчетов будут использованы ежемесячные и поквартальные данные. В целях моделирования инфляционных процессов и их среднесрочного анализа в большинстве случаев за основу берутся годовые данные.

1.5 Подготовка описания динамики и конвергенции уровня цен в государствах – членах ЕАЭС, а также количественная оценка влияния административных мер на ценовую динамику (запрет или разрешение на экспорт определенных товаров в самой стране и в других странах, изменение торговых пошлин и т.д.)

Так называемые структурные модели инфляции выявляют связь между темпом роста цен в интеграционном объединении в целом и динамикой аналогичных ценовых индексов по различным странам, входящим в это объединение.

Нашей ближайшей задачей является исследование изменения индекса потребительских цен (ИПЦ, *CPI – Consumer Price Index*) по Евразийскому экономическому союзу под влиянием ИПЦ стран-членов.

В качестве информационной базы мы воспользовались данными, приведенными на сайте Евразийской экономической комиссии (ЕЭК). Исследование осуществлялось методами регрессионного анализа.

Прежде, чем обсуждать структуру ИПЦ ЕАЭС, посмотрим на динамику изменения данного индекса за период, по которому представлены данные, рис. 1.3.

Как видим, динамика индекса потребительских цен по союзу в целом практически идентична изменению индекса по России (за исключением небольшого отклонения 2011-2012 гг.). Что касается других стран-членов, то до 2012 г. практически по всем государствам наблюдается сонаправленное изменение цен, в Армении – минимальными темпами, в Кыргызстане – максимальными, для Беларуси характерен значительный скачок

цен в 2011-2015 гг. С 2014 г. траектория индекса для Казахстана повторяет траекторию ИПЦ ЕАЭС с лагом в 1 год, а для Кыргызстана и для Армении наблюдается вплоть до 2020 г. разнонаправленная по отношению к ЕАЭС динамика также с лагом в 1 год.

Итак, за период 2005-2021 гг. модель структуры потребительских цен в разрезе отдельных стран получилась следующей:

$$CPI_{EAES} = 0,52 + 0,01 * CPI_{Армения} + 0,05 * CPI_{Беларуси} + 0,09 * CPI_{Казахстана} + 0,03 * CPI_{Кыргызстана} + 0,81 * CPI_{России}. \quad (1.16)$$

При высокой объясняющей способности модели (1.16) и значимости функции в целом, свободный член в ней оказался незначимым.

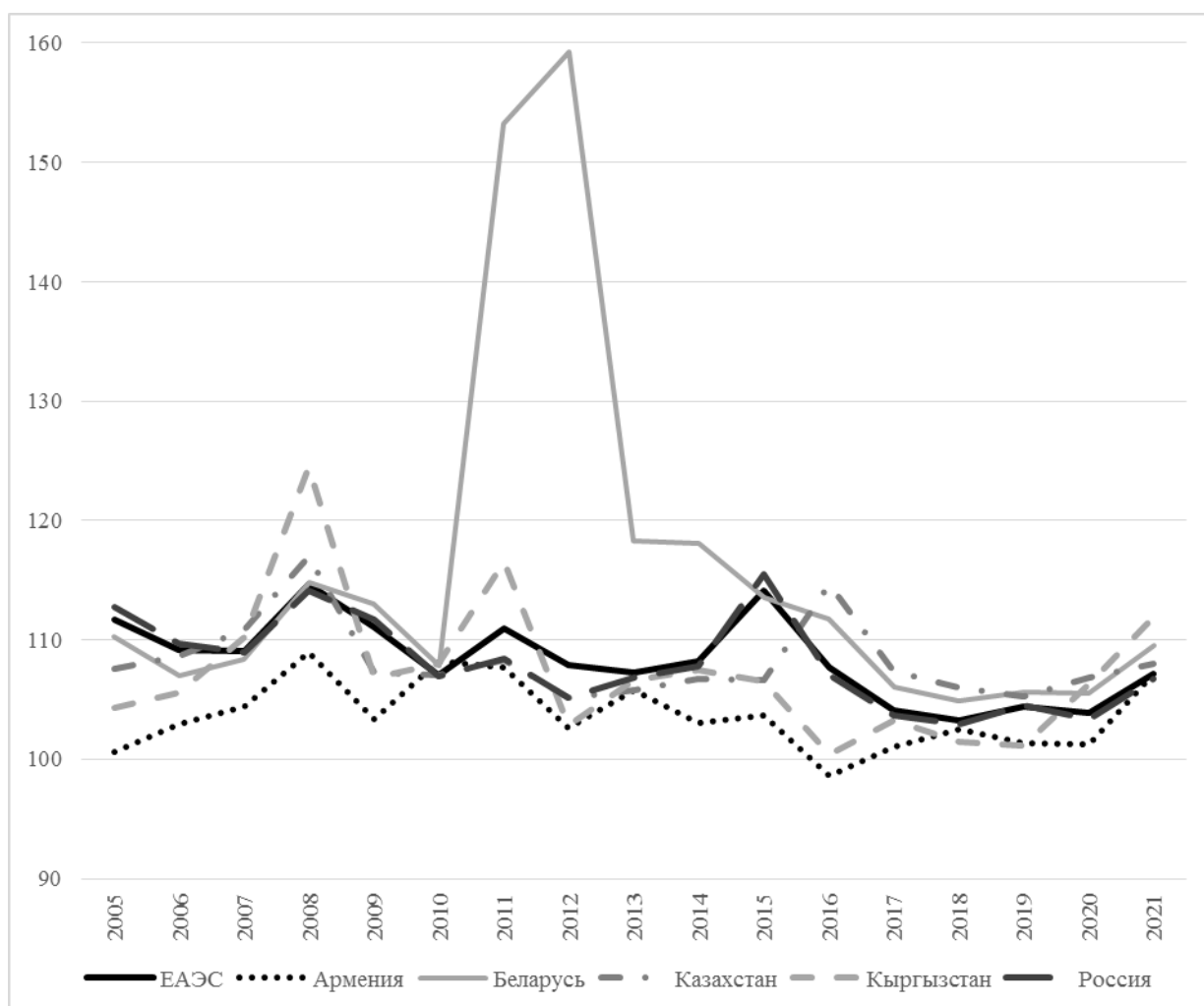


Рисунок 1.3 - Динамика ИПЦ ЕАЭС и стран-членов в 2005-2021 гг.

Свободный член из модели (1.16) исключен вследствие его незначимости, после этого структура индекса практически не изменилась:

$$CPI_{EAES} = 0,01 * CPI_{Армения} + 0,05 * CPI_{Беларуси} + 0,09 * CPI_{Казахстана} + 0,03 * CPI_{Кыргызстана} + 0,81 * CPI_{России}. \quad (1.17)$$

Коэффициент детерминации данной функции 0,99, модель в целом и все ее параметры значимы на уровне значимости 99%.

Как видим из формулы (1.17), наибольшее влияние на вариацию потребительских цен по ЕАЭС в целом имеет изменение индекса в России (81%), на 0,9 п.п. ИПЦ ЕАЭС изменяется при вариации цен на 1 п.п. в Казахстане, на 0,5 п.п. – при изменении индекса цен на 1 п.п. в Беларуси, на 0,03 п.п. – при аналогичном изменении ИПЦ в Кыргызстане и на 0,01 п.п. – в Армении.

Скорее всего, такая структура индекса связана со структурой взаимной торговли, т.к. именно Россия экспортирует около 63% стоимостного объема товарооборота внутри ЕАЭС, а импортирует лишь около 34% в среднем в период 2015-2021 гг. В то же время, соотношение экспорта-импорта для других стран ЕАЭС составляет в 2021 г.: для Армении 1,2% и 2,9% соответственно, для Беларуси – 24% и 33%; для Казахстана – 10,5% и 26%; для Кыргызстана – 1,1% и 3,7%, т.е. внутренний импорт практически во всех этих странах вдвое превышает внутренний экспорт. Т.е. для всех государств – членов ЕАЭС, кроме России, наблюдается отрицательное сальдо взаимной торговли со странами-партнерами. При этом доля взаимной торговли в общем объеме взаимной торговли в 2021 г. составила 14,6%, т.е. можно предположить, что влияние цен внутри ЕАЭС является значимым для большинства стран союза, особенно нетто-экспортеров.

Обратим внимание также на то, что сумма значений регрессионных коэффициентов в формуле (1.17) дает ровно 1, а поскольку все объясняющие переменные в данной формуле оказались значимы, это значит, что свободный член, объясняющий «автономную» динамику индекса потребительских цен в ЕАЭС, не вызванную инфляцией в странах – членах ЕАЭС, в данном уравнении не нужен.

Разумеется, такой результат можно было бы объяснить тем, что индекс потребительских цен для ЕАЭС в целом рассчитывается как средневзвешенное страновых ИПЦ, поэтому отсутствие «автономных» вариаций индекса потребительских цен в ЕАЭС в целом, не обусловленных динамикой ИПЦ стран – членов ЕАЭС, можно считать ожидаемым. Однако такое объяснение было бы слишком простым, и, на самом деле, оно мало что объясняет. Ведь в качестве весовых коэффициентов при расчете соответствующего показателя принимается численность населения стран, входящих в состав ЕАЭС, а соотношение численности населения в этих странах год от года изменяется. Между тем, полученное нами регрессионное уравнение выражает трендовую связь между входящими в него переменными на долгосрочном временном интервале (2005-2021 гг.), а за этот период соотношение численности населения в странах – членах ЕАЭС не могло оставаться неизменным.

По аналогии с индексом потребительских цен проанализируем структуру других индексов: индекса цен производителей (ИЦП, PPI – Producer Price Index), индекса цен производителей сельскохозяйственной продукции (ИЦП СХ, APPI – Agricultural Producer Price Index), индекса цен в строительстве (ИЦС), индекса тарифов на грузовые перевозки (ИТГ).

В качестве информационной базы для анализа структуры ИЦП, как и ранее, использовалась информация Евразийской экономической комиссии.

Динамика указанного индекса по странам напоминает динамику ИПЦ, но при этом вариация цен производителей в Казахстане выше, нежели разброс потребительских цен, что, естественно, повлияло на более резкое изменение ИЦП в целом по ЕАЭС (рис. 1.4).

Обратим внимание на почти полное совпадение динамики значений индекса по ЕАЭС в целом с динамикой этого индекса по Российской Федерации. Также более заметным является влияние на данный индекс кризисных явлений, а именно - экономического кризиса 2007-2009 гг., а также эпидемии COVID-19.

Итак, полученная структурная модель ИЦП по ЕАЭС в целом выглядит следующим образом:

$$PPI_{ЕАЭС} = 0,09 + 0,002 * PPI_{Армения} + 0,05 * PPI_{Беларусь} + 0,075 * PPI_{Казахстана} + 0,005 * PPI_{Кыргызстана} + 0,87 * PPI_{Россия}. \quad (1.18)$$

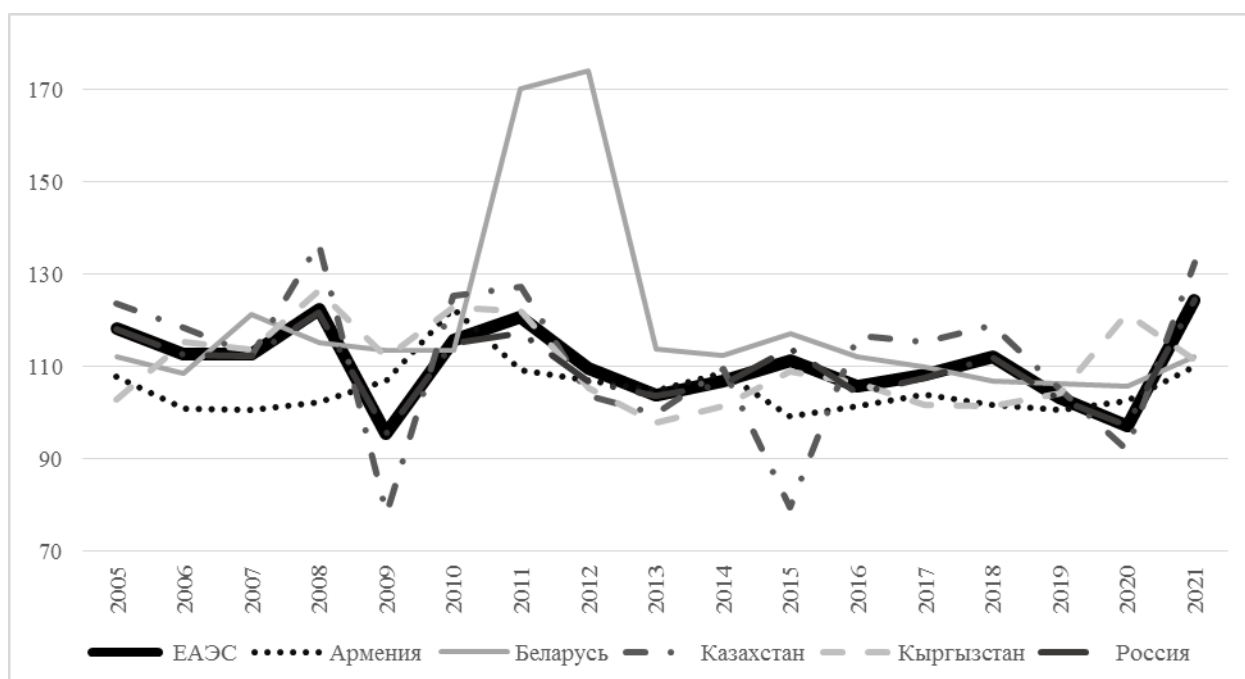


Рисунок 1.4 - Динамика ИЦП ЕАЭС и стран-членов в 2005-2021 гг.

Коэффициент детерминации полученной функции свидетельствует о ее высокой объясняющей способности, а F -критерий – о значимости. Тем не менее, не все ее параметры значимы.

Последовательное исключение незначимых регрессоров привело к получению модели:

$$PPI_{EAЭС} = 0,05 * PPI_{\text{Беларуси}} + 0,07 * PPI_{\text{Казахстана}} + 0,006 * PPI_{\text{Кыргызстана}} + 0,87 * PPI_{\text{России}}. \quad (1.19)$$

Кроме свободного члена, из модели исключен и регрессор ИЦП Армении, т.к. он оказался незначим на уровне значимости 0,1. После этого объясняющая способность функции (1.19) по сравнению с (1.18) возросла, а стандартная ошибка аппроксимации – уменьшилась.

Таким образом, изменение цен производителей по ЕАЭС в целом на 87% зависит от динамики цен производителей России, на 7% – от вариации ИЦП в Казахстане и почти на 5% – от динамики индекса в Беларуси, влияние цен производителей из Кыргызстана также наблюдается, но составляет менее 1% в среднем за период 2005-2021 гг.

Индексы цен производителей сельскохозяйственной продукции также представлены на официальном сайте ЕАК.

Динамика указанного индекса по странам напоминает динамику ИПЦ, но при этом вариация цен производителей сельскохозяйственной продукции в Казахстане выше, нежели разброс потребительских цен, что, естественно, повлияло на более резкое изменение индекса аграрных цен в целом по ЕАЭС (рис. 1.5).

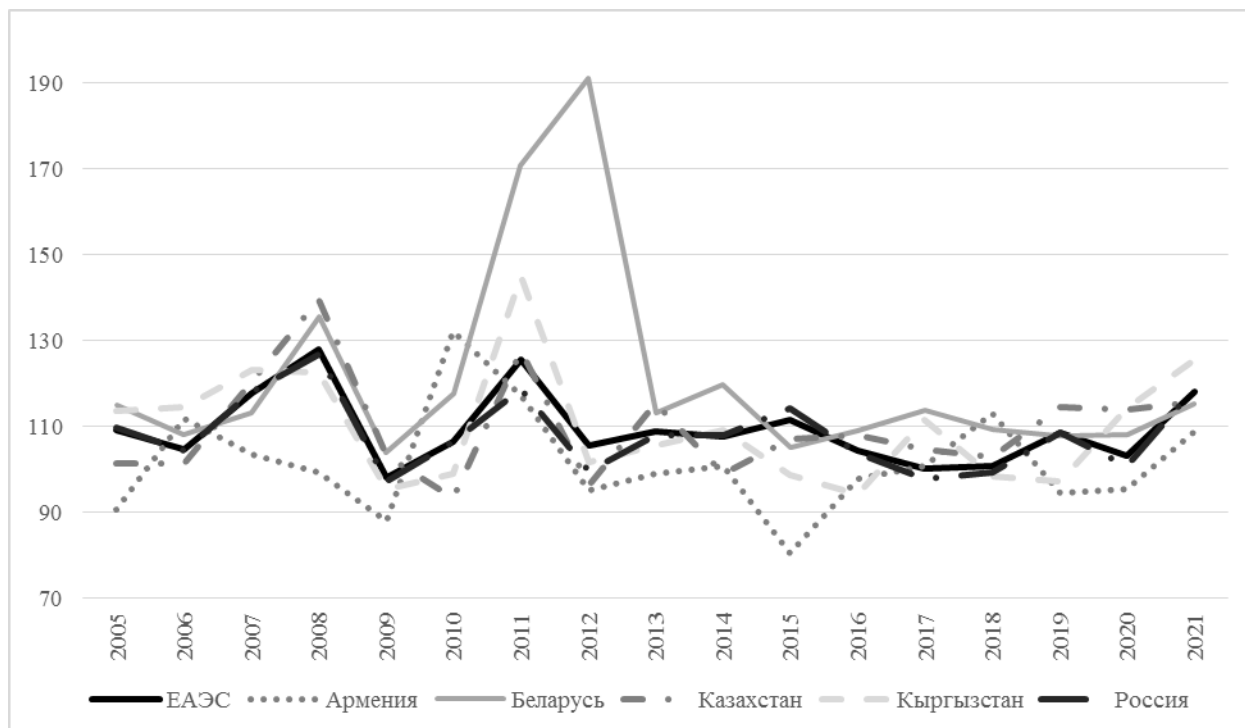


Рисунок 1.5 - Динамика ИЦП СХ ЕАЭС и стран-членов в 2005-2021 гг.

По сельскохозяйственной продукции цены в разных странах колебались несинхронно (за исключением периодов, характерных для глобальной экономической рецессии), что можно объяснить различием природно-климатических и географических условий. Тем не менее, как и ранее, общий индекс по ЕАЭС в большей мере отображает изменение цен в России, что, по нашему мнению, прежде всего вызвано именно масштабами сельскохозяйственного производства.

Модель структуры индекса цен производителей сельскохозяйственной продукции представляется в виде:

$$APPI_{EAЭС} = -1,47 + 0,025 * APPI_{Армении} + 0,07 * APPI_{Беларуси} + 0,12 * APPI_{Казахстана} + 0,04 * APPI_{Кыргызстана} + 0,76 * APPI_{России}. \quad (1.20)$$

При высокой объясняющей способности и значимости модели в целом, в ней присутствует незначимый параметр – свободный член.

Исключение свободного члена позволило получить модель:

$$APPI_{EAЭС} = 0,02 * APPI_{Армении} + 0,07 * APPI_{Беларуси} + 0,12 * APPI_{Казахстана} + 0,04 * APPI_{Кыргызстана} + 0,75 * APPI_{России}. \quad (1.21)$$

Коэффициенты регрессии после исключения свободного члена практически не изменились. Построенное уравнение регрессии в целом значимо, его параметры значимы как минимум на уровне 0,05.

В отличие от индексов цен на производителей промышленной продукции и индексов потребительских цен, структура ИЦП СХ по ЕАЭС в целом более дифференцирована: на этот показатель в меньшей (хотя и очень большой) степени влияет изменение цен на агропродукцию, произведенную в Российской Федерации, – на 75%, в большей степени (хотя, как и прежде, в небольшой) – других стран: Казахстана – на 11,5%, Беларуси – на 7%, Кыргызстана – на 4,5%; Армении – на 2%.

На сайте ЕЭК представлены данные по индексу цен в строительстве как для ЕАЭС в целом, так и по отдельным странам-участникам за период 2005-2019 гг., более поздней информации на сайте организации нет.

На рис. 1.6 изображена динамика индекса цен в строительстве. Как видим, изменение данного индекса по сравнению с двумя предыдущими менее существенное, дисперсия показателя большая в период до 2014 г., а далее цены относительно стабилизировались.



Рисунок 1.6 - Динамика ИЦС ЕАЭС и стран-членов в 2005-2019 гг.

Структурная модель индекса цен в строительстве по ЕАЭС в целом имеет вид:

$$\begin{aligned} \text{ИЦС}_{\text{ЕАЭС}} = & 5,42 + 0,009 * \text{ИЦС}_{\text{Армения}} + 0,045 * \text{ИЦС}_{\text{Беларуси}} + 0,04 * \text{ИЦС}_{\text{Казахстана}} + \\ & + 0,01 * \text{ИЦС}_{\text{Кыргызстана}} + 0,84 \text{ИЦС} * \text{PPI}_{\text{России}}. \end{aligned} \quad (1.22)$$

Статистические характеристики говорят о том, что вариация индексов стран-членов ЕАЭС на 99,9% определяют изменение ИЦС по объединению в целом, модель значима на уровне значимости 0,01, но не все ее параметры значимы.

Постепенное исключение наименее значимых параметров позволило в результате получить функцию:

$$\text{ИЦС}_{\text{ЕАЭС}} = 0,04 * \text{ИЦС}_{\text{Беларуси}} + 0,09 * \text{ИЦС}_{\text{Казахстана}} + 0,87 * \text{ИЦС}_{\text{России}}. \quad (1.23)$$

Кроме свободного члена, из модели исключены индексы цен в строительстве по Армении и Кыргызстану, поскольку в данном наборе регрессоров их влияние на вариацию общего индекса по ЕАЭС не прослеживается. В результате несколько возросла стандартная ошибка аппроксимации, при этом и модель в целом, и ее регрессоры значимы на уровне значимости 0,01.

На основании формулы (1.23) можем утверждать, что изменение цен в строительной сфере по ЕАЭС в целом на 87% определяется вариацией цен в Российской Федерации, на 9% – динамикой цен в Казахстане и на 4% – в Республике Беларусь. При этом изменение цен в данной сфере Армении и Кыргызстане на динамику общего индекса существенного влияния не оказывает.

Далее проанализируем структуру индекса тарифов на грузоперевозки, исходные данные для регрессионного анализа содержатся на сайте ЕАК.

Графически динамические ряды данного показателя представлены на рис. 1.7.

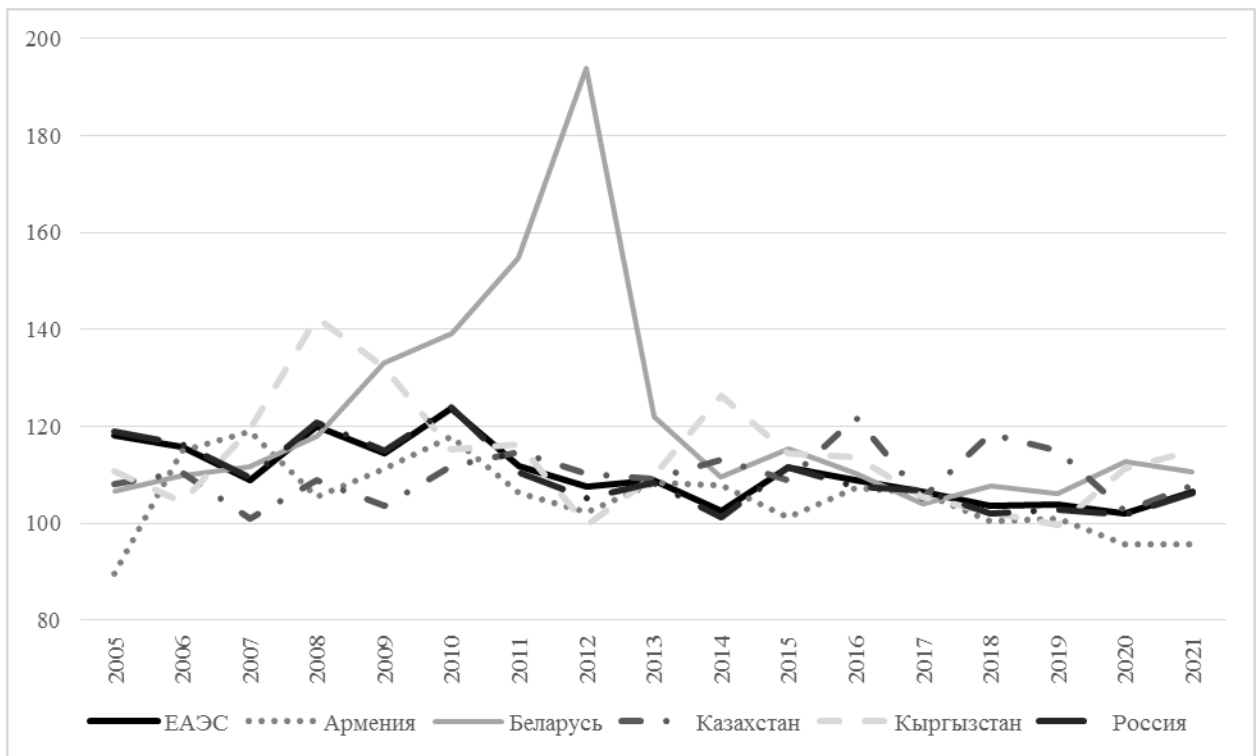


Рисунок 1.7 - Динамика ИЦС ЕАЭС и стран-членов в 2005-2019 гг.

Из всех рассмотренных индексов именно изменение этого индекса по ЕАЭС в целом наиболее тесно коррелирует с изменением тарифов на грузоперевозки в Российской Федерации. Исключением является 2012 г., когда общий индекс несколько выше вследствие значительного повышения цен, в т.ч. на грузоперевозки, в Республике Беларусь, а также в 2018 г. под влиянием роста цен в Казахстане.

Структурная модель индекса тарифов на грузовые перевозки по Евразийскому экономическому союзу имеет вид:

$$\text{ИТГ}_{\text{ЕАЭС}} = -1,31 - 0,005 * \text{ИТГ}_{\text{Армения}} + 0,02 * \text{ИТГ}_{\text{Беларуси}} + 0,09 * \text{ИТГ}_{\text{Казахстана}} + 0,004 * \text{ИТГ}_{\text{Кыргызстана}} + 0,9 * \text{ИТГ}_{\text{России}}. \quad (1.24)$$

Для модели (1.24) R^2 равен почти единице, она адекватна исходным данным, но половина ее параметров незначима на уровне значимости 0,05.

Последовательное исключение наименее значимых параметров, а именно – регрессоров по Армении и Кыргызстану, привело к полученной формуле:

$$\text{ИТГ}_{\text{ЕАЭС}} = -1,31 + 0,02 * \text{ИТГ}_{\text{Беларуси}} + 0,09 * \text{ИТГ}_{\text{Казахстана}} + 0,9 * \text{ИТГ}_{\text{России}} \quad (1.25)$$

При высокой объясняющей способности функции (1.25) она в целом значима, стандартная ошибка аппроксимации по сравнению с исходной моделью снизилась, а параметры значимы как минимум на уровне значимости 0,1.

В структуре индекса тарифов на грузоперевозки по ЕАЭС 90% составляют тарифы Российской Федерации, 8,6% – тарифы Казахстана и 2% – Беларуси. Изменение тарифов

на грузовые перевозки в таких странах-участниках ЕАЭС, как Армения и Кыргызстан, на общий индекс практически не влияет.

1.6 Подготовка развернутого обоснования предложений по выбору моделей для построения краткосрочных (прогнозный горизонт 3 месяца) и среднесрочных прогнозов (прогнозный горизонт 3 года) индекса потребительских цен в государствах – членах ЕАЭС. Должен быть обеспечен учет вклада каждой компоненты (индексы цен на продовольственные товары, непродовольственные товары, услуги), а также учет трансграничных эффектов

На основании приведенных моделей и других, аналогичных им, можно осуществить краткосрочный (по месячным или квартальным данным) и среднесрочный (по годовым данным) прогноз индекса потребительских цен в государствах – членах ЕАЭС, а также других индексов, выражающих динамику цен, - как общую, так и по определенным группам благ, - при помощи методов регрессионного анализа.

Преимущество регрессионных моделей заключается в том, что их применение основывается на анализе фактических данных без каких-либо предварительных предположений о равновесном характере изучаемых макросистем или о неизменности тех или иных зависимостей на протяжении наблюдаемого периода их динамики.

Кроме того, применение регрессионных моделей дает возможность выбора спецификации исследуемых зависимостей (функциональных связей) между параметрами, на основе проверки уровня значимости этих связей и валидности каждой из объясняющих переменных для оценки вариации объясняемой переменной. При этом невалидные переменные исключаются из модели, несмотря на то, что, быть может, их присутствие в той или иной модели обусловлено общими соображениями теории.

Таким образом удается избежать присутствия в модели незначимых переменных, наличие которых ухудшает качество прогноза и делает модель более чувствительной к выбросам, плохо согласующимся с уже найденным трендом. Это касается, в частности, ситуаций, когда теория требует присутствия в модели большего количества регрессоров, чем позволяет количество статистических наблюдений (например, глубина временного ряда).

С точки зрения содержания получаемых прогнозов имеют решающее значение (и поэтому предлагаются нами к первоочередному использованию) три основных типа моделей: авторегрессионные модели темпов инфляции и объема денежных агрегатов,

структурные модели и факторные модели, которые условно можно разделить на несколько типов.

Авторегрессионные модели объясняют динамику последующих значений временного ряда через предшествующие значения того же ряда с различной глубиной авторегрессии. Для моделирования монетарных параметров во многих макросистемах, как правило, важны модели, в которые входят лаговые переменные с глубиной в 2-3 периода (месяца, квартала, года – в зависимости от периодичности наблюдений в используемых статистических данных).

Структурные модели выражают связь между динамикой некоторой агрегированной величины и вариацией отдельных элементов, этот агрегат составляющих. Примерами структурных регрессионных моделей могут служить модели распределения валового выпуска макросистемы, в которых распределенный ВВП предстает в виде линейной комбинации объемов потребления и сбережений, или модели потребленного ВВП, представленного в виде линейной комбинации агрегатов совокупного спроса, что позволяет количественно оценить величины мультипликаторов различных частей совокупного спроса [75, 76]. Модели такого рода часто возникают при оценке вариации определенных агрегированных величин, а в роли объясняющих переменных оказываются параметры, выражающие отраслевую структуру этих величин либо их региональные составляющие.

Применительно к нашим задачам структурные модели призваны объяснить вариацию того или иного индекса цен через другие индексы цен в той же макросистеме или связанных с ней макросистем в рамках единого интеграционного объединения (в данном случае ЕАЭС), а также через факторы, выражающие тесноту и характер экономических связей этих макросистем с точки зрения интенсивности и структуры трансграничных товарных и денежных потоков.

Факторные модели инфляции можно разделить на несколько типов в зависимости от их характера. Первый тип моделей представляют собой различные однофакторные модели, в которых темп инфляции выступает объясняемой переменной. К этой категории относятся, в частности, различные нелинейные модели, связывающие темп инфляции с объемом денежной массы, с приращением ВВП, с нормой безработицы и др.

Второй тип факторных моделей – это многофакторные модели темпов инфляции, выражающие зависимость этих темпов от разнокачественных регрессоров (начиная с объема нетто-экспорта, выраженного в сопоставимых ценах, и заканчивая коэффициентом выбытия основных фондов). Их преимущество перед другими типами моделей заключается в том, что они позволяют использовать для прогноза переменные из разных

срезов хозяйственной реальности, в частности, разделить источники инфляции на эмиссионные и трансмиссионные.

Третий тип факторных моделей выражает зависимость различных макропоказателей от темпов инфляции и тем самым позволяет выявить, какие темпы инфляции являются для данной макросистемы «оптимальными» в разном смысле этого слова. Например, можно выявить темп инфляции, при котором валовой выпуск в данной макросистеме растет наиболее быстро. Можно вычислить темп инфляции, максимизирующий реальный располагаемый доход на душу населения. Можно найти темп инфляции, обеспечивающий минимально возможные (для данной макросистемы) темпы межрегиональной дифференциации, и т.д.

Затем, используя уже найденные «оптимальные» в каком-то смысле значения темпа инфляции, можно определить допустимый интервал значений, в котором этот темп должен находиться [77]. С точки зрения выработки согласованной монетарной политики небесполезно знать, насколько согласованными являются сами допустимые интервалы значений темпов инфляции для разных стран, входящих в состав ЕАЭС, и насколько быстро изменяются границы этих допустимых интервалов.

1.7 Подготовка схемы разработки прогноза инфляции для государств-членов

Разработка прогноза инфляции включает последовательное построение адекватных и значимых регрессионных моделей, выражающих связи:

1 - между индексом потребительских цен или дефлятором ВВП и другими индексами цен, а также динамикой цен по отдельным товарным группам,

2 - между индексом потребительских цен или дефлятором ВВП и параметрами, отражающими динамику внутренней и внешней макроэкономической реальности в соответствующих странах, в том числе межстрановые переливы реальных благ, инвестиций, финансовых потоков и рабочей силы,

3 – между индексом потребительских цен или дефлятором ВВП и параметрами, на которые темп инфляции оказывает влияние.

В дальнейшем используются только те из построенных моделей, которые оказались значимыми и адекватно описывают исходные данные, и все регрессоры в них также значимы.

По моделям пунктов 1 и 2 строятся прогнозы соответствующих индексов, отражающих темп инфляции. Затем с учетом доверительных интервалов прогнозируемых

значений эти прогнозы в большей или меньшей степени интегрируются либо усредняются.

По моделям пункта 3 выявляются интервалы допустимых либо целевых значений темпов инфляции и разрабатываются (с учетом моделей пунктов 1 и 2) рекомендации для макроэкономической политики, позволяющие достичь требуемых значений либо приблизиться к ним. В том числе это касается и формирования единого экономического пространства в рамках ЕАЭС.

Затем делаются прогнозы значений параметров, отражающих состояние макросистемы, на основе сценарного подхода, в том числе - в предположениях, что удалось и что не удалось удержать темп инфляции в диапазоне допустимых (целевых) значений.

1.8 Разработка предложений по интеграции предложенных моделей в архитектуру прогнозного комплекса Комиссии

Проведение расчетов (анализа и прогноза) согласно указанным моделям представляет собой человеко-машинную процедуру, содержащую множество этапов, выполняемых исследователем лично, - начиная от спецификации связи между переменными (экзогенно задаваемый вид трендовой траектории) и заканчивая процессами включения-исключения переменных с целью приведения модели к адекватному и значимому виду.

Поэтому включение предлагаемых моделей в автоматизированный расчетный комплекс в готовом виде невозможно: значительная часть операций, возникающих в процессе применения эконометрических моделей, не может быть делегирована информационным технологиям.

Однако органичное включение предлагаемого перечня моделей в *методологию* уже существующего расчетно-прогнозного комплекса возможно и, более того, целесообразно. При помощи предлагаемых моделей можно не просто спрогнозировать на различных временных горизонтах значения темпов инфляции в государствах – членах ЕАЭС, но и разработать меры макроэкономической политики, реализация которых должна способствовать удержанию темпов инфляции в пределах целевого «коридора» допустимых, приемлемых значений.

1.9 Краткий план моделирования и перечень используемых моделей

Краткий план моделирования и прогнозирования параметров, характеризующих состояние современных макросистем, в самом общем виде состоит из нескольких пунктов, совокупность которых позволяет выяснить ключевые аспекты динамики соответствующей макросистемы.

1. Моделирование созданного ВВП. Построение трехфакторных моделей экономического роста на основе производственной функции типа Кобба - Дугласа, оценка и прогнозирование вклада информационного производства в экономический рост. Помимо стоимостных объемов капитала, труда и информации в модели могут участвовать и другие переменные, в зависимости от специфики макросистемы.

2. Моделирование распределенного ВВП. Факторное моделирование функций потребления и сбережения, оценка и прогнозирование предельных склонностей к потреблению и сбережению.

3. Оценка и прогнозирование средних склонностей к потреблению и сбережению.

4. Построение кривой совокупного предложения на основе соотношения объемов созданного ВВП и динамики общего уровня цен.

5. Моделирование потребленного ВВП. Пофакторное регрессионное моделирование совокупного спроса (в том числе оценка зависимости объемов совокупного спроса от ставки процента). Оценка и прогнозирование мультипликаторов совокупного спроса по агрегатам.

6. Построение модели AD—AS. Прогнозирование возможности возникновения инфляционного перегрева.

7. Построение кривой Арми – Рана, выявление точки Скалли. Прогнозирование возможности достижения оптимального соотношения объема госрасходов к объему созданного ВВП.

8. Построение авторегрессионных моделей для прогнозирования темпов инфляции и объемов денежной массы.

9. Построение однофакторных регрессионных моделей инфляции, выражающих связь темпов инфляции с объемом денежной массы, с нормой безработицы и прочими параметрами как монетарного, так и немонетарного характера. Моделирование функциональной связи между разрывом валового выпуска и разрывом занятости (современные аналоги так называемого закона Оукена).

10. Построение многофакторных регрессионных моделей инфляционных процессов. Выявление и прогнозирование воздействия уровня износа основных фондов, курса национальной валюты, объемов и структуры нетто-экспорта, объема госрасходов и

других факторов на темпы инфляции. Выявление эмиссионных и трансмиссионных источников инфляции.

11. Моделирование и прогнозирование последствий инфляции: влияние темпов инфляции на экономический рост (концепция NSEGR1), на структуру валового выпуска, на темпы межрегиональной дифференциации и проч. Выявление интервала «допустимых» значений темпов инфляции.

12. Оценка и прогнозирование потенциального ВВП и разрыва выпуска при помощи различных методов.

13. Построение кривых «инвестиции – сбережения», «ликвидность – деньги» и кривой платежного баланса. Построение долгосрочной модели Манделла — Флеминга. Идентификация типа неравновесия исследуемой макросистемы.

14. Прогнозирование возможности удержания важнейших показателей макросистемы в диапазоне приемлемых значений, обеспечивающих ее устойчивость и безопасность на динамической траектории развития.

Все упомянутые модели могут быть лаговыми, в том числе содержать отрицательные лаги, т.е. допускать, что значения динамического ряда объясняемой переменной зависят не от предшествующих, а от последующих значений объясняющих переменных [78]. Это касается и авторегрессионных моделей.

Почти все указанные модели могут быть построены в абсолютных величинах и в приращениях, в зависимости от целей исследования. Кроме того, почти все эти модели могут иметь осмысленный вид на различных горизонтах анализа и прогнозирования. Например, по одной и той же макросистеме можно построить краткосрочные модели на основании использования помесечных данных, среднесрочные на основании поквартальных данных и долгосрочные на основании годовых данных. Предшествующий опыт моделирования показывает [79], что в этих трех случаях и спецификация вида связи между переменными, характеризующего экзогенно задаваемый тренд, и калибровка параметров модели могут радикально различаться.

Наконец, заметим, что все предлагаемые к использованию модели суть модели неравновесной динамики. Использование любой из них не предполагает ни того факта, что в наблюдаемый период исследуемая макросистема пребывает в равновесном состоянии, ни того, что она к этому состоянию стремится, находясь в неравновесии в текущий момент.

1.10 Парадигма устойчивого макроэкономического неравновесия современных макросистем и типы неравновесных состояний

В современной экономической науке (особенно в той ее части, которая в качестве основного инструмента исследования применяет количественные модели) распространен подход, основанный на так называемой парадигме равновесия. Исследователи нередко, не утруждая себя обоснованиями, молчаливо принимают предпосылки, приписывая исследуемой макросистеме определенные черты, которые не имеют места в реальной жизни.

Наиболее популярными предпосылками такого рода являются следующие.

1. Изучаемые макросистемы равновесны (по Вальрасу или по Кейнсу).
2. Протекающие в них процессы линейны.
3. Их технологическая среда однородна по структуре и стабильна во времени.
4. Внешними воздействиями на эти макросистемы можно пренебречь (динамику их важнейших параметров можно удовлетворительно объяснить вариацией переменных, порождаемых хозяйственной деятельностью самой макросистемы).
5. Отраслевые рынки являются совершенно конкурентными (именно это предположение лежит в основе отрицания возможности неблагоприятного отбора – adverse selection).
6. Все обращающиеся в макросистеме блага являются чисто частными, т.е. делимыми, исключаемыми и конкурентными в потреблении (на этом предположении основана, в частности, концепция Парето-эффективности).
7. В изучаемой макросистеме возможна только постоянная (или близкая к этому) отдача от масштаба, что предполагает возможность исключительно экстенсивного роста (на этом предубеждении основано «золотое правило накопления» Э.Фелпса и вытекающий из него «парадокс производительности»).
8. Все обращающиеся блага являются испытываемыми, т.е. каждый агент имеет возможность оценить субъективно воспринимаемую ценность каждого набора благ u_i до момента совершения купли-продажи, тем более – до момента начала потребления соответствующих благ.

На самом деле ни одно из этих предположений в действительности, как правило, не выполняется. В итоге исследователи не заботятся о том, насколько формальная модель (инструментальная или вербальная) соответствует реальности, они упрощают задачу с тем, чтобы им самим было легче ее решить. Для равновесных макросистем имеют место некоторые естественные законы сохранения, а линейные процессы существенно легче прогнозируются. Таким образом, исследуя макросистемы, существующие в действительности, ученые, как правило, сперва приписывают им некоторые «удобные» для исследования черты и свойства, затем строят модель этой искаженной макросистемы и

на ее основании делают определенные выводы. Однако при таком подходе остается открытым, собственно, главный вопрос: в каком смысле и в какой степени сделанные выводы можно отнести к реальным макросистемам, о которых эти выводы сделаны.

Один из ключевых моментов парадигмы устойчивого макроэкономического неравновесия заключается в том, что равновесных макросистем в жизни не существует, они обитают только на страницах учебников и научных работ. Все макросистемы делятся на два больших (и неравных по численности) класса: меньшая часть богатых и успешных, пребывающих в рецессионном разрыве, и подавляющая часть развивающихся, находящихся в инфляционном разрыве [80], причем одна и та же макросистема находится в одном и том же состоянии неравновесия десятки лет и при этом ни к каким равновесным состояниям не стремится, вопреки тому, что думают об этом учебники экономикс.

Очевидное различие макросистем этих двух типов заключается в том, что в рецессионно-разрывных макросистемах общий уровень цен выше равновесного, поэтому совокупный спрос по объему хронически отстает от совокупного предложения, это экономика перепроизводства. В инфляционно-разрывных макросистемах, напротив, общий уровень цен постоянно находится ниже равновесного, поэтому совокупный спрос опережает совокупное предложение, это экономика дефицита [81] (см. рис. 1.8).

Рецессионный разрыв – это разрыв между совокупным спросом и совокупным предложением, при котором совокупное предложение устойчиво опережает совокупный спрос. Постоянное перепроизводство стимулирует рецессионно-разрывные страны к постоянной экономической экспансии (экспорт товаров, экспорт капитала, экспорт институтов, размещение военных баз на территории других стран и т.д.). Экономическое могущество этих стран базируется на наличии доступа к относительно дешевым ресурсам из стран инфляционного разрыва.

Инфляционный разрыв – это разрыв между совокупным спросом и совокупным предложением, при котором совокупный спрос устойчиво опережает совокупное предложение. Конкурентным преимуществом этих макросистем выступает относительная дешевизна ресурсов, а их выживание в неравной схватке с мировым центром основано на разумном протекционизме, призванном защитить ресурсные и валютно-финансовые рынки соответствующих стран от разграбления нерезидентами, способными предложить за те же ресурсы более высокие цены по сравнению с ценами внутреннего спроса.

КАЧЕСТВЕННЫЙ АНАЛИЗ НЕРАВНОВЕСИЯ

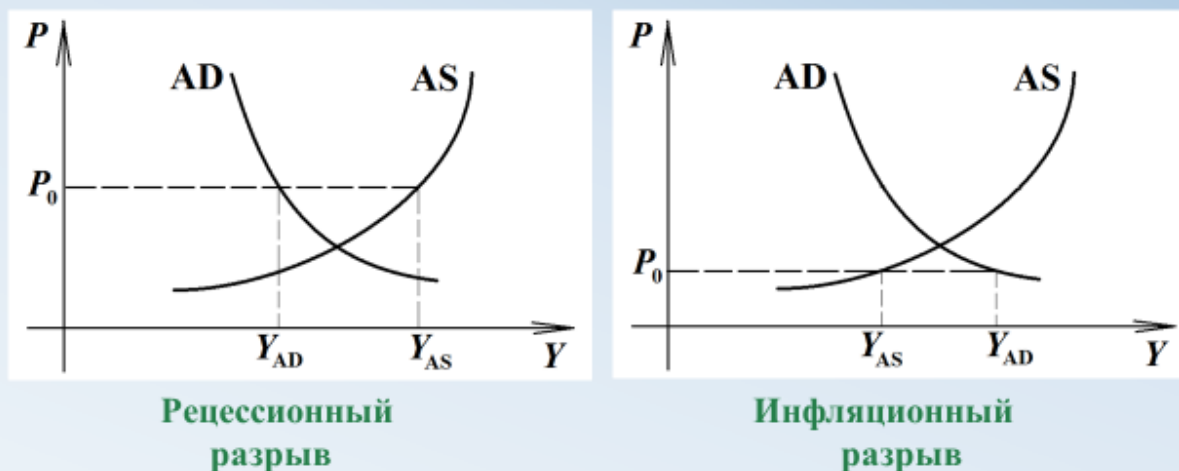


Рисунок 1.8 - Типы устойчивого макроэкономического неравновесия

В данный момент на планете наступила эра разделения – обнаружилось два противоположных лагеря стран, один из которых (мировой «центр») всеми силами борется за сохранение и – насколько это возможно – упрочение своего господствующего положения, а другой (мировая «периферия») пытается этот мировой порядок расшатать [82]. Это борьба между странами-буржуа, формирующими и экспортирующими институциональные правила игры в мировой экономике и политике (rule makers), и странами-пролетариями, пока что вынужденными эти институты импортировать и принимать к исполнению (rule takers), но с течением времени все менее охотно исполняющими чужую волю. Борьба между этими группами стран неизбежна, и она обостряется по мере созревания новых центров силы среди стран мировой периферии.

Подчеркнем, что идентификация типа макроэкономического неравновесия – пребывание в рецессионном или инфляционном разрыве – проводится только на основе общего уровня цен в данной макросистеме относительно среднемирового и не имеет отношения к текущему вектору динамики этой макросистемы, не зависит от того, находится ли она в данный момент в состоянии подъема/рецессии или инфляции/дефляции.

Несмотря на устойчивый характер неравновесных состояний, в которых пребывают современные макросистемы, при определенных обстоятельствах они могут перейти из одной группы неравновесия в другую. Так, после Второй мировой войны Япония совершила экономический рывок и из группы инфляционно-разрывных стран перешла в

группу развитых, рецессионно-разрывных. Сейчас переход такого рода пытаются осуществить Китай, и есть все основания думать, что эта попытка будет успешной. Ключевым условием и инструментом перехода в состояние рецессионного разрыва является удорожание труда, которое может происходить лишь постепенно и только в связке с синхронными изменениями технологической структуры производственных процессов [83]. Возможны и случаи обратного перехода, когда макросистема под воздействием внутренних кризисных явлений и внешних шоков переходит из состояния рецессионного разрыва в состояние инфляционного.

В том, что касается денежного рынка, то пусть не десятки лет, а годы, но все же макросистема способна устойчиво находиться в состоянии дефицита или избытка денежной массы: спрос на деньги стабильно превышает их предложение либо отстает от него (недостаточный или избыточный уровень монетизации экономики).

Циклические колебания экономической динамики макросистемы суть колебания не вокруг равновесных состояний, как утверждают учебники экономикс, а вокруг характерного для нее, для этой макросистемы состояния неравновесия.

Для того, чтобы выразить описанные закономерности, используем кейнсианскую модель Хикса – Хансена [84]. Напомним, что ключевыми элементами данной модели являются кривые инвестиций – сбережений (IS) и ликвидность – деньги (LM), построенные в системе координат, где по оси абсцисс располагается созданный ВВП, а по оси ординат – средневзвешенная по данной макросистеме ставка процента по кредитам.

Макросистемы, пребывающие в состояниях неравновесия указанных двух типов, характеризуются динамическими траекториями, находящимися по разные стороны от построенных для них кривых IS (разумеется, для каждой страны эта кривая своя). Страны и регионы, находящиеся в рецессионном разрыве, располагаются выше и правее своей кривой IS, а страны и регионы, характеризующиеся состоянием инфляционного разрыва, можно представить точками, лежащими левее и ниже своей кривой IS (рис. 1.9).

В том, что касается денежного рынка, макросистемы также не являются равновесными: одни из них систематически испытывают дефицит денежной массы, другие характеризуются ее относительным избытком. Эти состояния условно показаны на рис. 1.10: сверхмонетизированные страны и регионы (в которых предложение денег стабильно превышает спрос) лежат ниже и правее своей кривой LM, тогда как недомонетизированные страны и регионы (в которых спрос на деньги хронически превышает их предложение) характеризуются множеством точек, лежащих левее и выше своей кривой LM.

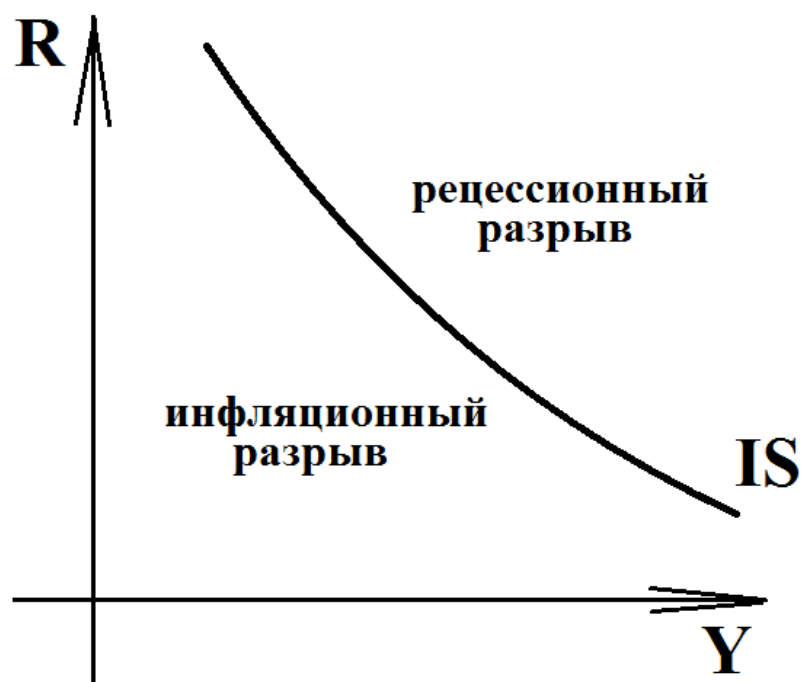


Рисунок 1.9 – Макросистемы, находящиеся в рецессионном и инфляционном разрыве: представление в модели Хикса - Хансена

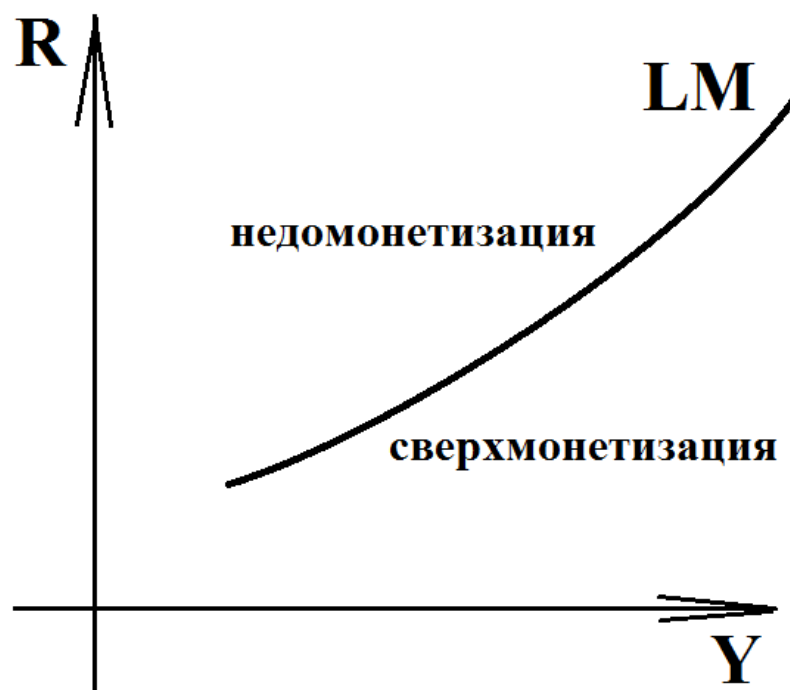


Рисунок 1.10 – Сверхмонетизированные и недомонетизированные макросистемы: представление в модели Хикса - Хансена

При одном и том же уровне реального ВВП более высокая ставка процента по кредитам означает, что деньги выступают дефицитным ресурсом, и если макросистема «застревает» в подобном состоянии на период, превышающий продолжительность

промышленного цикла, то такая экономика недомонетизирована [85]. Иначе говоря, более значительный объем денежной массы соответствует более высоким значениям валового выпуска одной и той же макросистемы – разумеется, при прочих равных условиях, в частности, при наличии одной и той же (либо – скажем мягче – не слишком быстро изменяющейся по величине) ставки процента. Причем данная зависимость хорошо выполняется вблизи точек, лежащих на кривой LM, отражающей множество равновесных (пусть и недостижимых) состояний денежного рынка рассматриваемой макросистемы.

Коренная причина этого факта заключается в том, что любая достаточно гладкая кривая в малой окрестности любой своей точки локально спрямляема, т.е. может быть адекватно аппроксимирована линейной функцией, но распространить найденные линеаризованные зависимости на глобальные промежутки почти никогда не удается. Поэтому на достаточно большом интервале значений, включающем и весьма удаленные от равновесных состояний, связь между объемом денежной массы и уровнем валового выпуска отнюдь не является линейной и даже монотонной, что подтверждается исследованиями по целому ряду стран (как развитых, так и развивающихся), проведенными на основе регрессионного моделирования [28, 69, 86-88].

Взаимодействие макросистем (стран и территорий), находящихся в рецессионном и инфляционном разрыве, хорошо иллюстрируется противоречием между городом и деревней. Город находится (по отношению к деревне) в состоянии рецессионного разрыва, ресурсы там оценены более высоко, соответственно, сформированы более благоприятные условия для самовозрастания капитала. Деревня (по отношению к городу) пребывает в состоянии инфляционного разрыва: ресурсы там недооценены, и низкий общий уровень цен стимулирует производство, поддержка которого возможна только на основе административных усилий, предпринимаемых структурами, управляющими экономикой.

В соответствии с указанными различиями, макросистемы этих двух неравновесных типов имеют совершенно разную институциональную среду, там по-разному складываются рынки труда, по-разному функционируют институты – даже те, которые называются совершенно одинаково. Поэтому прямой импорт институтов из рецессионно-разрывных макросистем в инфляционно-разрывные почти никогда не бывает успешным [89]. Например, ставить задачу, чтобы инновационная инфраструктура в России была похожа на американскую или германскую, - это все равно, что утверждать, будто транспортная инфраструктура в деревне должна функционировать так же, как в городе.

Взаимодействие стран рецессионного и инфляционного разрыва долгое время (еще до того, как эти категории сформировались в экономической науке) было предметом острых дискуссий между экономистами разных научных школ. В частности, следует

упомянуть спор между В.И. Лениным и Розой Люксембург о роли добуржуазных укладов в развитии буржуазного способа производства.

В этой дискуссии, как ни странно, обе стороны оказались по-своему правы. Разумеется, *происхождение* прибавочной стоимости нельзя объяснять наличием неэквивалентного обмена (т.е., попросту говоря, грабежом одних агентов другими). Но в вопросе *распределения* этой прибавочной стоимости наличие агентов с разным уровнем технологичности и фондоемкости производства является критически важным для понимания того, почему богатые и развитые страны становятся в целом еще богаче, а бедные – беднее.

Поэтому другая сторона правды заключается в том, что развитые и богатые страны, организующие и реализующие империалистический раздел мира, нуждаются в том, чтобы рядом с ними существовали бедные и зависимые страны, пребывающие в состоянии инфляционного разрыва: именно они выступают основными объектами ограбления в современной неокOLONIALной системе мировой экономики, а их население является основным объектом применения и апробации различных социальных и политических технологий и других институциональных механизмов воздействия, активно разрабатываемых в развитых странах.

Разумеется, страны, находящиеся в рецессионном разрыве, не виноваты в том, что в отсутствие барьеров входа-выхода ресурсы различных типов устремляются из стран, в которых они недооценены, туда, где они оценены более высоко. Это не результат реализации чьей-либо воли, а проявление действия объективных экономических законов. Развитым странам лишь остается использовать его себе на пользу, организуя и направляя потоки прибывающих к ним ресурсов, а если нужно – то и провоцируя их отток из стран мировой периферии. В этом состоит основная причина того, что именно развитые страны столь последовательно ратуют за принципы свободной торговли, максимального открытия границ и снятия всевозможных барьеров на пути перемещения ресурсов. Развитые страны сами же постоянно нарушают эти принципы, но их задача заключается в том, чтобы обеспечить соблюдение этих принципов бедными и слаборазвитыми странами, которые тем самым обеспечивают доступ к своим ресурсам для международных монополий.

1.11 Использование результатов моделирования для идентификации типов макроэкономического неравновесия макросистемы

Примеры стран, попадающих в разные категории с точки зрения парадигмы макроэкономического неравновесия, приведены на рис. 1.11. Россия, как легко видеть,

относится к числу недомонетизированных экономик, пребывающих в инфляционном разрыве, тогда как большинство развитых стран сверхмонетизировано и испытывает рецессионный разрыв. Остается лишь напомнить о том, что на этом рисунке приведено расположение стран относительно *своих* кривых IS и LM, а для каждой страны эти кривые имеют собственное расположение, в том числе наклон к осям координат.



Рисунок 1.11 – Группы стран с различными типами устойчивого макроэкономического неравновесия в модели Хикса - Хансена

Модель дефицитной и сверхмонетизированной экономики, успешно реализуемую сегодня Китайской Народной Республикой, в свое время пытался выстроить Советский Союз. Возможно, сам факт его 70-летнего существования и вполне успешного развития, основанного на принципах осознанного сдерживания общего уровня цен государственной властью в условиях избыточной монетизации, является серьезным макроэкономическим уроком, еще не вполне осмысленным экономистами-теоретиками. Разумеется, подобный опыт можно повторить только при наличии внутренней институциональной среды, способной обеспечить плановое развитие экономики, которая управляется в известной мере вручную.

Нашей ближайшей задачей является построение кривых монетизации, выражающих функциональную связь между объемом денежной массы и объемом текущего реального ВВП, для различных стран, прежде всего для стран – членов ЕАЭС.

1.11.1 Кривые монетизации для стран – членов ЕАЭС. Армения

Прежде всего обратим внимание на то, что на протяжении исследуемого периода (2005-2020 гг.) уровень монетизации постоянно возрастал. Параллельно росли и показатели объема ВВП и денежной массы, таким образом, связь между этими показателями является, скорее всего, прямой и довольно тесной, см. рис. 1.12.

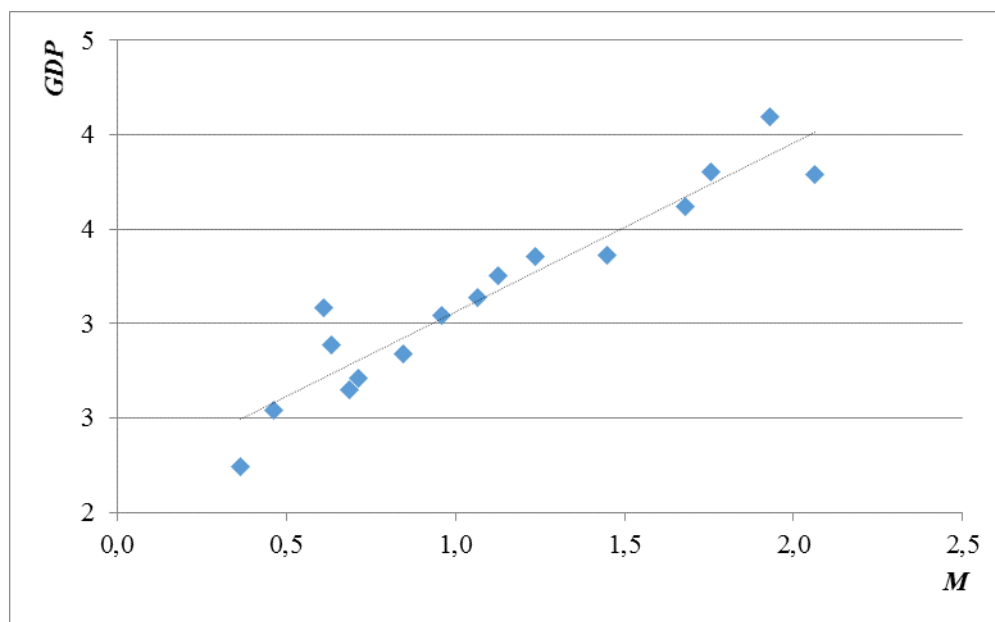


Рисунок 1.12 - Связь между объемом широкой денежной массы и объемом ВВП Армении в 2005-2020 гг., млрд. LCU

Соответственно, линейная регрессионная модель, построенная по данным официальной статистики, выглядит следующим образом:

$$GDP=2,16+0,9M. \quad (1.26)$$

Эконометрические характеристики регрессионного уравнения (1.26) свидетельствуют о том, что 90% вариации объема ВВП объясняется изменением объема денежной массы. При этом сама модель и ее параметры значимы на уровне значимости 0,01.

Рост широкой денежной массы на 1 драм приводит к увеличению ВВП Армении на 0,9 драм в ценах 2005 г. в среднем за исследуемый период. Экономика страны является недомонетизированной, т.е. дальнейший рост количества денег в обращении стимулирует экономический рост.

Посмотрим, как связаны показатели объема денежной массы и темпов прироста ВВП, рис. 1.13.

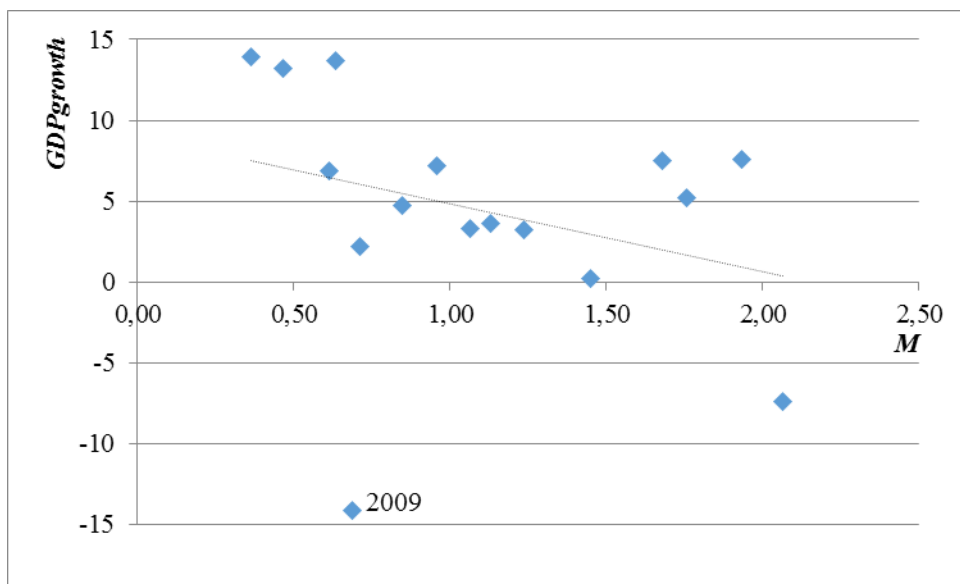


Рисунок 1.13 - Связь между объемом широкой денежной массы, млрд. LCU и темпом прироста ВВП Армении в 2005-2020 гг.

На рис. 1.13 наблюдается значительное рассеивание данных, причем, несмотря на стабильно возрастающую динамику объема широкой денежной массы, темп прироста ВВП колеблется от постепенного снижения до 2016 г. включительно (с резким спадом в 2009 г.), что и определило общую обратную связь между показателями, до некоторого повышения в 2017-2019 гг.

Естественно, аппроксимируется данная связь линейной функцией, выражающей обратную связь между переменными:

$$GDP_{growth} = 12,8 - 6,33M - 22,55D, \quad (1.27)$$

где D – фиктивная переменная, равная 1 для 2009 (кризисного) года и 0 – для остальных лет.

Коэффициенты регрессии модели (1.27) значимы как минимум на уровне значимости 0,5, модель в целом – на уровне значимости 0,01, $R^2=0,67$.

В принципе снижение темпов экономического роста Армении, как и других стран ЕАЭС, а также мировой экономики в целом, объективно обусловлено кризисными явлениями 2007-2008 гг., а также влиянием пандемии COVID-19 и последующими событиями. Исходя из формулы (1.27), можно отметить снижение темпов роста ВВП Армении в среднем на 6,33 п.п. с одновременным ростом объема денег в экономике на 1 млрд. драм в среднем за исследуемый период, за исключением кризисного 2009 г., отмеченного фиктивной переменной.

1.11.2 Кривые монетизации для стран – членов ЕАЭС. Беларусь

Как видим, стоимостные показатели динамически возрастали вплоть до 2014 г., затем наблюдалось небольшое снижение ВВП с восстановлением его объема в 2019 г., но в последние годы (2018 и 2020 гг.) наблюдается сжатие денежной массы. Коэффициент монетизации экономики возрастал до 2017 г. включительно, а далее произошло его небольшое снижение. Связь указанных показателей прослеживается на рис. 1.14, она является прямой и довольно тесной.

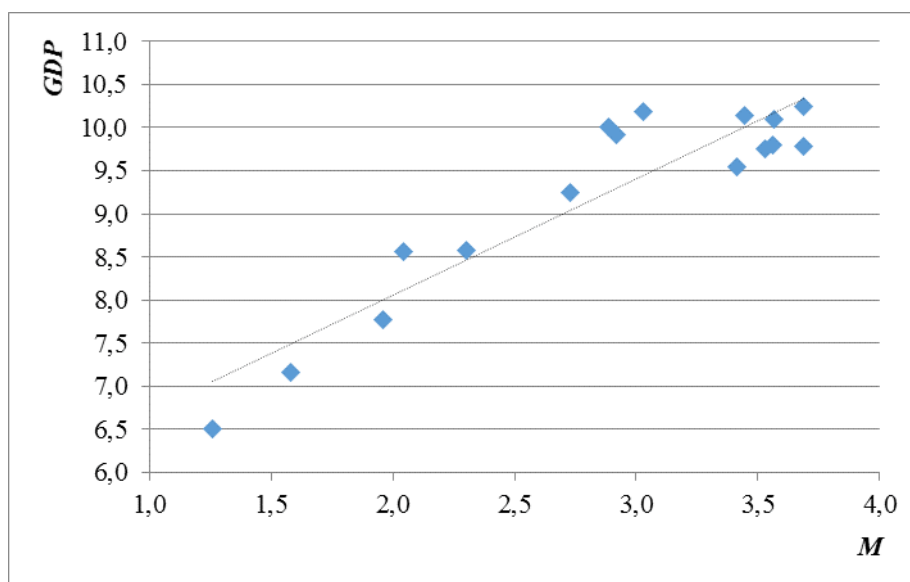


Рисунок 1.14 - Связь между объемом широкой денежной массы и объемом ВВП Беларуси в 2005-2020 гг., млрд. LCU

Аппроксимация указанной связи представлена в формуле (1.28):

$$GDP=5,36 + 1,34M. \quad (1.28)$$

Коэффициент детерминации, равный 0,85, характеризует высокую объясняющую способность модели. Сама модель и ее параметры значимы на уровне значимости 0,01.

В отличие от Армении, в экономике Беларуси наблюдается значимый мультипликационный эффект от увеличения денежной массы, экономика является недомонетизированной и увеличение количества денег в экономике на 1 белорусский рубль в среднем за анализируемый период сопровождается ростом объема ВВП в среднем на 1,35 белорусских рубля в ценах 2005 г.

На рис. 1.15 изображено корреляционное поле, отображающее связь между объемом широкой денежной массы в стране и темпами прироста ее ВВП.

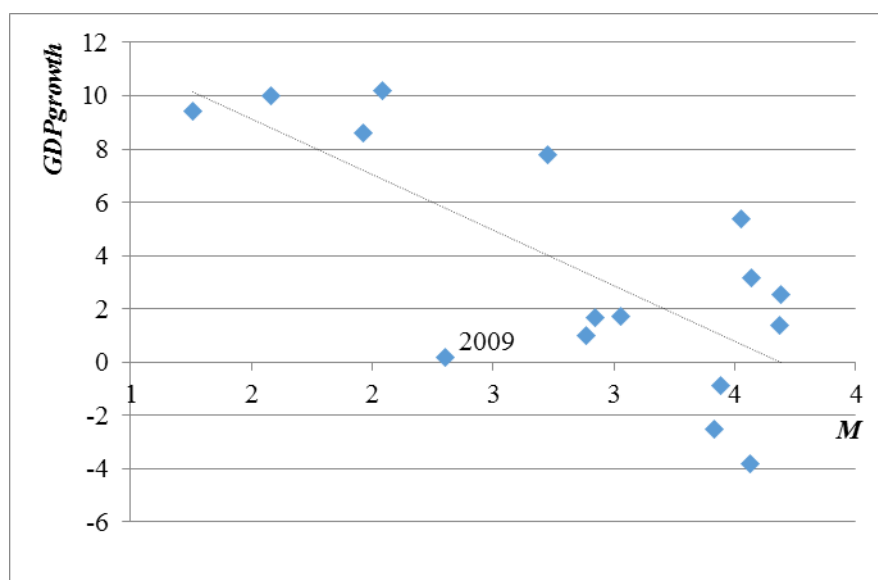


Рисунок 1.15 - Связь между объемом широкой денежной массы, млрд. LCU и темпом прироста ВВП Беларуси в 2005-2020 гг.

Как видим, увеличение объема денег в обороте сопровождается некой понижающей динамикой роста объема ВВП, но эта связь скорее умеренная, с небольшими выбросами, в т.ч. в 2009 г., она описывается следующим уравнением:

$$GDP_{growth} = 16,76 - 4,52M - 6,15D, \quad (1.29)$$

где D – фиктивная переменная, равная 1 для 2009 (кризисного) года и 0 – для остальных лет.

В формуле (1.29) коэффициент при фиктивной переменной значим на уровне значимости 0,1, тогда как другие коэффициенты регрессии и модель в целом значимы на уровне значимости 0,01, а коэффициент детерминации составляет 0,65. Отметим, что аналогичная модель для Беларуси без фиктивной переменной также оказалась значимой, но для нее $R^2 = 0,53$.

Как видим, белорусская экономика, которая возрастала до 2007 г. в среднем на 9% вследствие экономического кризиса и дальнейших событий начала замедлять свой рост, затем наблюдались отрицательные темпы прироста ВВП. В среднем в исследуемом периоде увеличение объема денежной массы на 1 млрд. белорусских рублей в ценах 2005 г. сопровождалось снижением темпов экономического роста на 4,52 п.п. (и более в 2009 г.).

1.11.3 Кривые монетизации для стран – членов ЕАЭС. Казахстан

В экономике Казахстана наблюдается более стабильная динамика абсолютных значений показателей (рис. 1.16), чего нельзя сказать об относительных величинах. Как

уже отмечалось ранее, темпы роста ВВП снизились в период экономического кризиса 2007-2008 гг., а также снижение показателя наблюдалось в 2015-2016 гг. и в 2020 г. Следом за этим с лагом в один-два года видим снижение коэффициента монетизации экономики.

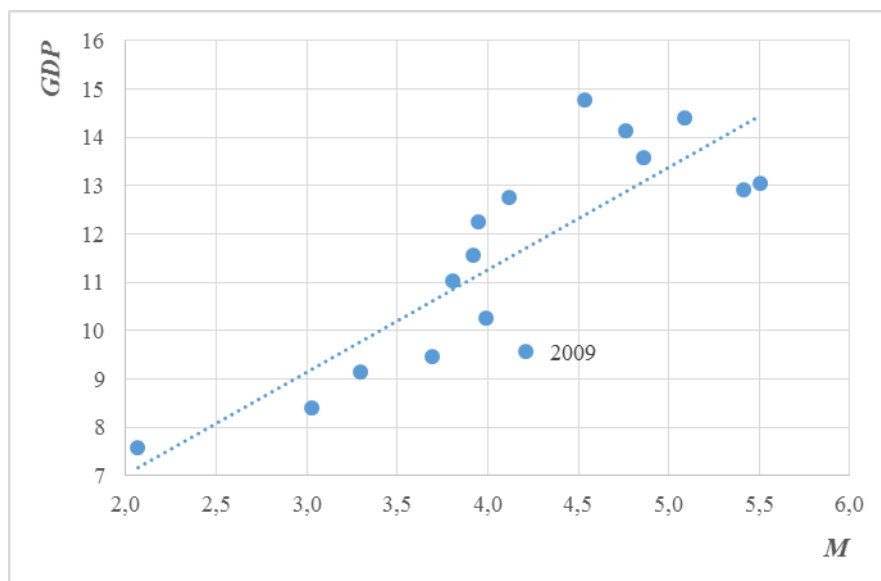


Рисунок 1.16 - Связь между объемом широкой денежной массы и объемом ВВП Казахстана в 2005-2020 гг., трлн. LCU.

На рис. 1.16 видим большую дисперсию эмпирических данных, характеризующих связь объема ВВП с объемом денежной массы, во всяком случае, в сравнении с рис. 1.12 и рис. 1.14. Тем не менее, удалось получить линейную модель связи двух показателей с коэффициентом детерминации 0,7 и значимостью свободного члена на уровне 0,1.

$$GDP=5,81+2,11M. \quad (1.30)$$

Добавление фиктивной переменной, равной 1 в 2009 году и 0 для остальных наблюдений, привела к построению следующей функции:

$$GDP=2,89+2,13M-2,29D. \quad (1.31)$$

У нее несколько возрос коэффициент детерминации: $R^2=0,76$, но увеличилась и стандартная ошибка приближения. При этом и свободный член, и фиктивная переменная значимы на уровне значимости 0,1, коэффициент регрессии при M и модель в целом – на уровне значимости 0,01.

Коэффициент при фиктивной переменной свидетельствует о том, что в 2009 г. дополнительное снижение темпов роста ВВП составило 2,29 п.п. в сравнении со средним за исследуемый период. Остальные параметры ненамного отличаются от параметров модели (1.30).

Коэффициент монетизации в Казахстане несколько выше, нежели в Армении и Беларуси, тем не менее, судя по виду функции, аппроксимирующей связь между объемами ВВП и денежной массы, есть резервы для роста.

Проследим возможную связь между темпом роста ВВП и объемом денежной массы на рис. 1.17.

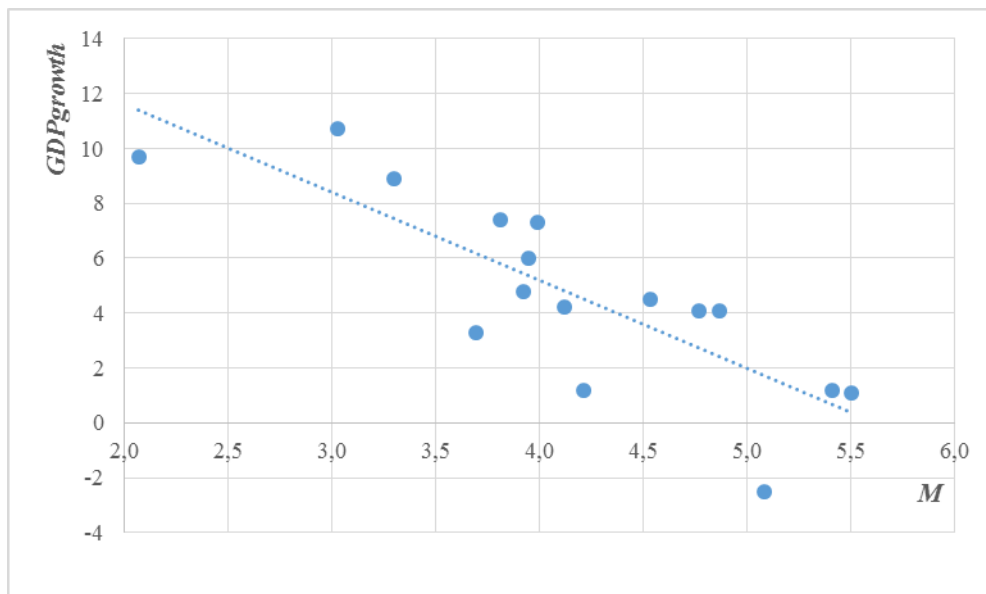


Рисунок 1.17 - Связь между объемом широкой денежной массы, трлн. LCU, и темпом прироста ВВП Казахстана в 2005-2020 гг.

Наблюдается обратная умеренная связь между исследуемыми показателями, и формула такой связи представляется в виде:

$$GDP_{growth} = 18,01 - 3,2M. \quad (1.32)$$

При этом вариация объема широкой денежной массы на 67% обуславливает изменение темпов прироста ВВП, все параметры модели, как и функция в целом, значимы на уровне значимости 0,01.

Формула (1.32) свидетельствует, прежде всего, о снижении темпов экономического роста страны в последние годы наряду с небольшим увеличением объема денег в экономике.

1.11.4 Кривые монетизации для стран – членов ЕАЭС. Кыргызстан

В Кыргызстане динамика объема широкой денежной массы относительно стабильна, но наблюдается более резкое колебание объема ВВП. Тем не менее, в общем уровень монетизации экономики страны растет, хоть и недостаточен в настоящее время.

На рис. 1.18 приведена коррелограмма объема ВВП и денежной массы Кыргызстана, которая подтверждает тесноту прямой линейной связи между показателями.

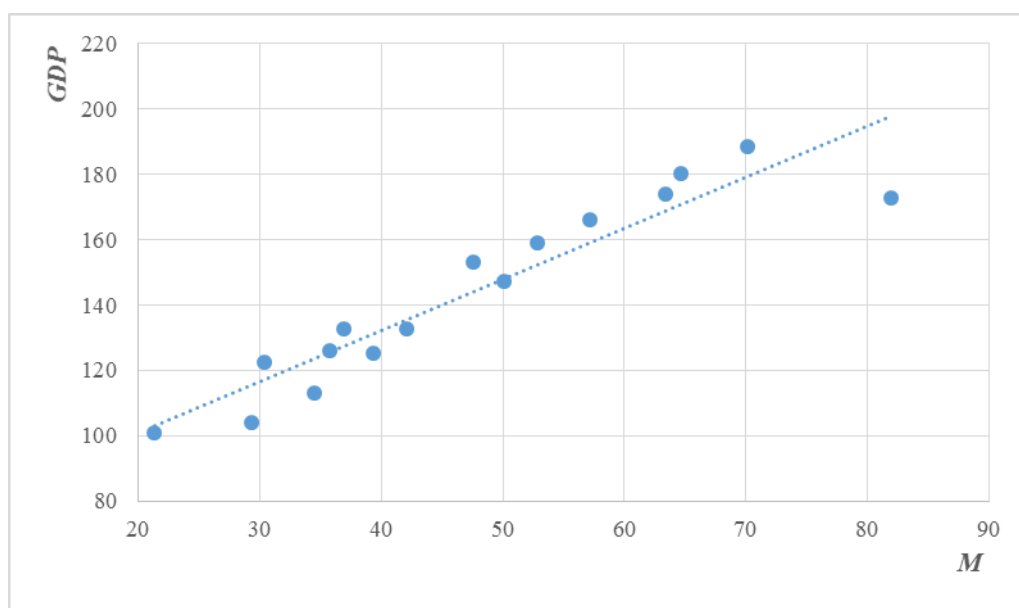


Рисунок 1.18 - Связь между объемом широкой денежной массы и объемом ВВП Кыргызстана в 2005-2020 гг., млрд. LCU

Формула, описывающая эту связь, представляется в виде.

$$GDP=69,4+1,57M. \quad (1.33)$$

Для нее коэффициент детерминации составил 0,88, модель в целом, так же, как и все ее параметры, значима на уровне значимости 0,01.

Как видим из уравнения (1.33), рост объема денег в обращение на 1 сом сопровождается увеличением объема ВВП на 1,57 сома в среднем за период в ценах 2005 г., т.е. экономика страны также недомонетизирована.

Что объема широкой денежной массы и темпов прироста ВВП, между ними значимой связи не наблюдается, см. рис. 1.19.

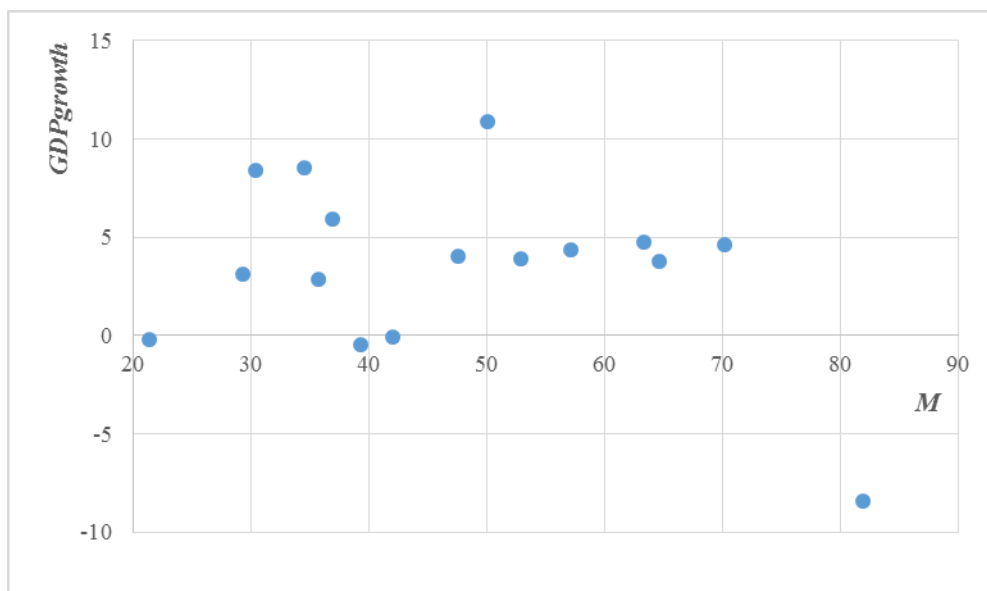


Рисунок 1.19 - Связь между объемом широкой денежной массы, млрд. LCU и темпом прироста ВВП Кыргызстана в 2005-2020 гг.

1.11.5 Кривые монетизации для стран – членов ЕАЭС. Россия

Как следует из данных официальной статистики, в России наблюдалось падение валового выпуска в 2009 г, а также его снижение в 2015 и 2020 гг. В то же время количество денег в экономике Российской Федерации изменялось с некоторым лагом (в 1-2 года) после изменения объема ВВП. Связь между абсолютными показателями представлена на рис. 1.20. При этом, как следует из расположения точек на графике, тренд можно аппроксимировать с помощью линейной функции либо полинома второй степени, именно второй вариант линии тренда обозначен на графике пунктиром.

Опишем линейную функцию, полученную на основании исходных данных:

$$GDP=18,88+0,57M. \quad (1.34)$$

В ней вариация валового выпуска на 80,5% объясняется изменением объема денежной массы. Все параметры и модель в целом значимы на уровне значимости 0,01.

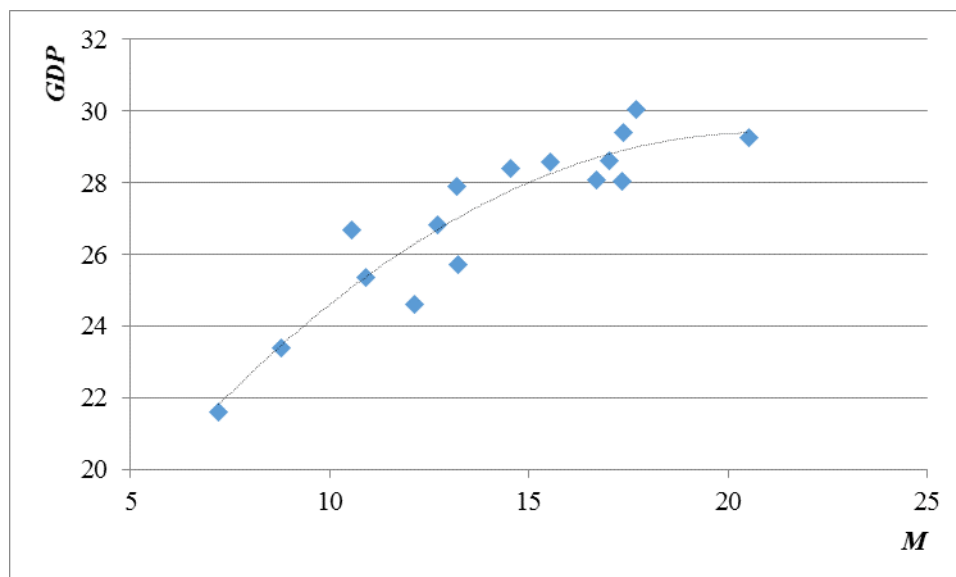


Рисунок 1.20 - Связь между объемом широкой денежной массы и объемом ВВП России в 2005-2020 гг., трлн. LCU

Линейный коэффициент модели свидетельствует о том, что в среднем за период рост денег в обращении на 1 руб. увеличивает объем ВВП на 0,58 руб. в ценах 2005 г.

В то же время мы построили квадратичную функцию, отображающую связь обозначенных показателей:

$$GDP=11,67+1,7M-0,04M^2. \quad (1.35)$$

В модели (1.35) по сравнению с функцией (1.34) выросла объясняющая способность, снизилась стандартная ошибка аппроксимации, при этом все параметры значимы на уровне значимости не менее 0,05.

Квадратичный вид модели (1.35) позволяет определить локальный экстремум – объем денежной массы, максимизирующий объем ВВП страны. Для данного периода координаты этой точки (20,84; 29,40), т.е. при объеме денежной массы в 20,84 трлн. руб. объем ВВП России должен составить 29,4 трлн. руб. в ценах 2005 г. Эта точка соответствует примерно периоду 2018-2020 г., поэтому можем сделать вывод, что именно в это время в стране достигнут в некотором смысле оптимальный уровень монетизации, при этом коэффициент монетизации равен 0,6-0,7, что значительно выше коэффициентов монетизации других стран – членов ЕАЭС.

Исследования экономики России за последние 30 лет однозначно показывают, что она недомонетизирована, в том смысле, что в стране имеются относительно свободные хозяйственные ресурсы, доступные для вовлечения в производство в коротком горизонте, и лишь дефицит ликвидности блокирует их использование в хозяйственных процессах:

грубо говоря, не хватает денег для того, чтобы связать эти ресурсы друг с другом, соединить их в производстве.

В принципе этим объясняется имевшее место в конце 2022 года «странное сочетание» роста ликвидной компоненты денежной массы (суммы наличных денег и счетов «до востребования») и практически нулевых помесечных темпов инфляции (0,37% в ноябре 2022 г., 0,18% в октябре 2022 г.). Существуют объяснения данного феномена, основанные на предположении о разрастании теневой (ненаблюдаемой) экономики [90], поскольку в этом случае скорость оборота денег оказывается более высокой, чем указывают данные официальной статистики, однако нам представляется, что роль ненаблюдаемых денежных потоков в объяснении данной ситуации сильно преувеличивается, хотя в целом несомненно, что рост теневой экономики оказывает выраженный антиинфляционный эффект.

На рис. 1.21 построено корреляционное поле для выявления связи между объемом денежной массы Российской Федерации и темпом прироста ее ВВП.

В целом расположение точек свидетельствует о наличии обратной линейной связи между показателями, но имеется явный выброс из тренда, соответствующий все тому же кризисному 2009 г. Отметим эту точку фиктивной переменной (для нее $D=1$, для других лет $D=0$), получим функцию:

$$GDP_{growth} = 14,11 - 0,78M - 12,49D. \quad (1.36)$$

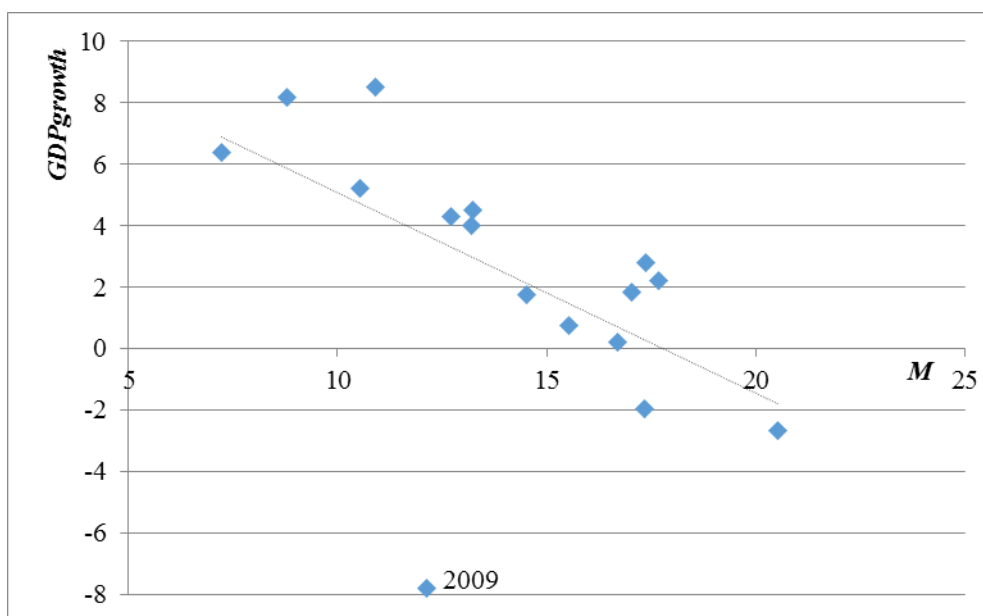


Рисунок 1.21 - Связь между объемом широкой денежной массы, трлн. LCU и темпом прироста ВВП России в 2005-2020 гг.

Для данной модели коэффициент детерминации превышает 0,86, сама функция и ее параметры значимы на уровне значимости 0,01.

Формула (1.36) свидетельствует о том, что в динамике с 2005 по 2020 г. рост объема широкой денежной массы на 1 трлн. руб. в ценах 2005 г. сопровождается снижением темпов роста ВВП на 0,78 п.п. в среднем за период. В то же время для 2009 г. характерно дополнительное падение объема ВВП на 12,49 п.п. вдобавок к среднему снижению, диктуемому трендом.

1.11.6 Кривые монетизации для Китая, Индии, Турции

Исходные данные о монетизации экономик Китая, Индии и Турции, представленные официальной статистикой, требуют предварительной обработки. Все использованные в расчетах монетарные параметры выражены в национальных валютных единицах и приведены к ценам 2010 года.

Функциональная связь между объемом валового выпуска и объемом денежной массы в КНР представлена графически на рис. 1.22. В макросистемах такого рода, где связь между GDP и M на среднесрочных временных горизонтах линейна (как это предусматривает, в частности, формула Ирвинга Фишера), обычно имеет место закономерность: чем сильнее разбухает рынок финансовых активов, тем меньше скорость оборота реальных благ. Это предположение разумно, поскольку обращение финансовых активов в известной мере замещает обращение реальных активов: когда процессы денежного обращения достигают известной степени зрелости, вместо многократной купли-продажи самих вещей покупаются и продаются правомочия, составляющие права собственности на них.

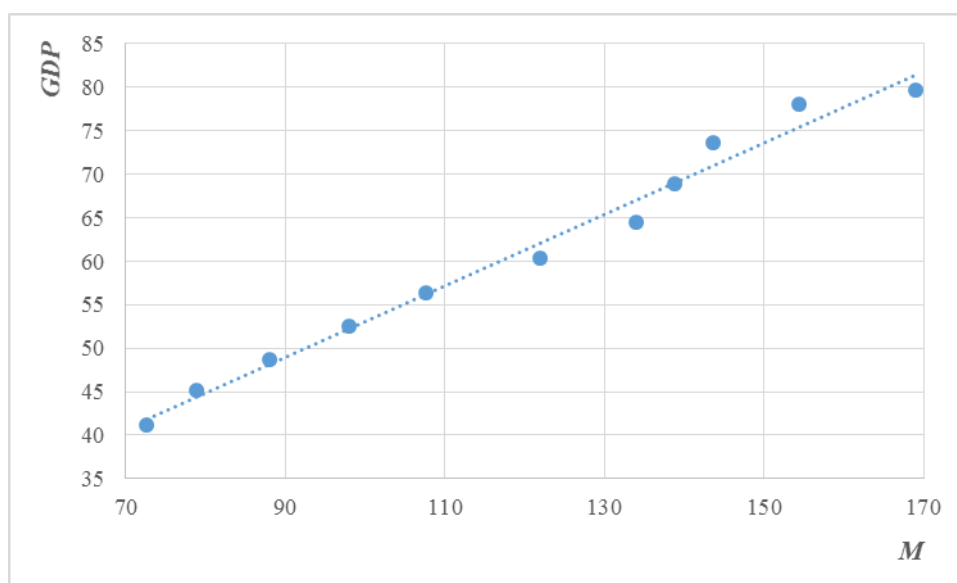


Рисунок 1.22 - Связь между объемом широкой денежной массы и объемом ВВП Китая в 2010-2020 гг., трлн. LCU

Линейное уравнение кривой монетизации экономики Китая выглядит так:

$$GDP=12,00+0,41M \quad (1.37)$$

и имеет очень хорошие статистические характеристики. Коэффициент детерминации модели составляет 98%, сама модель и оба ее регрессора значимы на уровне доверия 0,99.

Связь между объемом валового выпуска и объемом денежной массы в Индии представлена на рис. 1.23. Данная зависимость носит нелинейный характер и, в простейшем варианте, может быть промоделирована при помощи квадратичного тренда:

$$GDP=-0,017M^2+4,05M-107,305. \quad (1.38)$$

Эконометрические характеристики данного уравнения регрессии свидетельствуют об адекватности модели и значимости всех ее параметров. Коэффициент детерминации этой модели составляет 96%, регрессоры значимы на уровне значимости 0,05.

Квадратичное уравнение (1.38) дает возможность определить «оптимальный» объем денежной массы, при котором валовой выпуск макросистемы на рассматриваемом среднесрочном горизонте должен быть максимальным.

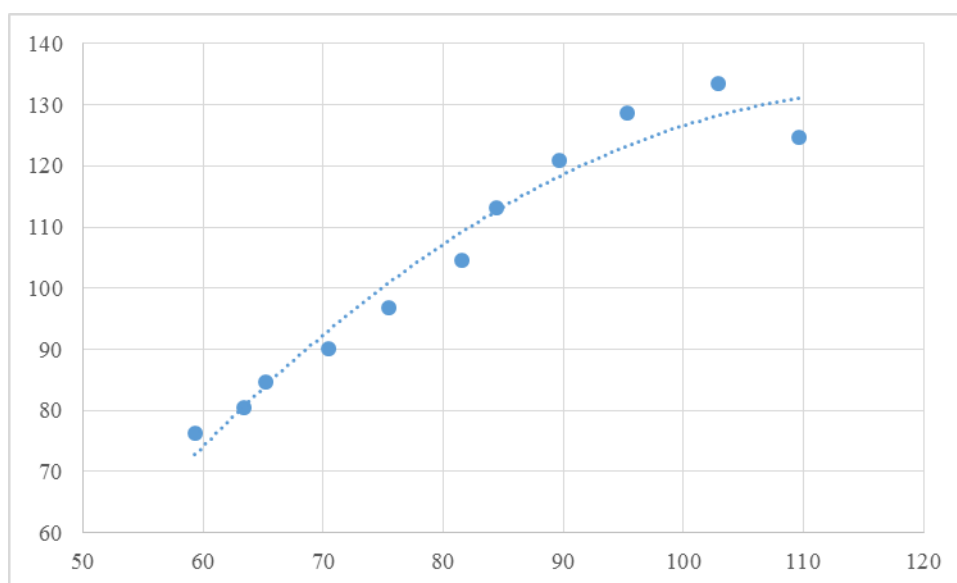


Рисунок 1.23 - Связь между объемом широкой денежной массы и объемом ВВП Индии в 2010-2020 гг., трлн. LCU

Координаты точки максимума данной кривой составляют (118,325; 132,33), т.е. при объеме денежной массы в 118,3 трлн. рупий в ценах 2010 г. ВВП Индии должен составлять 132,3 трлн. рупий, опять же, в ценах 2010 г. Объем денежной массы в Индии неуклонно растет и относительно близок к найденному аргмаксимуму, хотя это

оптимальное значение выходит за пределы наблюдаемого диапазона изменения данной переменной.

В экономике Турции зависимость между объемом денежной массы и объемом ВВП отражена на рис. 1.24. Эта связь может быть смоделирована линейной или квадратичной функцией, именно последний вариант (а именно - парабола) изображен пунктирной линией на рис. 1.24.

Линейная аппроксимация рассматриваемой зависимости приводит к уравнению регрессии:

$$GDP=0,575+1,17M. \quad (1.39)$$

Его статистические характеристики достаточно высоки: R^2 равен 88%, сама модель и ее регрессоры значимы на уровне значимости 0,01.

Квадратичная аппроксимация дает следующую аппроксимационную оценку наблюдаемого статистического ряда:

$$GDP=-1,84M^2+4,63M-0,96. \quad (1.40)$$

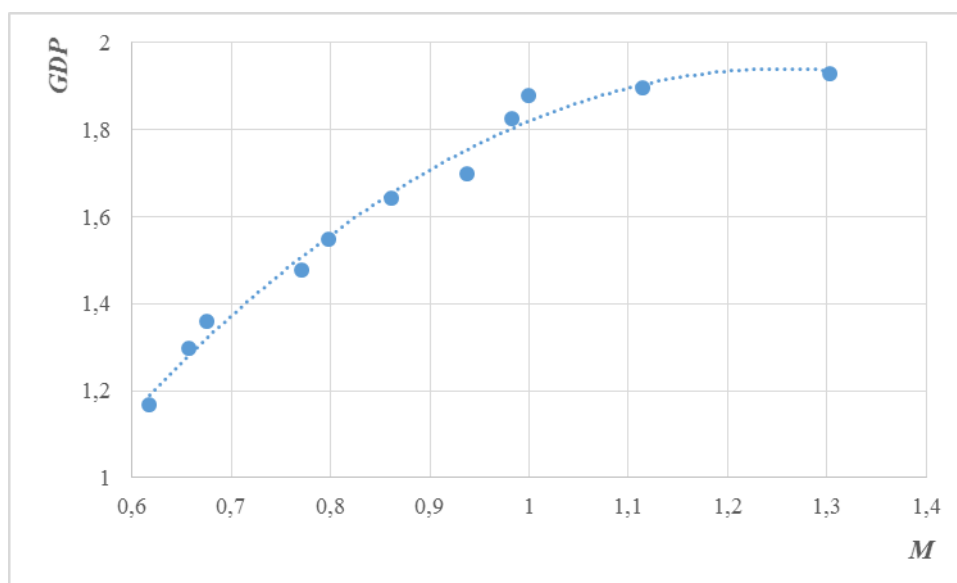


Рисунок 1.24 - Связь между объемом широкой денежной массы и объемом ВВП Турции в 2010-2020 гг., трлн. LCU

Статистические характеристики данной модели существенно лучше, чем предыдущей. В 2,5 раза снизилась стандартная ошибка аппроксимации, на целую 0,1 возрос коэффициент детерминации и составил 98%. Все объясняющие переменные также значимы на уровне доверия 99%.

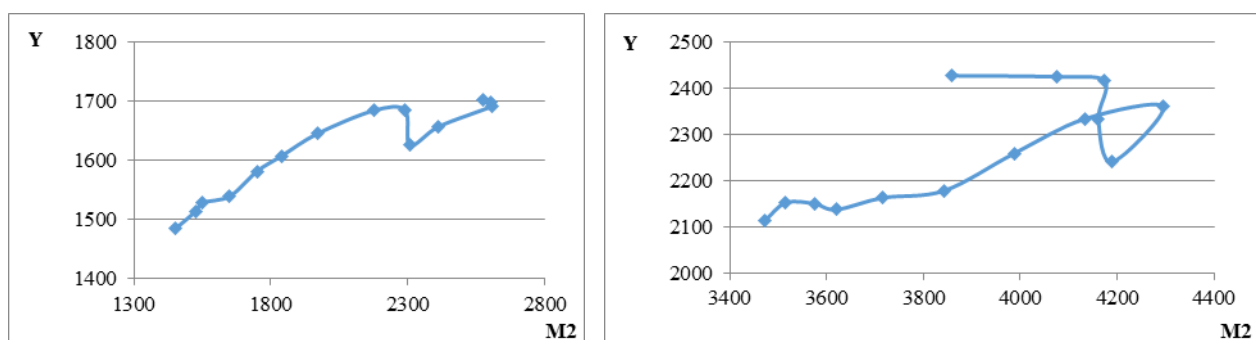
Если исходить из того, что линейное приближение связи между ВВП и денежной массой является достаточно хорошим, то экономика Турции является

недомонетизированной, поскольку линейный тренд не обнаруживает пределов роста. Но если принять в качестве базового квадратичный тренд, то получаем его точку максимума с координатами (1,255; 1,94). Данная точка лежит внутри наблюдаемого интервала значений как ВВП, так и объема денежной массы и, более того, находится ближе всего к последней из рассматриваемых точек временного ряда, относящейся к 2020-му году. Таким образом, можно с определенной оговоркой утверждать, что текущее состояние экономики Турции достаточно близко к своему оптимуму – в том смысле, что дальнейший рост ВВП, если он может быть достигнут, будет обеспечен не за счет маневров со сжатием или расширением денежной массы. Возможности оптимизации экономического роста по данному параметру в значительной мере исчерпаны.

1.11.7 Кривые монетизации для европейских стран

Для сравнения приведем кривые монетизации для ряда европейских стран, построенные ранее по данным 2001-2013 гг., приведенным к сопоставимым ценам [69].

Связь между объемом денежной массы и объемом ВВП для экономик Франции и Германии представлена на рис. 1.25.



а - Франция

б - Германия

Рисунок 1.25 – Связь между уровнем денежной массы и объемом ВВП для Франции и Германии, 2001-2013 гг.

По динамическим рядам показателей Франции получились две адекватные и значимые модели – линейная и квадратичная:

$$GDP = 1275,34 + 0,17M, \quad (1.41)$$

$$GDP = -0,00015M^2 + 0,78M - 675,19. \quad (1.42)$$

Обе модели имеют высокие объясняющие характеристики, коэффициент детерминации модели (1.41) составляет 0,88, модели (1.42) – 0,94, все коэффициенты регрессии значимы. На основании квадратичной модели мы нашли точку экстремума функции (1688,9; 2606,3), которая приблизительно соответствует уровню 2011 года, т.е.

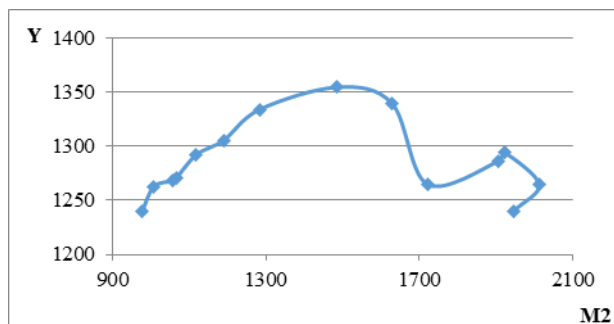
именно в этот период уровень денежной массы обеспечивал максимальный за исследуемый период объем ВВП.

Что касается Германии (похожая ситуация наблюдается для Великобритании), здесь после 2009 года осуществлялось сжатие денежной массы, притом, что в 2012 и 2013 гг. валовой выпуск был на относительно стабильном высоком уровне. Именно динамика последних лет не дала возможности получить адекватную полиномиальную модель, а связь двух показателей описывается линейной функцией:

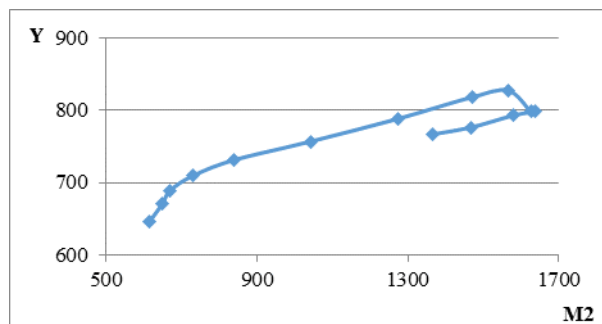
$$GDP = 1007,6 + 0,32M. \quad (1.43)$$

Эта модель, как и её параметры, значима и адекватно описывает исходные данные. Однако R^2 составляет всего лишь 60%, что можно считать предельно низким значением, при котором модель в целом все еще признается значимой.

Связь между объемом денежной массы и объемом ВВП для экономик Италии и Испании представлена на рис. 1.26. Напомним, что данная связь рассматривается на временном промежутке, когда мировой экономической кризис обострил долговые проблемы ряда европейских стран, ввиду чего Италия и Испания, наряду с Португалией, Грецией и Ирландией, образовали в рамках Евросоюза некую неформальную группу стран, именуемую PIIGS и требующую на тот момент повышенного внимания к процессам финансового оздоровления экономики.



а - Италия



б - Испания

Рисунок 1.26 – Связь между уровнем денежной массы и объемом ВВП для Италии и Испании, 2001-2013 гг.

Тенденция, схожая с Италией (рис. 1.26а), характерна для Португалии – наличие квадратичной связи, причем точка, соответствующая максимальному уровню ВВП, приходится на период, предшествующий началу экономического кризиса. Далее до 2012 года объем денежной массы увеличивался, но при этом валовой выпуск немного колебался в узком интервале; на конец исследуемого периода при сокращении объема денежной массы объем ВВП также падал.

Для Италии адекватной и значимой получилась квадратичная модель без свободного члена:

$$GDP = -0,001M^2 + 2,23M. \quad (1.44)$$

Для нее R^2 почти равен единице (что, разумеется, не свидетельствует о ее высокой объясняющей способности), F-критерий составляет 18,289,4. Стандартная ошибка аппроксимации по сравнению с полной квадратичной моделью, в которой уровень доверия к свободному члену не превышал 50%, уменьшилась с 19,1 до 18,5.

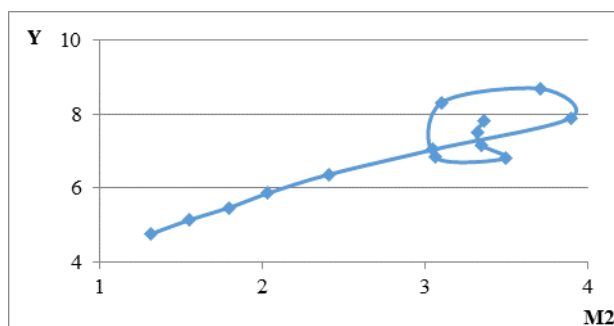
Для таких стран, как Испания, Греция и Ирландия, наблюдается несколько другая картина (см. рис. 1.26b): связь между двумя показателями остается прямой, но до начала кризиса их значения монотонно возрастали, а начиная с 2008 года, – убывали. Это две разные траектории – восходящая и нисходящая, которые отражают две противоположные тенденции динамики в экономике этих стран. Для Испании построены две модели, линейная и квадратичная:

$$GDP = 599,66 + 0,13M, \quad (1.45)$$

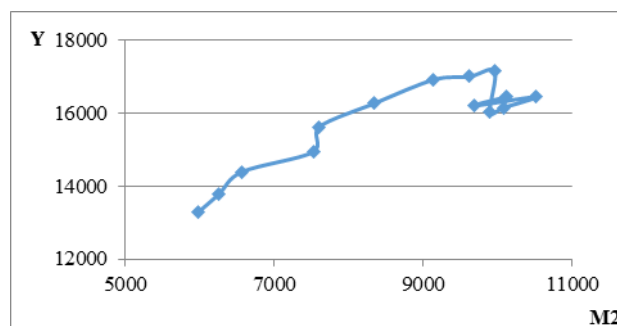
$$GDP = -0,00014M^2 + 0,45M + 443,74. \quad (1.46)$$

Квадратичная модель (1.46) чуть лучше, чем линейная, описывает динамику ВВП: ее коэффициент детерминации составляет 0,92 против 0,88 в модели (1.45), а стандартная ошибка отклонений – 16,92 против 20,67. Квадратичная модель позволяет определить точку экстремума функции (800,1; 1592,6), которая приблизительно соответствует, естественно, фактическим данным 2008-го года.

Наконец, еще одну группу европейских стран образуют страны Восточной Европы, получившие членство в Евросоюзе не так давно, ввиду чего их иногда называют «новой Европой», в отличие от «старой». У них уровень монетизации экономики находится в пределах 0,4-0,8, характер связи объема ВВП и объема денежной массы неоднороден, и эта разница наблюдается именно в посткризисный период (рис. 1.27).



а - Латвия



б - Венгрия

Рисунок 1.27 – Связь между уровнем денежной массы и объемом ВВП для Латвии и Венгрии, 2001-2013 гг.

Своеобразная «петля» (резкое сокращение объема денежной массы при не снижающемся уровне ВВП, а затем падение ВВП и постепенное увеличение денежной массы) наблюдается у всех стран Прибалтики. Подобную траекторию наиболее адекватно аппроксимирует линейная модель, которая для Латвии (рис. 1.27а) имеет вид:

$$GDP = 3,12 + 1,31M. \quad (1.47)$$

Данная модель имеет коэффициент детерминации 0,84, она адекватна, значима и все ее параметры значимы на уровне как минимум 0,05.

Для других стран этой группы характерно постоянное изменение денежно-кредитной политики, вызывающее разнонаправленные изменения объема денежной массы, которые также отражаются на динамике ВВП. Что касается экономики Венгрии (рис. 1.27b), то для нее удалось получить две модели: линейную и квадратичную без свободного члена:

$$GDP = 9868,46 + 0,68M, \quad (1.48)$$

$$GDP = -0,00015M^2 + 3,18M. \quad (1.49)$$

По всем параметрам и объясняющим характеристикам модели адекватно описывают исходные данные. Как и ранее, квадратичная функция позволила найти точку экстремума (16612,5; 10448,9), которая для этой страны приходится приблизительно на 2011 год.

Общий вывод заключается в том, что в странах, уровень монетизации которых довольно низок и не достиг критического для этих стран уровня, увеличение объема денежной массы необходимо для стимулирования экономического роста. Государственная бюджетная политика должна быть экспансионистской, а монетарная политика должна быть направлена на устранение дефицита денег до тех пор, пока в экономике существуют свободные ресурсы, доступные для вовлечения в хозяйственный оборот в коротком горизонте.

Страны, достигшие предела насыщения денежного рынка, рискуют тем, что дальнейшее повышение уровня монетизации экономики будет иметь обратный эффект и приведет к развертыванию инфляции издержек, в полном соответствии с постулатами неоклассического синтеза.

Обращают на себя внимание проблемы формирования и реализации монетарной политики в рамках Европейского Союза. Тут столкнулись интересы развитых стран ЕС, определяющих политику Европейского банка, и слаборазвитых стран, входящих в ЕС. Эти слаборазвитые страны испытывают денежный голод, они задыхаются от недостатка денежных средств, а Евробанк отнюдь не намерен обеспечить их приток. Долговые

проблемы многих из этих стран являются вмененными, искусственно спровоцированными политикой Евробанка, направленной на выкачивание ресурсов из этих стран и превращение их в колониальные рынки сбыта продукции западноевропейских компаний.

1.12 Межрегиональная дифференциация и моделирование современных макросистем

Отдельные регионы одной и той же страны так же, как и отдельные страны, характеризуются длительным и устойчивым пребыванием в неравновесных состояниях - это состояния рецессионного и инфляционного разрыва. При этом неравномерность регионального развития имеет множество измерений, наиболее очевидными из которых выступают монетарные и структурные [91].

Прежде всего, в различных регионах имеет место неодинаковый темп инфляции. Различия между региональными дефляторами позволяют с достаточной степенью уверенности судить о расслоении регионов на регионы рецессионного и инфляционного разрыва.

В периоды низкой инфляции (в целом по стране) в регионах инфляционного разрыва темп инфляции более низкий, эти регионы испытывают дефляционное давление (т.е. низкий темп инфляции воздвигает барьер на пути инвестиций, а следовательно, и экономического подъема), а в регионах рецессионного разрыва темп инфляции более высок, что создает более благоприятные условия для самовозрастания капитала на их территории. В условиях высокого в среднем по стране темпа инфляции, наоборот, инфляция в регионах рецессионного разрыва более низка, а в регионах инфляционного разрыва темп инфляции выше, и испытываемая этими регионами стагфляция обычно длительнее и глубже. То есть в любом случае капитал уходит из регионов инфляционного разрыва в регионы рецессионного разрыва. Таким образом, сравнение темпа инфляции в регионах разного типа может служить хорошим индикатором того, является ли средний по стране темп инфляции «высоким» или «низким».

Приведенное соображение едва ли позволяет судить о том, в какой точке имеет место «поворот» между высокими и низкими среднестрановыми темпами инфляции, поскольку эта поворотная, переходная точка колеблется из года в год, и анализ динамических рядов в данном случае не поможет. Но указанная логика позволяет по каждому году, имея текущие данные о региональных дефляторах, с высокой вероятностью утверждать, являются ли темпы инфляции в целом в стране высокими или низкими с точки зрения их воздействия на экономический рост [77].

В одной и той же макросистеме при различных темпах инфляции складывается разная отраслевая структура экономики. Высокая инфляция перемещает капиталы в отрасли с быстрым оборотом и к тому же вызывает утечку капитала в более благополучные и стабильные макросистемы. Слишком низкие темпы инфляции вызывают дефляционное давление на экономику, и предсказуемость правил игры в этом случае отнюдь не стимулирует притока инвестиций, поскольку возможности для самовозрастания капитала ухудшаются, в особенности в отраслях, где длительный оборот капитала сопровождается высокими институциональными рисками (например, строительная отрасль, которая в условиях дефляции всегда замирает).

Поэтому монетарные и структурные аспекты, отражающие неравномерность регионального развития в пределах одной и той же страны, тесно взаимосвязаны [96]. Стандартное для англоязычной литературы обсуждение данного вопроса в терминах макроэкономических искажений (*distortions*) не является продуктивным, равно как и часто встречающийся тезис о том, что слишком высокий темп инфляции искажает структуру экономики. На самом деле каждому диапазону значений инфляции соответствует своя структура инвестиций, а стало быть (с определенным лагом) – и отраслевая структура производства. Что из этого является искажением, а что – нормальным состоянием, это скорее вопрос договоренности, предваряющей экономическое исследование, но не составляющей его результата.

Кроме того, наблюдается неодинаковая эффективность использования ресурсов в развитых и депрессивных регионах в зависимости от состояния экономической конъюнктуры. Для регионов в инфляционном разрыве имеет место убывающая предельная выгода от вовлечения хозяйственных ресурсов, поэтому наиболее эффективно они используются при дефиците ресурсов, т.е. в кризисные годы (если под эффективностью, в соответствии с традиционным формальным определением, понимать соотношение итогов хозяйственной деятельности и затрат, благодаря которым эти итоги достигнуты). Для регионов в рецессионном разрыве чаще имеет место эффект коллекционера, т.е. обладание бóльшим объемом ресурсов дает возможность ставить и решать качественно иные, более масштабные задачи, которые при условии меньшего объема доступных ресурсов неразрешимы для данной макросистемы. Поэтому предельная выгода от вовлечения дополнительных единиц хозяйственных ресурсов для таких макросистем нередко растет.

На это общее замечание, разумеется, накладывается еще и определенная специфика разных видов ресурсов, и эта специфика способна исказить представленные выше закономерности. Поэтому всякий раз подобные утверждения нуждаются в верификации, например, методами регрессионного анализа.

Связь между монетарной политикой и структурной, разумеется, может быть специфичной для каждой отдельной макросистемы, и выявление соответствующей связи не всегда является простой задачей, но она разрешима, в частности, методами интеллектуального анализа данных, позволяющими выяснить характер воздействия монетарной сферы на структуру экономики – как отраслевую, так и пространственную [92, 93].

Со спецификой отраслевой структуры отдельных стран (Россия не является исключением в этом ряду) связано большое количество недоразумений. В частности, в либеральных экономических кругах весьма популярна идея подсчета «ненефтегазового» бюджета России: она позволяет «обосновать» вывод о том, что экономика России, за вычетом топливно-энергетического комплекса, находится в глубоком кризисе.

Ложный характер подобных «доказательств» становится очевидным, если применить подобный подход к ряду других стран, характеризующихся выраженными отраслевыми предпочтениями, исключив из их бюджета доходы, связанные с отраслью, имеющей максимальные показатели нетто-экспорта.

Почему бы таким же способом не посчитать, например, «нетуристический» бюджет Черногории? Это занятие лишено практического смысла, поскольку значительная часть инфраструктуры, развивающейся в той или иной стране, работает на интересы ведущей и наиболее прибыльной отрасли, хотя напрямую в состав этой отрасли не входит. Инфраструктурные проекты в таких случаях развиваются за счет мультипликативных эффектов, они производны от потребностей лидирующих отраслей, но это не умаляет их роли (а также объемов порождаемых ими внешних эффектов) в развитии экономики страны в целом. Более того, «вторичные» проекты такого рода в свою очередь запускают инвестиционные мультипликаторы, касающиеся, например, сферы образования, подготовки кадров, причем эти мультипликативные эффекты также неравномерно рассредоточены по различным регионам одной и той же страны [94].

Выяснение указанных обстоятельств развития конкретной подлежащей анализу макросистемы целесообразно проводить на основе использования современных методов интеллектуального анализа данных, в частности, регрессионного моделирования и прогнозирования в соответствии с приведенным выше набором макроэкономических моделей.

1.13 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 погодных 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.

1.13.1 Армения. Среднесрочные модели инфляции

Исходные данные по Республике Армения, взятые за период 2005-2021 гг., были приведены к базовым ценам 2010 года. При этом по некоторым факторам за 2021 год информация отсутствует. В Таблице 1.2 представим корреляционную таблицу связи всех переменных год в год.

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

	<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>
<i>CPI</i>	1									
<i>GDP_{defl}</i>	0,61	1								
<i>M2</i>	0,35	-0,62	1							
<i>Epc</i>	0,25	-0,50	0,91	1						
<i>Esm</i>	0,25	-0,61	0,95	0,85	1					
<i>eX</i>	0,39	-0,55	0,94	0,86	0,82	1				
<i>EDt</i>	0,12	-0,53	0,93	0,92	0,94	0,82	1			
<i>USD</i>	0,33	-0,73	0,73	0,55	0,63	0,74	0,63	1		
<i>PR</i>	0,46	0,61	-0,88	-0,68	-0,85	-0,82	-0,70	-0,67	1	
<i>BM</i>	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. 1.28 график связи между значениями индекса потребительских цен и объемом денежной массы, представленной денежным агрегатом M2.

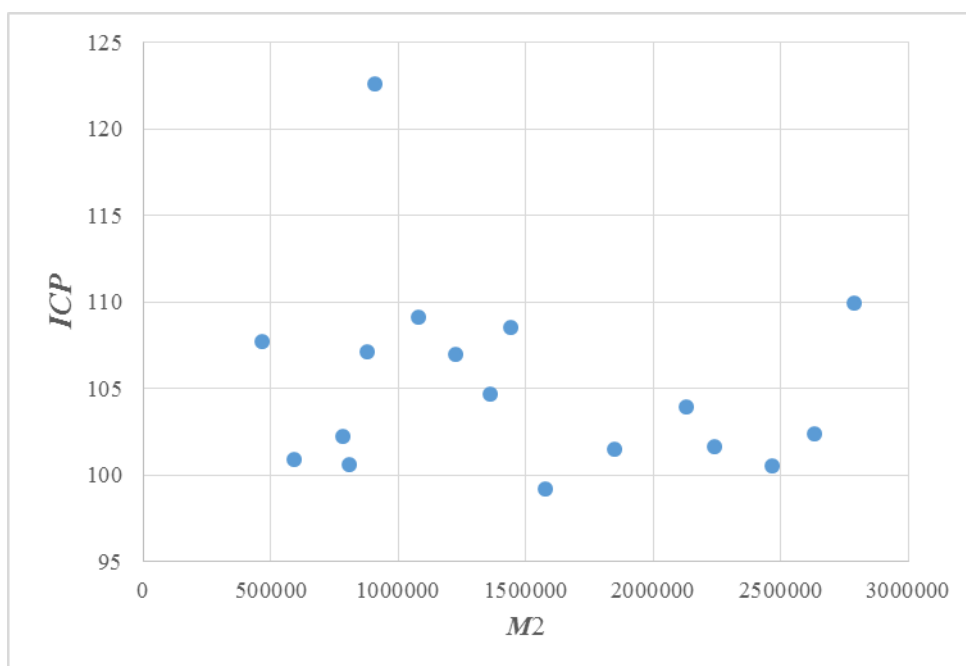


Рисунок 1.28 - Связь между ИПЦ и объемом денежной массы в Армении за 2005-2021 гг.

График еще раз подтверждает отсутствие значимой 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:

$$CPI_t = 122,4 + 1,67 * M2_{t-1} - 0,028 * eX_{t-1}. \quad (1.50)$$

Объясняющая способность модели не столь высока ($R^2=0,565$); при этом 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:

$$CPI_t = 170,18 + 8,99 * 10^{-6} * Epc_{t-2} - 0,08 * USD_{t-2} - 2,21 * PR_{t-2} - 0,77 * BM_{t-2}. \quad (1.51)$$

Эта модель имеет более высокий коэффициент детерминации, 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:

$$CPI_t = 129,52 + 0,01 * eX_{t-3} - 0,002 * EDt_{t-3} - 0,08 * USD_{t-3}. \quad (1.52)$$

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

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:

$$GDP_{defl} = 148,14 + 1,87 * 10^{-5} * M2 - 7,77 * 10^{-6} * Epc - 3,58 * 10^{-5} * Esm + \\ + 0,003 * EDt - 0,31 * USD - 1,06 * BM. \quad (1.53)$$

Более 78% изменения цен объясняется вариацией включенных в модель (1.53) факторов, она адекватно описывает исходные данные, а ее параметры значимы на уровне значимости не менее 0,05.

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 (1.53) фигурирует объем денежной массы и процент монетизации, построим на Рис. 1.29 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:

$$GDP_{defl} = 124,42 - 2,42 * M2 + 6,22 * 10^{-12} * M2^2. \quad (1.54)$$

При этом, как свидетельствуют статистические характеристики, $R^2=0,75$, 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.

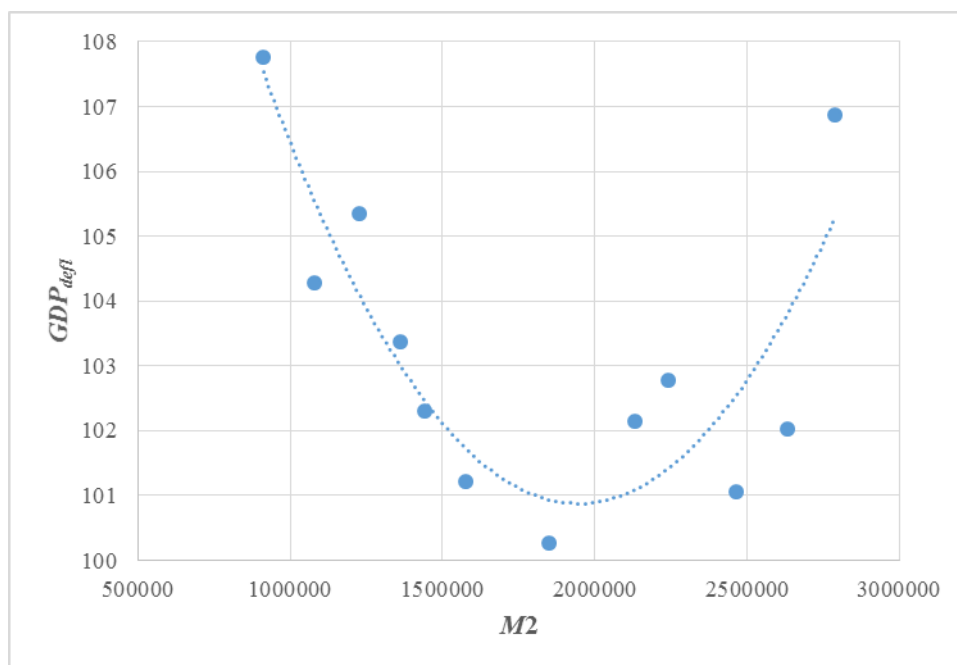


Рисунок 1.29 - Связь между дефлятором ВВП и объемом денежной массы в Армении за 2010-2021 гг.

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

$$GDP_{defl_t} = 126,91 + 5,43 \cdot 10^{-6} \cdot M2_{t-1} - 6,22 \cdot 10^{-6} \cdot Epc_{t-1} - 0,03 \cdot USD_{t-1}. \quad (1.55)$$

По сравнению с функцией (1.53) качество модели ухудшилось: коэффициент детерминации равен 0,56. Модель адекватно описывает исходные данные, а ее параметры значимы на уровне значимости 0,05.

Значение коэффициентов изменилось, но несущественно, что подтверждает направленность влияния оставшихся в модели (1.55) факторов на динамику объясняемой переменной с течением времени.

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

$$GDP_{defl_t} = 134,47 + 0,001 \cdot ED_{t-2} - 1,18 \cdot PR_{t-2} - 0,63 \cdot BM_{t-2}. \quad (1.56)$$

Изменение факторов, объединенных в формуле (1.56), на 67% объясняет вариацию инфляции, выраженной дефлятором ВВП, при этом модель в целом значима, а параметры значимы на уровне значимости как минимум 0,1.

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.

1.13.2 Беларусь. Среднесрочные модели инфляции

По Беларуси исходные данные в основном взяты из сайтов органов государственной статистики, причем стоимостные показатели приведены к ценам 2016 года.

Корреляционная матрица, отражающая связь эндогенных и экзогенных переменных, приведена в Таблице 1.3.

Таблица 1.3 - 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:

$$CPI = 116,59 - 0,003*Epc + 0,002*eX + 2,3*BM. \quad (1.57)$$

Судя по статистическим характеристикам, 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. 1.30.

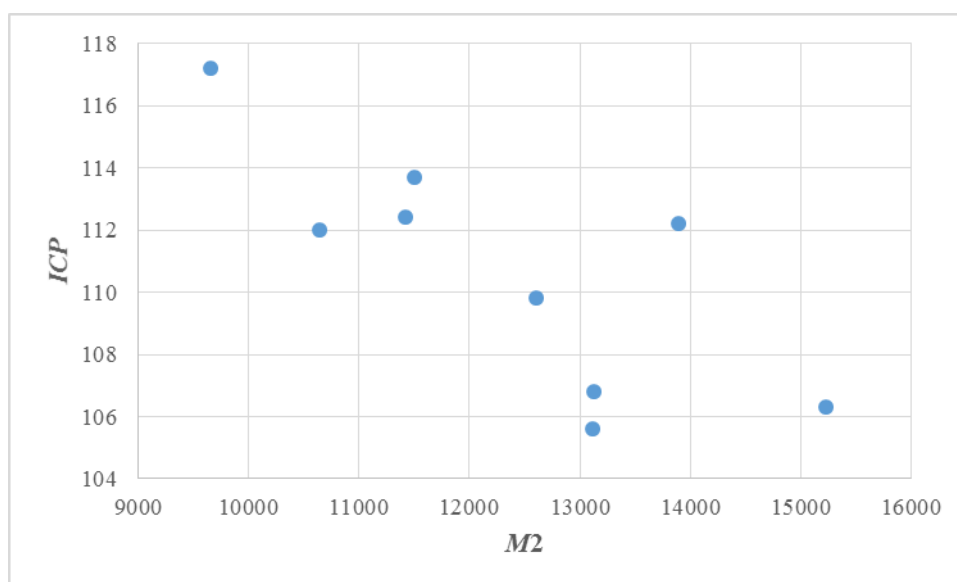


Рисунок 1.30 - Связь между ИПЦ и объемом денежной массы в Республике Беларусь в 2013-2021 гг.

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

$$CPI = 132,25 - 0,002 * M2. \quad (1.58)$$

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:

$$CPI_t = 10,44 - 0,002 * Epc_{t-1} + 4,035 * rAk_{t-1} + 3,58 * BM_{t-1}. \quad (1.59)$$

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

$$CPI_t = -0,002 * Epc_{t-1} + 4,2 * rAk_{t-1} + 3,63 * BM_{t-1}. \quad (1.60)$$

Рассмотрим характеристики этой модели: т.к. коэффициент детерминации в отсутствие свободного члена не показателен, обратим внимание на $R^2_{\text{норм}}$, 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 (1.59) незначительно уменьшилась.

Отметим, что рост коэффициента монетизации, рост нормы накопления и сокращение конечных расходов домохозяйств текущего года приведут к возрастанию 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:

$$CPI_t = 31,16 + 0,004 * Epc_{t-2} - 0,002 * eX_{t-2} - 36,87 * USD_{t-2}. \quad (1.61)$$

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

$$CPI_t = 0,004 * Epc_{t-2} - 0,002 * eX_{t-2} - 41,02 * USD_{t-2}. \quad (1.62)$$

Как показывают статистические характеристики, $R^2_{\text{норм}}$ 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 (1.62) 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:

$$CPI_t = 217,69 + 0,01*Epc_{t-3} - 0,036*Esm_{t-3} + 28,795*PR_{t-3} - 7,17*EDt_{t-3}. \quad (1.63)$$

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.

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:

$$GDP_{defl} = 112,63 - 0,003*Epc + 0,002*eX + 1,84*M2. \quad (1.64)$$

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

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

На Рис. 1.31 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.

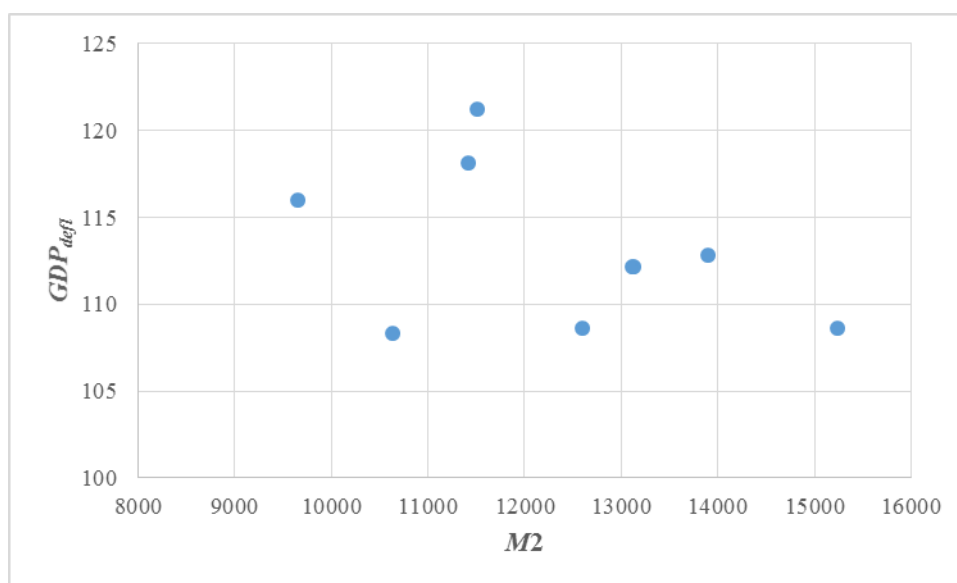


Рисунок 1.31 - Связь между дефлятором ВВП и объемом денежной массы в Республике Беларусь в 2013-2021 гг.

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

$$GDP_{defl_t} = -67,68 - 0,005*Epc_{t-1} + 0,018*Esm_{t-1} - 57,14*USD_{t-1} + 3,76*BM_{t-1} + 3,04*EDt_{t-1}. \quad (1.65)$$

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. Исключим свободный член и получим формулу:

$$GDP_{defl\ t} = -0,005*Epc_{t-1} + 0,014*Esm_{t-1} - 49,61*USD_{t-1} + 3,35*BM_{t-1} + 3,05*ED_{t-1}. \quad (1.66)$$

Характеристики данной модели 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 (1.65).

С лагом в один год к росту инфляции при неизменности прочих переменных приводят, 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:

$$GDP_{defl\ t} = -0,64 - 0,002*Epc_{t-2} + 6,315*rAk_{t-2} + 23,235*PR_{t-2}. \quad (1.67)$$

При коэффициенте детерминации 0,71 и значимости модели в целом, доверять свободному члену модели нельзя, исключаем его и получаем формулу:

$$GDP_{defl\ t} = -0,002*Epc_{t-2} + 6,29*rAk_{t-2} + 23,096*PR_{t-2}. \quad (1.68)$$

Как свидетельствуют статистические характеристики, для нее $R^2_{норм}=0,91$, наблюдаются 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.

1.13.3 Казахстан. Среднесрочные модели инфляции

Факторный погодовой анализ инфляции в Казахстане проводился на основании данных Бюро национальной статистики Агентства по стратегическому планированию и реформам [7] 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 [95]. Все анализируемые значения в части стоимостных величин приведены к базовым ценам 2010 года.

Корреляционная матрица связи между переменными приводится в Таблице 1.4.

Таблица 1.4 - 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:

$$CPI_t = 125,33 - 0,002 * eX_{t-1}. \quad (1.69)$$

Изменение валового экспорта в текущем году на 60,4% объясняет вариацию индекса потребительских цен следующего года. Функция (1.69) и ее коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 0,01. 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:

$$CPI_t = 78,25 + 0,73 * Dfa_{t-2}. \quad (1.70)$$

Характеристики этой модели 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:

$$CPI_t = 72,42 - 0,09 * USD_{t-3} + 0,004 * Eps_{t-3} - 0,006 * Esm_{t-3} + 0,004 * M2_{t-3}. \quad (1.71)$$

Как свидетельствуют статистические характеристики, 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:

$$GDP_{defl} = 117,26 - 0,01 * Esm + 0,004 * M2. \quad (1.72)$$

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

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:

$$GDP_{defl t} = 203,33 + 0,006 * Eps_{t-3} - 0,008 * Esm_{t-3} - 0,007 * M2_{t-3} - 0,82 * EDt_{t-3}. \quad (1.73)$$

Статистические характеристики данной модели таковы: $R^2=0,86$, функция в целом и коэффициенты регрессии в ней значимы на уровне значимости 0,01.

1.13.4 Кыргызстан. Среднесрочные модели инфляции

Данные официальной статистики Кыргызстана 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 1.5), 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 1.5 - Корреляционная матрица связи переменных в Кыргызстане в 2010-2020 гг.

	<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>
<i>CPI</i>	1										
<i>GDP_{defl}</i>	0,806	1									
<i>Epc</i>	-0,605	-0,742	1								

<i>Esm</i>	-0,470	-0,421	0,588	1							
<i>M2</i>	-0,488	-0,419	0,368	0,709	1						
<i>EDt</i>	-0,577	-0,652	0,837	0,808	0,665	1					
<i>eX</i>	0,428	0,348	-0,163	-0,226	-0,441	-0,491	1				
<i>USD</i>	-0,571	-0,539	0,529	0,765	0,793	0,879	-0,765	1			
<i>rAk</i>	-0,629	-0,709	0,841	0,164	0,027	0,562	-0,136	0,236	1		
<i>PR</i>	-0,736	-0,543	0,579	0,525	0,755	0,701	-0,644	0,779	0,427	1	
<i>BM</i>	-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:

$$CPI = 146,45 - 0,0015 * Esm + 0,015 * EDt - 0,063 * USD - 2,095 * rAk - 0,3 * BM. \quad (1.74)$$

$$CPI = 139,78 - 0,0015 * Esm - 5,6 * 10^{-5,6} * M2 + 0,014 * EDt - 0,062 * USD - 1,96 * rAk. \quad (1.75)$$

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 обеих моделях присутствует фактор валового внешнего долга, рост которого приводит к увеличению ИПЦ.

Как свидетельствуют характеристики моделей, 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. 1.32.

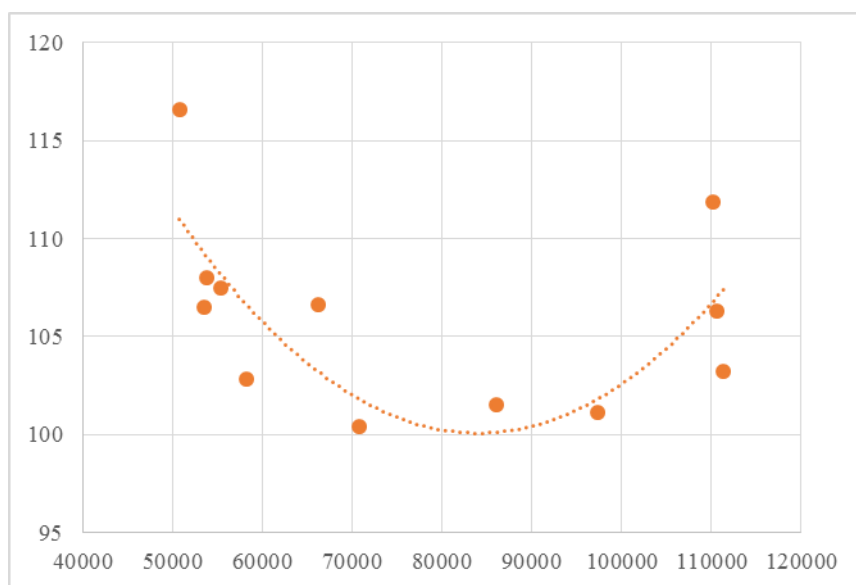


Рисунок 1.32 - Связь между ИПЦ и объемом денежной массы в Кыргызстане за 2010-2021 гг.

Эта кривая аппроксимируется квадратичной функцией:

$$CPI = 169,56 - 0,0017 * M2 + 9,84 * 10^{-9} * M2^2. \quad (1.76)$$

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

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:

$$CPI_t = 120,24 - 0,002 * Esm_{t-1} + 1,04 * BM_{t-1}. \quad (1.77)$$

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.

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:

$$CPI_t = 90,08 - 0,003 * Esm_{t-1} - 0,01 * ED_{t-1} + 0,026 * eX_{t-1} + 1,84 * USD_{t-1}. \quad (1.78)$$

Как свидетельствуют статистические характеристики, 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:

$$CPI_t = 67,08 + 0,0008 * Esm_{t-2} - 0,9 * rAk_{t-2} - 39,21 * PR_{t-2} + 1,46 * BM_{t-2}. \quad (1.79)$$

Коэффициент детерминации указанной модели равен 0,76, на уровне значимости 0,1 значимы и модель, и ее параметры.

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:

$$CPI_t = 121,31 - 0,87 * rAk_{t-3} + 29,66 * PR_{t-3}. \quad (1.80)$$

Изменение оставшихся факторов на 64% объясняет вариацию индекса потребительских цен с лагом в три года, 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. способствует его снижению) оказывает рост нормы накопления, тем не менее, отрицательное влияние оказывает рост личных переводов в страну. В данной модели (1.80) объем частных денежных переводов агрегирует действие всех факторов, повышающих уровень монетизации экономики, а этот процесс, как показывают лаговые модели (1.77) и (1.78), в современной экономике Кыргызстана является инфляционно опасным.

Модель дефлятора ВВП для Кыргызстана, построенная по данным год в год на основании значимых показателей, имеет вид:

$$GDP_{defl} = 160,8 + 0,004*EDt - 1,66*rAk - 1,05*BM. \quad (1.81)$$

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

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:

$$GDP_{defl\ t} = 135,09 - 0,0002*Epc_{t-1} + 0,535*BM_{t-1}. \quad (1.82)$$

Изменение потребительских расходов и уровня монетизации экономики на 68% объясняет вариацию дефлятора ВВП в следующем году, 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:

$$GDP_{defl\ t} = 115,98 - 0,003*Esm_{t-1} - 0,012*EDt_{t-1} + 0,021*eX_{t-1} + 1,89*USD_{t-1}. \quad (1.83)$$

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

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

1.13.5 Россия. Среднесрочные модели инфляции

Данные по Российской Федерации, используемые для построения моделей инфляции в среднесрочном периоде, включают еще один значимый фактор. 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 1.6 представлена корреляционная таблица значений приведенных переменных.

Таблица 1.6 - 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:

$$CPI = 95,15 + 2 \cdot 10^{-5} \cdot EDt. \quad (1.84)$$

Статистические характеристики свидетельствуют 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 ИЦП 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. 1.33.

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 ИЦП с объемом денежной массы:

$$CPI = 113,2 - 0,0004 * M2 + 6,61 * D. \quad (1.85)$$

Коэффициент детерминации данной модели равен 0,80, она адекватна исходным данным, а ее параметры значимы на уровне значимости 0,1. 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 общего в исследуемом периоде тренда примерно на 6,61 п.п.

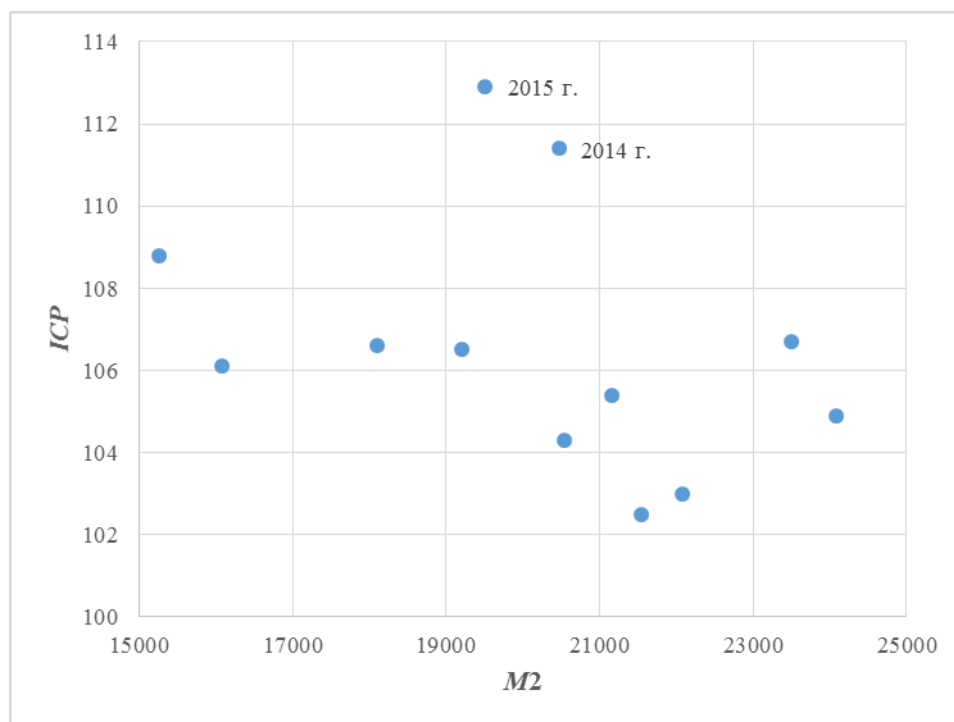


Рисунок 1.33 - Связь между ИПЦ и объемом денежной массы в Российской Федерации за 2010-2021 гг.

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

$$CPI_t = 99,31 - 0,39 * Dfa_{t-1} - 0,22 * USD_{t-1} + 0,22 * BM_{t-1} + 0,00003 * ED_{t-1} + 0,0005 * M2_{t-1}. \quad (1.86)$$

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.

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:

$$CPI_t = 91,34 - 0,58*BM_{t-2} + 0,000005*Esm_{t-2}. \quad (1.87)$$

Для нее $R^2=0,76$, модель в целом и коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 0,05.

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:

$$CPI_t = 347,68 - 2,97*Dfa_{t-3} - 2,75*rAk_{t-3} - 0,92*BM_{t-3}. \quad (1.88)$$

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. 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. 1.34 мы построили график нелинейной связи дефлятора ВВП с объемом денежной массы.

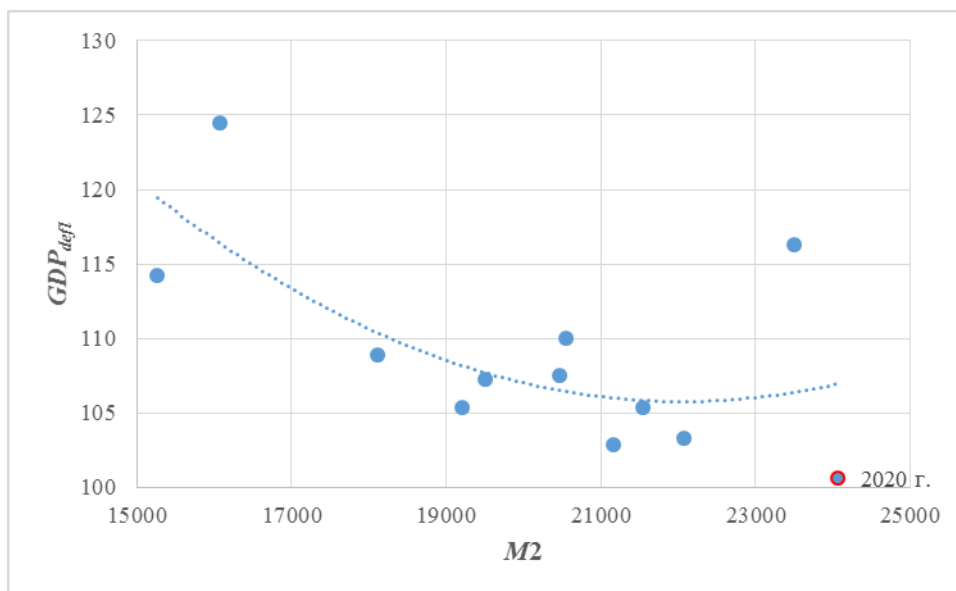


Рисунок 1.34 - Связь между дефлятором ВВП и объемом денежной массы в Российской Федерации в 2010-2021 гг.

Линия тренда указывает на возможность получения квадратичной функции, соответствующей кривой Горидько, при этом из тренда выделяется 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:

$$GDP_{defl} = 345,15 - 0,02 * M2 + 5,81 * 10^{-7} * M2^2 - 13,92 * D. \quad (1.89)$$

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

По формуле (1.89) 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 сглаживанием данных в процессе моделирования.

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

$$GDP_{defl_t} = 96,11 + 0,91 * Dfa_{t-1} + 8,74 * rAk_{t-1} + 0,81 * BM_{t-1} - 4,4 * 10^{-6} * Esm_{t-1}. \quad (1.90)$$

94% вариации дефлятора ВВП обусловлено изменением использованных в формуле (1.90) значений факторов в прошлом году. Модель адекватно описывает исходные данные, ее параметры значимы на уровне значимости 0,1.

К увеличению инфляции, согласно формуле (1.90), 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:

$$GDP_{defl\ t} = 314,42 - 1,83*Dfa_{t-2} - 2,13*BM_{t-2} - 0,06*Po_{t-2} + 5,55*10^{-5}*ED_{t-2}. \quad (1.91)$$

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

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:

$$GDP_{defl\ t} = 72,7 + 0,41*USD_{t-3} - 0,95*BM_{t-3} + 5,81*10^{-6}*eX_{t-3} + \\ + 1,72*10^{-5}*ED_{t-3} - 0,001*M2_{t-3} \quad (1.92)$$

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.

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.

1.13.6 Еще раз о методологии среднесрочного моделирования

Построенные на основе использования погодных 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. 1.35, 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 малоприменимой 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.

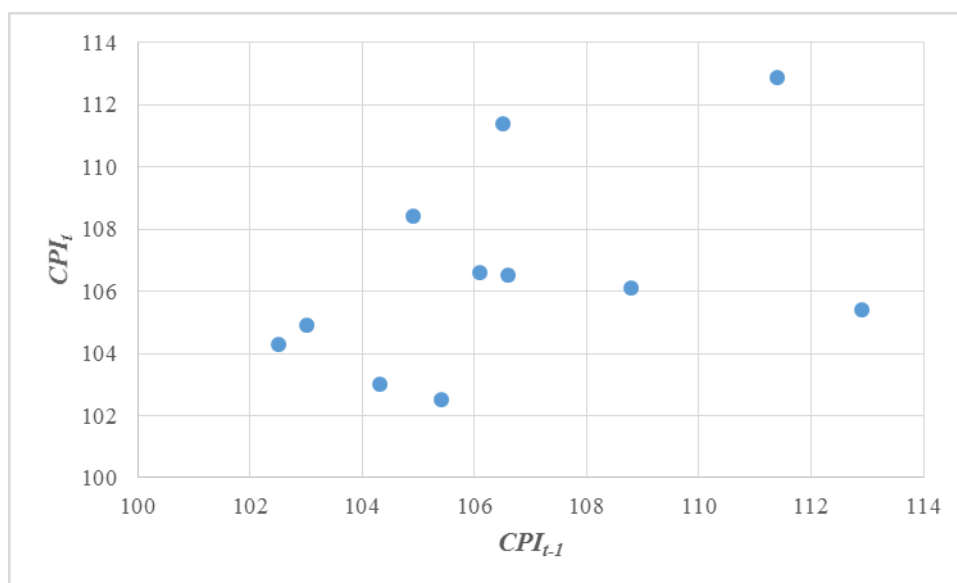


Рисунок 1.35 – Связь годового индекса потребительских цен в Российской Федерации за период 2011-2021 гг. с предшествующими значениями данного показателя (лаг – 1 год)

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 (1.86) и (1.90)), а в моделях с лагами в 2 и 3 года растущий коэффициент монетизации работает на снижение темпов инфляции (модели (1.87), (1.88), (1.91), (1.92)).

Напротив, в экономике Кыргызстана приращение коэффициента монетизации в безлаговых моделях для ИПЦ и дефлятора ВВП уменьшает темпы инфляции (модели (1.74) и (1.81)), а в моделях с лагами в 1 и 2 года для тех же объясняемых переменных приращение коэффициента монетизации увеличивает общий уровень цен (модели (1.77), (1.79), (1.82)).

Наращивание совокупного внешнего долга в безлаговых моделях повышает значения индекса потребительских цен и дефлятора ВВП в Кыргызстане (модели (1.75) и (1.81)), тогда как в моделях с лагом в 1 год оно снижает темпы инфляции (модели (1.78) и (1.83)). 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 1.29, 1.31, 1.34 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 [96] 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 подавно 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 [97, 98]. 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 [83, 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 [99]. 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.

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

Для многих стран, пребывающих в состоянии инфляционного разрыва, в том числе для современной 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 [28].

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.

1.36: 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 [100, с. 131-133]. Более того, в годы экономического подъема в отдельных странах денежная масса росла на 20-40% в год, сопровождаясь дефляцией [101]. 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 [102, с. 591-605].

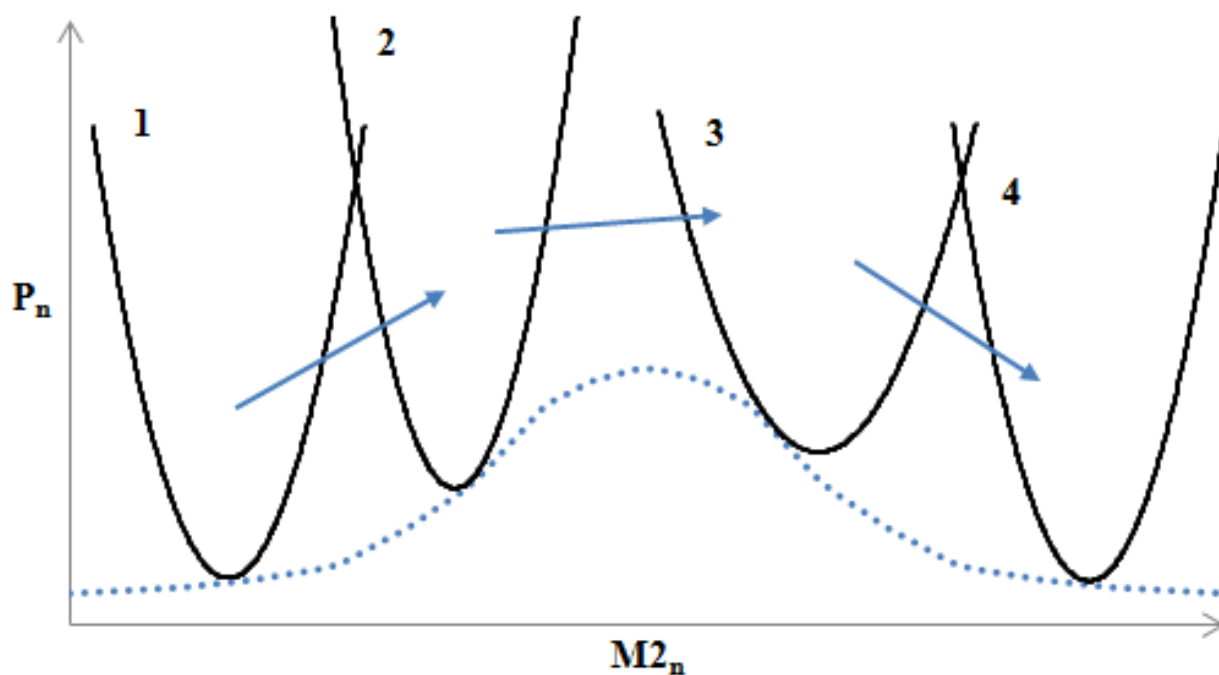


Рисунок 1.36 - Связь между темпами инфляции и динамикой объемов денежной массы: скольжение среднесрочного тренда вдоль долгосрочной огибающей

Как показывают расчеты разных авторов, если уровень монетизации экономики падает ниже оптимального, то дальнейшее сжатие денежной массы вызывает не снижение, а повышение темпов инфляции [28, с. 207-216; 60; 61]. 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 [103], однако факт дефицита денежной массы, недостаточной насыщенности экономики деньгами остается неизменным.

В качестве примера отметим, что для экономики России по годовым данным за 2001-2015 годы была построена модель [104]:

$$P = 18,5 - 0,173 * M2^2 - 11,244 * D, \quad (1.93)$$

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 (1.93), представлена на рис. 1.37.

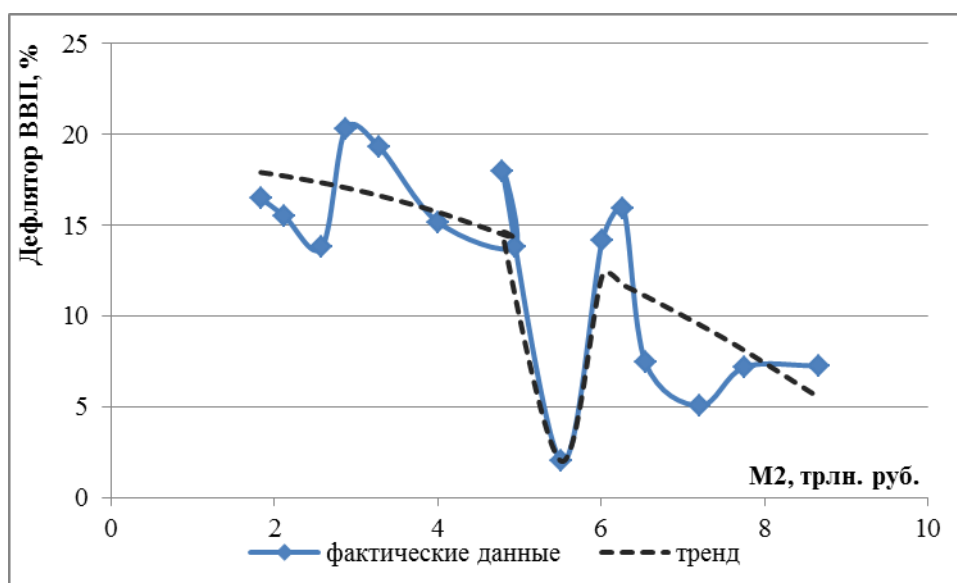


Рисунок 1.37 - Аппроксимация исходных данных с помощью модели (1.93)

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:

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

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 тренда, 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 [105].

Наличие дамми-переменных в этих моделях создает основу для сценарного прогнозирования [106]. 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 экономикс 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 [107, 108], наблюдается ощутимый дефицит убедительных и надежных теоретических построений, основанных на обобщении опыта развития реальных макросистем, а не на выдумках из области теорий равновесной экономики.

1.14 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**

1.14.1 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) [10]. В период с начала 2017 года по сентябрь 2022 года динамика этого показателя выглядела следующим образом (Рис. 1.38).

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.

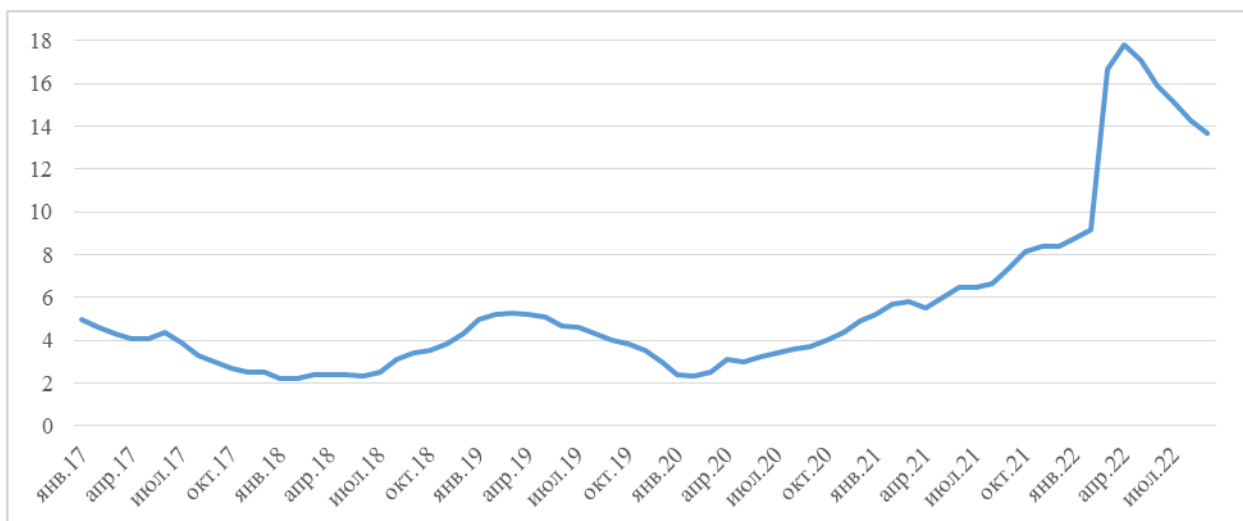


Рисунок 1.38 - Инфляция в Российской Федерации с января 2017 по сентябрь 2022 года, годовая, % к тому же периоду предыдущего года

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 [11], 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*) [12]. Кроме того, в качестве фактора, отражающего влияние денежно-кредитной политики на инфляцию (*CPI*), использована ключевая ставка Банка России (*r*) [10].

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

$$CPI = 17,45 + 0,13*USD - 0,69*EUR + 0,51*CNY - 0,185*TRY - 0,46*BYN - 0,2*KZT. (1.94)$$

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.

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

$$CPI = 17,53 - 0,65*EUR + 0,54*CNY - 0,31*TRY - 0,42*BYN. \quad (1.95)$$

У модели (1.95) по сравнению с моделью (1.94) незначительно снизился R^2 , тем не менее он превышает 0,87, сама модель также значима, а стандартная ошибка аппроксимации снизилась.

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, значимо воздействуют на темпы роста общего уровня цен внутри страны. Прибавим к этому и переливы финансовых активов, разогревающих или охлаждающих инвестиционные процессы.

Далее к модели (1.95) добавим в качестве одной из независимых переменных ключевую ставку ЦБР, имеем функцию:

$$CPI = 20,92 - 0,36*EUR + 0,3*CNY - 0,38*TRY - 0,57*BYN + 0,34*r. \quad (1.96)$$

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.

Исходя из формулы (1.96) 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 в коротком горизонте.

Прогнозирование курсов валют

руб./EUR

Прежде, чем использовать полученную формулу (1.96) 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, 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:

$$EUR_t = 48,8 + 0,57*EUR_{t-1} - 0,02*EUR_{t-2} - 0,23*EUR_{t-3}. \quad (1.97)$$

Объясняющая способность модели (1.97) 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 ее параметры. Последовательное исключение незначимых параметров, как указано выше, привело к получению модели типа *AR*(1), но она тоже обладает не лучшим качеством:

$$EUR_t = 32,09 + 0,55*EUR_{t-1}. \quad (1.98)$$

Как будет показано ниже на Рис. 1.39, это связано с выбросом, соответствующим марту 2022 года, поэтому маркируем этот период, добавив в модель (1.98) фиктивную переменную *D*, равную единице для марта 2022 года и нулю – в другие периоды. В результате имеем функцию:

$$EUR_t = 34,83 + 0,48*EUR_{t-1} + 33,4*D. \quad (1.99)$$

Ее характеристики 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. курс рубля к евро превышал трендовый (условно говоря, средний за исследуемый период) курс рубля к *EUR* на 33,4.

Соответственно, по формуле (1.99) выполним прогноз курса рубля к евро на следующие 3 месяца после тех, которые использованы в процессе построения модели, в предположении, 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. 1.39.

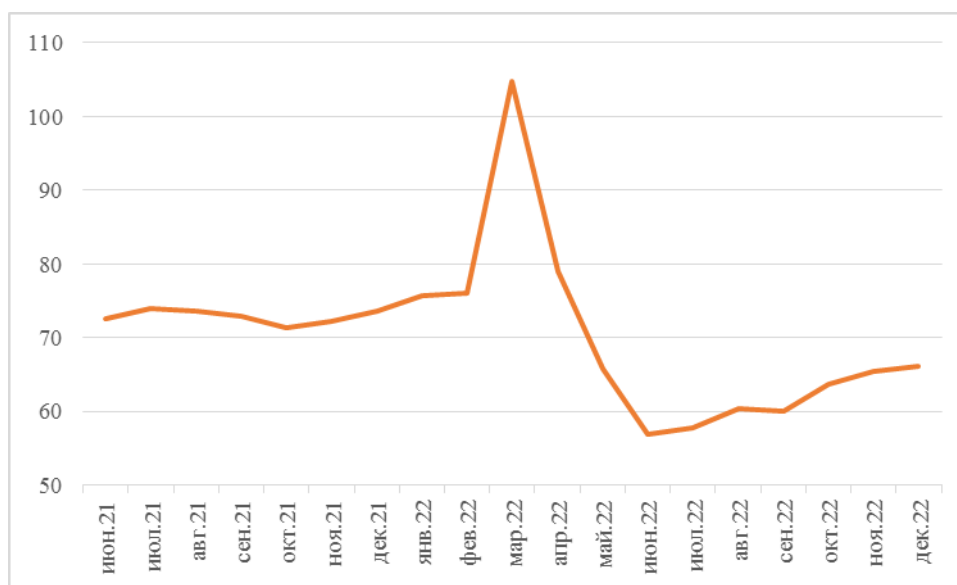


Рисунок 1.39 - Динамика курса рубля к евро с июня 2021 по декабрь 2022 года (октябрь-декабрь 2022 года – прогнозные значения)

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.: $66,117 - 5,099 = 60,079$ (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.: $65,396 + 5,099 = 70,494$ (руб./EUR);
- декабрь 2022 г.: $66,117 + 5,099 = 71,276$ (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 $66,117 + 33,398 = 99,575$ (руб./EUR).

Таким образом, мы получили прогнозы по сценариям, приведенным в Таблице 1.7.

Таблица 1.7 - 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 (1.99) сравним значения прогнозов на октябрь 2022 года с имеющимся на сегодняшний день средним значением курса руб./EUR, который составил 59,647 руб./EUR [13]. 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 (1.99) 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:

$$CNY_t = 46,31 + 0,54 * CNY_{t-1} + 53,6 * D. \quad (1.100)$$

Согласно полученным характеристикам, 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 (1.100) и рассчитанными границами доверительного интервала, в Таблице 1.8 приведем прогнозные значения курса на октябрь-декабрь 2022 года.

Таблица 1.8 - 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. 1.40.

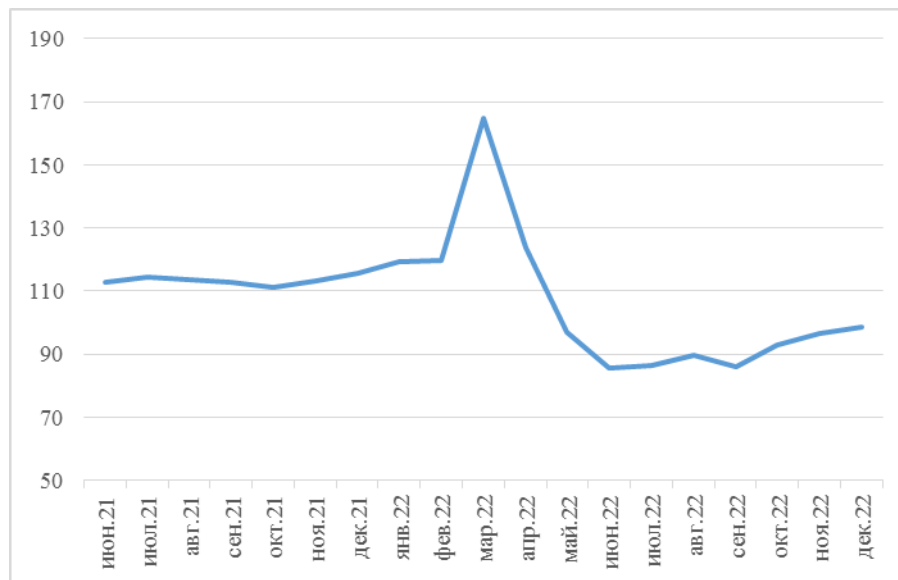


Рисунок 1.40 - Динамика курса рубля к китайскому юаню с июня 2021 по декабрь 2022 года (октябрь-декабрь 2022 года – прогнозные значения)

Траектории курса рубля к юаню и курса рубля к евро (Рис. 1.40 и Рис. 1.39) 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 (1.99) и (1.100) 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 [14]. 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 (1.100), 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:

$$TRY_t = -0,18 + 0,96 * TRY_{t-1} + 1,93 * D. \quad (1.101)$$

Статистические характеристики данной модели 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 (1.101) позволило получить следующую функцию:

$$TRY_t = 0,93*TRY_{t-1} + 1,89*D. \quad (1.102)$$

Судя по нормированному R^2 и коэффициентам регрессии, параметры модели практически не изменились, поэтому мы все же решили для прогнозирования использовать именно формулу со свободным членом (1.101). Исходя из нее, в марте 2022 года дополнительный прирост курса наблюдался на уровне на 1,93 руб./TRY.

На основании формулы (1.101), сделав поправку на величину доверительного интервала прогнозных значений, выполним сценарное прогнозирование значения курса рубля к турецкой лире на октябрь-декабрь 2022 года (Таблица 1.9).

Таблица 1.9 - 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 [14], 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:

$$BYN_t = 4,5 + 0,82*BYN_{t-1} + 4*D. \quad (1.103)$$

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 (1.101), 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 (1.103) получим прогноз значений курса валют на октябрь-декабрь 2022 года, он представлен в Таблице 1.10.

Таблица 1.10 - 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 [14] 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 (1.96), построим краткосрочные помесечные

прогнозы индекса потребительских цен в Таблице 1.11, при этом будем считать, что ключевая ставка Банка России в прогнозируемом периоде неизменна.

Таблица 1.11 - 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. 1.41.

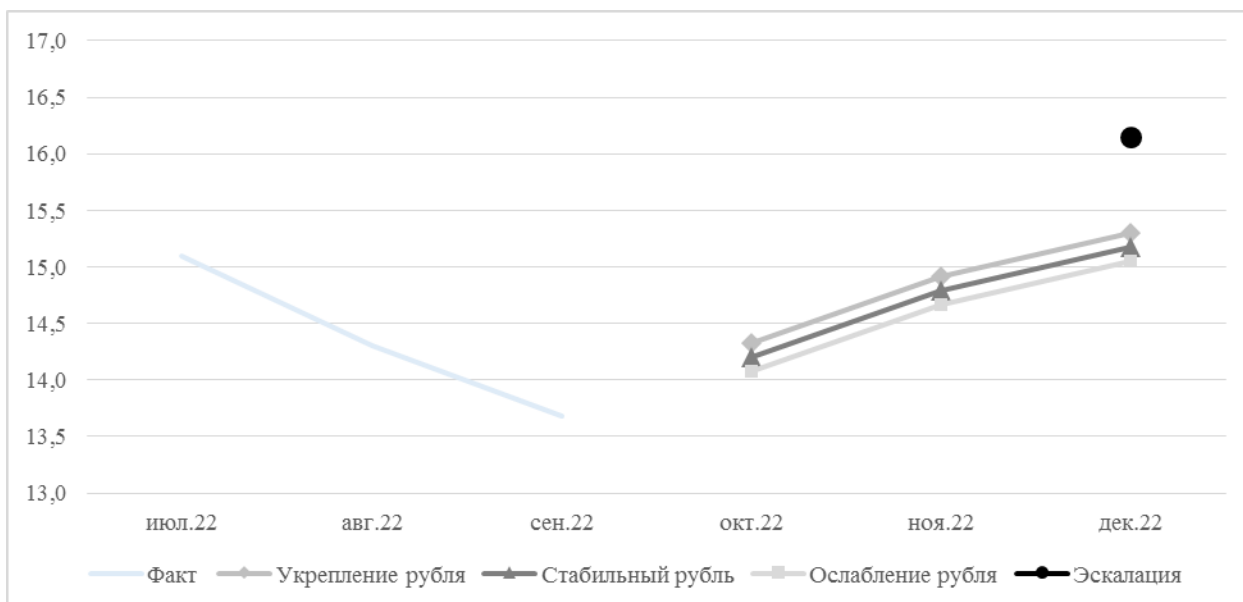


Рисунок 1.41 - Фактические данные (июль-сентябрь 2022 года), а также трендовый прогноз (октябрь-декабрь 2022 года) инфляции в Российской Федерации, полученный по разным сценариям

По данным источника [15], 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 (1.96). 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 1.11).

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 1.12.

Таблица 1.12 - Сценарный прогноз влияния изменения ключевой ставки на инфляцию в Российской Федерации в декабре 2022 года

Сценарий для	Сценарий для	Прогноз инфляции, %, г/г*

курса рубля	ключевой ставки	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 (1.96)

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

1.14.2 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 [7], см. Рис. 1.42.

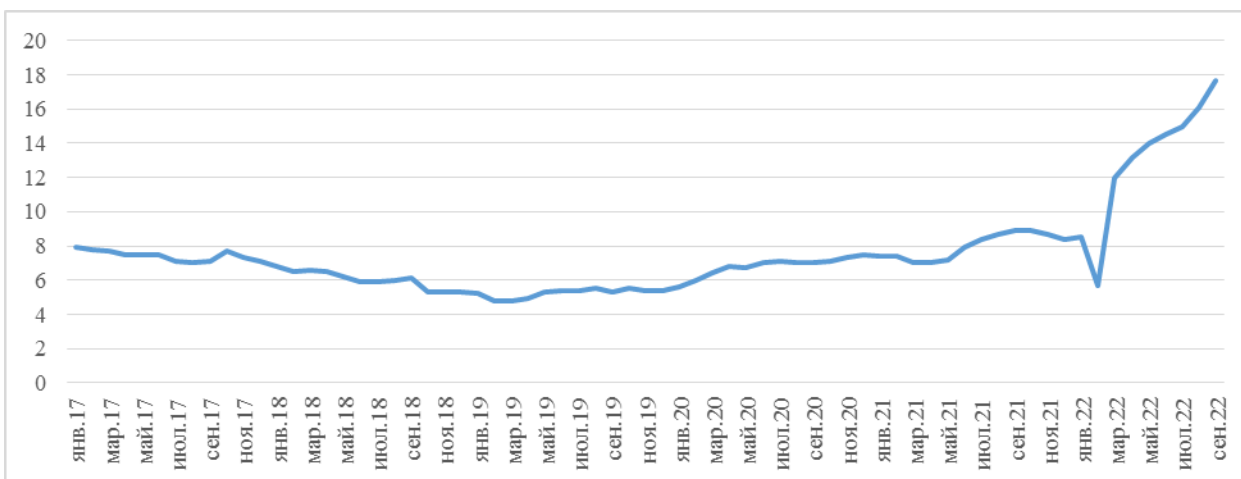


Рисунок 1.42 – Индекс потребительских цен в Республике Казахстан с января 2017 по сентябрь 2022 года, в годовом выражении, % к тому же периоду предыдущего года

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 [16]. Также в качестве фактора, отражающего влияние инструментов денежно-кредитной политики, используем базовую ставку (*r*), значения которой опубликованы там же [16].

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

$$CPI = -18,1 - 0,03*USD + 0,02*EUR + 0,16*CNY + 1,21*RUB + 1,29*r. \quad (1.104)$$

Статистические характеристики данной модели свидетельствуют 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 (1.104) 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 (1.104), так же, как в модели (1.96), 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 изменений траектории (в отличие от курса рубля к другим валютам), и мы можем воспользоваться полным набором ретроспективных данных за период с января 2017 года по сентябрь 2022 года с целью построения авторегрессионных моделей с распределенными лагами $AR(1-3)$. Так, для курса тенге к американскому доллару такого рода модель имеет вид:

$$USD_t = 4,42 + 0,89*USD_{t-1} - 0,17*USD_{t-2} + 0,28*USD_{t-3}. \quad (1.105)$$

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. Исключение данного параметра позволило получить следующую формулу:

$$USD_t = 4,15 + 0,8*USD_{t-1} + 0,19*USD_{t-3}. \quad (1.106)$$

В функции (1.106) коэффициент детерминации снизился незначительно, при этом увеличилась стандартная ошибка аппроксимации. Модель значима в целом, но незначимым остается свободный член данной модели. Исключив его, получили функцию:

$$USD_t = 0,81*USD_{t-1} + 0,2*USD_{t-3}. \quad (1.107)$$

Для нее, в отсутствие свободного члена, R^2 является непоказательной характеристикой качества, несколько снизилась стандартная ошибка регрессии, все параметры значимы.

В целом формулы (1.105)-(1.107) 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 (1.107):

- 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 (1.106) и (1.107), отличаются менее чем на 1 KZT/USD , поэтому далее для прогнозирования мы предпочитаем использовать модель со свободным членом (1.106), 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 1.13.

Таблица 1.13 - 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 (1.106) 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* [16]. 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 2022 г. мы видим ослабление курса, можно сказать, что модель (1.106) характеризуется высокой прогнозной способностью, а ее относительная ошибка прогноза составила около 6%.

KZT/EUR

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

$$EUR_t = 22,74 + 0,98*EUR_{t-1} - 0,34*EUR_{t-2} + 0,31*EUR_{t-3}. \quad (1.108)$$

Характеристики данной модели очень высокие: $R^2=0,93$, 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. Несмотря на это, мы считаем данную 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 1.14.

Таблица 1.14 - 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 (1.108), учитывая, что курс тенге к евро в октябре 2022 года составил 464 KZT/EUR [16]:

- 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 (1.108) 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:

$$CNY_t = 1,39 + 0,75 * CNY_{t-1} - 0,09 * CNY_{t-2} + 0,33 * CNY_{t-3}. \quad (1.109)$$

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. После исключения данного параметра формула стала следующей:

$$CNY_t = 1,35 + 0,7 * CNY_{t-1} + 0,29 * CNY_{t-3}. \quad (1.110)$$

Объясняющие характеристики модели (1.110) остались практически на том же уровне, 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:

$$CNY_t = 0,71 * CNY_{t-1} + 0,3 * CNY_{t-3}. \quad (1.111)$$

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 (1.110) немного снизилась стандартная ошибка приближения. 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 (1.110), 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 (1.111) 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 (1.111), примерно на 0,5 *KZT/CNY* ниже, нежели рассчитанные на основании модели (1.110). Поскольку отличие незначительное, далее для прогнозирования мы предпочитаем использовать модель со свободным членом (1.110), 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 1.15.

Таблица 1.15 - 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* [16], 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:

$$RUB_t = 0,82 + 1,26 * RUB_{t-1} - 0,31 * RUB_{t-2} + 0,09 * RUB_{t-3}. \quad (1.112)$$

Для нее, судя по статистическим характеристикам, $R^2=0,82$, 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:

$$RUB_t = 0,65 + 1,28 * RUB_{t-1} - 0,39 * RUB_{t-2}. \quad (1.113)$$

Коэффициент детерминации остался практически на таком же уровне, стандартная ошибка регрессии несколько снизилась. 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 1.16.

Таблица 1.16 - 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* [16], 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 (1.113).

Краткосрочный прогноз темпов инфляции

Данные прогноза ИПЦ представлены в Таблице 1.17. Они получены с использованием краткосрочных сценарных прогнозов курсов тенге к основным валютам, используемым в модели (1.104). 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 1.17 - 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 (1.104)

Визуализируем проведенные расчеты (в варианте трендового прогноза) по каждому из сценариев на Рис. 1.43.

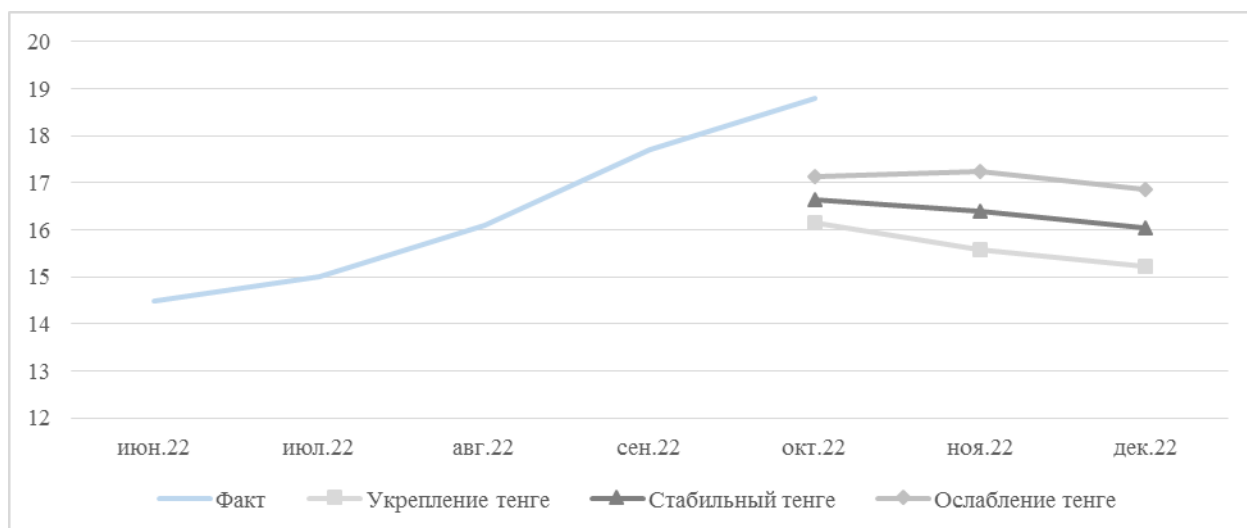


Рисунок 1.43 - Фактические данные по ИПЦ Казахстана (июль-октябрь 2022 года), а также его трендовый сценарный прогноз (октябрь-декабрь 2022 года)

По данным Бюро Национальной статистики Агентства по стратегическому планированию и реформам Республики Казахстан [7], 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 (1.104), будет соответствовать значениям, приведенным в таблице 1.18.

Таблица 1.18 - 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 (1.104)

1.14.3 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 (1.96), использованную ранее для построения краткосрочного прогноза, на наличие мультиколлинеарности независимых переменных.

$$CPI = 20,92 - 0,36*EUR + 0,3*СNY - 0,38*TRY - 0,57*BYN + 0,34*r. \quad (1.96)$$

На предварительном этапе построим корреляционную матрицу (Таблица 1.19).

Таблица 1.19 - Корреляционная матрица факторов модели (1.96)

	<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 (1.96) $\chi^2=322,99$ 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 (1.96) эти параметры отражаются как значимые, хотя исключение одного из них приводит к незначимости другого.

В итоге из модели (1.96) исключены обе независимые переменные – EUR и CNY. Полученная вследствие этого формула выглядит следующим образом:

$$CPI = 25,63 - 0,57*TRY - 0,63*BYN + 0,63*r \quad (1.114)$$

Проверка модели (1.114) 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 (1.114) 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:

$$CPI = 9,62 - 0,78*TRY + 0,59*r \quad (1.115)$$

Характеристики этой модели 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 1.20 представим сценарные прогнозы ИПЦ.

Таблица 1.20 - Сценарный прогноз инфляции в Российской Федерации на октябрь-декабрь 2022 года по формуле (1.115)

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 (1.115)

Трендовый прогнозный интервал по каждому из сценариев, как и точка, соответствующая сценарию эскалации, представлены на Рис. 1.44.

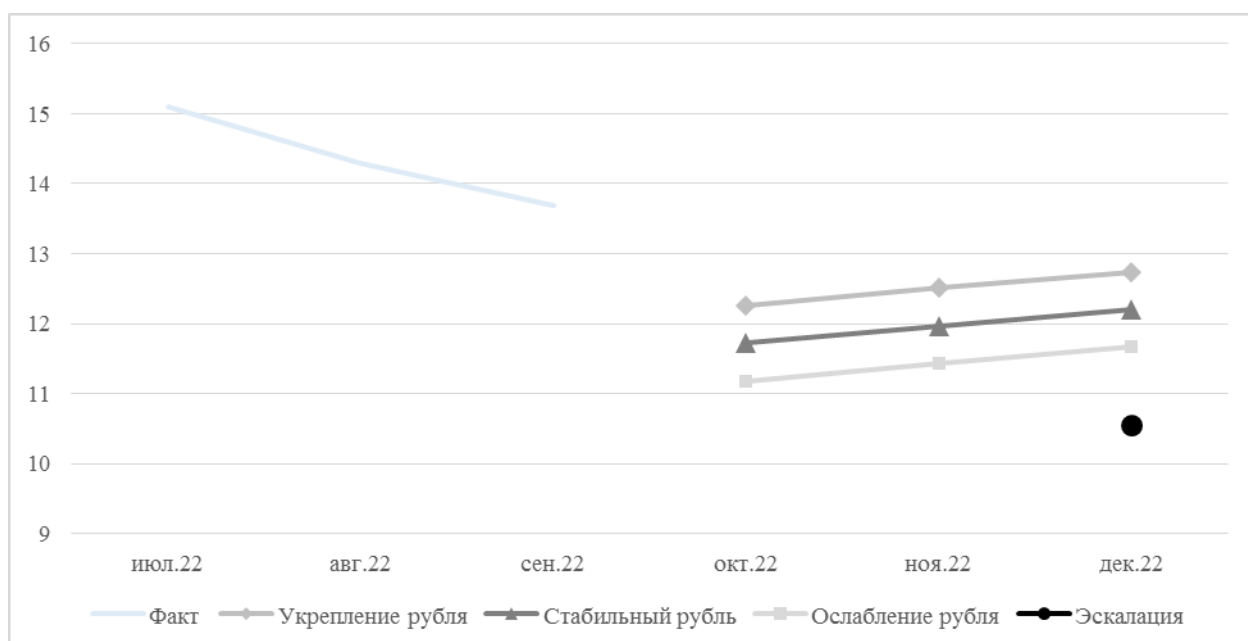


Рисунок 1.44 - Фактические данные (июль-сентябрь 2022 года), а также трендовый прогноз (октябрь-декабрь 2022 года) инфляции в Российской Федерации, полученный по модели (1.115) по разным сценариям

Обратим внимание на то, что в связи со снижением объясняющей способности модели (1.115) по сравнению с моделью (1.96), 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 (1.96) 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 (1.115), с фактической инфляцией за октябрь 2022 года [15], 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 1.21.

Таблица 1.21 - Сценарный прогноз влияния изменения ключевой ставки на инфляцию в Российской Федерации в декабре 2022 года, полученный по модели (1.115)

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 (1.115)

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 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:

$$CPI_t = 1,26 * CPI_{t-1} - 0,26 * CPI_{t-2}. \quad (1.116)$$

Ее эконометрические характеристики вполне приемлемы: $R^2=0,98$, 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 1.22.

Таблица 1.22 – Интервальный и трендовый прогноз инфляции в Российской Федерации на октябрь-декабрь 2022 года по авторегрессионной модели (1.116)

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. 1.44 значения трендового прогноза по модели (1.116) представлены на Рис. 1.45.

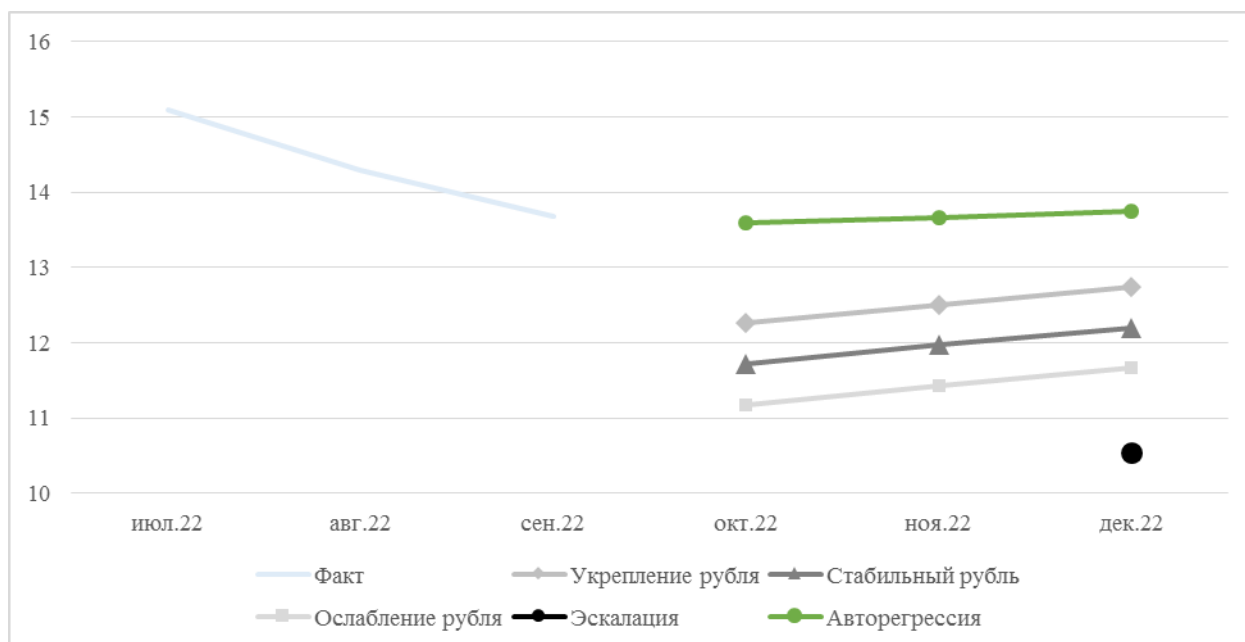


Рисунок 1.45 - Фактические данные (июль-сентябрь 2022 года), а также трендовые прогнозы (октябрь-декабрь 2022 года) инфляции в Российской Федерации, полученные по авторегрессионной модели (1.116) и по факторной модели (1.115) по разным сценариям

Как видим, этот трендовый прогноз, во всяком случае на октябрь 2022 года, более реалистичен, по сравнению с прогнозами, полученными по модели (1.115): так, относительное отклонение от значения ИПЦ в 13,67%, представленного на сайте Банка России, составило -0,005. Как и в предыдущем случае для факторной модели (1.115), наблюдается устойчивая тенденция к краткосрочному повышению уровня цен, причем по авторегрессионной модели темп прироста ИПЦ ниже, чем по модели (1.115).

Казахстан

Модель (1.104), 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.

$$CPI = -18,1 - 0,03*USD + 0,02*EUR + 0,16*CNY + 1,21*RUB + 1,29*r \quad (1.104)$$

Выполним корреляционный анализ возможной линейной связи между факторами этой модели в Таблице 1.23.

Таблица 1.23 - Корреляционная матрица факторов модели (1.104)

	<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:

$$CPI = -16,09 + 0,116 * CNY + 0,90 * RUB + 1,17 * r \quad (1.117)$$

Она имеет высокую объясняющую способность, адекватно описывает исходные данные, а параметры ее значимы на уровне значимости 0,01.

Проверка функции (1.117) 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 (1.117) курса тенге к рублю России:

$$CPI = -13,67 + 0,13 * CNY + 1,36 * r \quad (1.118)$$

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.

Формулу (1.118) и будем использовать для прогнозирования.

Интервальный прогноз ИПЦ, полученный с использованием краткосрочных сценарных прогнозов курса тенге к юаню, используемого в модели (1.118), и предположения, что базовая ставка процента в ближайшие три месяца (октябрь-декабрь 2022 года) не изменится, приведен в Таблице 1.24.

Таблица 1.24 - Сценарный прогноз инфляции в Республике Казахстан на октябрь-декабрь 2022 года по формуле (1.118)

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 (1.118)

Трендовый прогноз ИПЦ, полученный для сценариев укрепления тенге, стабильного тенге и ослабления тенге (в данной модели – относительно китайского юаня), показан на Рис. 1.46.

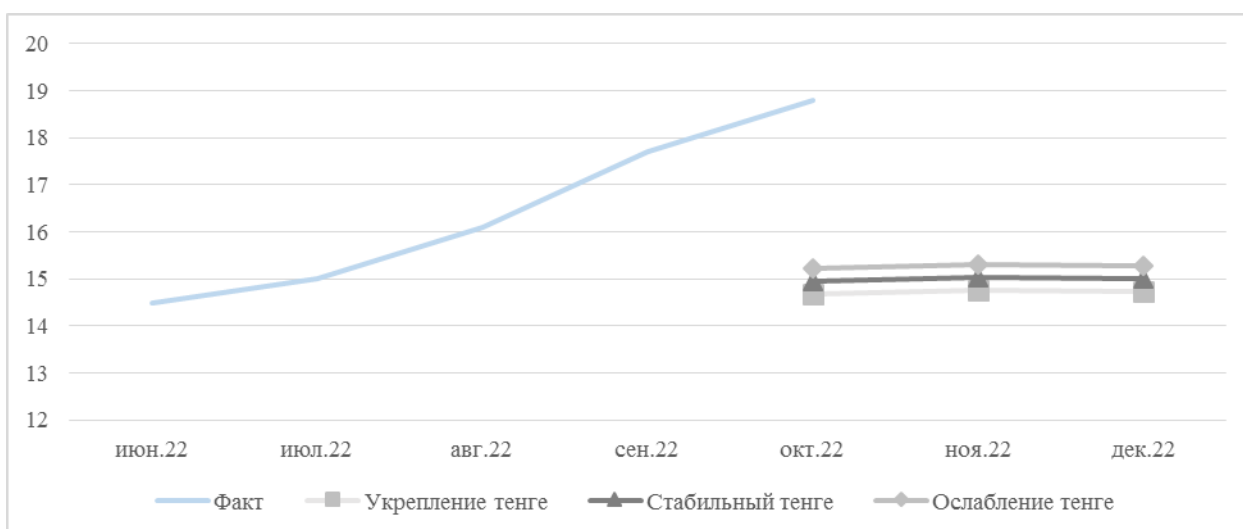


Рисунок 1.46 - Фактические данные по ИПЦ Казахстана (июль-октябрь 2022 года), а также его трендовый сценарный прогноз (октябрь-декабрь 2022 года), полученный по формуле (1.118)

Интервал прогноза более узкий, нежели в модели (1.104), 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 [7], 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 (1.118) и представим его в Таблице 1.25.

Таблица 1.25 - Сценарный прогноз влияния изменения базовой ставки процента на ИПЦ Казахстана в декабре 2022 года по формуле (1.118)

Сценарий для курса тенге	Сценарий для базовой ставки	Прогноз инфляции, %, г/г*		
		Оптимистический	Трендовый	Пессимистический
Укрепление	+0,25 п/п	14,19	15,10	16,02

тенге	-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 (1.118)

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:

$$CPI_t = 1,02 * CPI_{t-1}. \quad (1.119)$$

Формула (1.119) свидетельствует о том, что ежемесячное увеличение индекса потребительских цен составляет 2,36 п.п. в среднем за исследуемый период.

Экстраполируем формулу (1.119) на три периода вперед, вследствие чего получим приведенные в Таблице 1.26 трендовые и интервальные прогнозы.

Таблица 1.26 – Интервальный и трендовый прогноз индекса потребительских цен в Республике Казахстан на октябрь-декабрь 2022 года по авторегрессионной модели (1.119)

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 (1.119), относительно прогнозов, полученных по модели (1.118), представлено на Рис. 1.47.

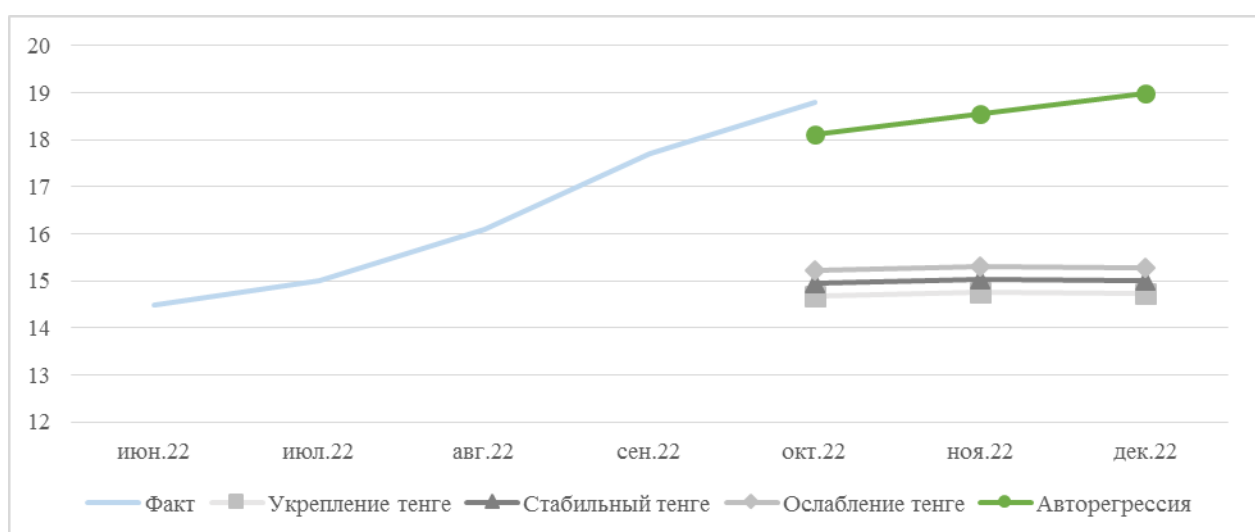


Рисунок 1.47 - Фактические данные (июль-сентябрь 2022 года), а также трендовые прогнозы (октябрь-декабрь 2022 года) инфляции в Казахстане, полученные по модели (1.119) и по модели (1.118) по разным сценариям

Обращаем внимание на то, что прогноз по авторегрессионной модели на октябрь 2022 года значительно отличается от не очень качественного прогноза, полученного по модели (1.118), и имеет минимальное отклонение от фактических данных, которые опубликованы на официальном сайте Бюро Национальной статистики [7], а именно:

- сценарий укрепления тенге: -0,08;
- сценарий стабильного тенге: -0,04;
- сценарий ослабления тенге: 0,01.

Таким образом, авторегрессионная модель (1.119) для целей прогнозирования динамики индекса потребительских цен в Казахстане оказалась наилучшей.

1.14.4 Краткосрочное качественное прогнозирование темпов инфляции в странах

ЕАЭС на основе применения волновой динамики Эллиотта

К задачам краткосрочного прогнозирования динамических параметров применимы различные инструменты технического анализа. Мы используем один из них, а именно – теорию волновой динамики Ральфа Эллиотта [109]. 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 [110], 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 Ральф Нельсон 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 [111]. 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 [112]. 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 (некоторая часть соответствующих результатов представлена в [113]). 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 обнаружались 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 1.48.

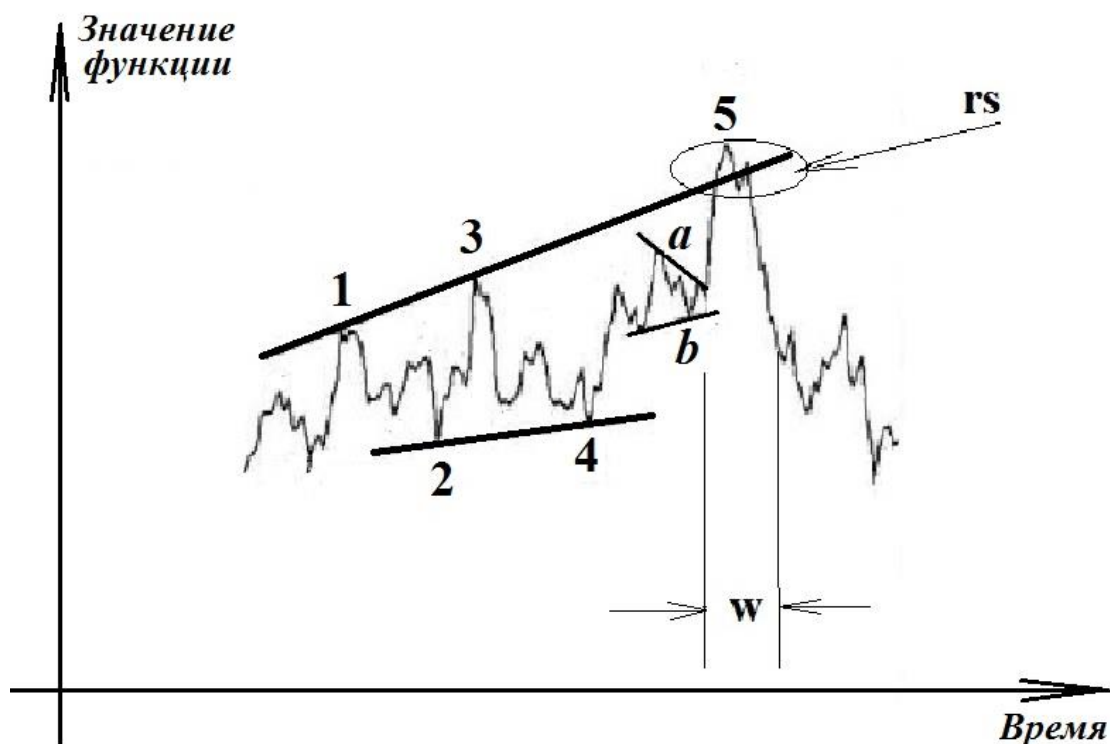


Рисунок 1.48 - Пример краткосрочного прогнозирования динамики временного ряда на основе принципа завершающей диагонали Эллиотта

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 1.48, 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 1.48 отмечен цифрой 5 и обведен овалом, отмеченным стрелкой с надписью *rs*.

Если нам интересна дальнейшая динамика ряда, мы выбираем линии «шляп» и «подошв» несколько правее (соответственно, это линии *a* и *b* на рис. 1.48) 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 1.48 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.

Используя описанную методологию, спрогнозируем динамику темпов инфляции в странах ЕАЭС на основании помесечных данных, характеризующих отношение индексов потребительских цен (ИПЦ) каждого месяца к индексам потребительских цен того же месяца предшествующего года. Такой подбор статистических данных (относим март к марту предыдущего года, декабрь к декабрю и т.д.) позволяет не заботиться об исключении сезонности в циклических колебаниях индексов цен и сразу получать качественный результат относительно индекса потребительских цен, выраженного в приращениях по отношению к аналогичному индексу цен годовой давности. Т.е. значение индекса, например, января 2021 года, равное 4, означает, что отношение ИПЦ января 2021 года к ИПЦ января 2020 года составляет 1,04.

Перейдем к анализу темпов инфляции по каждой стране ЕАЭС, используя технику завершающей диагонали Эллиотта [114]. За основу берутся данные о темпах инфляции по сентябрь 2022 года включительно, размещаемые на официальных сайтах национальных статистических ведомств и эмиссионных банков соответствующих стран [6-12], и делаются выводы о дальнейшей динамике соответствующих показателей.

Россия

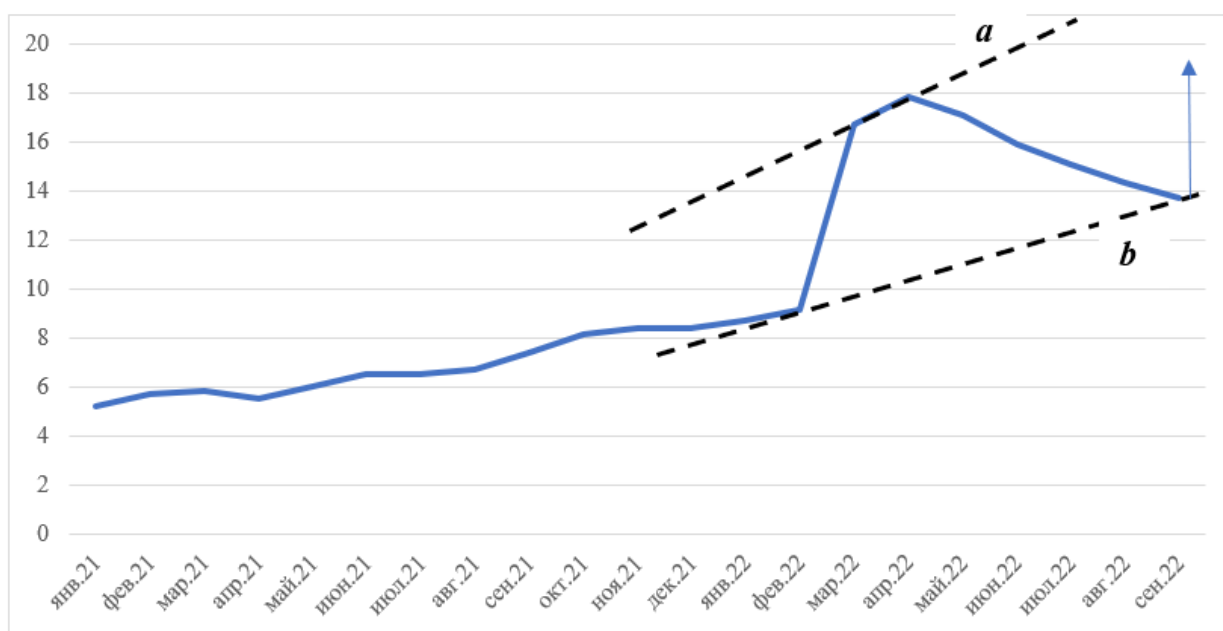


Рисунок 1.49 - Прогнозирование направления изменения инфляции в Российской Федерации с применением волн Эллиотта

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

На рис. 1.49 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 (до конца 2022 года) в России следует ожидать роста общего уровня потребительских цен по сравнению с аналогичными показателями годовой давности.

Казахстан

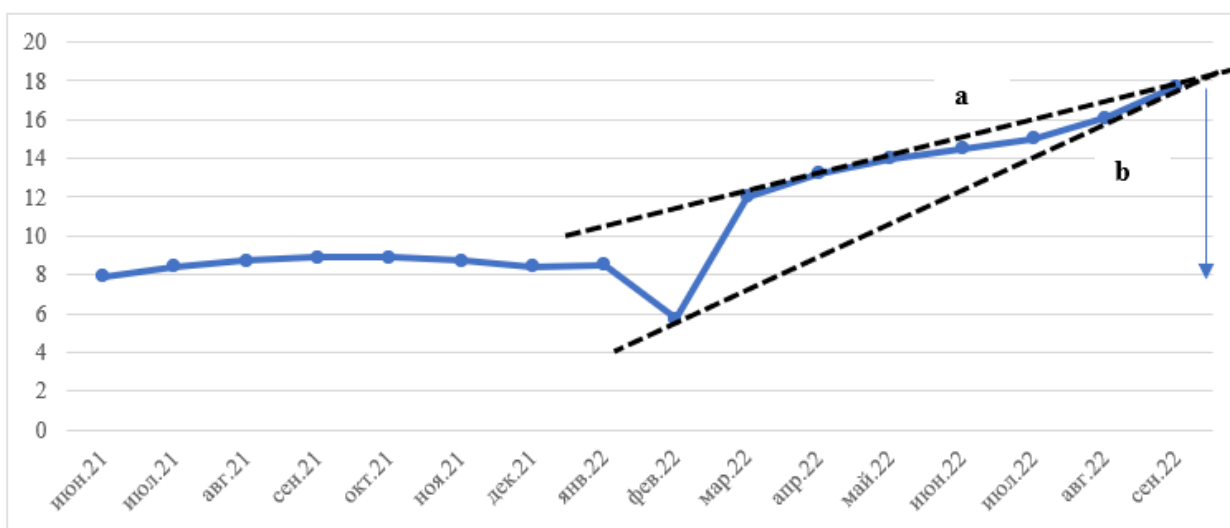


Рисунок 1.50 - Прогнозирование направления изменения инфляции в Республике Казахстан с применением волн Эллиотта

Аналогично предыдущему волновому анализу Эллиотта, проделанному для темпов инфляции в России, посмотрим на волновую динамику показателей темпов инфляции в Казахстане (рис. 1.50).

Линия (*a*), соединяющая «шапки» наблюдений, растет медленнее, нежели линия, соединяющая «подошвы» (*b*) и эти две линии пересекаются вблизи значений сентября 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 фактическим показателем ИПЦ в октябре 2022 г. (см. [6]).

Беларусь

Используя данные [7], мы рассчитали ИПЦ за период с июня 2021 года по сентябрь 2022 года за месяц, к месяцу предыдущего года. По этим данным построен график изменения данного показателя на рис. 1.51.

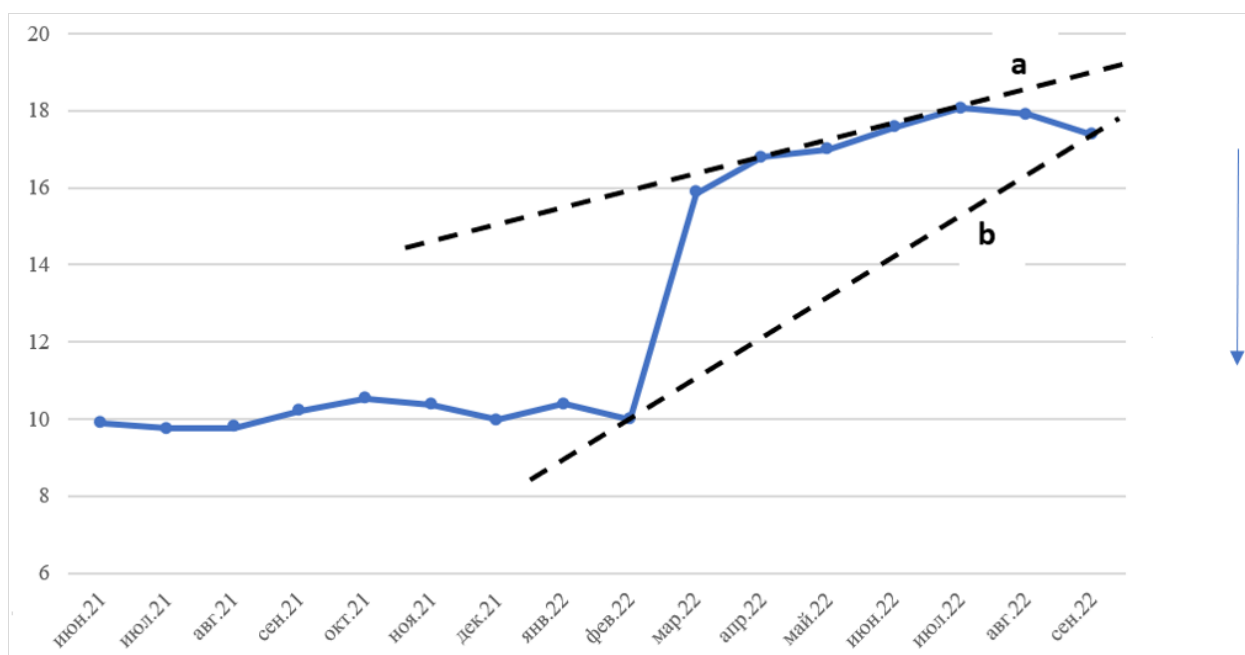


Рисунок 1.51 - Прогнозирование направления изменения инфляции в Республике Беларусь с применением волн Эллиотта

На рис. 1.51 линия (a) растет медленнее, нежели линия (b). Судя по динамике, две линии пересекаются в октябре-ноябре 2022 г., т.е. скорее всего, именно на этот период приходится точка бифуркации, после которой продолжится нисходящая в целом динамика ИПЦ, наблюдаемая на графике начиная с августа 2022 г.

Армения

Информация для проведения волнового анализа инфляции в Армении взята из официального сайта Центрального банка Республики Армения [8]. На ее основании построим график и проведем линии, соединяющие «шапки» и «подошвы», см. рис. 1.52.

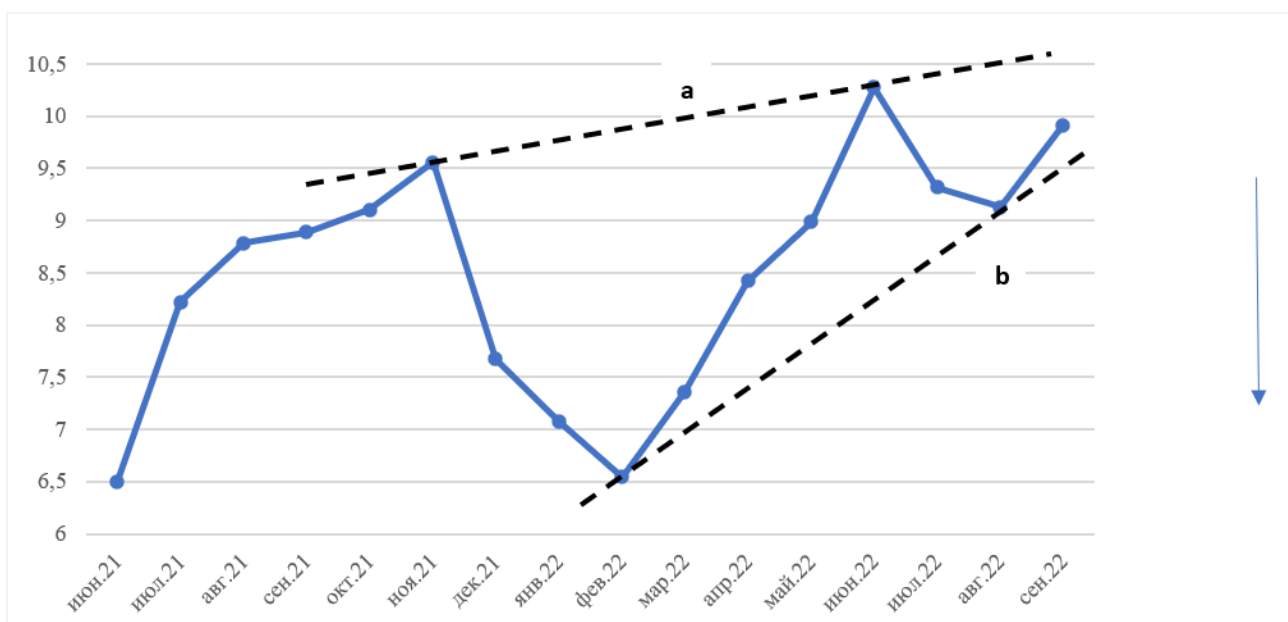


Рисунок 1.52 - Прогнозирование направления изменения инфляции в Армении с применением волн Эллиотта

Итак, для Армении линия (a), соединяющая «шапки» наблюдений, также растет медленнее, нежели линия, соединяющая «подшвы» (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 [9], послужили источником оценки месячной инфляции в стране по отношению к соответствующему месяцу прошлого года. Графически динамику этого показателя см. на рис. 1.53.

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 «подшвы».

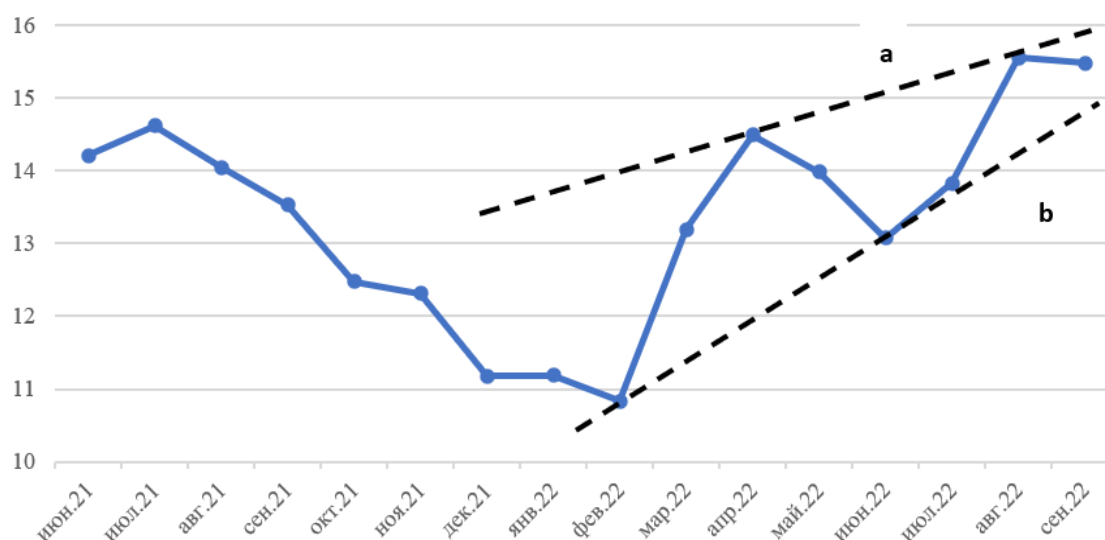


Рисунок 1.53 - Прогнозирование направления изменения инфляции в Кыргызской Республике с применением волн Эллиотта

Таким образом, проведенный при помощи волновой динамики Эллиотта анализ динамики индексов потребительских цен стран ЕАЭС показал, что в России отношение месячных данных ИПЦ к соответствующему показателю годовой давности в краткосрочной перспективе будет возрастать, тогда как в четырех остальных странах ЕАЭС оно будет снижаться. Уже имеющиеся статистические данные за осенние месяцы 2022 года [6, 8-10, 15-17] отчасти подтвердили сделанные выводы. Об окончательном подтверждении или опровержении сделанного прогноза можно будет судить весной 2023 года, поскольку для большинства рассматриваемых стран прогнозируемые изменения произойдут именно на этом временном горизонте.

Разумеется, «встроенным», имманентным недостатком используемого метода прогнозирования является его качественный характер, не предполагающий получения точных значений индексов цен. Однако для принятия решений в области кредитования и инвестирования проектов в тех или иных отраслях, подобной информации качественного характера обычно бывает достаточно.

Более точные прогнозы, содержащие количественные оценки значений индексов цен, могут быть получены, например, при помощи методов регрессионного анализа, в том числе авторегрессии – для тех показателей, динамические ряды которых обнаруживают значимые авторегрессионные зависимости.

1.15 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 [115].

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. 1.13. Выбор модели, по которой осуществляется прогнозирование, определяется ее объясняющей способностью, а также возможностью корректного среднесрочного прогнозирования значений объясняющих переменных, входящих в соответствующую модель.

1.15.1 Армения. Среднесрочные прогнозы темпов инфляции

Мы использовали модель (1.52) 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:

$$S_p = S_y t_{\alpha, n-m-1}, \quad (1.120)$$

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

$$S_y = S \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(t_p - \bar{t})^2}{\sum_1^n (t - \bar{t})^2}}, \quad (1.121)$$

где S – остаточная дисперсия по модели,

n – число наблюдений,

t_p – период прогнозирования,

\bar{t} – среднее число периодов.

Результаты прогнозирования представлены в Таблице 1.27.

Таблица 1.27 - Трендовый и интервальный прогнозы значения ИПЦ Армении на 2022-2024 гг.

Год	Минимальное значение прогноза	Трендовое значение прогноза, полученное по формуле (1.52)	Максимальное значение прогноза
2022	106,32	107,36	108,40
2023	102,40	103,58	104,76
2024	105,07	106,38	107,70

2.15.2 Беларусь. Среднесрочные прогнозы темпов инфляции

Используем модель (1.60) для прогнозирования значений ИПЦ на 2022-2024 гг. Поскольку официальная статистика не дает значений расходов консолидированного бюджета и коэффициента монетизации экономики за 2021 год, воспользуемся дополнительными источниками для их определения. Итак, по данным Белстата [116], 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% [18]. На 2022 год исходим из прогнозов, что ВВП Беларуси снизится на 4,7% (данные за 11 месяцев [19]), инвестиции сохранят динамику первого квартала, т.е. сократятся на 17,1% [117], а средний прирост денежной массы (на основании данных Национального банка за 10 месяцев [118]) 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 1.28.

Таблица 1.28 - 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

1.15.3 Казахстан. Среднесрочные прогнозы темпов инфляции

Используем формулу (1.70) для построения прогнозов изменения индекса потребительских цен в Республике Казахстан в 2022-2025 гг. Трендовые прогнозы за 2022-2023 гг. найдем, воспользовавшись исходными данными, 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 1.29.

Таблица 1.29 - 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

1.15.4 Кыргызстан. Среднесрочные прогнозы темпов инфляции

Модель (1.80) позволяет спрогнозировать значение ИПЦ на следующие два года на основании ретроспективных данных. 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 будем производить, исходя из информации о том, что прирост ВВП Кыргызстана в 2021 году составил 3,61% [3], а денежные переводы за 11 месяцев 2021 года возросли на 5,9% по сравнению с предшествующим годом [119]. 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 (1.80).

1.15.5 Россия. Среднесрочные прогнозы темпов инфляции

Воспользуемся формулой (1.90) 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 источниках официальной статистики (Росстат).

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. [120], при прогнозируемом снижении объема ВВП на 2,9% [121]. Тогда $VM_{2022}=67,7\%$.

3. Исходя из прогноза Минэкономки по динамике инвестиций [122], 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 [123], 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 изменений 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 (1.90):

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

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

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

Поскольку трендовое значение является неким усредненным показателем, учтем возможные отклонения от тренда, рассчитанные по формулам (1.120) и (1.121), и определим интервальный прогноз дефлятора ВВП в Таблице 1.30.

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 1.30.

Таблица 1.30 - 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 (2.90)	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.

1.15.6 Краткие выводы по моделям пп. 1.13-1.15

Таким образом, авторским коллективом разработан комплекс моделей, позволяющих осуществить краткосрочный (на основе использования помесечных данных) и долгосрочный (на основе использования погодных 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. 1.14, этот вывод блестяще подтверждает.

1.16 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 1.31–1.35.

Таблица 1.31 - Корреляционная матрица взаимосвязи индексов цен в Республике Армения за 2005-2021 гг.

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

Таблица 1.32 - Корреляционная матрица взаимосвязи индексов цен в Республике Беларусь за 2005-2021 гг.

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

Таблица 1.33 - Корреляционная матрица взаимосвязи индексов цен в Республике Казахстан за 2005-2021 гг.

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

Таблица 1.34 - 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>GDPdefl</i>	0,617	0,422	0,732	0,185	1

Таблица 1.35 - 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	

$$\underline{GDP_{defl} \quad 0,073 \quad 0,623 \quad 0,395 \quad 0,509 \quad 1}$$

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:

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

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

1.17 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 получены из официального сайта Бюро национальной статистики Агентства по стратегическому планированию и реформам [7] за 2010-2021 годы.

Для начала построим структурную модель индекса потребительских цен:

$$CPI = -1.49 + 0,4*Z1 + 0,3*Z2 + 0,32*Z3. \quad (1.122)$$

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, его исключение позволило получить следующую модель:

$$CPI = 0,39*Z1 + 0,3*Z2 + 0,31*Z3. \quad (1.123)$$

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

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.

$$CPI = 113,15 + 0,55*W2 - 0,19*W4 - 0,28*W6 - 0,15*W11. \quad (1.124)$$

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, около 77% вариации индекса потребительских цен можно объяснить изменением факторов, входящих в модель (1.124). 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 (1.124), 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 (1.124), 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 1.33).

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.

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

$$GDP_{defl} = 30,94 + 0,49 \cdot X1 + 0,205 \cdot X3. \quad (1.125)$$

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.

В соответствии с моделью (1.125), 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:

$$CPI = 86,69 + 0,35 \cdot X1 + 0,08 \cdot X6 - 0,26 \cdot X8. \quad (1.126)$$

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 статистические характеристики, 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.

1.18 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

В последнее время разрабатываются инструменты, позволяющие проводить анализ больших массивов данных. В связи с этим возрастает внимание к процедурам, позволяющим аккумулировать эти большие массивы и представлять их в виде, пригодном для дальнейшей обработки. При этом ни одна из указанных процедур не свободна от рисков определенного типа – начиная от рисков недостижения цели (существенного отклонения получаемого результата от изначально поставленной цели) и заканчивая рисками внешних издержек, возникающими в тех случаях, когда анализ данных нарушает права других агентов, выступающих правообладателями этих данных.

Одной из процедур обработки больших данных является так называемый веб-скрейпинг. 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.

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 интересующие ее ценовые стратегии. Скрейпинг цен на более широкий ассортимент благ (например, с целью расчета определенных ценовых индексов) 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, причем объем расходов пропорционален продолжительности 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.

2.1. 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.

2.2. 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 средняя цена данного блага по всей макросистеме вычислялась бы взвешенным усреднением уровней цен, наблюдаемых в процессе веб-скрейпинга.

2.3. 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 для расчета ценовых индексов 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.

2.4. 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 некий квазииндекс, 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 домена или администратор сайта, на котором размещена требуемая информация, являются правообладателями этой информации. Правообладатель вправе запретить свободное скачивание соответствующей информации, причем этот запрет может распространяться на любых пользователей или на некоторые отдельные группы таковых. В некоторых случаях скачивание информации запрещается, например, 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. Тем самым, разработчики программ защищают интересы заказчиков скрейпинга, заранее подразумевая, что их запросы могут содержать элементы нарушения законодательства той или иной страны, в том числе нарушения прав организаций на сохранение коммерческой тайны.

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. Частота проведения 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 квазииндексов при помощи процедуры веб-скрейпинга кратко можно представить следующим образом [124].

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» ранее сформированного набора благ, т.е. исключение из этого набора тех благ, цены продаж которых оказались по разным причинам недоступны в течение каких-либо временных интервалов, когда 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 интервалам. 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, квазииндекс по группе непродовольственных товаров, квазииндекс по группе услуг, либо по более дробным группам благ – в зависимости от поставленной цели расчетов.

15. Построенные динамические ряды ценовых квазииндексов можно использовать (впрочем, лишь в той мере, в какой сами значения этих квазииндексов заслуживают доверия) 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 – при условии, что полученные динамические ряды являются квазистационарными, т.е. матожидание последующего значения ряда является функцией некоторого количества предшествующих значений того же динамического ряда.

Еще раз подчеркнем, что ключевыми барьерами при проведении ценового веб-скрейпинга, вне зависимости от цели, с которой он осуществляется, выступают риски получения неполной информации (и этот риск реализуется со 100%-й вероятностью), а также риски получения недостоверной и неактуальной информации. При попытках решить при помощи веб-скрейпинга задачи макроэкономического характера указанные риски становятся критичными и могут полностью обесценить усилия, предпринимаемые исследователем, проводящим ценовой мониторинг.

1.19 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

1.19.1 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.

1.19.2 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 Филлиппса, которую можно рассматривать как простейшую однофакторную модель темпов инфляции [79], 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. 1.15.6, 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.

1.20 Проведение обучающих семинаров для представителей уполномоченных органов государств – членов ЕАЭС по построению модельных расчетов и прогнозов

По согласованию с Заказчиком, в феврале 2023 года Исполнителем были проведены обучающие семинары для представителей уполномоченных органов государств – членов ЕАЭС по построению модельных расчетов и прогнозов.

В ходе обучающих семинаров обсуждались вопросы построения моделей краткосрочного и среднесрочного прогнозирования темпов инфляции, логика формирования сценарного прогноза, выбор ключевых факторов, на основании которых формируется прогноз, а также возможное влияние получаемых прогнозов на принятие решений в области макроэкономической политики.

Перечень обсуждаемых вопросов, точные даты проведения семинаров, а также список представителей уполномоченных органов государств – членов ЕАЭС содержатся в Приложении В.

2 Совершенствование механизма расчета целевых ориентиров уровня инфляции в ЕАЭС

Разработка согласованных мер макроэкономической политики, необходимая для эффективного противостояния внешним шокам и угрозам, должна опираться на понимание ключевых значений важнейших макроэкономических показателей, характеризующих различные уровни устойчивости и безопасности динамики стран, входящих в ЕАЭС, и интеграционного объединения в целом.

Между «опасным» и «безопасным», «устойчивым» и «неустойчивым» развитием современных макросистем существует целый спектр промежуточных состояний, выражающих различную степень устойчивости их экономической динамики.

Набор важнейших параметров, значения которых следует принимать во внимание при характеристике степени устойчивости и безопасности траекторий развития макросистем, определяется целями их развития и объективным состоянием внешней среды, в которой это развитие происходит.

Одним из важнейших показателей, значение которого предопределяет степень устойчивости макроэкономической динамики, является темп инфляции. Применение данного показателя к задачам оценки перспектив макродинамики предполагает наличие целевых ориентиров, то есть определенных значений, в рамках которых должно удерживаться значение годовых темпов инфляции для того, чтобы развитие данной макросистемы или совокупности таковых могло считаться устойчивым и безопасным.

При разработке подходов к совершенствованию механизмов расчета целевых ориентиров уровня инфляции в ЕАЭС мы будем использовать в качестве ключевого показателя, характеризующего темп инфляции, не только индекс потребительских цен, но и дефлятор ВВП. Причины такого подхода были подробно изложены в [1].

2.1 Подготовка обзора подходов, используемых в различных интеграционных объединениях для определения показателя, определяющего устойчивость экономического развития государств - членов ЕАЭС – уровня инфляции (индекс потребительских цен)

Существуют два принципиально разных способа расчета совокупного показателя инфляции для интеграционных объединений: это средневзвешенный показатель либо гармонизированный показатель.

Расчет взвешенного показателя предполагает, что вначале рассчитываются страновые индексы инфляции, а затем они усредняются с использованием подходящих по смыслу весовых коэффициентов. Например, при расчете средневзвешенного индекса потребительских цен в качестве весов используется численность населения соответствующих стран. При расчете средневзвешенного дефлятора ВВП в качестве весов используются годовые объемы ВВП соответствующих стран, измеренные в одних и тех же валютных единицах. При расчете средневзвешенного индекса цен на грузовые перевозки в качестве весов применяются годовые объемы грузовых перевозок в соответствующих странах, и так далее.

Расчет гармонизированного показателя индекса потребительских цен предполагает наличие единой для всех стран потребительской корзины. Годовое изменение цен на входящие в эту корзину товары пропорционально уровню потребления соответствующих благ совокупным населением стран, входящих в состав интеграционного объединения, является основой для расчета индекса потребительских цен данного интеграционного объединения в целом.

В современных интеграционных объединениях, носящих территориально локализованный характер (НАФТА, МЕРКОСУР, АСЕАН и др.), «совокупный» показатель инфляции, будь то индекс потребительских цен или дефлятор ВВП, как правило, не рассчитывается. Это вполне естественно, поскольку в интеграционные объединения такого рода входят экономики «разных скоростей», которые ставят перед собой различные задачи и правительства которых используют совершенно различные инструменты макроэкономической политики.

Исключение из этого общего правила составляет Европейский Союз, в котором рассчитываются данные по гармонизированному индексу потребительских цен (harmonised index of consumer prices – HICP) [125]. Гармонизированный индекс потребительских цен, сокращенно ГИПЦ, представляет собой индекс потребительских цен в том виде, в каком он рассчитывается в Европейском союзе (ЕС) в соответствии с гармонизированным подходом и единым набором определений.

Существует несколько типов ГИПЦ в зависимости от рассматриваемого географического района. Наиболее важными из них являются:

Индекс потребительских цен Валютного союза (MUICP) — совокупный индекс, охватывающий страны еврозоны;

Европейский индекс потребительских цен (EICP) — для всего Европейского союза, зоны евро плюс других государств-членов;

Национальные ГИПЦ — для каждого из государств - членов ЕС.

В дополнение к ГИПЦ ЕС рассчитывается дополнительный совокупный индекс ГИПЦ для Европейской экономической зоны (ЕЕА): индекс потребительских цен Европейской экономической зоны (ЕЕОІСРА), который в дополнение к ЕС также охватывает Исландию и Норвегию.

Методология расчета ГИПЦ

Гармонизированные индексы потребительских цен рассчитываются в соответствии с гармонизированными зависимостями и, следовательно, обеспечивают наилучшую статистическую основу для международных сопоставлений инфляции потребительских цен с точки зрения Европейского Союза. ГИПЦ для еврозоны является ключевым показателем ценовой стабильности, признанным Европейским центральным банком и Европейской системой центральных банков.

Данные ГИПЦ, на которых сосредоточено наибольшее внимание, следующие:

ГИПЦ для зоны евро — совокупный индекс, охватывающий страны зоны евро;

ГИПЦ для Европейского союза — совокупный индекс для зоны евро плюс других стран Европейского союза;

национальные ГИПЦ — для каждого из государств - членов Европейского союза.

Также публикуются данные ГИПЦ для Европейской экономической зоны (ЕЭЗ), отдельных стран ЕЭЗ и Швейцарии, а также промежуточные ГИПЦ для некоторых стран-кандидатов. Кроме того, Соединенные Штаты предоставляют прокси-данные (промежуточные данные) ГИПЦ.

Национальные данные по ГИПЦ рассчитываются национальными статистическими институтами, в то время как агрегированные данные по отдельным странам и европейские агрегированные данные готовятся Евростатом.

Официальные европейские сводные данные отражают эволюцию еврозоны, ЕС и ЕЭЗ. Когда новое государство-член присоединяется к ЕС (или зоне евро соответственно), его показатели ГИПЦ привязываются к совокупному индексу на момент присоединения.

В дополнение к этим официальным европейским агрегированным данным Евростат рассчитывает также аналитические агрегаты со стабильным составом стран с течением времени: это агрегаты "ЕС-28", "ЕЗ-19" и "ЕЗ-18".

Евростат также публикует другие аналитические индексы, которые дополняют ГИПЦ при определении степени, в которой инфляция обусловлена колебаниями цен на свободном рынке: ГИПЦ при постоянных налоговых ставках (НІСР-СТ) и ГИПЦ регулируемых цен (НІСР-АР).

ГИПЦ был создан для обеспечения высококачественного расчета показателя инфляции потребительских цен, сопоставимого по странам. Он используется: европейской

системой центральных банков для оценки достижения цели ценовой стабильности в соответствии со статьей 127(1) Договора о функционировании Европейского союза, которая имеет особое значение для определения и реализации денежно-кредитной политики. Европейский центральный банк определил "ценовую стабильность" как увеличение ГИПЦ в еврозоне в годовом исчислении ниже 2%. В стремлении к ценовой стабильности Европейский центральный банк стремится поддерживать темпы инфляции ниже, но близко к 2% в среднесрочной перспективе; оценить конвергенцию цен с целью вступления страны в валютный союз; в контексте процедуры Комиссии по макроэкономическому дисбалансу, установленной Регламентом (ЕС) № 1176/2011, и для государственной политики в ЕС.

В дополнение к этим специфическим целям ЕС он может использоваться, как и другие индексы потребительских цен, для экономического анализа, а также для индексации коммерческих контрактов, заработной платы, пособий по социальной защите или финансовых инструментов.

Первый Рамочный регламент ГИПЦ был принят в 1995 году (Регламент (ЕС) № 2494/1995), обеспечивающий правовую основу для разработки методологии гармонизированного составления индексов потребительских цен в государствах-членах и Европейской экономической зоне. Регламент требовал подготовки и публикации данных ГИПЦ и использования общего контрольного периода. Кроме того, он обеспечивал общий охват потребительских товаров и услуг и общую классификацию. Был принят ряд конкретных мер (правовых актов) по внедрению Рамочного регламента ГИПЦ.

В 2016 году был принят новый Рамочный регламент (ЕС) № 2016/792, заменивший первоначальный Рамочный регламент № 2494/95. Новый Рамочный регламент затрагивает такие вопросы, как составление и сопоставимость гармонизированных индексов, требования к данным (включая предварительные оценки для зоны евро) и их периодичность, устанавливает крайние сроки передачи данных в Евростат, обменивается стандартами и пересмотрами. Это дает Европейской комиссии делегирующие полномочия по принятию новых имплементационных актов с целью обеспечения единообразных условий при составлении сопоставимых гармонизированных индексов.

В дополнение к нормативным актам, которые должны внедряться государствами-членами и ЕЭЗ, Евростат работает со странами над постоянным улучшением качества индексов на добровольной основе. Эта работа заключается в поиске согласия по рекомендациям по обращению с различными группами продуктов и по использованию новых источников данных и методов.

Показатели ГИПЦ, которые уже были опубликованы Евростатом, могут быть пересмотрены. Опубликованная серия ГИПЦ может быть пересмотрена для исправления ошибок в связи с новой или улучшенной информацией, в связи с изменениями в системе гармонизированных правил или в случае публикации в качестве предварительной.

ГИПЦ разработан как показатель чистого изменения цен на товары и услуги (обычно называемые продуктами), чтобы отвечать потребностям основных пользователей ГИПЦ. ГИПЦ рассчитывается как индекс цен типа Ласпейреса, основанный на ценах на услуги, доступные для покупки на экономической территории каждого государства-члена ЕС с целью непосредственного удовлетворения потребностей (конечного потребления).

ГИПЦ - это индекс стоимости товаров и услуг, т.е. он отражает изменение стоимости фиксированной корзины товаров и услуг с течением времени. ГИПЦ является "чистым индексом цен", что означает, что в показателе ГИПЦ должны быть отражены только изменения цен между текущим и базисным периодом.

ГИПЦ в основном используется в качестве макроэкономического показателя для денежно-кредитной политики, и он не был разработан как индекс стоимости жизни. Индекс стоимости жизни будет включать сравнение различных корзин, обеспечивающих домохозяйствам одинаковую полезность.

Национальные ГИПЦ должны быть сопоставимы по странам ЕС. Сопоставимость означает, что любые различия между государствами-членами на всех уровнях детализации должны отражать различия только в изменениях цен или структуре расходов.

Насколько это возможно, концепции, определения и соглашения, принятые в ГИПЦ, соответствуют концепциям, используемым в Европейской системе счетов (ESA 2010). Расходы домашних хозяйств на конечное потребление являются одним из таких понятий. Подмножеством расходов домохозяйств на конечное потребление являются расходы домохозяйств на конечное денежное потребление (НФМСЕ). НФМСЕ относится к той части расходов домохозяйства на конечное потребление, которая выражается только в денежных операциях.

НФМСЕ касается той части расходов на конечное потребление:

домохозяйствами, независимо от их гражданства или статуса проживания;

в денежных операциях;

на экономической территории государства - члена ЕС;

о продуктах (товарах и услугах), которые используются для непосредственного удовлетворения индивидуальных потребностей или желаний, определенных ESA 2010;

в одном или обоих сравниваемых периодах времени.

Охват продуктов, учитываемых при расчете ГИПЦ, подпадает под сферу конечных денежных потребительских расходов домашних хозяйств. Расходы, не связанные с потреблением, такие как финансовые операции, переводы или покупка финансовых активов, исключаются.

Продукты классифицированы в соответствии с Европейской классификацией индивидуального потребления в соответствии с назначением (ЕСОICOP), как указано в Приложении I к Рамочному регламенту (ЕС) № 2016/792. Эта классификация делит корзину продуктов на подразделения (2-значные), группы (3-значные), классы (4-значные) и подклассы (5-значные).

Некоторые категории расходов исключены либо в принципе (например, условная арендная плата за жилье, которая является неденежными операциями), либо из-за операционных проблем, связанных со сбором цен, либо потому, что пока не существует гармонизированных методов учета. Следовательно, следующие категории ЕСОICOP не подпадают под действие ГИПЦ:

- наркотики,
- условная арендная плата за жилье,
- азартные игры,
- проституция,
- страхование жизни,
- государственное страхование, связанное со здоровьем,
- услуги финансового посредничества оцениваются косвенно.

Первоначальный охват товаров и услуг в ГИПЦ, хотя и был довольно всеобъемлющим, по большей части отражал то, что было общим для национальных индексов потребительских цен. С тех пор охват совокупности благ был распространен практически на все возможные потребительские расходы в рамках НФМСЕ. В частности, теперь охватываются услуги здравоохранения, образования и социальной защиты, а также страховые и финансовые услуги.

Рамочное регулирование ГИПЦ требует, чтобы индекс основывался на ценах на товары и услуги, доступные для покупки на экономической территории государства - члена ЕС в целях непосредственного удовлетворения потребностей потребителей. Что касается экономической территории и заинтересованных потребителей, гармонизированное определение географического и демографического охвата ГИПЦ необходимо как для достижения сопоставимости, так и во избежание пробелов или двойного учета при агрегировании национальных ГИПЦ.

Что касается географического охвата, ГИПЦ включает расходы физических лиц (как резидентов, постоянно проживающих на данной территории, так и нерезидентов, временно на ней пребывающих), но не включает расходы резидентов, находящихся в другой стране, т.е. используется так называемая "внутренняя концепция". Выбор составления ГИПЦ в соответствии с национальной концепцией отражает роль ГИПЦ в измерении стабильности цен в зоне евро. Изменения цен в еврозоне измеряются путем агрегирования изменений цен в отдельных государствах - членах ЕС. Изменения расходов и цен, измеряемые в пределах экономической территории, должны включать те, которые затрагивают иностранных посетителей, и исключать те, которые затрагивают резидентов, находящихся в другой стране.

Что касается охвата населения, домашнее хозяйство означает часть сектора домашних хозяйств, как определено в пункте 2.119(a) и (b) ESA 2010:

а) отдельные лица или группы лиц, основной функцией которых является потребление;

б) лица, постоянно проживающие в учреждениях (члены религиозных орденов, проживающие в монастырях, пациенты, длительное время находящиеся в больницах, заключенные, отбывающие длительные сроки заключения, пожилые люди, постоянно проживающие в домах престарелых).

Должны быть охвачены все вышеупомянутые индивидуальные домохозяйства, независимо от района, в котором они проживают (т.е. домохозяйства, являющиеся как резидентами, так и нерезидентами), их гражданства или положения в распределении доходов. Коммерческие расходы, включая расходы, понесенные домохозяйствами в коммерческих целях, выходят за рамки ГИПЦ.

Методика расчета ГИПЦ

ГИПЦ рассчитываются на основе изменений цен и удельного веса продуктов, включенных в конечные денежные потребительские расходы домохозяйства.

Веса субиндексов ГИПЦ рассчитываются на основе совокупных расходов домашних хозяйств на любой набор товаров и услуг, охватываемых ГИПЦ, выраженных как доля от общих расходов на все товары и услуги, подпадающие под действие ГИПЦ. Государства-члены обязаны ежегодно обновлять вес продуктов для ГИПЦ.

Формулы индексов

Гармонизированные индексы должны ежегодно представлять собой цепные индексы типа Ласпейреса. "Индекс цен типа Ласпейреса" означает индекс цен, который измеряет среднее изменение цен с базового периода цен до периода сравнения, с

использованием долей расходов за период, предшествующий базовому периоду цен, и где доли расходов скорректированы с учетом цен базового периода цен.

"Индекс типа Ласпейреса" определяется как:

$$P^{0,t} = \sum \frac{p^t}{p^0} \cdot w^{0,b}$$

Цена продукта обозначается p , базовый период цен обозначается 0 , а период сравнения обозначается t . Веса (w) представляют собой доли расходов периода (b), предшествующего базовому периоду цен, и скорректированы с учетом цен базового периода цен 0 .

Кроме того, также применимы следующие другие определения:

- Базовый период цен (0) означает период, с которым сравнивается цена периода сравнения; для месячных индексов базовым периодом цен является декабрь предыдущего года;

- Период сравнения (t) означает период, за который рассчитывается индекс;

- Контрольный период веса (b) означает предыдущий календарный год.

Выбор формулы индекса, которая будет использоваться для ГИПЦ, производится на двух уровнях:

- уровень макроформулы; цепной индекс с годовыми связями;

- уровень микроформулы; внутри каждого уровня существует проблема базового периода, как для цен, так и для весов.

Формула макроиндекса

Хотя показатели ГИПЦ, составленные государствами - членами ЕС, различаются в деталях, все они могут быть в общих чертах описаны как индексы типа Ласпейреса. Они представляют собой индексы цен, в которых изменения цен от месяца к месяцу измеряются как среднее значение индексов цен с использованием весовых коэффициентов расходов, которые являются надлежащим отражением структуры потребления населения в контрольном периоде с учетом веса.

С 2016 года базовым периодом индекса является 2015 год, уровень цен за этот год принимается за 100. Чтобы получить общий ценовой базовый период, веса для каждого года "обновляются по цене" до декабря предыдущего года.

Элементарные агрегированные индексы

Методология ГИПЦ определяет элементарный агрегат со ссылкой на расходы или потребление, охватываемые наиболее подробным уровнем стратификации ГИПЦ (ниже 5-значного показателя ЕСОICOP). На практике надежная информация о расходах, как

правило, недоступна для целей взвешивания в рамках элементарной совокупности. Как следствие, элементарный агрегированный индекс - это индекс цен для элементарного агрегата, содержащего только данные о ценах.

Элементарные агрегированные индексы для ГИПЦ рассчитываются как отношение среднего геометрического значения цен или отношение среднего арифметического значения цен. Среднее арифметическое относительных цен может применяться только в исключительных случаях и там, где может быть доказано, что они сопоставимы.

Уровень элементарного агрегирования взаимодействует с другими особенностями конструкции компиляции ГИПЦ, такими как процедуры выборки и доступность информации о взвешивании. В зависимости от источников используемых весовых коэффициентов элементарная агрегация может начинаться на разных уровнях в разных странах в иерархии продуктов, географии и торговых точек.

Вычисление европейских агрегированных показателей

Агрегированные показатели ГИПЦ для ЕС и ЕЭЗ рассчитываются Евростатом с использованием показателей ГИПЦ и других исходных данных, предоставленных государствами-членами.

Совокупные показатели европейского ГИПЦ рассчитываются как средневзвешенное значение национальных ГИПЦ с использованием весовых коэффициентов соответствующих стран и субиндексов. Вес страны основан на доле НФМСЕ в общем объеме.

Для всех стран изменения цен с декабря предыдущего года получены на основе ГИПЦ. Затем вычисляется средневзвешенное значение этих изменений национальных цен с использованием весовых коэффициентов соответствующих стран и субиндексов. Годовое изменение цены агрегата затем привязывается по цепочке к декабрю предыдущего года, чтобы получить ряд с общим базовым периодом. Совокупный показатель по еврозоне составляется как средневзвешенное значение по странам, входящим в зону евро.

Веса стран получены на основе данных национальных счетов для НФМСЕ, выраженных в евро. Индекс рассчитывается как ежегодный цепной индекс, учитывающий изменение веса стран каждый год и, следовательно, добавление новых государств-членов по мере их присоединения к зоне евро.

Для агрегированных данных по ЕС, ЕЭЗ и зоны евро полученный индекс рассматривается как единое целое, к которому затем добавляются данные по другим странам.

Сбор цен и обработка цен

Чтобы поддерживать актуальность показателя и обновление данных ГИПЦ, новые продукты должны включаться в компиляцию, когда они приобретают значительную относительную важность. ГИПЦ должен основываться на соответствующих процедурах отбора проб с учетом национального разнообразия продуктов и цен.

Образцы продукции должны поддерживаться в актуальном состоянии. В частности, не следует предполагать, что отсутствующие цены равны последним наблюдаемым ценам. Чтобы измерить чистые изменения цен, цены, включенные в ГИПЦ, необходимо корректировать с учетом изменений в качестве продуктов.

Чтобы получить надежное и сопоставимое представление о целевом наборе ГИПЦ, каждая страна должна выбрать целевую выборку, которая представляет собой набор продуктов-предложений в сегментах потребления, для которых государство-член планирует отслеживать цены, чтобы получить надежное и сопоставимое представление о целевом наборе ГИПЦ. Цены на выбранные продукты должны соблюдаться с течением времени. В тех случаях, когда товары перестают быть доступными на рынке, они должны быть заменены сопоставимыми товарами из того же сегмента потребления.

Существуют три важных аспекта выборки:

элементарные группы продуктов, определенные как набор продуктов, отобранных для представления одного или нескольких сегментов потребления в ГИПЦ;

измерение типов торговых точек;

региональное измерение.

Элементарная группа товаров может быть стратифицирована, например, по регионам, городам или типам торговых точек. Выборка, находящаяся на самом низком уровне стратификации, называется "элементарной совокупностью".

Случайную выборку нелегко провести, когда дело доходит до сбора цен, и на практике большинство государств - членов ЕС придерживаются целенаправленных процедур отбора проб для своих ГИПЦ. Для обеспечения сопоставимости необходимы достаточно большие размеры выборки. ГИПЦ, которые содержат достаточное количество элементарных агрегатов для представления целевой совокупности и достаточное количество цен внутри каждого элементарного агрегата для учета колебаний цен в совокупности, считаются надежными и сопоставимыми.

В тех случаях, когда наблюдение за ценами невозможно из-за отсутствия товарного предложения, расчетные цены могут использоваться максимум в течение двух месяцев подряд. Начиная с третьего месяца в образце необходимо заменить товарное предложение и внести соответствующие коррективы в качество.

Отсутствующие или отклоненные ценовые наблюдения

В тех случаях, когда уровень реальных продажных цен нельзя наблюдать непосредственно, они должны быть оценены с помощью соответствующей процедуры. Если целевой образец требует ежемесячного наблюдения, но наблюдение не удается из-за отсутствия товара или по любой другой причине, расчетные цены могут быть использованы за первый или второй месяц, но цены замены должны использоваться с третьего месяца. Если, в исключительных случаях, целевая выборка требует наблюдений реже, чем ежемесячно, расчетные цены должны использоваться для тех месяцев, когда наблюдаемые цены не требуются. Расчетные цены также могут быть использованы в первом случае, когда наблюдение за ценами не удается. Если наблюдение не удается во второй раз подряд, должны использоваться цены замены.

В целом, цены, указанные сборщиками цен, должны быть приняты. Отклонение или корректировка заявленных цен, например, исправление необычно высокого или низкого изменения цен, должны выполняться только со ссылкой на конкретную информацию об индивидуальном наблюдении за ценами, такую как повторное наблюдение. Если после процедуры проверки заявленная цена должна быть отклонена, отклоненная цена должна обрабатываться в соответствии с правилами для пропущенных замечаний.

Настройка качества

В контексте ГИПЦ изменение качества, как говорят, происходит всякий раз, когда изменение спецификации привело к существенной разнице в полезности (или функциональности) для потребителя между новым сортом или моделью товара или услуги и товаром или услугой, ранее выбранными для ценообразования. Всесторонний пересмотр выборки ГИПЦ не означает изменения качества.

Корректировка качества определяется как процедура внесения поправки на изменение качества путем увеличения или уменьшения наблюдаемых текущих или справочных цен на коэффициент или величину, эквивалентную значению этого изменения качества. Корректировки качества должны основываться на четких оценках ценности изменения качества. Там, где оценки недоступны, изменения цен следует оценивать как полную разницу между ценой заменителя и ценой товара, который он заменил.

Странам необходимо изучить свои процедуры корректировки качества и избегать так называемого метода автоматической увязки, который эквивалентен предположению, что разница в цене между двумя последовательными моделями полностью объясняется различием в качестве. Они должны отслеживать частоту изменений качества и вносимые корректировки, чтобы продемонстрировать свое соответствие стандартам ГИПЦ.

Цены на новые продукты

ГИПЦ должен поддерживаться в актуальном состоянии с точки зрения изменений на рынке. Ни формулы, используемые для расчета индекса, ни частота обновления корзины товаров и услуг не могут в полной мере устранить риск предвзятости, если внедрение новых продуктов используется как возможность для повышения или снижения цен.

На практике, как правило, нет четкой разделительной линии между новыми моделями, разновидностями, вариациями ранее существовавших продуктов и действительно новыми инновационными продуктами, удовлетворяющими потребительские потребности, которые не могли быть удовлетворены ранее. В рамках ГИПЦ новые виды товаров или услуг в основном вводятся в качестве замены, а затем цены корректируются в зависимости от качества, в то время как новые инновационные продукты вводятся в дополнение.

Новые значимые товары и услуги

Новые значимые продукты должны быть включены в ГИПЦ, как только они достигнут одной части на тысячу расходов, покрываемых ГИПЦ в государстве - члене ЕС.

Дополнения включаются в индекс либо:

как новый продукт (например, смартфон), который не был представлен в индексе и который обычно не рассматривался бы в качестве замены, поскольку он радикально отличался от существующих продуктов;

или как продукт, который ранее был доступен, но явно не был представлен в индексе из-за слишком низкого объема потребления.

Когда новые продукты добавляются в ГИПЦ, цена нового продукта собирается в дополнение к уже наблюдаемым продуктам; веса для соответствующей категории ЕСОICOP корректируются.

Время ввода цен в ГИПЦ

Цены, используемые в ГИПЦ, должны соответствовать ценам, которые домашние хозяйства платят за приобретение отдельных товаров и услуг в ходе денежных операций. Цена покупателя - это цена на продукцию, которую покупатель фактически платит за продукцию. Она включает любые налоги за вычетом субсидий на продукты после вычета скидок из стандартных цен или сборов и исключает проценты или плату за услуги по кредитным соглашениям, а также любые дополнительные расходы, возникшие в результате неуплаты в течение периода, указанного при покупке.

Сбор цен на товары должен проводиться в течение по крайней мере одной рабочей недели в середине календарного месяца, к которому относится индекс, или рабочей недели, находящейся вблизи этого периода. Для товаров, цены на которые, как известно,

резко и нерегулярно меняются в течение одного и того же месяца, цены собираются за период более одной рабочей недели. Это относится, в частности, к энергетическим продуктам и свежим продуктам питания, таким как фрукты и овощи.

В то время как цены на товары вводятся в ГИПЦ за месяц, в котором они наблюдаются, цены на услуги вводятся в ГИПЦ за месяц, в котором может начаться потребление услуги. Например, хотя цены на билеты на самолет обычно собираются за несколько месяцев вперед, их цена будет указана в том месяце, когда состоится перелет.

Порядок снижения цен

В случае снижения цен, чтобы учесть сниженную цену, а не первоначальную, методология расчета ГИПЦ требует, чтобы снижение цен было:

относящимся к покупке отдельного товара или услуги;
доступным всем потенциальным потребителям без каких-либо особых условий;
известным покупателю в момент, когда он или она заключили соглашение о покупке соответствующего товара;

могло быть заявлено в момент покупки или в течение такого периода времени с момента фактической покупки, что можно ожидать, что данное снижение цен окажет существенное влияние на количество, которое покупатели готовы приобрести.

Тарифные цены

Многие тарифные цены, с которыми сталкиваются потребители, относятся к продуктам, цены которых регулируются правительством или сформировались в условиях монополии либо ситуации, подобной монополии.

Субиндексы ГИПЦ, включающие тарифные цены, часто получают централизованно или непосредственно от поставщиков, таких, как крупные розничные сети, или рассчитываются государствами-членами на основе данных о тарифных ценах и лежащих в их основе моделях потребления.

Требование к расчету ГИПЦ заключается не только в том, чтобы государства - члены ЕС измеряли одно и то же изменение цен сопоставимым и надежным способом, но и в том, чтобы предоставить государствам-членам юридические полномочия, необходимые для обеспечения доступа к необходимым им данным.

Страхование

ГИПЦ покрывает все страховки, связанные с жильем, которые обычно оплачивает арендатор, а также частную медицинскую страховку, гражданскую ответственность и страхование путешествий. При этом страхование жизни рассматривается как частное сбережение и потому исключается из расчета ГИПЦ.

Веса и цены на страхование измеряются за вычетом претензий, но индекс цен для валовых премий может использоваться в качестве косвенного показателя или оценки изменений в "ценах" чистых премий.

Услуги здравоохранения, образования и социальной защиты

Покупательские цены на товары и услуги в секторах здравоохранения, образования и социальной защиты, используемые в ГИПЦ, должны соответствовать суммам, уплаченным потребителями, за вычетом возмещений. Компенсации определяются как выплаты домашним хозяйствам государственными подразделениями, администрациями социального обеспечения или некоммерческими учреждениями, обслуживающими домашние хозяйства, которые производятся как прямое следствие покупок индивидуально определенных товаров и услуг, первоначально оплаченных домашними хозяйствами. Выплаты страховыми компаниями по претензиям домашним хозяйствам не являются возмещением.

Конкретный правовой стандарт разъясняет порядок проведения реформ здравоохранения в рамках ГИПЦ. Изменения потребительских цен не следует измерять просто как результат изменений в правилах получения права на социальное медицинское страхование и доступа к нему. Вместо этого изменения цен в рамках одной и той же схемы следует учитывать посредством корректировки весов и объединения индексов цен в цепочки.

Финансовые услуги

Государства - члены ЕС традиционно придерживались различных практик измерения цен на финансовые услуги в своих национальных ИПЦ и применяли различные методы определения весовых коэффициентов. Поэтому гармонизированная методология для предварительной обработки данных о платежах такого рода считается необходимой.

Гармонизированная методология предусматривает, что для платы за обслуживание, определяемой как доля от стоимости сделки, цены покупателя должны определяться как сама доля, умноженная на стоимость репрезентативной единицы сделки в базисном или отчетном периоде. ГИПЦ должен включать сборы, выраженные в виде фиксированного сбора или фиксированной ставки, но исключать процентные платежи и подобные процентам сборы. Изменения в ценах покупателей, которые отражают изменения в правилах, определяющих их, а также изменения в ценах покупателей, являющиеся результатом изменений в стоимости операций с репрезентативными единицами, должны быть показаны как изменения цен в ГИПЦ. Изменение значений репрезентативных единичных операций может быть оценено с использованием изменения индекса цен, который адекватно отражает соответствующие единичные операции.

Сезонные продукты

Сезонные продукты - это продукты, которые доступны для покупки или приобретаются в небольших или пренебрежимо малых объемах в течение определенных периодов в типичном годовом цикле; а в другие периоды эти продукты, как правило, недоступны или почти недоступны. Климат, социальные традиции и институциональные механизмы являются основными причинами сезонной недоступности. Продукты, которые демонстрируют сезонную структуру продаж, но, тем не менее, доступны в течение всего года, не включены в приведенное выше определение сезонных продуктов. Сезонный характер потребления является одной из основных причин отсутствия наблюдений за ценами и, таким образом, должен надлежащим образом учитываться при расчете ГИПЦ.

Следует также отметить, что ГИПЦ, публикуемые Евростатом, не подлежат какой-либо сезонной корректировке, целью которой является сглаживание значений индексов с учетом периодов в году, когда цены могут иметь тенденцию быть выше или ниже среднего.

Наряду с расчетом показателей монетарного характера, возможен также расчет немонетарных показателей, характеризующих уровень конвергенции национальных экономик различных стран, как входящих, так и не входящих в интеграционные объединения. Такого рода показатели, как правило, основаны на дисперсии приращений тех или иных индикаторов, например, валового выпуска соответствующих макросистем. Аналогичным образом рассчитываются барометры, на основании динамики которых можно судить о сглаживании либо углублении межрегиональной дифференциации в странах, для которых данная проблема актуальна [126].

Анализ динамики соответствующих показателей позволяет разрабатывать и принимать меры, нацеленные на сближение отраслевых структур и условий хозяйственного развития соответствующих макросистем. Подобные меры также применяются в целях антициклического регулирования, направленного на демпфирование излишнего разогрева экономик, не подкрепленного наличием доступных для вовлечения ресурсов, и на предотвращение жесткой «посадки» во время наступления рецессии.

Как обычно, в таких случаях возникает проблема избыточного регулирования экономики (overcontrolling), чреватого провалами государства, действия которого приводят к ослаблению управляемости экономики и затрудняют ее настройку на решение текущих задач, наличие которых вызвано необходимостью стратегических целей развития макросистем в изменяющихся условиях внешней среды.

В качестве примера отметим различную реакцию разных экономик на введение карантинных ограничений, связанных с пандемией COVID-19: решения, хорошо

работающие в одних странах, нельзя клишировать на другие, даже сходные с ними по динамике целого ряда макропараметров.

2.2 Подготовка обзора преимуществ и недостатков действующего в ЕАЭС подхода к определению предельного значения показателя, определяющего устойчивость экономического развития государств - членов ЕАЭС – уровня инфляции (индекс потребительских цен)

2.2.1 Действующий в ЕАЭС подход к установлению целевых ориентиров по темпам инфляции

Что касается экономического пространства ЕАЭС, то в нем действует Методика расчета макроэкономических показателей, определяющих устойчивость экономического развития государств – членов Евразийского экономического союза, утвержденная Решением Коллегии ЕЭК от 25 июня 2013 г., № 144, в редакции Решения Коллегии ЕЭК от 24 апреля 2017 г., № 39 [127]. В числе трех важнейших показателей, рассчитываемых согласно упомянутой Методике, указан темп инфляции (индекс потребительских цен).

Пункт 6 Методики расчета макроэкономических показателей гласит: «Показатель уровня инфляции (индекса потребительских цен) в годовом выражении измеряется как процентное отношение стоимости фиксированного набора потребительских товаров и услуг в ценах декабря анализируемого года к его стоимости в ценах декабря предыдущего года» [127].

В соответствии со статьей 63 Договора о Евразийском экономическом союзе от 29 мая 2014 г., в качестве предельного, максимально допустимого значения межстрановой дисперсии годовых значений индекса потребительских цен (т.е. максимально допустимого разбега между наибольшим и наименьшим значениями ИПЦ по всем странам ЕАЭС) указывается 5 п.п. в год. Ежеквартально проводится мониторинг макроэкономических показателей, определяющих устойчивость экономического развития государств – членов ЕАЭС, и результаты этого мониторинга публикуются на сайте Евразийской экономической комиссии.

Очевидным достоинством принятого подхода является тот факт, что он оставляет значительную степень свободы для макроэкономической политики стран – членов ЕАЭС, позволяя им сохранить важнейшие стратегические ориентиры развития национальных экономик. При этом показатель дисперсии (максимально допустимого разброса значений), задает определенные ориентиры, указывая на более или менее высокую степень

конвергентности экономических систем стран, входящих в состав ЕАЭС, что крайне важно для разработки согласованных мер макроэкономической политики в интересах развития как ЕАЭС в целом, так и отдельных стран, входящих в его состав.

Кроме того, страны – члены ЕАЭС находятся в инфляционном разрыве, что позволяет рассчитывать на возможность синхронных изменений в логике макроэкономического регулирования и на достижимость целей согласованного развития. Установление верхнего предела по дисперсии ИПЦ не зависит от того, велики или малы сами значения ИПЦ: при любом состоянии общемировой конъюнктуры, включая возможные обострения геополитической ситуации, установленный критерий успешности монетарной политики разумен и реалистичен.

В то же время, указанный подход имеет и недостатки, которые вкратце упомянем.

Во-первых, в составе интеграционного объединения могут быть страны, имеющие разные стратегии экономического развития. Одни последовательно придерживаются стратегии догоняющего развития, для них необходимы высокие темпы роста и, следовательно, высокий уровень инфляции, которая этот рост сопровождает (хотя и не является его причиной). Другие страны ставят перед собой прежде всего цели антициклического регулирования и в период подъема направляют усилия на относительное охлаждение инвестиционного климата. Им нужно удерживать низкие темпы инфляции и, в соответствии с моделью кривой Горидько, проводить последовательную монетарную политику, не допуская ни существенного сжатия, ни избытка объема денежной массы. Целевой ориентир по разбросу значений темпов инфляции впрягает эти экономики в одну упряжку и побуждает к относительной синхронизации усилий в области макроэкономической политики, что в описанных предположениях трудно признать разумным или, по крайней мере, универсальным императивом.

Во-вторых, в тех случаях, когда разброс значений годовых ИПЦ все-таки превзошел установленный верхний порог в 5 п.п., остается неясным, чьи усилия в области макроэкономической политики прежде всего подлежат коррекции, – страны, в которой темп инфляции оказался существенно меньше, чем в других странах ЕАЭС, или страны, в которой он существенно больше.

В-третьих, в каждой стране, входящей в состав ЕАЭС, существуют собственные представления о том, какой уровень годовых значений ИПЦ следует считать оптимальным. Как правило, краткосрочные целевые ориентиры по годовому уровню ИПЦ устанавливаются эмиссионным банком соответствующей страны, принимающим меры по таргетированию темпов инфляции. В зависимости от состояния экономики той или иной

страны целевой ориентир может быть выбран на определенном уровне, и эти уровни по разным странам не согласуются друг с другом. Тем самым, возможна ситуация, когда каждая страна – член ЕАЭС успешно придерживается своего внутреннего краткосрочного целевого норматива по темпам инфляции, а разброс значений между страновыми ИПЦ при этом превысит 5 п.п.

2.2.2 Краткосрочные и среднесрочные целевые ориентиры по темпам инфляции для стран – членов ЕАЭС

Во всех странах – членах ЕАЭС существуют целевые ориентиры по годовым темпам инфляции, измеряемой индексом потребительских цен.

В Армении денежно-кредитная политика предусматривает достижение целевого ориентира инфляции - 4% [128]. Краткосрочный прогноз Центрального банка состоит в том, что к концу 2023 года темп инфляции в годовом выражении, постепенно снижаясь, приблизится к этому целевому значению и затем стабилизируется в этих пределах.

В Беларуси, в соответствии с Программой социально-экономического развития Республики Беларусь на 2021-2025 годы, утвержденной Указом Президента Республики Беларусь от 29 июля 2021 г., основной целью является поддержание в среднесрочном периоде годового уровня инфляции вблизи 5% [129]. В Основных направлениях денежно-кредитной политики на 2023 г. указана краткосрочная цель – замедление инфляции, измеряемой индексом потребительских цен, в годовом выражении до 7-8% (декабрь 2023 г. к декабрю 2022 г.) [130].

В Казахстане Стратегия денежно-кредитной политики до 2030 года предполагает стабилизацию темпов инфляции в пределах установленного среднесрочного ориентира 3-4% [131]. В соответствии с заявлением Председателя Нацбанка Республики Казахстан Галымжана Пирматова, прозвучавшим в феврале 2023 года, прогноз по темпам инфляции на 2023 год составляет 9-12%, на 2024 год 6-8%, на 2025 год 4-6% [132].

В Кыргызстане целевым показателем темпов инфляции в среднесрочном горизонте является значение индекса потребительских цен в пределах 5-7%, как зафиксировано в Основных направлениях денежно-кредитной политики, утвержденных постановлением Правления Национального банка в декабре 2017 г. [133]. В то же время, в текущем году денежно-кредитная политика Национального банка будет ориентирована на удержание темпа инфляции около 10% в годовом выражении, при условии отсутствия дополнительных шоков [134]. Краткосрочный прогноз на конец текущего года составляет 10-12% годовой инфляции [135].

В России целью эмиссионного банка является удержание годовых темпов инфляции в среднесрочном горизонте вблизи 4%, и Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики, формируемые ежегодно Банком России, эту цель неизменно подтверждают [136]. В то же время, Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2023 год и период 2024 и 2025 годов содержат прогноз [137], согласно которому темп инфляции в 2023 году снизится до 5-7% в годовом выражении, вернется к 4% в 2024 году и в дальнейшем будет находиться вблизи этой цели.

Таким образом, исходя из среднесрочных целевых ориентиров по инфляции для стран – членов ЕАЭС, в рамках ЕАЭС в целом допустим и разумен целевой ориентир, состоящий в том, что в среднесрочном горизонте годовой индекс потребительских цен в ЕАЭС (рассчитанный средневзвешенным способом) не должен превышать 5%.

Этот ориентир согласован с целями монетарной политики всех стран, входящих в состав ЕАЭС, и обусловлен задачами стабилизации макроэкономической динамики соответствующих стран.

В самом деле, слишком высокие темпы инфляции провоцируют переток капитала в отрасли с быстрым оборотом, доля финансовой ренты в ВВП резко возрастает, благодаря чему выигрывают более богатые регионы, где финансовая и торговая инфраструктура уже создана в должной мере. Это углубляет межрегиональную дифференциацию и снижает норму накопления, которая падает ниже критического уровня, позволяющего обеспечить хотя бы простое воспроизводство.

В то же время, темп инфляции имеет определенные ограничения не только сверху, но и снизу. Чрезмерно низкие темпы инфляции, хотя и приводят к более предсказуемым правилам игры в экономике и позволяют переместить экономические интересы агентов в более длинный горизонт, все же не являются стимулом для инвесторов, и поэтому попытки насильственным образом удержать неоправданно низкий темп инфляции оборачиваются дефляционным давлением на экономику и способны привести ее в состояние депрессии.

Для того, чтобы данное рассуждение (крайне важное с точки зрения логики макроэкономической политики) обрело определенные количественные очертания, остается выяснить, какие темпы инфляции являются для различных стран ЕАЭС «слишком малыми» или «слишком большими». Именно это и является нашей следующей непосредственной задачей, решение которой позволит сформулировать конкретные предложения по определению предельных значений показателей, определяющих устойчивость экономического развития государств – членов ЕАЭС.

2.3 Подготовка обзора альтернативных подходов к определению предельного значения показателя, определяющего устойчивость экономического развития государств - членов ЕАЭС – уровня инфляции (индекс потребительских цен). Разработка предложений по совершенствованию действующего в ЕАЭС подхода

Традиционная постановка задачи, связанная с поиском предельно высокого уровня инфляции, предполагает, что существуют ограничения верхнего предела ее темпов, и оставляет в стороне вопрос о предельно низком уровне инфляции, достижение которого ввергает экономику в состояние дефляционной депрессии. Научно обоснованная постановка данной проблемы опирается на парадигму допустимых интервалов [77, 138], в соответствии с которой стандартные оптимизационные задачи, направленные на поиск оптимальных в том или ином смысле значений макропараметров, уступают место выявлению граничных значений этих параметров, при соблюдении которых возможно достижение важнейших целей развития, стоящих перед макросистемой.

2.3.1 Принцип допустимых интервалов: немного теории

В основе большинства рассуждений, посвященных поведению современных макросистем, лежат, как ни странно, ложные зависимости, например, предположение о том, что экономический подъем непременно истощает и загрязняет окружающую среду и достигается за счет хищнического использования природных ресурсов. Аналогичным образом, в соответствии с логикой многих исследователей, экономический подъем непременно вовлекает занятых в производство, тем самым снижая норму безработицы.

Сторонники подобных мнимых закономерностей неявно имеют в виду экономический рост, осуществляемый на неизменной технологической основе, тогда как внедрение новых технологий эти зависимости полностью опрокидывает. В реальной жизни экономический подъем, основанный на применении новых технологий, сопровождается ресурсосбережением и вытесняет занятых из производства (по крайней мере, в коротком горизонте), ликвидируя очаги скрытой безработицы и переводя ее в открытые формы.

Широко распространенное предположение об альтернативности экономического роста по отношению к обеспечению сохранности окружающей среды порождает вопрос о допустимых пределах, в которых необходимо удерживать темпы экономического роста. Слишком высокие темпы приведут к быстрому истощению ресурсной базы производства и

интенсивному загрязнению среды. Слишком низкие темпы роста обернутся нарастанием безработицы, бедности и отсталости, снижением качества жизни, неудовлетворенными потребностями.

Теоретическое осмысление данной проблемы содержится в пионерной работе Кейт Рэйворт [139], где данная закономерность называется «принципом бублика» (*doughnut principle*, в дословном переводе – «принцип пончика»). Ключевой вопрос, по ее мнению, заключается в том, сумеет ли человечество удержать приемлемые, допустимые темпы экономического роста – не слишком высокие и не слишком низкие, которые позволяют обеспечивать повышение уровня жизни и в то же время уделять внимание качеству окружающей среды. Идея Кейт Рэйворт о необходимости удержать в определенных рамках темпы экономического роста в простой и понятной форме представлена на рис. 2.1.

Первое упоминание «принципа бублика», по-видимому, относится к 1996 г., когда в Лондоне вышла в свет большая коллективная монография «Переосмысление будущего». Чарльз Хэнди, написавший в ней первую главу, чуть меньше двух страниц посвятил описанию этого принципа [141, с. 19-20] и отнес его применение к случаям, когда управляемая экономическая система вынуждена удерживаться в рамках определенных ограничений, противоположных друг другу по смыслу. Например, для достижения одних целей фирма должна быть достаточно большой, а для достижения других – достаточно малой. Управленческие полномочия, с одной стороны, нужно делегировать, с другой – концентрировать в одних руках. Подобных примеров можно привести довольно много, и не только в экономике.

По существу, любая динамическая система должна удовлетворять одновременно противоположным ограничениям, удерживаясь в некотором диапазоне допустимых состояний. Выход за пределы этого диапазона чреват негативными последствиями для динамики этой системы.

У данной идеи нашлось довольно много последователей [142, 143], обсуждающих, в частности, вопрос о том, каким образом можно было бы выявить границы очертаний этого «бублика», хотя бы приблизительно.

Мы утверждаем, что проблема «бублика» свойственна не только показателю темпа экономического роста. Аналогичные оценки можно провести по многим индикаторам, выражающим динамику развития современных макросистем.

Например, размер отношения госрасходов к ВВП того же года может максимизировать объем этого ВВП или темп его роста (эту зависимость выражает кривая Арми – Рана), а может максимизировать уровень личных располагаемых доходов населения. И эти два аргмаксимума, разумеется, различаются между собой. Поэтому для

каждой макросистемы можно утверждать, что отношение объема госрасходов к объему ВВП следует удерживать вблизи этих «оптимальных» значений.

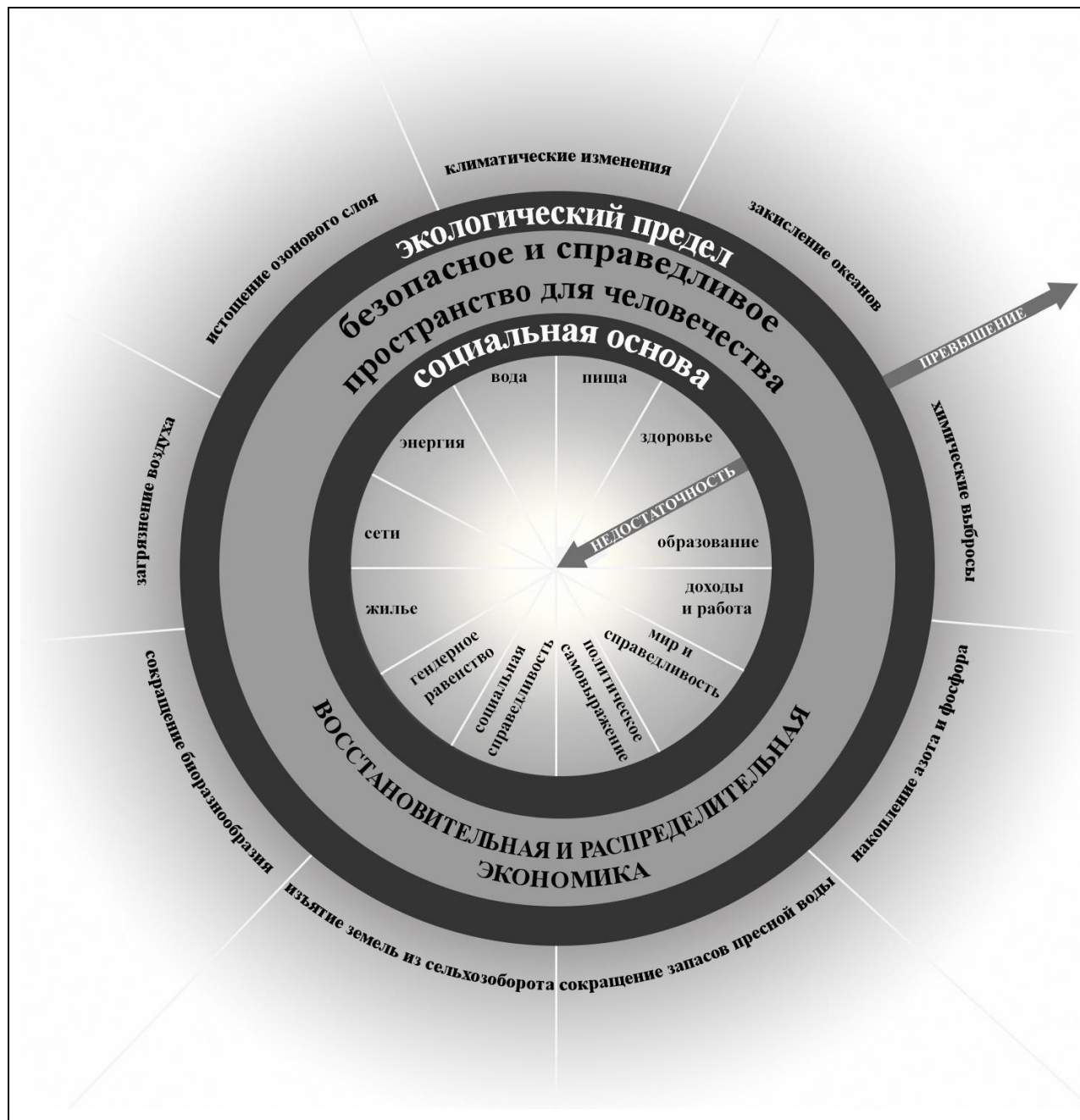


Рисунок 2.1 - «Принцип бублика» (doughnut principle) Кейт Рэйворт [140]

Аналогичным образом, для успешного развития макросистемы норма накопления не должна быть ни слишком высокой (поскольку в этом случае не остается ресурсов для решения краткосрочных, текущих задач), ни слишком низкой, поскольку в этом случае не удастся удержать приемлемые темпы роста. Рассуждения такого рода применимы и к другим индикаторам макроэкономического «здоровья».

На рис. 2.2 приведены четыре направления, четыре оси, четыре важных макроэкономических параметра, которые необходимо удерживать в определенном диапазоне значений, не допуская существенного выхода за соответствующие пределы. Разумеется, эти пределы для разных макросистем, вообще говоря, не совпадают.

Таких осей и параметров может быть и намного больше. Возникает «бублик», в котором ближе к центру расположены недопустимо низкие значения указанных параметров, а вне его пределов лежат неприемлемо высокие значения этих же параметров, отложенных по различным осям.

Задача, таким образом, заключается в том, чтобы «удержаться» внутри этого бублика, поддерживая значения всех ключевых макропараметров в требуемых интервалах.



Рисунок 2.2 - «Принцип бублика» для экономических параметров макросистемы

Аналогичные задачи возникают и в социальной политике любой макросистемы. Например, уровень социального расслоения по доходам – тоже задача на поиск интервала допустимых значений. Слишком большое расслоение вредит росту производства, поскольку подрывает стимулы к труду. Слишком малое расслоение свидетельствует о скудости прибавочного продукта и характеризует депрессивные макросистемы. Чем измерять этот уровень расслоения – отдельная тема для обсуждения. В качестве такого параметра может быть принято, например, отношение децильных коэффициентов, т. е. отношение располагаемых доходов населения верхнего дециля к нижнему.

Отношение размер средней пенсии к размеру средней зарплаты – один из критических показателей, который отражает логику функционирования системы социальной защиты. Международная конфедерация труда в «Конвенции 1952 года о минимальных нормах социального обеспечения» выразила мнение, что это соотношение не должно быть менее 40% [144], и именно эта «пороговая» цифра часто повторяется в исследованиях на данную тему, безотносительно к специфике экономической динамики тех или иных стран и регионов. Но это соотношение можно довести и до 80%. В этом случае социальные вспомоществования будут сопоставимы с трудовым доходом, что destимулирует занятость и будет провоцировать расширение слоя людей, вполне способных работать, но предпочитающих жить на пособие.

На рис. 2.3 приведен бублик для четырех социальных параметров макросистемы, каждый из которых имеет определенный диапазон допустимых значений. Разумеется, таких социальных параметров, для которых разумно искать диапазон приемлемых значений, может быть намного больше.



Рисунок 2.3 - «Принцип бублика» для социальных параметров макросистемы

Для экономической науки традиционна постановка проблем, связанная с поиском экстремальных, наилучших (в том или ином смысле) значений определенных параметров. Это касается как макроэкономических пропорций, так и микроэкономических задач, выражающих логику экономического выбора агента, который максимизирует свою функцию полезности.

Помимо предположений о достаточном уровне информированности агента, принимающего решения (АПР), подобный ход рассуждений неявно предполагает и факт неизменности его предпочтений, что, разумеется, не соответствует действительности. Важный момент, в значительной мере обесценивающий практическую применимость традиционного поиска «оптимальных» решений, заключается в том, что критерии экономического выбора изменяются в ходе самого этого выбора.

Аналогичные рассуждения легко проецируются и на макроуровень. Принимая решения, правительство исходит из меняющихся во времени предпочтений, поэтому искомое оптимальное решение, даже если оно будет найдено, может быть реализовано на практике лишь с некоторым лагом, а между тем, соображения, принимавшиеся в расчет при его поиске, уже претерпели изменения.

В реальной жизни разумно исходить не из целей оптимизации, а из логики удержания важных параметров в пределах определенного интервала допустимых значений. Это напоминает жизнь биологических объектов (например, человека), которая может протекать лишь при определенных соотношениях температуры воздуха, его влажности, содержания кислорода, давления и прочих критичных для жизни параметров. По каждому из этих параметров существует определенный интервал, в рамках которого жизнь человека комфортна, а при существенном выходе за эти пределы она просто невозможна. При этом рассуждения о том, какая температура воздуха «более оптимальна» для человека – плюс 18°C или, например, плюс 22°C – выглядят не слишком конструктивно.

Нечто подобное имеет место и для экономических систем. Например, нельзя однозначно утверждать, каков оптимальный объем денежной массы для макросистемы (даже при условии, что мы хорошо понимаем, что это такое, и исходим из конкретной методики расчета, например, агрегата M2). Объем денежной массы, при котором имеет место самая низкая инфляция (о логике его оценки см. работы [28, 103]), не совпадает с объемом денежной массы, при котором максимален темп роста ВВП.

Естественно, объем денежной массы, минимизирующий темп инфляции, как правило, намного меньше, чем объем денежной массы, максимизирующий темп роста ВВП. При минимально возможных темпах инфляции экономика остается недомонетизированной: она стабильна, но это скудная стабильность (*lean stability*). А наша задача – перейти к изобильной, динамичной стабильности (*abundant stability*), к устойчивому росту, и все возможности в сегодняшней экономике России для этого есть [145, 146].

Таким образом, рассматриваемый подход предвосхищает определенное смещение тренда в постановке задач управления экономическими системами: от оптимизационных задач следует переходить к выявлению и оценке интервала допустимых значений параметров.

Этот тренд касается не только макроэкономических систем (стран и регионов), но и объектов микроэкономических, находящихся на уровне предприятий и домохозяйств.

Для микроэкономических задач возникают другие «бублики», аналогичные представленным на рис. 2.2 и 2.3, а входящие в них параметры характеризуют устойчивость и безопасность микроэкономического объекта (агента, принимающего решения, – АПР). Разумеется, для каждого АПР, вообще говоря, существует собственный бублик, включающий в себя важные именно для него показатели, каждый из которых характеризуется определенным, критичным для этого АПР интервалом значений. Например, подобно показателям финансовой устойчивости для предприятий, параметр, выражающий уровень долговой нагрузки домохозяйств, следует признать критически важным (разумеется, для тех домохозяйств, для которых долговая проблема в принципе существует), в особенности в периоды неблагоприятных изменений экономической конъюнктуры, когда проблема «плохих долгов» обостряется.

Привлекательность принципа допустимых интервалов по сравнению с традиционным (оптимизационным) взглядом на динамику количественных параметров определяется несколькими обстоятельствами. Отметим наиболее важные из них:

– понимание множественности оптимальных значений параметров: вместо наличия «единственно верного» оптимального решения имеем целый спектр оптимальных в каком-то смысле состояний, и это соответствует множественности целей, которых мы хотим достичь; т. е. мы не решаем задачу многокритериальной оптимизации, а решаем экстремальную задачу по каждому из интересующих нас критериев и затем предлагаем интервал оптимальных значений;

– понимание универсальности ситуаций, когда оптимум лежит посередине: «слишком большие» и «слишком малые» значения параметра не могут быть оптимальными по разным причинам, и это касается не только экологии и не только экономики, но и, вообще говоря, очень многих аспектов жизни самых различных сложных динамических систем (как правило, эти системы стремятся одновременно к достижению нескольких различных целей, каждая из которых претерпевает изменения со временем);

– понимание современных (весьма близких к реальности) представлений об устойчивости и безопасности динамических систем, удерживающихся в оптимальных интервалах по целому ряду значимых для развития параметров;

– понимание изменчивости экстремальных значений и даже интервалов этих экстремальных значений во времени, а также набора параметров, по значениям которых можно судить об успешности и эффективности функционирования и развития сложной системы.

В данной области открывается серьезное поле для дальнейших исследований как на макро-, так и на микроуровне, причем эти исследования могут проводиться с помощью различных инструментов интеллектуального анализа данных: имитационных моделей, регрессионных моделей, нейросетей и проч.

2.3.2 Принцип допустимых интервалов для индексов инфляции в странах – членах ЕАЭС

Для выявления возможных подходов к определению предельных значений (максимально и минимально допустимых) индекса потребительских цен или дефлятора ВВП построим по каждой стране – члену ЕАЭС среднесрочные регрессионные модели, выражающие зависимость ключевых макропараметров от темпа инфляции.

В качестве основного параметра, выражающего темп инфляции, мы рассматриваем дефлятор ВВП как наиболее общий индикатор, взаимосвязь которого с динамикой важнейших макроэкономических показателей наиболее очевидна. Подробное обоснование данного подхода было приведено в [1]. В частности, неразумно ожидать, что динамические ряды годовых значений индекса потребительских цен обнаружат статистически значимую связь с такими показателями, как норма накопления или объем валового экспорта, тогда как для дефлятора ВВП значимая связь такого рода ожидаема, и ее наличие подтверждается адекватными методами экономической статистики по большинству стран – членов ЕАЭС.

Россия

В предположении, что при управлении инфляцией необходимо руководствоваться целями государственной макроэкономической политики, в т.ч. денежно-кредитной, фискальной, региональной ее составляющей, предлагается определить некий интервал уровня цен, при котором достигается сбалансированное достижение поставленных задач и поддерживается устойчивое состояние экономики. Исходные данные для моделирования представлены в таблице А.1.

На первом этапе проекта нами представлены результаты моделирования связи между экономическим ростом и таким индикатором инфляции как дефлятор ВВП в соответствии с теорией NSEGRI [66], см. рис. 2.4.

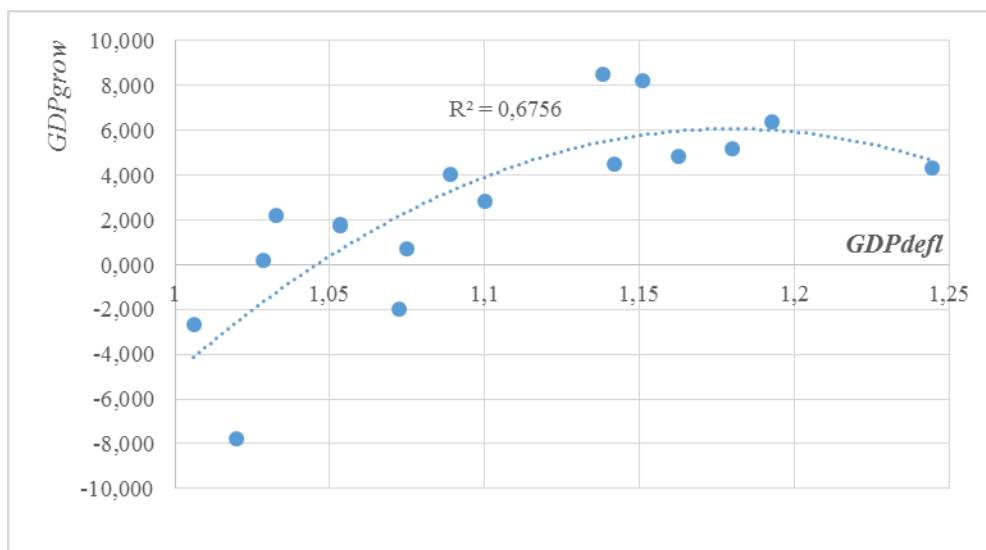


Рисунок 2.4 - Связь между дефлятором ВВП и темпом прироста ВВП России в период 2005-2021 гг.

Формула (2.1) показывает квадратичную связь между темпом прироста ВВП (%) и дефлятором ВВП:

$$GDP_{grow} = -464,03 + 796,95 * GDP_{defl} - 337,77 * GDP_{defl}^2. \quad (2.1)$$

Модель, характеристики которой представлены в таблице Б.1, адекватна исходным данным, имеет достаточную объясняющую способность ($R^2=0,68$), все параметры значимы на уровне значимости 0,05.

Решая квадратичное уравнение (2.1), определим точку максимума (1,18; 6,065), ее координаты позволяют предположить, что в среднем в исследуемом периоде максимальному приросту валового выпуска в 6,065% соответствовал дефлятор ВВП на уровне 1,18.

Если уменьшить интервалы моделирования до 10 наблюдений, можем определить локальные аргмаксимумы моделей, подобной (2.1), в среднесрочном периоде. Приведем на рис. 2.5 графики этих функций по ряду промежутков.

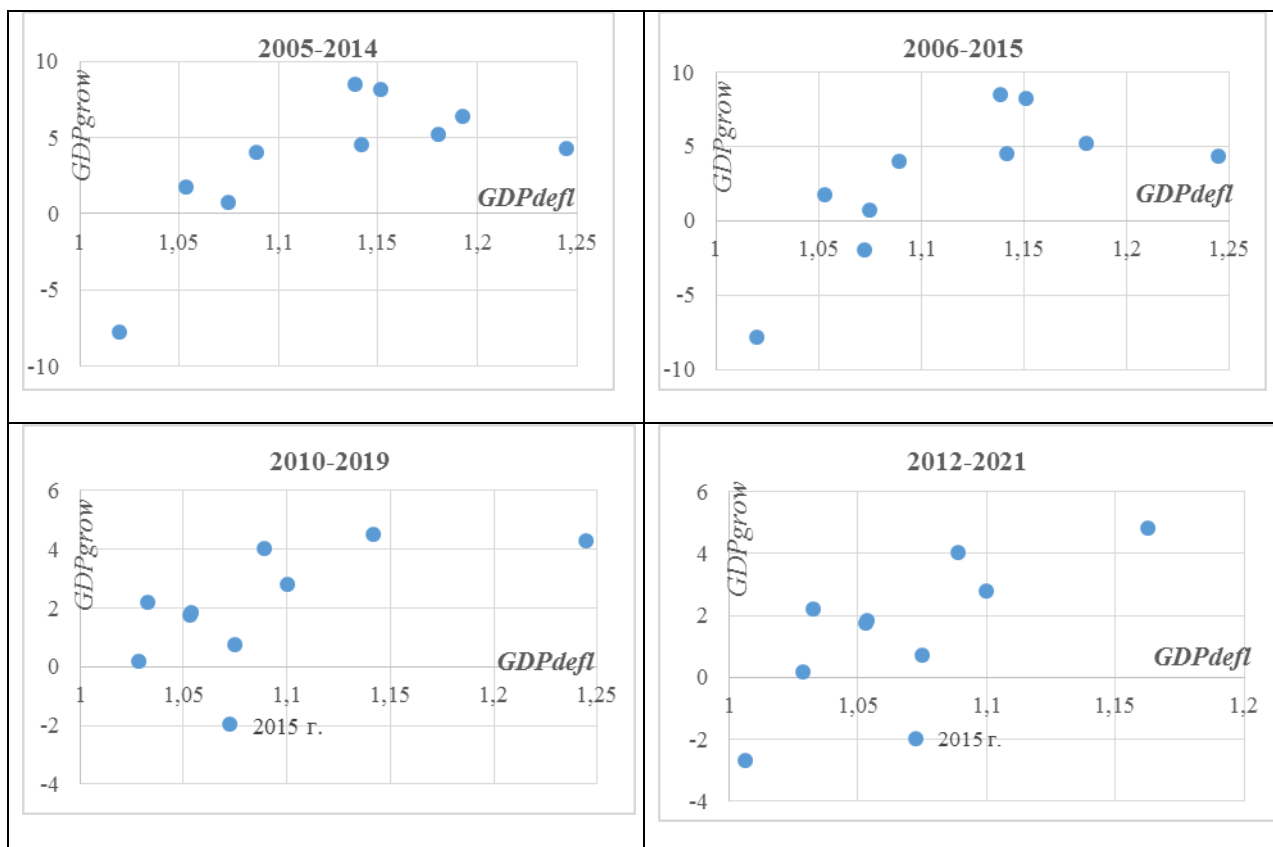


Рисунок 2.5 - Связь между дефлятором ВВП и темпом прироста ВВП России, среднесрочные интервалы в период 2005-2021 гг.

Как видим, на большинстве промежутков исследуемая связь между двумя показателями также представляется нелинейной и лучше всего аппроксимируется также с помощью полинома второй степени, исключением является разве что период 2012-2021 гг.

В предыдущих своих работах [67] мы доказали возможность получения динамической траектории точки аргмаксимума, которая указывает на тот интервал уровня инфляции, при котором достигается максимально быстрый экономический подъем. Таким же образом построим модели по десятилетним периодам со сдвигом в один год, начиная с 2005 по 2021 гг. включительно:

$$2005-2014: \quad GDP_{grow} = -835,2 + 1443,45 * GDP_{defl} - 618,37 * GDP_{defl}^2 \quad (2.2)$$

$$2006-2015: \quad GDP_{grow} = -820,25 + 1411,84 * GDP_{defl} - 602,36 * GDP_{defl}^2 \quad (2.3)$$

$$2007-2016: \quad GDP_{grow} = -620,84 + 1067,58 * GDP_{defl} - 454,35 * GDP_{defl}^2 \quad (2.4)$$

$$2008-2017: \quad GDP_{grow} = -508,99 + 872,83 * GDP_{defl} - 370,15 * GDP_{defl}^2 \quad (2.5)$$

$$2009-2018: \quad GDP_{grow} = -504,37 + 863,96 * GDP_{defl} - 365,92 * GDP_{defl}^2 \quad (2.6)$$

$$2010-2019: \quad GDP_{grow} = -99,48 + 162,23 * GDP_{defl} - 63,17 * GDP_{defl}^2 \quad (2.7)$$

$$2011-2020: \quad GDP_{grow} = -180,26 + 302,99 * GDP_{defl} - 124,32 * GDP_{defl}^2 \quad (2.8)$$

$$2011-2020: \# \quad GDP_{grow} = -269,05 + 462,02 * GDP_{defl} - 194,81 * GDP_{defl}^2 - 4,36 * D \quad (2.9)$$

$$2012-2021: \quad GDP_{grow} = -121,38 + 190,11 * GDP_{defl} - 70,26 * GDP_{defl}^2 \quad (2.10)$$

$$2012-2021: \# \quad GDP_{grow} = -39,85 + 38,99 * GDP_{defl} - 3,94 * D \quad (2.11)$$

– модель построена с дополнительной (фиктивной) переменной.

В таблице 2.1 приведены характеристики этих моделей, большинство из них имеют высокую объясняющую способность и адекватно описывают исходные данные. Впрочем, за периоды 2010-2019, 2011-2020 и 2011-2021 гг. функции могут быть значимыми в целом, при этом имеют незначимые параметры и R^2 для них довольно низок (менее 0,5).

Тем не менее, в формулу (2.8) за 2011-2020 г. мы добавили фиктивную переменную D , равную 1 в 2015 г. и 0 в остальные годы, и получили формулу хорошего качества (2.9), вполне пригодную для моделирования. А в период 2012-2021 гг. была получена линейная функция (2.11) с фиктивной переменной D , равной 1 в 2015 г. и 0 в остальные годы.

Таблица 2.1 - Эконометрические характеристики моделей по 10-летним периодам

Годы	Номер модели	R^2	F-критерий	Значимость параметров регрессии (min)
2005-2014	(1.2)	0,87	24,06	***
2006-2015	(1.3)	0,83	17,32	***
2007-2016	(1.4)	0,71	8,64	**
2008-2017	(1.5)	0,65	6,53	*
2009-2018	(1.6)	0,61	5,53	*
2010-2019	(1.7)	0,37	2,07	
2011-2020	(1.8)	0,46	3,01	
2011-2020 [#]	(1.9)	0,80	7,80	*
2012-2021	(1.10)	0,49	3,42	
2012-2021 [#]	(1.11)	0,76	11,10	**

* – модель и все коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 0,1;

** – модель и все коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 0,05;

*** – модель и все коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 0,01;

– модель построена с дополнительной (фиктивной) переменной.

Коэффициенты при фиктивной переменной в моделях (2.9) и (2.11) говорят о том, что при прочих равных в 2015 г. наблюдалось дополнительное снижение объема ВВП на 3,94-4,36 п.п.

По всем значимым моделям мы определили локальные точки максимума, координаты которых представлены в таблице 2.2.

Таблица 2.2 - Координаты точек локального экстремума функций (2.2)-(2.6) и (2.9)

Годы	Номер модели	$GDP_{defl\ max}$	$GDP_{grow\ max}$
2005-2014	(2.2)	1,167	6,06
2006-2015	(2.3)	1,172	7,04
2007-2016	(2.4)	1,175	6,28
2008-2017	(2.5)	1,179	5,56
2009-2018	(2.6)	1,181	5,60
2011-2020	(2.9)	1,186	4,89

Судя по данным таблицы 2.2, прогнозируемое повышение цен будет сопровождаться снижением темпов прироста ВВП (либо даже падением ВВП) в ближайшей перспективе. Темп прироста за анализируемый период максимизируется при уровне инфляции (дефлятора ВВП) в 16,7-18,6%.

Для вычисления оптимальных значений уровня инфляции, при которых достигаются другие цели экономической политики, на рис. 2.6 прорисуем связь между тем же дефлятором ВВП и уровнем безработицы (некий аналог долгосрочной кривой Филлипса), предполагая, что существует темп инфляции, при котором норма безработицы минимальна. Данное построение следует отличать от вычисления *NAIRU*, предполагающего, напротив, что темп инфляции выступает функцией от нормы безработицы и при определенном значении этой нормы остается без изменений.

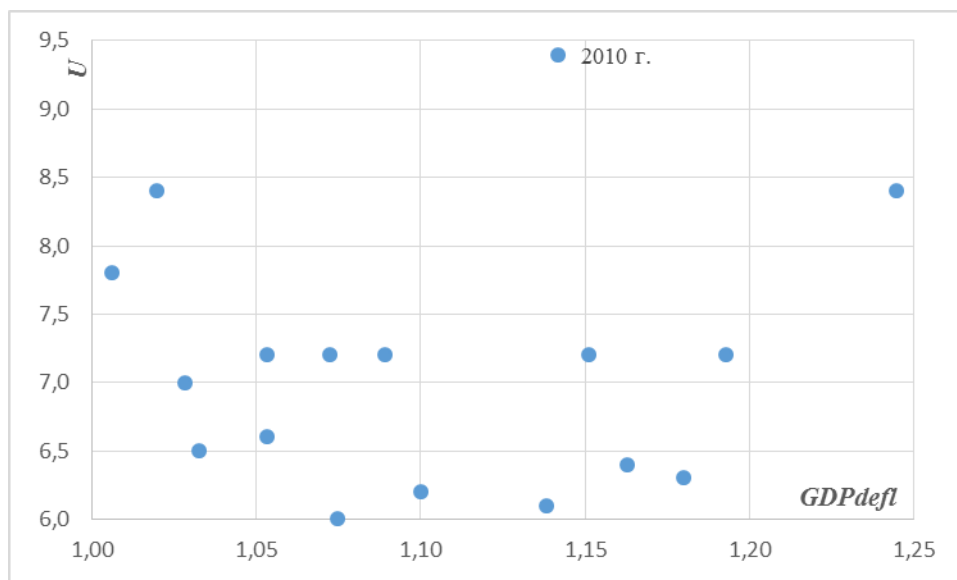


Рисунок 2.6 - Связь между дефлятором ВВП и уровнем безработицы в России, 2005-2021 гг.

Как видим из рис. 2.6, указанная связь неплохо аппроксимируется выпуклой вниз параболой, т.е. квадратичной функцией, однако точка, соответствующая 2010 г., явно выбивается из тренда. Для моделирования связи, кроме объясняемой и объясняющей переменной, в функцию включим дополнительную – фиктивную переменную, равную 1 в 2010 г. и 0 в другие годы:

$$U = 156,86 - 269,15 * GDP_{defl} + 120,35 * GDP_{defl}^2 + 2,95 * D. \quad (2.12)$$

В целом модель (2.12) адекватно описывает исходные данные, имеет высокую объясняющую способность, все ее параметры значимы на уровне значимости 0,01, см. таблицу Б.2.

Обратим внимание на коэффициент при фиктивной переменной, он свидетельствует о том, что в 2010 г. наблюдалось дополнительное приращение уровня безработицы по сравнению со средним за период показателем на 2,95 п.п.

Точка минимума (1,118; 6,379) указывает на то, что наименьшая безработица в России по методологии МОТ может составить 6,38% при значении коэффициента роста дефлятора ВВП в 1,118, т.е. при значении дефлятора ВВП, приближающемся к 12%.

Далее вычислим уровень инфляции, при котором региональная дифференциация в России является наименьшей. Для этого в качестве объясняемой переменной используем дисперсию (разброс) физического объема ВРП (см. таблицу А.1), рассчитанного на основании годовых данных об индексах физического объема ВРП на душу населения (без Крыма и г. Севастополя) за 2005-2021 гг. [147]. Расположение точек на рис. 2.7 не

позволяет предположить существование связи между показателями за исследуемый период в целом.

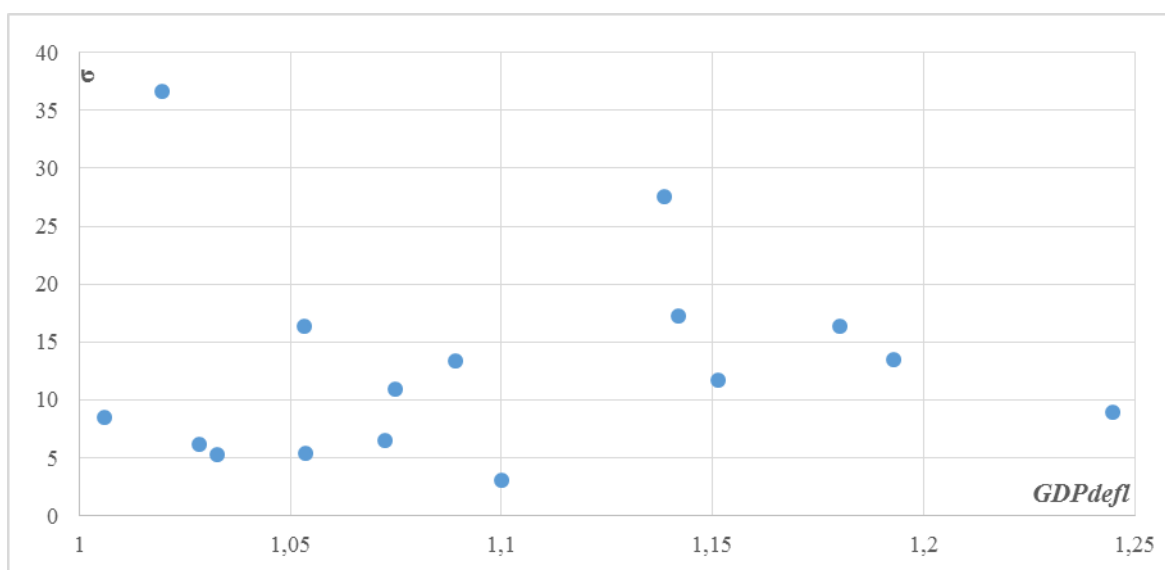


Рисунок 2.7 - Связь между дефлятором ВВП и дисперсией физического объема ВРП по регионам России, 2005-2021 гг.

Проведя предварительные мероприятия по вычислению максимально возможных отклонений расчетных данных от фактических, мы сократили диапазон для построения модели до периода 2014-2020 гг., рис. 2.8.

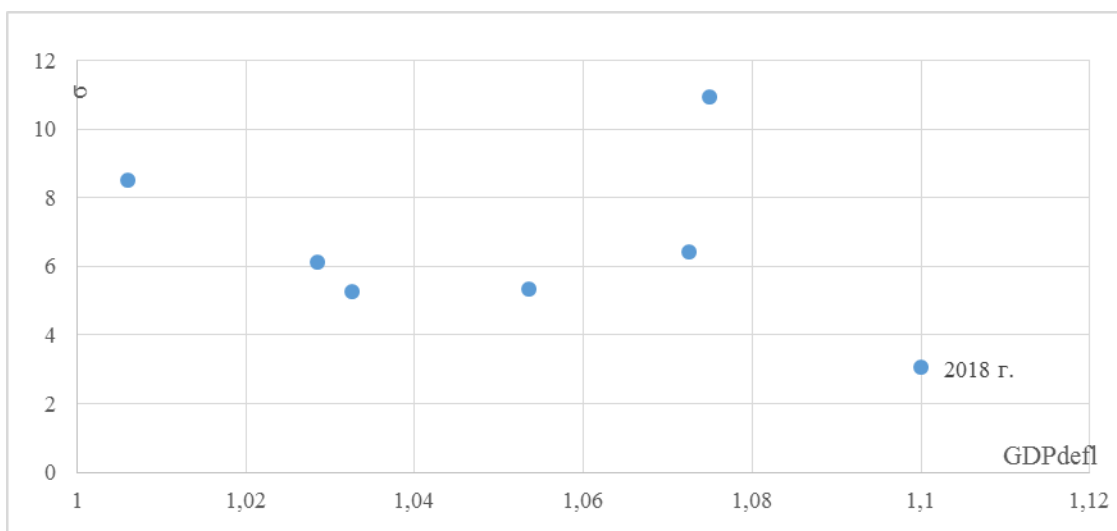


Рисунок 2.8 - Связь между дефлятором ВВП и дисперсией физического объема ВРП по регионам России, 2014-2020 гг.

По указанному периоду также вполне возможно предположить существование именно квадратичной модели, но наблюдение, соответствующее 2018 году, выбивается из тренда; для него введем фиктивную переменную D , равную 1 в 2018 г. и 0 в другие годы:

$$\sigma = 3448,4 - 6621,64 * GDP_{defl} + 3183,43 * GDP_{defl}^2 - 13,5 * D. \quad (2.13)$$

При высокой объясняющей способности функции (2.13), в которой $R^2=0,78$, она значима всего лишь на уровне значимости 0,16 (таблица Б.3), а все ее параметры значимы на уровне значимости, не превышающем 0,11, причем дамми-переменная оказалась наиболее значимой.

В 2018 году было заметно снижение межрегиональной дифференциации по сравнению с усредненным (трендовым) уровнем. Минимум функции (2.13) наблюдается в точке (1,04; 5,09), т.е. минимальный разброс значений среднедушевого ВРП регионов России наблюдался при инфляции около 4%, что вполне согласуется с целями по инфляции Центрального банка России. Впрочем, стоит отметить, что по данным более раннего периода мы получили другой результат [97]. Так, по данным 2005-2015 гг. точка минимума имела координаты (1,126; 8,3), т.е. минимальный уровень дифференциации наблюдался при инфляции 12,55% в среднем за среднесрочный период. Обратим внимание, что инфляция, которая значительно превышала указанное значение или была существенно ниже него, приводила к дальнейшему расслоению регионов.

Обобщив полученные по России результаты нелинейного моделирования трендов, выражающих связь дефлятора ВВП с целевыми показателями, можем констатировать, что предельно малым целевым уровнем инфляции может быть темп инфляции в 4% (и то только в последнее десятилетие), и при таком значении дефлятора ВВП не ожидается оптимальных темпов роста экономики, так же, как и минимизации уровня безработицы. Максимально возможным может быть граничный уровень инфляции в 18,6%, но стоит отметить, хоть этот рост цен и сопровождается максимальный прирост объема ВВП страны, он может существенно углубить экономическую дифференциацию регионов, стимулировать поляризацию экономического пространства России.

Таким образом определение критических уровней инфляции стоит производить, исходя из текущих приоритетов внутренней политики и обращая внимание на факторы внешнего влияния.

Заметим также, что найденные «оптимальные» (в том или ином смысле) значения дефлятора ВВП получены в результате расчета экстремальных значений трендов, построенных по разным временным периодам. Во всех случаях мы брали за основу динамические ряды наблюдений максимально разумной глубины (как правило, это 15 лет), а затем отбрасывали максимально давние наблюдения полученного временного ряда, в тех случаях, когда выяснялось, что рассматриваемое множество наблюдений содержит на самом деле более одного тренда, и «изломы» зависимостей между переменными настолько очевидны, что препятствуют получению адекватной статистически значимой связи за весь

обсуждаемый период. Подобные ситуации означают, что наиболее давние наблюдения уже не оказывают значимого воздействия на текущую динамическую траекторию связи между объясняемой переменной и вариацией объясняющих ее динамику параметров. Таким образом, принимая в расчет эти глубоко отстоящие по времени наблюдения, мы уже не получим дополнительной информации, позволяющей объяснить текущую, сегодняшнюю динамику объясняемой переменной.

Беларусь

В таблице А.2 приведены исходные данные, используемые при нахождении экстремумов нелинейных функций для Республики Беларусь. В качестве оптимизируемых параметров выбраны темп прироста ВВП, уровень безработицы, определяемый по методологии МОТ, и дисперсия физического объема ВВП, дающая представление об уровне дифференциации регионов страны. При этом последний показатель рассчитан на основании анализа индексов физического объема ВВП в сопоставимых ценах, которые приведены на официальном сайте Белстата [6]. Интервал ретроспективных данных, выбранных для моделирования, обусловлен тем, что ранее, в частности в 2011 и 2012 гг., в Белоруссии наблюдалась галопирующая инфляция на уровне 71-75% (по показателю дефлятора ВВП), и использование этих данных не позволяет получить модель с более или менее приемлемыми характеристиками.

Сразу стоит отметить, что, судя по дефлятору ВВП, годовые темпы прироста цен в среднем за исследуемый период колебались от 8,6% до 18,1%, т.е. были довольно значительными. Вполне ожидаемо, интервалы допустимых значений будут находится примерно в том же диапазоне плюс-минус несколько процентных пунктов.

На рис. 2.9 представлен график связи дефлятора ВВП с темпами роста ВВП.

За исключением двух точек, соответствующих 2015 и 2020 гг., которые характеризуются падением объема валового выпуска по сравнению с предшествующим годом до 3,83% и 0,9% соответственно, фактические данные вполне вписываются в ранее описанную концепцию NSEGRI, т.е. на их основании мы можем получить функцию полинома второго порядка. Введем в число объясняемых переменных дополнительный параметр – фиктивную переменную D , равную 1 в 2015 и 2020 гг. и 0 – в остальные годы, и получим формулу:

$$GDP_{grow} = -769,59 + 1347,37 * GDP_{defl} - 587,53 * GDP_{defl}^2 - 5,02 * D. \quad (2.14)$$

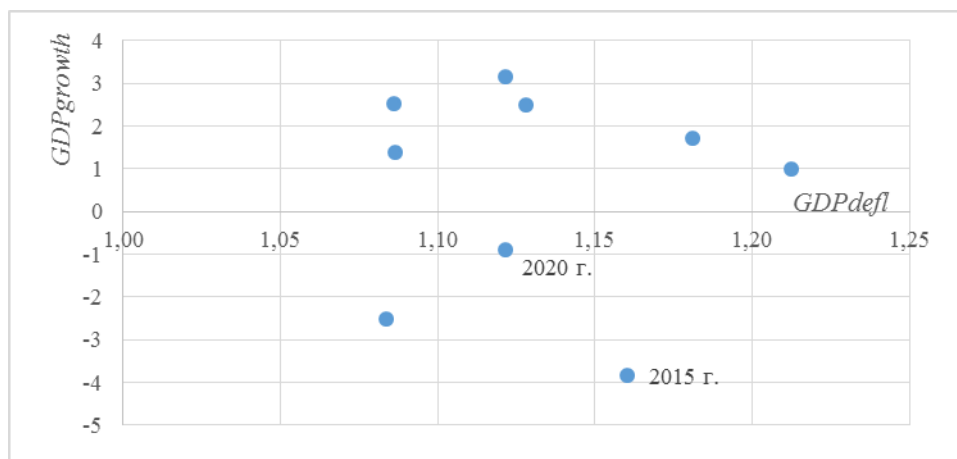


Рисунок 2.9 - Связь между дефлятором ВВП и темпом прироста ВВП Республики Беларусь в период 2013-2021 гг.

При коэффициенте детерминации, равном 0,596 мы наблюдаем значимость как функции в целом, так и ее параметров на уровне 0,18-0,26, и это не позволяет констатировать высокое качество аппроксимации (см. таблицу Б.4).

Впрочем, это не мешает нам определить точку максимума этой квадратичной функции, координаты которой составляют (1,147; 2,893), т.е. в среднем за период максимальные темпы прироста ВВП (порядка 2,9%) сопровождаются инфляцией в 14,7% (по дефлятору ВВП). Последнее значение и будет максимально возможным допустимым значением.

Кстати, фиктивная переменная оказалась единственным значимым параметром на уровне значимости 0,05 и указывает на то, что в 2015 и 2020 гг. темпы роста ВВП были ниже примерно на 5 п.п. по сравнению со средними за анализируемый период в целом.

Минимальное значение инфляции определим на основании других показателей. В качестве первого из них рассмотрим уровень безработицы, связь которого с дефлятором ВВП представлена на рис. 2.10.

Если не считать 2019 г., в котором наблюдалась минимальная безработица при одном из наименьших в исследуемом периоде темпах роста цен, в целом соотношение двух показателей описывается выпуклой вниз квадратичной функцией. Введем фиктивную переменную D , на этот раз равную 1 в 2019 г. и 0 в другие годы, и получим следующую модель:

$$U = 261,92 - 453,43 * GDP_{defl} + 200,14 * GDP_{defl}^2 - 1,36 * D. \quad (2.15)$$

Как показывают характеристике, приведенные в таблице Б.5, она имеет высокую объясняющую способность: $R^2=0,706$, адекватно описывает исходные данные, а ее параметры значимы как минимум на уровне значимости 0,11.

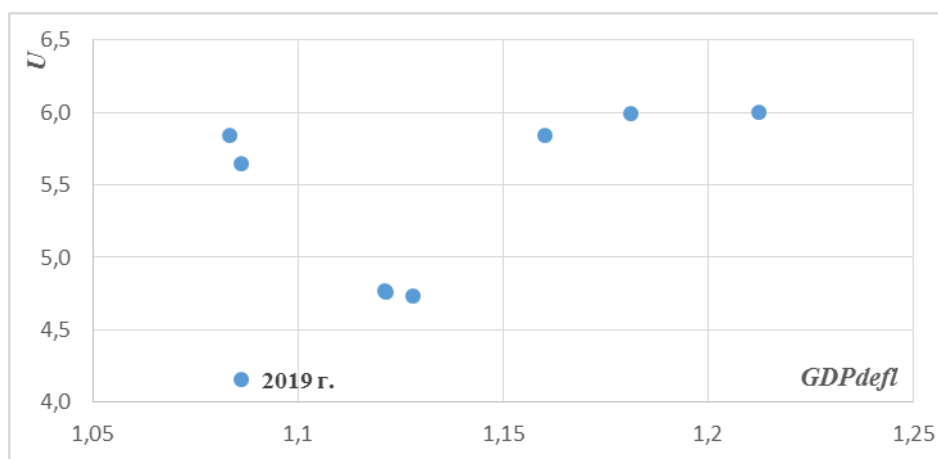


Рисунок 2.10 - Связь между дефлятором ВВП и уровнем безработицы в Республике Беларусь, 2013-2021 гг.

Согласно коэффициенту регрессии при фиктивной переменной можно сказать, что в 2019 г. уровень безработицы был ниже среднего за период (трендового) уровня примерно на 1,36 п.п.

Экстремум функции (2.15) – точка минимума с координатами (1,118; 6,379) показывает, что минимальная (за исключением данных сингулярного 2019 года) норма безработицы в Республике Беларусь, измеренная по методологии МОТ, находится на уровне 6,4% и соответствует дефлятору ВВП в 11,8%.

Наконец, найдем инфляцию по Республике Беларусь в целом, при которой дифференциация регионов (дисперсия индекса физического объема ВРП) была бы минимальной. Для этого, прежде всего, построим график связи этих показателей на рис. 2.11.

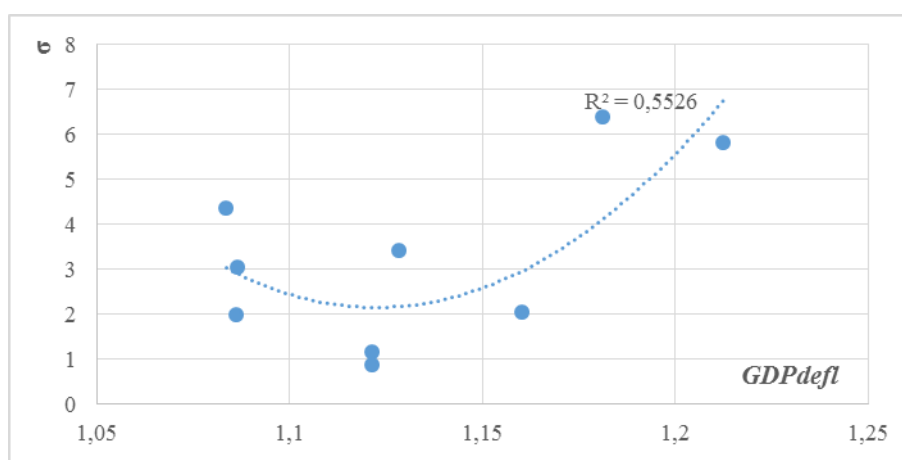


Рисунок 2.11 - Связь между дефлятором ВВП и дисперсией физического объема ВРП регионов Республики Беларусь, 2013-2021 гг.

Как показано на рис. 2.11 с помощью линии тренда, в этом случае также связь показателей хорошо аппроксимируется полиномом второго порядка:

$$\sigma = 720,25 - 1279,42 * GDP_{defl} + 569,88 * GDP_{defl}^2. \quad (2.16)$$

Данная функция имеет умеренную объясняющую способность, значима в целом, а ее параметры значимы на уровне значимости 0,13 (таблица Б.6).

Минимум для этой модели находится в точке (1,12; 2,15) и это означает, что наименьший разброс индексов физического объема валового продукта в регионах Белоруссии соответствует уровню инфляции в 12%.

Обобщив полученные результаты, можем сказать, что диапазон допустимых значений инфляции по Республике Беларусь (по крайней мере, в анализируемом периоде) составляет 12,25-14,67%, он достаточно узок. Исходя из исходных данных, макроэкономическая политика в данной стране в 2018 и 2021 гг. была в известном смысле оптимальной с точки зрения поддержания низкого уровня безработицы и региональной дифференциации, а также стремления к увеличению темпов экономического роста.

Казахстан

Критические значения инфляции с точки зрения достижения некоторых целей макроэкономической политики Республики Казахстан определим на основании данных, приведенных в таблице А.3. Верхнюю границу допустимого интервала рассчитаем на основании связи дефлятора ВВП с темпами прироста ВВП страны, а нижнюю – дефлятора ВВП с уровнем безработицы (измеренным по методологии МОТ).

На графике (рис. 2.12) показана связь первых двух показателей, причем инфляция (дефлятор ВВП) расположен по оси абсцисс, а темп прироста ВВП – по оси ординат. Как мы видим, точки вполне складываются в выпуклую параболу в случае исключения данных за 2016 и 2021 гг. Последнее наблюдение мы можем без ущерба для результата исключить из числа наблюдений, но точка, соответствующая 2016 г., лежит в середине ряда и ее исключение простым выбрасыванием невозможно, поэтому строим функцию (2.17), сразу включая в нее дополнительную фиктивную переменную, равную 1 в 2016 г. и 0 – в остальные годы.

$$GDP_{grow} = -594,54 + 1044,76 * GDP_{defl} - 453,55 * GDP_{defl}^2 - 5,91 * D. \quad (2.17)$$

Модель (2.17) характеризуется приемлемой объясняющей способностью ($R^2=0,63$), она адекватна исходным данным, а ее параметры значимы на уровне значимости 0,05, таблица Б.7.

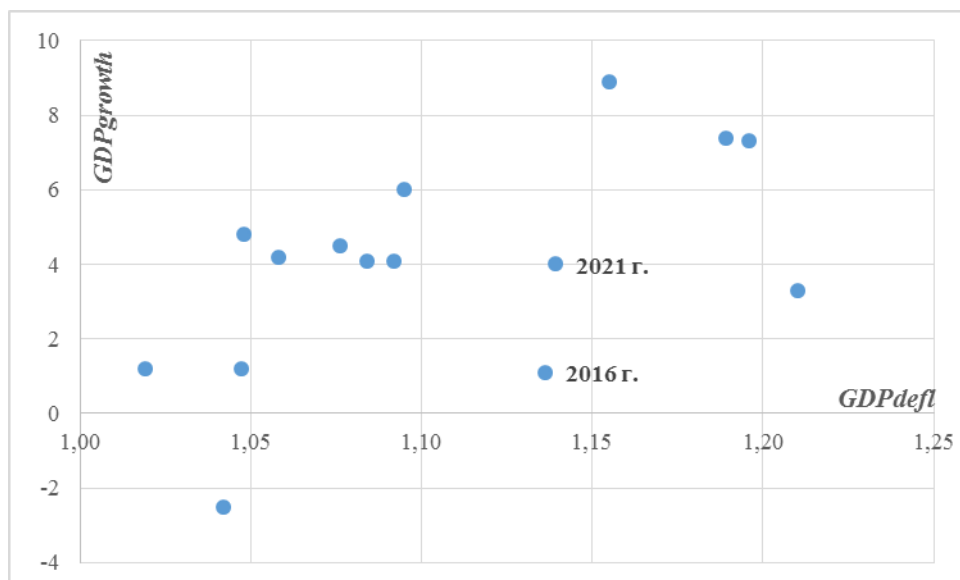


Рисунок 2.12 - Связь между дефлятором ВВП и темпом прироста ВВП Республики Казахстан в период 2007-2021 гг.

На основании коэффициента регрессии при фиктивной переменной можем говорить о том, что для 2016 г. характерно дополнительное снижение темпов роста ВВП на 5,9 п.п. по сравнению с обычным, «регулярным» значением данного показателя в 2007-2020 гг. Максимум функции (2.17) достигается в точке (1,152; 7,126), таким образом, при инфляции в 15,2% в среднем за период достигались максимальные темпы прироста ВВП на уровне 7,13%.

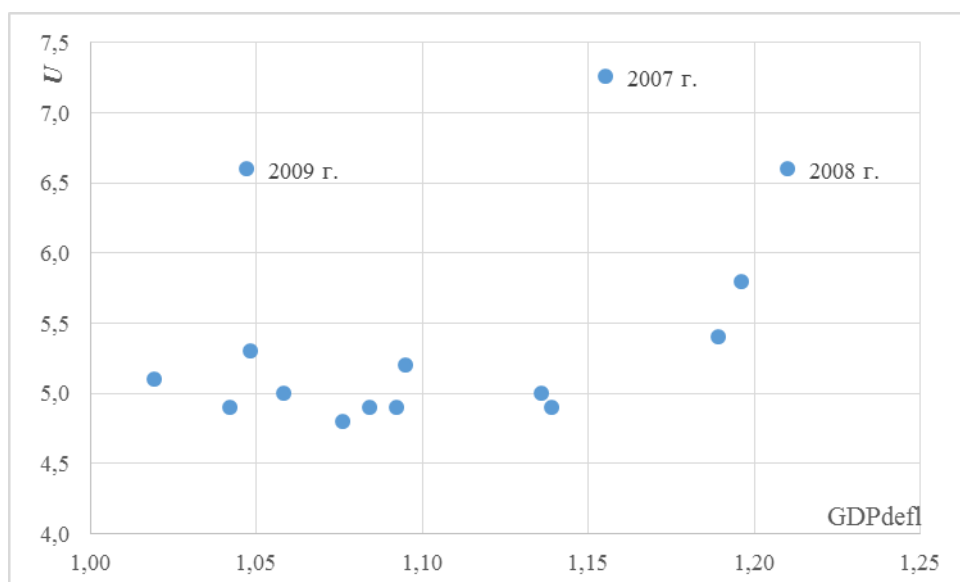


Рисунок 2.13 - Связь между дефлятором ВВП и уровнем безработицы в Республике Казахстан, 2007-2021 гг.

Минимальное допустимое значение инфляции вычислим исходя из необходимости достижения цели по увеличению занятости. Построим график связи уровня безработицы с дефлятором ВВП на рис. 2.13.

Как видим, первые три наблюдения несколько выбиваются из общего тренда, поэтому мы построили модель по данным 2010-2021 гг., связь показателей за этот период представлена на рис. 2.14:

$$U = 74,51 - 127,97 * GDP_{defl} + 58,84 * GDP_{defl}^2. \quad (2.18)$$

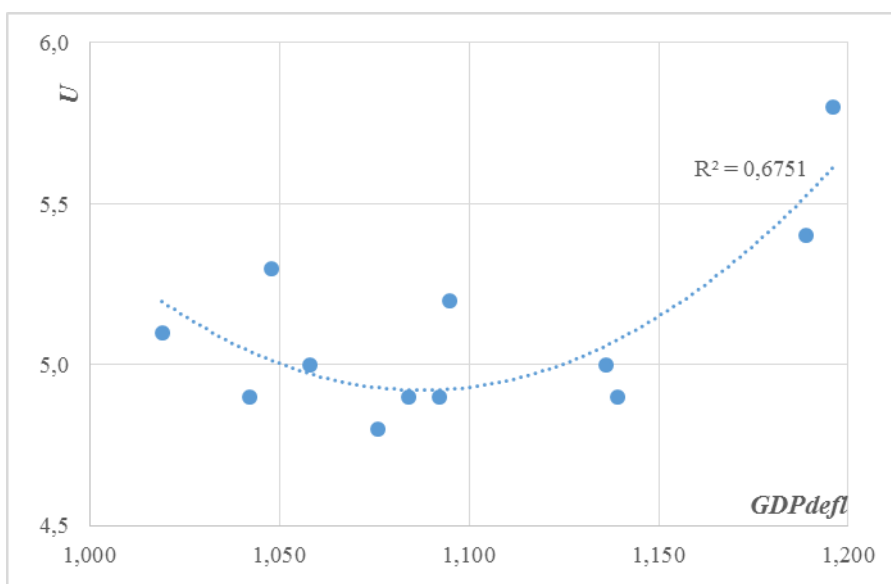


Рисунок 2.14 - Связь между дефлятором ВВП и уровнем безработицы в Республике Казахстан, 2010-2021 гг.

Судя по данным регрессионной статистики и дисперсионного анализа (таблица Б.8), функция (2.18) имеет довольно хорошую объясняющую способность, значима в целом на уровне значимости 0,01, а ее параметры – на уровне значимости 0,05.

Экстремум этой модели находится в точке (1,09; 4,92), т.е. минимальная безработица в 4,92% соответствует дефлятору ВВП в 1,09 в среднем за анализируемый период.

Таким образом, для достижения максимального экономического роста при низкой безработице в Республике Казахстан темп инфляции (дефлятор ВВП) как минимум в период 2010-2020 гг. должен был находиться в пределах 9-15,2%.

Армения

В Армении для построения моделей с целью вычисления допустимого интервала по инфляции выбран посткризисный период, начиная с 2010 г., т.к. предшествующие

данные обуславливают значительную дисперсию результативной переменной, в таблице А.4 представлены исходные данные.

Если посмотреть на связь между дефлятором ВВП и темпом прироста ВВП, представленную на рис. 2.15, можно отметить, что в случае маркирования точки, соответствующей 2020 году, при помощи фиктивной переменной, можно получить трендовую функцию полинома второго порядка с довольно высокими качественными характеристиками.

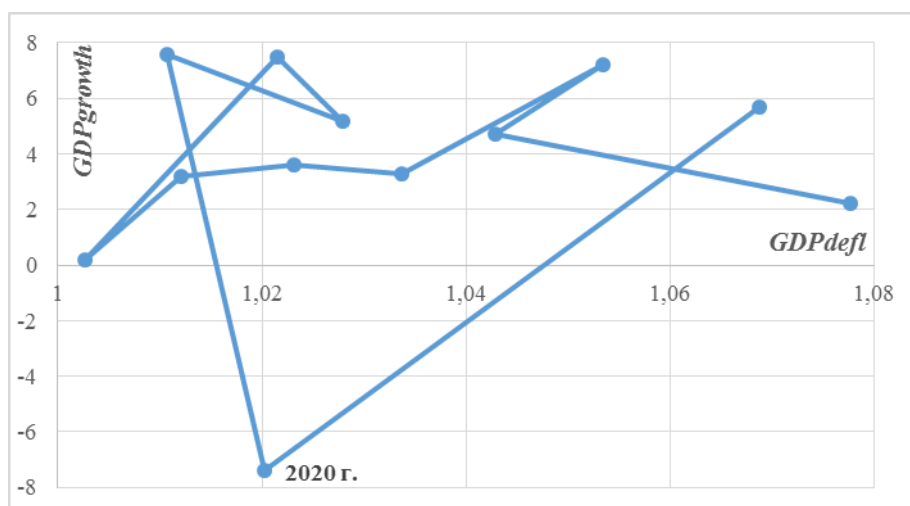


Рисунок 2.15 - Связь между дефлятором ВВП и темпом прироста ВВП Республики Армения в период 2007-2021 гг.

Для построения этой функции для темпов прироста ВВП (GDP_{growth}), кроме объясняемой переменной – дефлятора ВВП (GDP_{defl}), введем еще один фактор – фиктивную переменную D , равную 1 в 2020 г. и 0 – в другие периоды:

$$GDP_{grow} = -2398,05 + 4611,83 * GDP_{defl} - 2211,85 * GDP_{defl}^2 - 12,22 * D. \quad (2.19)$$

При коэффициенте детерминации 0,775 сама функция значима на уровне значимости 0,01, а ее параметры – на уровне значимости чуть ниже 0,15, см. таблицу Б.9.

Фиктивная переменная указывает на то, что в 2020 г. темпы роста в стране были меньше трендовых за данный период более чем на 12 п.п., на самом деле фактически в этом году наблюдался спад производства по сравнению с предыдущим годом на 14,2%.

Точка максимума, найденная по формуле (2.19), имеет координаты (1,04; 5,92), т.е. в среднем за период максимальные темпы роста ВВП были примерно при инфляции в 4%. На самом деле некоторые наблюдения выходят за пределы этих значений, в частности 2012 и 2021 гг. характеризуются более высокими темпами роста при более высокой инфляции, однако, мы имеем дело с аналитическим сглаживанием, которое получено в результате квадратичной аппроксимации тренда.

Далее определим темп инфляции, минимизирующий уровень безработицы; связь этих показателей представлена на рис. 2.16.

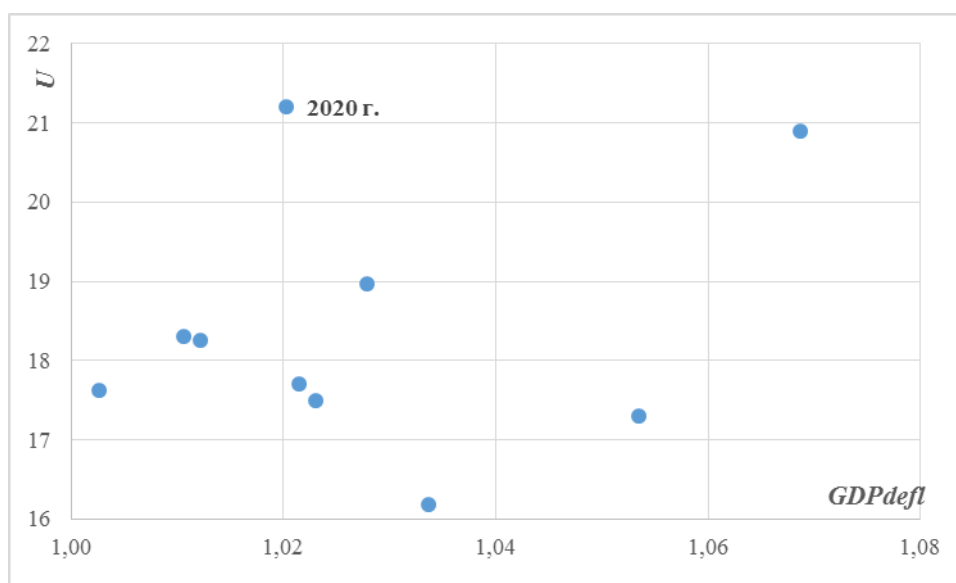


Рисунок 2.16 - Связь между дефлятором ВВП и уровнем безработицы в Армении, 2010-2021 гг.

Аналогично предыдущему построению, данные за 2020 г. несколько отличаются от общего тренда; снова промаркируем это наблюдение фиктивной переменной, равной 1 в 2020 г. и 0 – в другие годы, в результате получим модель:

$$U = 1847,3 - 3558,66 * GDP_{defl} + 1730,14 * GDP_{defl}^2 + 3,7 * D. \quad (2.20)$$

Характеристики данной функции следующие (см. таблицу Б.10): $R^2=0,68$, критерий Фишера свидетельствует об адекватности модели исходным данным, ее параметры значимы при уровне значимости как минимум 0,12.

В 2020 г. наблюдался наиболее высокий уровень безработицы за рассматриваемый временной интервал, и этот уровень на 3,7 п.п. выше трендового значения. Минимум функции (2.20) определяется в точке (1,028; 17,39), т.е. при инфляции в 2,8% безработица будет наименьшей, хотя составит значительную (по сравнению, например, с докризисным периодом) величину - 17,39%.

Исходя из результатов исследования, мы выявили оптимальный, довольно узкий коридор темпов инфляции для Армении: 2,8-4%.

Кыргызстан

В таблице А.5 содержатся исходные данные, на основании которых строились модели для Кыргызстана. Временной диапазон ограничен последними годами, начиная с

2013, а то и позже, т.к. более ранний промежуток времени не позволял получить адекватные модели, а это значит, что данные большей глубины временного ряда не влияют на текущую динамику объясняемой переменной.

Для начала построим кривую NSEGRI, описывающую нелинейную связь между темпом экономического роста (прироста ВВП) и дефлятором ВВП, отражающим годовое изменение цен в экономике в целом (рис. 2.17).

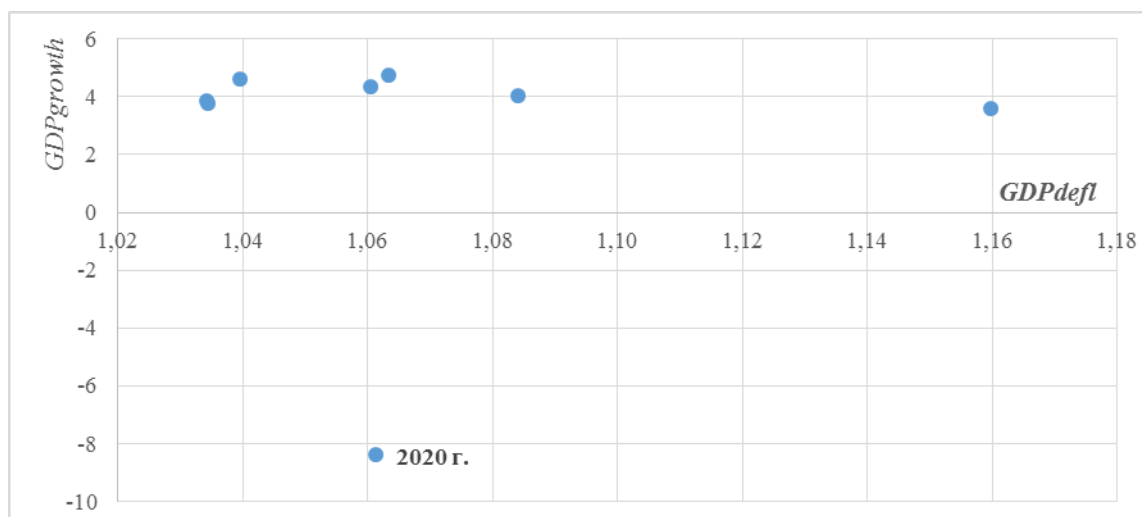


Рисунок 2.17 - Связь между дефлятором ВВП и темпом прироста ВВП Кыргызстана в период 2014-2021 гг.

Как видим, точка, соответствующая 2020 году, является выбросом, т.к. в этом году наблюдались отрицательные темпы роста ВВП, обусловленные, в первую очередь, пандемией COVID-19 и ее экономическими последствиями. Промаркируем эту точку фиктивной переменной: $D=1$ для 2020 года и $D=0$ для прочих временных промежутков и получим формулу:

$$GDP_{growth} = -156,63 + 297,54 * GDP_{defl} - 137,45 * GDP_{defl}^2 - 12,73 * D. \quad (2.21)$$

Согласно характеристикам модели (таблица Б.11), можно говорить об очень тесной, практически функциональной связи между показателями, что является отражением факта адекватности построенной модели исходным данным. Подчеркнем, что, исходя из данных t-статистики Стьюдента, дамми-переменная является наиболее значимой в рассматриваемом наборе объясняющих факторов.

Как следует из значения коэффициента при фиктивной переменной, в 2020 г. произошло снижение валового выпуска на 12,73 п.п. по сравнению со средним (обусловленным трендом) темпом роста за данный период.

Максимум квадратичной функции, входящей в уравнение (2.21), находится в точке (1,082; 4,396), т.е. максимальный прирост ВВП достигается при темпах инфляции в 8,2%.

Хотя доверие к этим коэффициентам не самое высокое, тем не менее, их значения могут быть использованы в качестве ориентиров при планировании государственной политики.

Другой индикатор, максимизация которого дает возможность определить верхнюю границу допустимого интервала, – норма накопления. Судя по графику на рис. 2.18, можно предположить, что рост инфляции в Кыргызстане сопровождается рост нормы накопления, впрочем, последние два года из исследуемого периода меняют эту тенденцию.

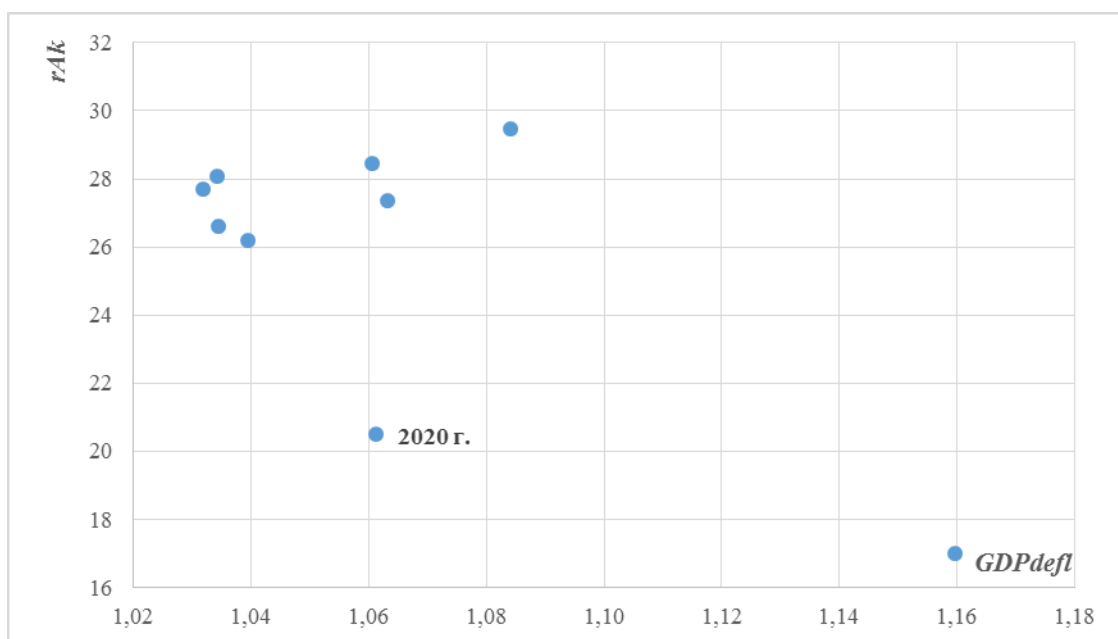


Рисунок 2.18 - Связь между дефлятором ВВП и нормой накопления в Кыргызстане в период 2013-2021 гг.

Если предположить наличие выпуклой вверх квадратичной функции, то точку, соответствующую 2020 г., следует рассматривать как выброс в ряду наблюдаемых данных. Отметим это статистическое наблюдение с помощью фиктивной переменной, получим модель (2.22):

$$rAk = -1526,7 + 2912,7 * GDP_{defl} - 1363,7 * GDP_{defl}^2 - 8,05 * D. \quad (2.22)$$

При очень высоких объясняющих характеристиках (таблица Б.12), модель значима в целом, так же, как и ее параметры, на уровне значимости 0,01.

Согласно формуле (2.22), в 2020 г. имеет место снижение нормы накопления на 8,05 п.п. по сравнению с ожидаемым согласно аппроксимирующему тренду, впрочем, скорее всего, это обусловлено «карантинным» падением объема ВВП в 2020-м году.

По формуле (2.22) найдена точка максимума выявленного квадратичного тренда, равная (1,07; 28,6), и она свидетельствует о том, что наибольшая норма накопления основного капитала ожидается при уровне инфляции в 7%.

Нижнюю границу допустимого интервала попробуем определить путем вычисления значения дефлятора ВВП, при котором достигается минимальный уровень безработицы. Соотношение этих показателей представлено на рис. 2.19.

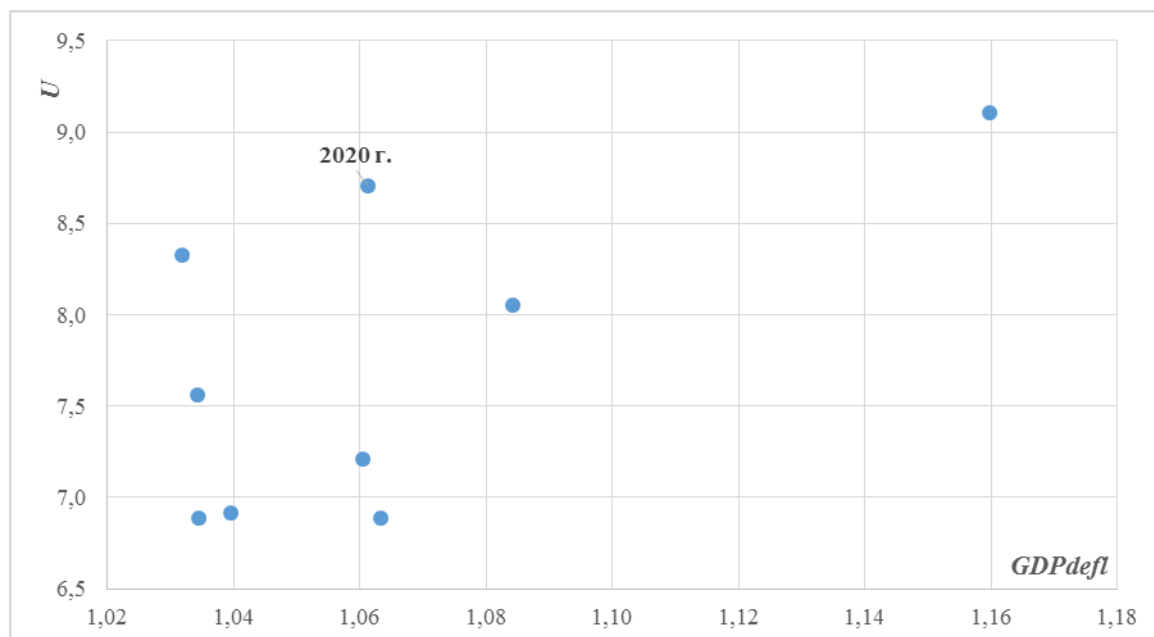


Рисунок 2.19 - Связь между дефлятором ВВП и уровнем безработицы в Кыргызстане, 2013-2021 гг.

Получение на основании точек фактических данных (рис. 2.19) выпуклой вниз параболы возможно в случае исключения точки, соответствующей 2020 году, однако она не является последней в рассматриваемом временном ряду, поэтому нельзя просто исключить ее из рассмотрения. Следовательно, добавим в модель описания связи между инфляцией и безработицей фиктивную переменную, равную 1 в 2020 г. и 0 – в другие годы:

$$U = 196,77 - 358,84 * GDP_{defl} + 169,93 * GDP_{defl}^2 + 1,97 * D. \quad (2.23)$$

Эконометрические характеристики, представленные в таблице Б.13, показывают допустимую объясняющую способность этой функции, но ее значимость в целом, тем более, значимость ее параметров, оставляет желать лучшего.

В 2020 г., согласно формуле (2.23), уровень безработицы, рассчитанный по методологии МОТ, был на 1,37 п.п. выше, нежели тот, который соответствовал тренду.

Минимум функции (2.23) находится в точке (1,056; 7,33), т.е. минимальная безработица предположительно соответствует дефлятору ВВП 1,056, т.е. на уровне темпа инфляции 5,6%.

Кстати, по тем же данным можно получить и обратную функцию – некий аналог кривой Филлипса, выражающий объяснение вариации дефлятора ВВП через динамику нормы безработицы. Соответствующий график представлен на рис. 2.20.

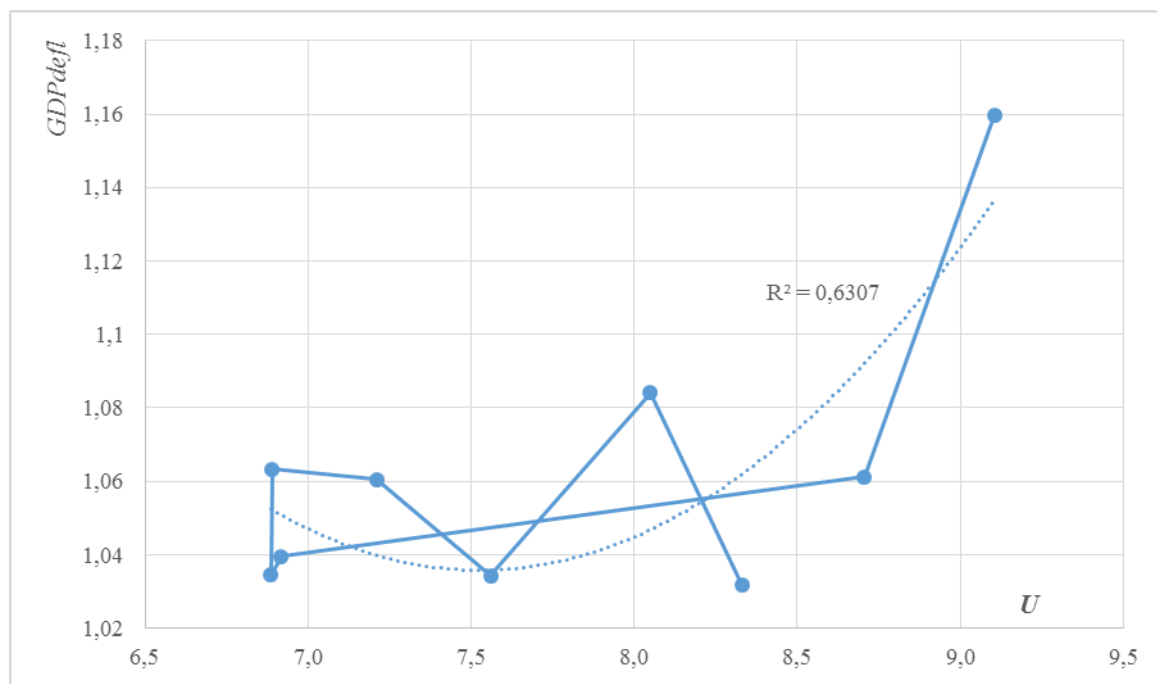


Рисунок 2.20 - Обратная связь между уровнем безработицы и дефлятором ВВП в Кыргызстане, 2013-2021 гг.

Соответствующее регрессионное уравнение имеет вид:

$$GDP_{defl} = 3,34 - 0,611 * U + 0,041 * U^2. \quad (2.24)$$

Оно адекватно описывает исходные данные, почти все его параметры значимы на уровне значимости 0,1 (таблица Б.14).

Формула (2.24) позволяет рассчитать значение NAIRU, оно равняется 7,53%, при этом минимальное значение уровня инфляции не равно нулю, а составляет 3,58%.

Интересно, что «двойственные» модели (2.23) и (2.24) привели к получению очень близких по абсолютной величине значений: безработица в 7 с лишним процентов является в некотором смысле оптимальной для современной экономики Кыргызстана.

В целом, исходя из необходимости достижения ключевых макроэкономических целей, допустимый интервал дефлятора ВВП находится в пределах 5,6-8,2%.

Общий вывод

Таким образом, для всех стран ЕАЭС нами получены оптимальные диапазоны значений дефляторов ВВП, рассчитанные в соответствии с принципом допустимых

интервалов. Это значит, что удержание значений дефлятора в соответствующих числовых пределах позволяет поддерживать значения определенных важных макроэкономических параметров на уровне, близком к оптимально возможному для данной макросистемы.

Соответствующие диапазоны значений дефляторов ВВП для различных стран, входящих в состав ЕАЭС, приведены в таблице 2.3.

Таблица 2.3 - Оптимальные диапазоны значений дефляторов ВВП для стран – членов ЕАЭС, рассчитанные на основе принципа допустимых интервалов

Страна – член ЕАЭС	Оптимальный диапазон дефлятора ВВП, %
Армения	2,8-4,0
Беларусь	12,2-14,7
Казахстан	9,0-15,2
Кыргызстан	5,6-8,2
Россия	4,0-18,6

Из проведенных расчетов вытекает вывод о том, что альтернативой действующему в ЕАЭС подходу к определению предельно допустимого соотношения страновых уровней инфляции является ориентация на значения допустимых интервалов дефлятора ВВП, которые приведены в таблице 2.3 и которым соответствуют некоторые диапазоны значений индекса потребительских цен для каждой из стран – членов ЕАЭС.

Заметим, что ориентация на какое-либо числовое значение из найденного диапазона (например, только на нижнюю его границу) означает тем самым определенное ранжирование макроэкономических целей, отдающее предпочтение той цели, которая наиболее успешно достигается при выбранном значении темпа инфляции. В частности, нижняя граница интервала допустимых значений дефлятора чаще всего соответствует задаче минимизации нормы безработицы в соответствующей макросистеме, тогда как максимально быстрый экономический подъем достигается, как правило, при существенно более высоком значении дефлятора. Это естественно, если учесть, что минимизация нормы безработицы требует отчасти законсервировать феномен так называемой скрытой безработицы на целом ряде отраслевых рынков, а эта консервация, в свою очередь, тормозит внедрение новых технологий, с которыми успешно конкурирует находящаяся в относительном изобилии дешевая рабочая сила.

Можно сказать, что таким образом выражается хорошо известная в теории дилемма между экономической эффективностью и социальной справедливостью. Поскольку задачи минимизации безработицы и максимизации темпов подъема (а также достижения других

важных макроэкономических целей) нельзя рассматривать обособленно друг от друга, то применение принципа допустимых интервалов в данном случае предполагает необходимость определенного компромисса.

Таким образом, одним из разумных предложений является расчет целевого уровня ИПЦ для ЕАЭС в целом на основе взвешенного усреднения значений ИПЦ, соответствующих срединным значениям допустимого интервала значений дефлятора ВВП, представленных в таблице 2.3.

Неудобство такого подхода заключается в том, что этот целевой уровень инфляции требует ежегодного пересчета, поскольку каждый год, с появлением новых годовых статистических наблюдений, представленные в данном пункте регрессионные зависимости претерпят определенные изменения. Таким образом, данный подход позволяет получить именно краткосрочный целевой ориентир для значения индекса потребительских цен по ЕАЭС в целом.

Предложим алгоритм, при помощи которого данный подход реализуется относительно простым и естественным образом.

1. Построение нескольких регрессионных моделей, выражающих зависимость ключевых макроэкономических параметров от дефлятора ВВП, для каждой из стран – членов ЕАЭС.

2. Вычисление диапазона допустимых значений дефлятора ВВП для каждой из стран ЕАЭС. В результате получается таблица, аналогичная таблице 2.3.

3. Вычисление среднего арифметического значения между границами допустимого интервала значений дефлятора ВВП по каждой стране ЕАЭС. Данное значение дефлятора будем считать условным целевым ориентиром для соответствующей страны.

4. Вычисление для каждой страны – члена ЕАЭС целевого значения индекса потребительских цен, соответствующего целевому значению дефлятора ВВП.

5. Вычисление искомого краткосрочного целевого ориентира индекса потребительских цен для ЕАЭС в целом путем взвешенного усреднения полученных для каждой страны целевых значений ИПЦ. В качестве весов принимается численность населения соответствующих стран – членов ЕАЭС.

Что касается механизмов внедрения целевого ориентира по ИПЦ для хозяйственного пространства ЕАЭС в целом, то, на наш взгляд, следует признать, что среднесрочным (на ближайшие 4-5 лет) целевым ориентиром данного показателя является максимально допустимое 5%-ное значение ИПЦ. Как уже было отмечено, такой ориентир согласуется с основными направлениями денежно-кредитной политики стран – членов

ЕАЭС, в каждой из которых эмиссионный банк таргетирует темп инфляции, выражаемый годовым индексом потребительских цен.

Как известно, Евразийский экономический союз включает в себя страны, экономика которых достаточно сильно различается по ключевым показателям макроэкономической динамики. Поэтому установление среднесрочного целевого ориентира, касающегося максимально допустимого уровня индекса потребительских цен, не накладывает дополнительных обязательств на правительство какой-либо страны, входящей в состав ЕАЭС.

Краткосрочный целевой ориентир по годовому значению темпа инфляции может рассчитываться ежегодно в соответствии с алгоритмом, предложенным в данном пункте, и носить справочный характер, позволяющий странам ЕАЭС в результате относительно согласованной макроэкономической политики совместно достигать объявленных целей по регулированию инфляционных процессов.

2.4 Разработка предложений по обоснованию целесообразности внедрения целевого ориентира уровня инфляции в ЕАЭС. Подготовка обоснования механизмов его внедрения в ЕАЭС

Представленный в предшествующем пункте алгоритм формирования целевого ориентира по показателю темпов инфляции для ЕАЭС основан на расчете диапазона допустимых значений страновых дефляторов ВВП для стран ЕАЭС (таблица 2.3). Однако в соответствии с Договором о ЕАЭС ключевым индикатором темпов инфляции выступает индекс потребительских цен.

Следовательно, для того, чтобы иметь возможность так или иначе применять представленный алгоритм и выразить проведенные нами модельные расчеты в терминах целевых ориентиров для значений ИПЦ, необходимо иметь определенную шкалу, задаваемую взаимосвязью между значениями ИПЦ и дефлятора ВВП для каждой страны – члена ЕАЭС.

Поэтому нашей ближайшей задачей является построение регрессионных моделей, выражающих указанную взаимосвязь.

В Армении зависимость между этими величинами представляется графиком, представленным на рис. 2.21.

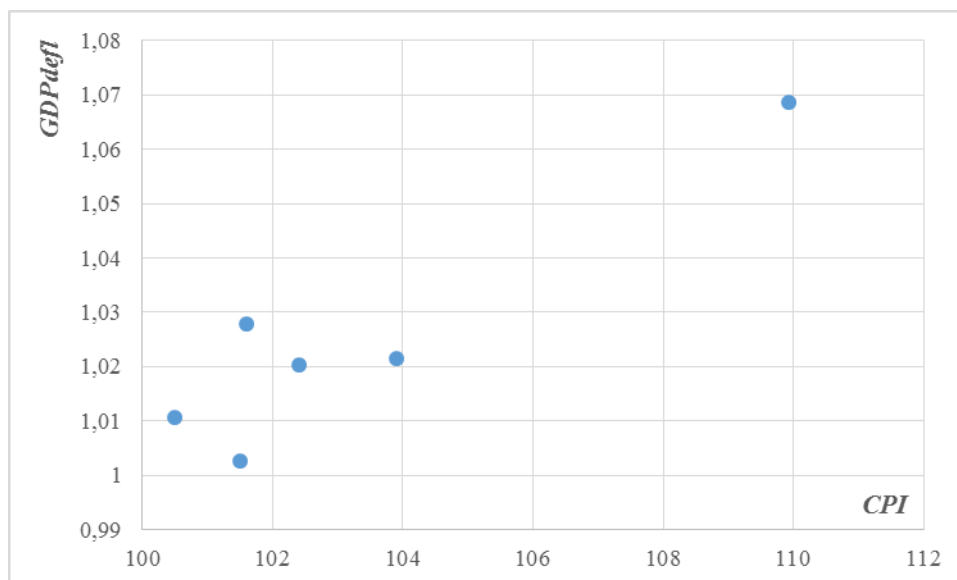


Рисунок 2.21 - Связь ИПЦ с дефлятором ВВП в Армении, 2016-2021 гг.

Прямая линейная связь аппроксимируется функцией:

$$GDP_{defl} = 0,384 + 0,006 * CPI. \quad (2.25)$$

Для нее $R^2=0,86$, модель и ее параметры значимы на уровне значимости как минимум 0,05, см. таблицу Б.15.

Увеличение ИПЦ на 1 п.п. сопровождается ростом дефлятора ВВП на 0,6 п.п., соответственно, целевому значению индекса потребительских цен в 5% соответствует дефлятор ВВП 1,036.

В Республике Беларусь указанная связь графически выглядит так, как показано на рис. 2.22.

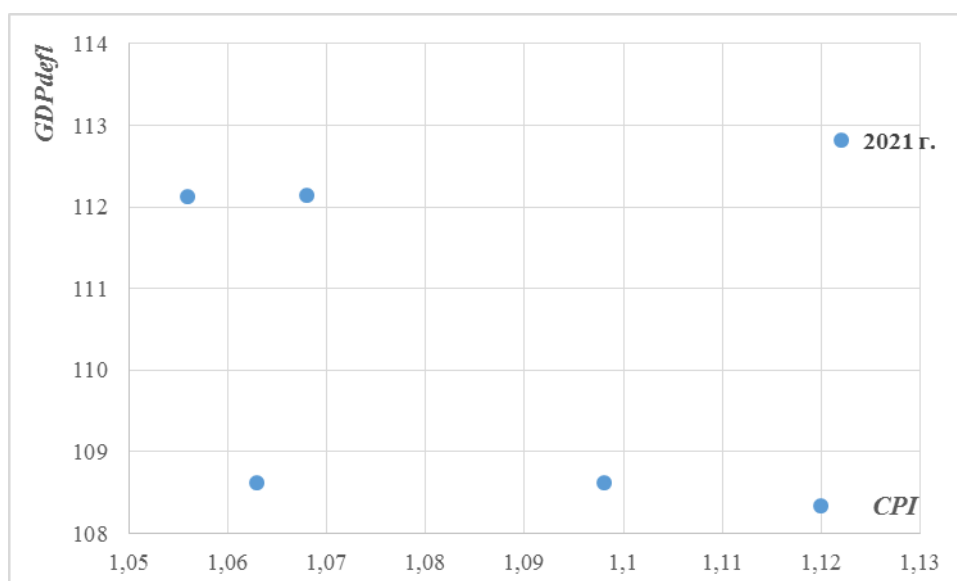


Рисунок 2.22 - Связь ИПЦ с дефлятором ВВП Республики Беларусь, 2016-2021 гг.

Исходя из представленного графика, легко предположить, что для Беларуси отсутствует статистически значимая связь между этими показателями. Этот факт ожидаем, поскольку ранее, когда мы вычисляли коэффициенты парной линейной корреляции между различными индексами цен, значения ИПЦ и дефлятора ВВП в Беларуси обнаружили крайне слабую отрицательную взаимосвязь (см. таблицу 1.32 данного отчета). При этом, если исходить из наличия обратной связи, данные за 2021 г. в этом динамическом ряду не вписываются в обозначенную закономерность. Поэтому введем фиктивную переменную D , равную 1 в 2021 г. и 0 – в другие периоды, и получим модель:

$$GDP_{defl} = 163,33 - 49,357 * CPI + 4,873 * D. \quad (2.26)$$

Как следует из таблицы Б.16, связь между переменными умеренная, и эта модель не вполне адекватна исходным данным ввиду их большой дисперсии.

Целевому значению ИПЦ в 5% соответствует дефлятор ВВП Беларуси в 111,5 (т.е. 11,5%). Это значение гораздо выше, нежели ИПЦ за аналогичный период, из-за большого абсолютного значения свободного члена.

Заметим, что связь между годовыми значениями ИПЦ и дефлятора ВВП в Беларуси, представленную на рис. 2.22, можно трактовать и как прямую, и как обратную, - в зависимости от того, какие наблюдения считать выбросами и при построении тренда маркировать при помощи фиктивной переменной. Между тем, ежемесячные данные значений ИПЦ и дефлятора ВВП в Беларуси обнаруживают однозначную положительную корреляцию в 80%. Поэтому отсутствие значимой связи между годовыми данными ИПЦ и дефлятора можно объяснить, например, несинхронными изменениями цен различных видов благ – потребительского и инвестиционного характера.

Для Республики Казахстан за период 2016-2021 гг. данная связь представлена на рис. 2.23.

Понятно, что два индекса связаны прямой линейной связью, которая аппроксимируется прямой, но при этом из тренда явно выбивается точка, соответствующая 2020 г. Если ее промаркировать фиктивной переменной D , которая равна 1 в 2020 г. и 0 – в другие годы, получим функцию:

$$GDP_{defl} = -0,674 + 0,017 * CPI - 0,073 * D. \quad (2.27)$$

Ее характеристики (таблица Б.17) свидетельствуют о том, что вариация дефлятора ВВП на 87% обусловлена изменением индекса потребительских цен, модель адекватна исходным данным.

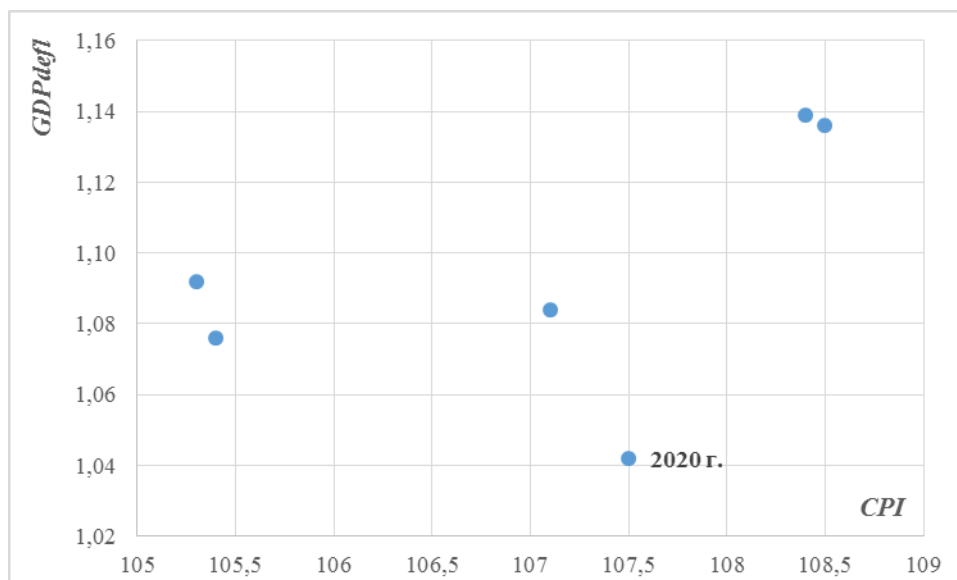


Рисунок 2.23 - Связь ИПЦ с дефлятором ВВП Республики Казахстан, 2016-2021 гг.

Следовательно, рост потребительских цен на 1% сопровождается ростом дефлятора ВВП на 1,66 п.п. Подставив целевое значение инфляции (ИПЦ) в формулу (2.27), получим, что ему соответствует значение дефлятора ВВП в Казахстане 1,073.

Взаимосвязь между индексами цен в Кыргызстане также прямая и изображается на рис. 2.24, а также описывается формулой (2.28).

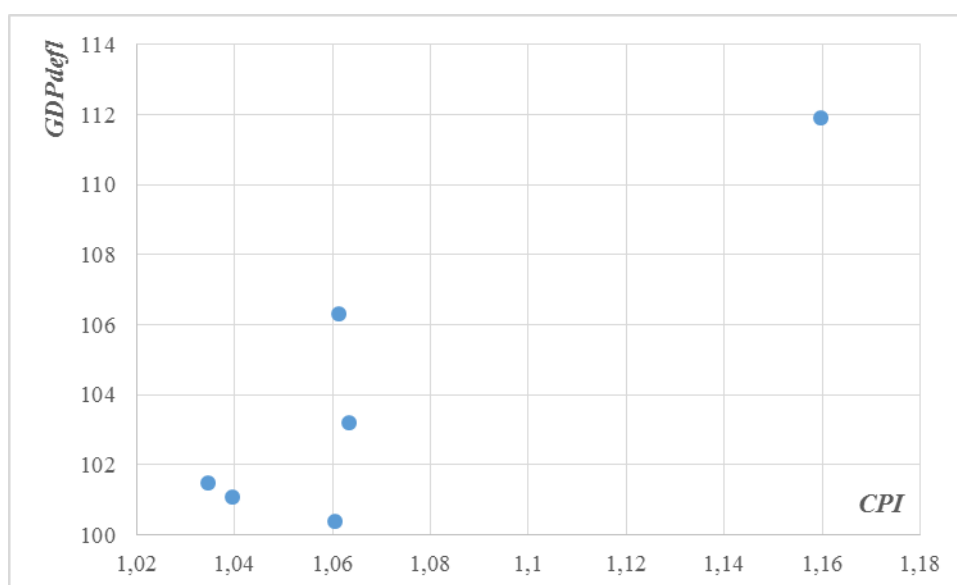


Рисунок 2.24 - Связь ИПЦ с дефлятором ВВП в Кыргызстане, 2016-2021 гг.

Теснота связи в большой мере обусловлена точкой с координатами (1,16; 111,9), соответствующей 2021 г.

$$GDP_{defl} = 0,088 + 0,009 * CPI. \quad (2.28)$$

Очень высокая объясняющая способность модели подтверждается эконометрическими характеристиками: $R^2=0,82$ (таблица Б.18).

Увеличение ИПЦ на 1 п.п. приводит к росту дефлятора ВВП на 0,9 п.п. Значению ИПЦ в 5% соответствует дефлятор ВВП Кыргызстана 1,079.

Наконец, для России графически связь ИПЦ и дефлятора ВВП выглядит так, как показано на рис. 2.25.

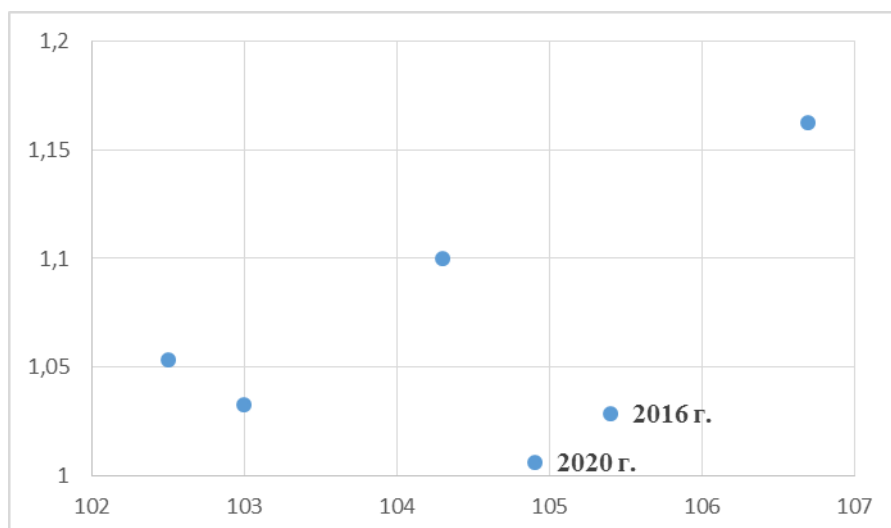


Рисунок 2.25 - Связь ИПЦ с дефлятором ВВП России, 2016-2021 гг.

Если ввести фиктивную переменную D , равную 1 для 2016 и 2020 гг. и 0 – для четырех остальных лет, получим модель:

$$GDP_{defl} = -2,022 + 0,03 * CPI - 0,101 * D. \quad (2.29)$$

Коэффициент детерминации (таблица Б.19) свидетельствует о том, что ИПЦ вместе с фиктивной переменной на 95,5% обуславливают вариацию дефлятора ВВП. При этом в 2016 и 2020 гг. значение дефлятора более чем на 10 п.п. ниже, чем обусловлено трендом в среднем за данный период.

Обратим внимание на то, что рост уровня потребительских цен на 1% сопровождается намного большим увеличением дефлятора ВВП – практически на 3 п.п. Так, целевому значению ИПЦ в 5% соответствует дефлятор ВВП 11,3%.

Сопоставляя найденные значения дефляторов ВВП, соответствующие целевому ориентиру по ИПЦ, составляющему 5%, обнаруживаем, что только в Беларуси и Казахстане значения дефляторов оказались несколько меньше нижней границы диапазона допустимых значений, представленного в таблице 2.3, а по остальным трем странам значения дефляторов попали в соответствующий допустимый интервал.

Если принять за основу алгоритм расчета целевого ориентиру по ИПЦ, изложенный в пункте 2.3, то в соответствии с формулами (2.25)-(2.29) нужно найти значения ИПЦ,

соответствующие середине допустимого интервала значений дефлятора ВВП по каждой из стран – членов ЕАЭС.

Соответствующие значения ИПЦ составляют: для Армении 1,047; для Беларуси 1,00954; для Казахстана 1,0788; для Кыргызстана 1,0351; для России 1,0865. Усредняя найденные значения с весами, соответствующими численности населения стран – членов ЕАЭС, получаем целевой ориентир для индекса потребительских цен в ЕАЭС, составляющий 1,079, т.е. 7,9%. Получаем, что предлагаемый нами подход к расчету целевого ориентира по темпам инфляции в ЕАЭС приводит к оптимальному средневзвешенному значению в 7,9%.

Подчеркнем, что это не предельно допустимый верхний порог значения ИПЦ для ЕАЭС, а именно краткосрочный целевой ориентир, приближение к которому позволяет странам – членам ЕАЭС достигать важнейших макроэкономических целей, удерживая ключевые макропараметры в допустимых пределах.

В отличие от вмененного значения в 5%, продиктованного общетеоретическими соображениями и выступающего среднесрочным ориентиром, в соответствии с основами денежно-кредитной политики стран, входящих в состав ЕАЭС, значение в 7,9% реалистично и соответствует именно текущей логике развития экономического пространства ЕАЭС. Следовательно, данное значение может служить основой для краткосрочного ориентира по ИПЦ для ЕАЭС в целом.

Справедливости ради, заметим, что формулы (2.25)-(2.29) выражают зависимость дефлятора ВВП от индекса потребительских цен, но не наоборот. Найденные зависимости, хотя и являются линейными, вообще говоря, необратимы, хотя бы потому, что в них неизменно участвуют лаг-переменные. Тем не менее, считая, что текущий год является «регулярным», т.е. значимых выбросов, сильно отклоняющих данную связь от найденного тренда, не предвидится, можно считать, что речь идет о *взаимной* связи между дефлятором ВВП и ИПЦ. Это дает нам некоторое право по тем же трендовым уравнениям найти значения индекса потребительских цен, соответствующие тем или иным значениям дефлятора ВВП.

Теперь следует выяснить, в какой мере предлагаемый нами среднесрочный 5%-ный порог индекса потребительских цен для ЕАЭС в целом согласуется с принципом допустимых интервалов, рассчитанных нами для дефляторов ВВП соответствующих стран, входящих в ЕАЭС и предлагаемых нами к использованию для расчета краткосрочного целевого ориентира ИПЦ для ЕАЭС в целом. В зависимости от степени согласованности этих параметров можно выделить ряд краткосрочных сценариев экономического развития отдельных стран – членов ЕАЭС.

2.5 Проведение и описание модельных расчетов трансграничных эффектов, вызванных внедрением целевого ориентира уровня инфляции в ЕАЭС

Поскольку, как уже было сказано, наличие целевого ориентира по значению индекса потребительских цен для ЕАЭС в целом не накладывает ограничений на действия правительств стран – членов ЕАЭС, то цели макроэкономической политики этих стран не должны существенно изменяться в зависимости от устанавливаемых ориентиров.

Трансграничные эффекты будут возникать в ситуациях, когда стремление правительств стран – членов ЕАЭС к достижению пограничных показателей дефлятора ВВП, соответствующих верхней или нижней границе допустимого интервала, представленного в таблице 2.3, приведет к существенному изменению ключевых макроэкономических показателей – темпов прироста ВВП, нормы безработицы, нормы накопления, степени межрегиональной дифференциации и других. Эти изменения, в свою очередь, вызовут трансформации потока прямых инвестиций в другие страны, курса национальной валюты, объемов экспорта, величины прямых денежных переводов физических лиц в ту или иную страну, что, в свою очередь, будет обратно воздействовать на динамику дефлятора ВВП и индекса потребительских цен, в соответствии с регрессионными уравнениями, полученными на втором этапе реализации данного проекта (п. 1.13 данного отчета).

В этих моделях реализуются трансграничные эффекты наряду с другими, не имеющими трансграничной направленности. Построить значимые регрессионные модели, которые отражали бы только трансграничные эффекты, разумеется, достаточно сложно, поскольку объясняющая способность подобных моделей, как правило, оказывается невысокой.

В качестве успешного примера модели такого рода приведем регрессионную модель, построенную по годовым данным экономики Республики Казахстан.

Для анализа факторов, отражающих влияние трансграничных эффектов на инфляцию в Казахстане, использовался ряд статистических показателей, а именно: темп инфляции в странах, с которыми товарооборот за анализируемый период был максимальным (страны ЕС – 29-44%, Россия – 17-24% и Китай – 12-18% общего товарооборота за ряд анализируемых лет); объем товарооборота; удельный вес товарооборота в общем его объеме; отношение внешнего долга к ВВП и пр.

В процессе моделирования оказалось, что динамика дефлятора ВВП Республики Казахстан значимо зависит при данном наборе регрессоров только от инфляции в странах-

партнерах. В качестве индикатора темпов инфляции, как и ранее, выбран дефлятор ВВП, см. Таблицу А.6.

При этом изменение цен в России (в компании выбранных факторов) не сказывается существенно на дефляторе ВВП Казахстана (P -level для этой объясняющей переменной равен 0,68). Итоговая модель взаимосвязи дефляторов ВВП выглядит следующим образом:

$$GDP_{defl}^{KAZ} = 94,396 - 1,963 * GDP_{defl}^{EU} + 2,086 * GDP_{defl}^{CHN} \quad (2.30)$$

Отметим, что изменение цен в Казахстане на 85% зависит от вариации цен в Китае и в Европейском Союзе, модель в целом и ее параметры значимы на уровне значимости 0,01, см. Таблицу Б.20.

При этом, согласно модели (2.30), рост цен в Китае на 1% сопровождается увеличением дефлятора ВВП Казахстана на 2,086%, а рост цен в ЕС на 1% сопровождается снижением цен в Казахстане на 1,963%.

Более широкий смысл модели (2.30) состоит в том, что на стороне одного из регрессоров сосредоточено воздействие инфляционных процессов, протекающих в странах, находящихся в рецессионном разрыве, и связь динамики дефлятора ВВП Казахстана с вариацией данного фактора является обратной. Другой регрессор аккумулирует влияние инфляционных процессов, происходящих в странах, пребывающих в состоянии инфляционного разрыва (подобно самому Казахстану), и связь динамики этого фактора с дефлятором ВВП Казахстана является прямой.

Нашей ближайшей задачей является сценарный прогноз значений дефлятора ВВП и индекса потребительских цен для экономики России на 2024 год исходя из найденных регрессионными методами взаимосвязей между динамикой различных макроэкономических параметров. Три различных сценария соответствуют трем разным состояниям российской экономики в текущем, 2023-м, году.

Сценарий 1 соответствует ситуации, когда дефлятор ВВП оказался на нижней границе допустимого интервала значений, найденного в таблице 2.3.

Сценарий 2 соответствует предлагаемому нами среднесрочному целевому ориентиру значения индекса потребительских цен, составляющему 5%.

Сценарий 3 соответствует состоянию экономики, в котором значение дефлятора ВВП равно верхней границе допустимого интервала значений.

Напомним, что диапазон допустимых значений дефлятора ВВП для российской экономики, согласно таблице 2.3, составляет 4,0-18,6%. Россия выбрана в качестве примера, в частности, потому, что для нее диапазон допустимых значений дефлятора наиболее широк.

В соответствии с построенным ранее регрессионным уравнением

$$GDP_{defl} = -2,022 + 0,03 * CPI - 0,101 * D, \quad (2.29)$$

найденные значения ИПЦ на 2023 г. составят:

Сценарий 1: 2,5% Сценарий 2: 5% Сценарий 3: 7,4%.

Для получения прогноза на 2024 г. подставим значения факторов за 2023 г. в найденную ранее лаговую регрессионную модель:

$$GDP_{defl} = 96,11 + 0,91 * Dfa_{t-1} + 8,74 * rAk_{t-1} + 0,81 * BM_{t-1} - 4,4 * 10^{-6} * Esm_{t-1}. \quad (1.90)$$

Поскольку текущий год только начался, значения всех участвующих в модели регрессоров также подлежат прогнозированию.

Как и ранее [2], будем предполагать, что степень износа основных фондов относительно стабильна и составляет 41,2% (см. подпункт 1.15.5 данного отчета).

Для того, чтобы вычислить предполагаемое значение нормы накопления, проследим связь между данным фактором и темпом прироста ВВП за анализируемый период, рис. 2.26.

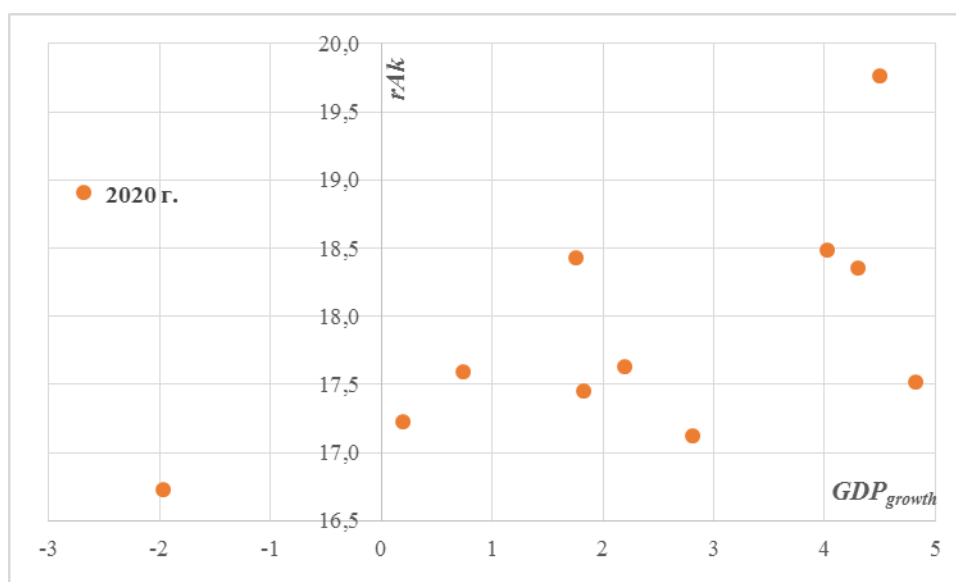


Рисунок 2.26 - Связь между нормой накопления и темпами прироста ВВП России, 2010-2021 гг.

Если принять во внимание выброс, приходящийся на 2020 г., эта взаимосвязь описывается функцией:

$$rAk = 17,198 + 0,081 * GDP_{growth}^2 + 1,345 * D, \quad (2.31)$$

где D равно 1 в 2020 г. и 0 – в другие годы.

При $R^2=0,6$ модель (2.31) значима в целом на уровне значимости 0,05, так же, как и коэффициенты регрессии в ней (таблица Б.21).

В то же время, согласно концепции NSEGRI, мы имеем связь между темпом прироста ВВП и дефлятором ВВП, которая описывается, как мы помним, регрессионным уравнением (2.9):

$$GDP_{growth} = -269,05 + 462,017 * GDP_{defl} - 194,81 * GDP_{defl}^2 - 4,36 * D. \quad (2.9)$$

Исходя этой функции, сценарные прогнозы темпов прироста ВВП при ранее найденных значениях дефлятора составят соответственно:

Сценарий 1: -1,628% Сценарий 2: 3,949% Сценарий 3: 5,588%.

Следовательно, функция (2.31) позволила получить сценарные прогнозы нормы накопления на 2023 г.:

Сценарий 1: 17,413% Сценарий 2: 18,461% Сценарий 3: 19,726%.

Имея формулу связи дефлятора ВВП с *BM* (отношением широкой денежной массы к объему ВВП):

$$GDP_{defl} = 145,053 - 0,65 * BM, \quad (2.32)$$

статистические характеристики которой содержатся в таблице Б.22, найдем широкую денежную массу в 2023 г. (в % к ВВП):

Сценарий 1: 62,8% Сценарий 2: 51,5% Сценарий 3: 40,5%.

Наконец, определим, каким образом уровень расходов государственного управления коррелирует с темпами прироста ВВП, рис. 2.27.

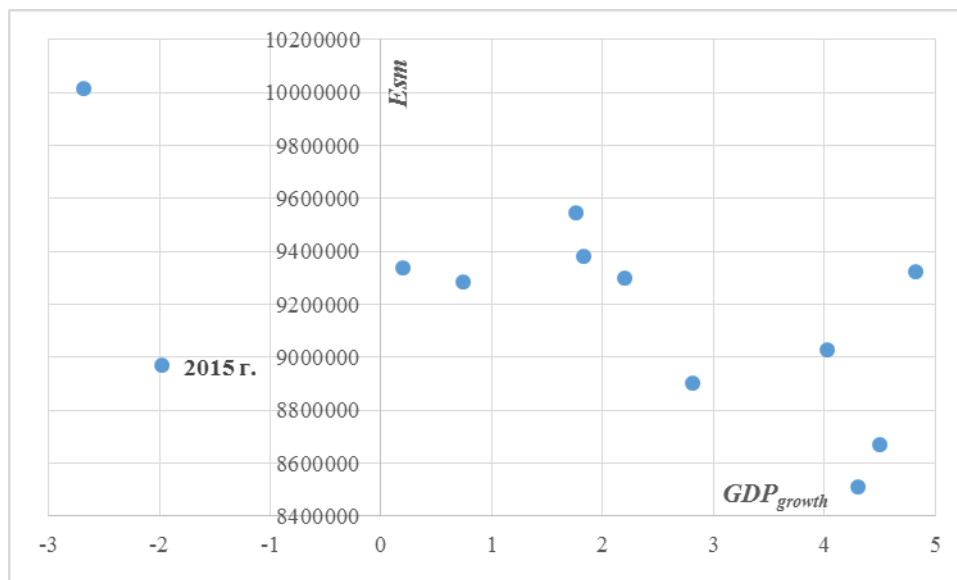


Рисунок 2.27 - Связь между госрасходами и темпами прироста ВВП России, 2010-2021 гг.

Эта связь наилучшим образом аппроксимируется монотонно убывающей линейной функцией, т.е. падение темпов роста ВВП сопровождается увеличением объема государственных расходов. При этом 2015 г. несколько отличается от общей тенденции, маркируем его фиктивной переменной: $D=1$ в 2015 г. и $D=0$ в другие периоды времени:

$$Esm = 9537091,66 - 147037,16 * GDP_{growth} - 858108,02 * D. \quad (2.33)$$

Коэффициент детерминации данной модели равняется 63,95, см. таблицу Б.23. Функция адекватно описывает исходные данные, а ее параметры значимы на уровне значимости 0,05.

Подставив в формулу (2.33) сценарные прогнозы темпов прироста ВВП, получим прогнозные значения объема госрасходов на 2023 г. (млн. руб. в ценах 2010 г.):

Сценарий 1: 9776464,48 Сценарий 2: 8956397,64 Сценарий 3: 8715517,83.

Таким образом, имея прогнозные значения факторов, определим прогнозы темпов инфляции на 2024 г. на основании формул (1.90) и (2.29).

Дефлятор ВВП:

Сценарий 1: 101,223 Сценарий 2: 101,262 Сценарий 3: 103,318.

ИПЦ:

Сценарий 1: 101,612 Сценарий 2: 101,625 Сценарий 3: 102,313.

Общий вывод заключается в том, что при всем различии описанных трех сценариев (например, в том, что касается объемов широкой денежной массы, полученных в процентах к ВВП на основании регрессионного уравнения (2.32)), в целом можно считать, что эти сценарии в известном смысле конвергентны, т.е. они «сходятся» к определенным, достаточно малым, значениям дефлятора ВВП (1,2-3,3%) и индекса потребительских цен (1,6-2,3%).

Полученный прогноз (разумеется, в той мере, в которой он основан на адекватных регрессионных моделях), показывает, что в ближайшей перспективе монетарная система России стабилизируется даже при условии, что годовое значение дефлятора находится в зоне, которую обычно считают тревожной (18,6%, что соответствует сценарию 3, - правда, ИПЦ при этом составляет всего лишь 7,4%).

Основным результатом является тот факт, что мы получили систему многофакторных неодновременных регрессионных уравнений, с достаточной степенью подробности описывающих динамику важнейших макропараметров российской экономики.

Набор уравнений, входящих в эту систему, приведем еще раз отдельно:

$$GDP_{defl} = -2,022 + 0,03 * CPI - 0,101 * D, \quad (2.29)$$

$$GDP_{defl} = 96,11 + 0,91 * Dfa_{t-1} + 8,74 * rAk_{t-1} + 0,81 * BM_{t-1} - 4,4 * 10^{-6} * Esm_{t-1}, \quad (1.90)$$

$$rAk = 17,198 + 0,081 * GDP_{growth}^2 + 1,345 * D, \quad (2.31)$$

$$GDP_{growth} = -269,05 + 462,017 * GDP_{defl} - 194,81 * GDP_{defl}^2 - 4,36 * D, \quad (2.9)$$

$$GDP_{defl} = 145,053 - 0,65 * BM, \quad (2.32)$$

$$Esm = 9537091,66 - 147037,16 * GDP_{growth} - 858108,02 * D. \quad (2.33)$$

Некоторое неудобство (впрочем, обычно сопровождающее процедуру применения трендовых регрессионных уравнений) заключается в том, что данную систему уравнений нужно перестраивать ежегодно, по мере выхода новых годовых данных. Некоторые зависимости, описываемые данной системой уравнений, могут в общих чертах сохраняться и на дальнейших временных интервалах, для других зависимостей изломы трендов окажутся критичными.

Полученные результаты показывают, что экономика России демонстрирует определенную устойчивость к воздействию внешних шоков благодаря наличию в ней встроенных стабилизаторов, отрицательных обратных связей. Эвристическая ценность регрессионного моделирования заключается, в частности, в том, что система построенных регрессионных уравнений позволяет обнаружить наличие неочевидных встроенных стабилизаторов. В частности, уравнение (2.32) показывает, что значение дефлятора ВВП и объема широкой денежной массы в пропорции к ВВП связаны обратной линейной связью. Этот факт согласуется со сделанными ранее выводами о том, что российская экономика недомонетизирована, и в ней существуют очевидные резервы для неинфляционного наращивания объема денежной массы.

В то же время, согласно уравнению (1.90), нарастание объема широкой денежной массы с лагом в год провоцирует приращение дефлятора, и, поскольку при этом расширение денежной массы предшествует увеличению темпов инфляции, то можно утверждать, что речь идет о нарастании инфляции издержек.

Таким образом, взаимосвязь между объемом широкой денежной массы в отношении к объему ВВП и дефлятором ВВП напоминает классическую схему моделей типа «хищник – жертва».

Наличие устойчивых отрицательных обратных связей такого рода делает макросистему более упругой и позволяет ей успешно отторгать и блокировать некоторые неблагоприятные воздействия, вытекающие из наличия внешних угроз. Именно поэтому в России никогда не наблюдалось жестких рецессий, предрекаемых западными экономистами, и даже в годы масштабного и длительного кризиса 90-х годов норма безработицы никогда не составляла 25-30%, как прогнозировали многие западные эксперты. Выявление механизмов этой упругости, успешной сопротивляемости негативным внешним воздействиям, составляет самостоятельную исследовательскую задачу, и инструментарий регрессионного моделирования и прогнозирования способен предложить разумные ответы по данной группе вопросов.

В построенной системе регрессионных уравнений можно проследить и наличие других обратных связей, причем некоторая их часть подчиняется режиму переключения и

может быть как положительной, так и отрицательной, в зависимости от конкретного состояния экономической конъюнктуры. Режимы переключения в данной системе уравнений обеспечиваются наличием квадратичных трендов, содержащих поворотные точки, меняющие характер связи между переменными.

Разумеется, наличие встроенных стабилизаторов не отменяет необходимости проведения грамотной, экономически обоснованной макрополитики, позволяющей привести в движение эти стабилизаторы, реализовать потенциал, заложенный в экономике России, не допуская при этом пагубных последствий внешних шоков и своевременно демпфируя угрозы, как возникающие внутри хозяйственной системы, так и привносимые в нее извне.

2.6 Разработка предложений по обоснованию применения в ЕАЭС гармонизированного индекса потребительских цен для оценки инфляционных процессов

Что касается гармонизированного индекса потребительских цен в рамках ЕАЭС, то для его применения, на наш взгляд, нет разумных предпосылок. Расчет ГИПЦ требует двойной работы от национальных статистических ведомств - расчет ИПЦ по страновым правилам и по межстрановым правилам, связанным с гармонизацией состава потребительской корзины и применением единых в рамках ЕАЭС методик расчета. Между тем, количественное различие между средневзвешенным и гармонизированным индексами потребительских цен ЕАЭС по-видимому, окажется не слишком значительным.

Поэтому, при всей трудоемкости расчетной процедуры, ГИПЦ не позволит получить некой принципиально новой информации, на которой можно основывать разрабатываемые и применяемые в экономической политике управленческие решения.

Вывод о не слишком существенном количественном различии итогов расчета основывается на опыте работы Межгосударственного статистического комитета СНГ.

59-е заседание Совета руководителей статистических служб государств-участников Содружества Независимых Государств (19 сентября 2018 года, г. Ереван) рассмотрело вопрос о результатах апробации «Методологических рекомендаций по расчету гармонизированных индексов потребительских цен для стран СНГ» на основе данных за 2016 год [148].

Основным результатом апробации стала расчетная таблица, в которую были сведены как сводные ИПЦ и ГИПЦ СНГ, так и соответствующие ценовые индексы по товарным группам (см. таблицу 2.4).

Таблица 2.4 – Сравнительный анализ ИПЦ и ГИПЦ СНГ в соответствии с расчетами
Статкомитета СНГ по данным о ценах за 2016 год

	Сводный индекс		Продукты питания		Услуги пассажирского транспорта		Мебель и предметы домашнего обихода		Материалы для текущего ремонта	
	ИПЦ	ГИПЦ	ИПЦ	ГИПЦ	ИПЦ	ГИПЦ	ИПЦ	ГИПЦ	ИПЦ	ГИПЦ
Азербайджан	115,7	116,6	120,8	120,3	102,5	102,3	110,3	109,9	112,9	115,3
Армения	98,9	98,2	99,6	99,1	96,3	95,0	100,1	100,4	97,3	97,5
Беларусь	110,6	110,4	110,2	110,2	119,3	118,4	104,8	105,2	107,2	106,8
Казахстан	108,5	108,4	108,9	108,8	107,2	107,2	105,0	105,1	104,5	104,5
Кыргызстан	99,5	99,9	95,0	95,4	97,5	95,5	102,4	100,3	91,8	89,1
Молдова	102,4	102,1	102,6	100,7	100,4	100,3	102,7	102,9	101,4	101,4
Россия	105,4	105,8	103,9	103,8	106,6	106,1	103,7	103,9	105,8	107,6
Таджикистан	106,1	105,9	106,2	105,4	98,5	98,7	106,4	104,9	99,1	101,9
СНГ	106,1	106,5	105,2	105,0	106,2	106,2	104,2	104,2	105,2	107,1

Источник: [148]

Следующее замечание касается отождествления декабрьского месячного индекса потребительских цен с годовым ИПЦ по всем странам, входящим в состав ЕАЭС.

Заметим, что в принятой методике расчета годовых темпов инфляции заложена определенная содержательная некорректность.

Годовым темпом инфляции считается показатель цен декабря данного года в отношении к ценам декабря прошлого года. Однако этот метод расчета годового индекса, хотя и традиционен, но не вполне корректен и не отражает динамики изменения годовых цен на набор благ, входящих в состав установленной потребительской корзины. Например, в экономике России, где показатель ИПЦ 2022 года, рассчитанный как отношение уровня потребительских цен декабря 2022 года к уровню потребительских цен декабря 2021 года, составил 11,9%, среднегодовой месячный индекс потребительских цен составил 13,7%. Т.е. если взять 12 месячных индексов (январь 2022-го к январю 2021-го, февраль к февралю и т.д.) и сосчитать их среднее значение, то получим 13,7%.

И даже такой подход, строго говоря, не вполне соответствует понятию годового ИПЦ. Для совсем уж корректного расчета следовало бы найти среднегодовые цены 2022-

го и 2021-го года на каждое благо, входящее (в той или иной пропорции) в потребительскую корзину, а затем методом Ласпейреса эти среднегодовые значения взвесить в зависимости от пропорций, в которых данные блага входят в страновую потребительскую корзину. После этого, разделив цену потребительской корзины 2022 года на цену аналогичной корзины 2021 года, получим корректное значение годового индекса потребительских цен.

Однако такой способ расчета, при всей его смысловой корректности, требует громоздких расчетов среднегодовых цен на каждое благо, а количественное расхождение с годовым индексом, найденным усреднением помесечных значений ИПЦ, будет не слишком значительным.

В любом случае, принятые методики расчета являются результатом компромисса между смысловой корректностью и трудоемкостью.

Тем не менее, наше предложение заключается в том, чтобы в качестве индекса потребительских цен ЕАЭС в целом рассматривать не средневзвешенное значение страновых показателей соотношения уровней потребительских цен за декабрь, а средневзвешенное значение страновых *среднемесячных* значений ИПЦ за соответствующий год. Такой подход, по-видимому, несколько разочарует представителей эмиссионных банков некоторых стран, прогнозирующих снижение и стабилизацию помесечных индексов потребительских цен непременно к концу календарного года.

Но именно поэтому применение индекса потребительских цен, рассчитываемого в соответствии с предлагаемым нами алгоритмом, позволило бы более полно учитывать динамику потребительских цен в течение всего года, за который рассчитывается данный индекс.

Еще два предложения, которые были сформулированы ранее, заключаются в том, чтобы:

1. Установить среднесрочный ориентир для годового индекса потребительских цен по ЕАЭС в целом на уровне максимально допустимого значения в 5%. Как уже было сказано, такой показатель хорошо согласуется с целями денежно-кредитной политики по каждой из стран – членов ЕАЭС.

2. Ежегодно рассчитывать краткосрочные целевые ориентиры для годового индекса потребительских цен по ЕАЭС в целом на основе принципа допустимых интервалов, отражающего специфику текущего состояния экономической конъюнктуры в каждой из стран ЕАЭС, с использованием расчетного алгоритма, приведенного в п. 2.3.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Все задачи, поставленные перед исследовательским коллективом в рамках реализации данного проекта, полностью решены. Получены научные результаты, применимые для разработки согласованной монетарной и экономической политики стран – членов ЕАЭС.

Ключевыми итогами выполнения НИР на третьем этапе являются разработка и обоснование предложений по совершенствованию расчета предельных значений уровня инфляции в странах – членах ЕАЭС и в ЕАЭС в целом, с учетом воздействия различных темпов инфляции на макроэкономическую динамику соответствующих стран, входящих в ЕАЭС, и их интеграционного объединения.

Содержание исследований, проведенных авторским коллективом в ходе реализации данного проекта, заключается в следующем.

1. Подготовлен обзор подходов к моделированию инфляционных процессов с учетом передового международного опыта и научных исследований, в том числе методов, используемых в настоящее время национальными (центральными) банками государств – членов ЕАЭС.

2. Подготовлены перечень и обоснование факторов с учетом страновой специфики, которые необходимо учитывать для построения прогноза сводного индекса потребительских цен в целом, а также индексов цен на продовольственные товары, непродовольственные товары и услуги в государствах – членах ЕАЭС в частности.

3. Описаны результаты количественной оценки степени влияния внутренних факторов (производство, торговля, запасы в странах ЕАЭС) и внешних факторов (мировое производство, мировая торговля, международные цены) на продовольственные цены в странах ЕАЭС.

4. Сформирована база статистических данных, необходимых для проведения расчетов, и представлено ее описание, включая сроки выхода данных.

5. Подготовлено описание динамики и конвергенции уровня цен в государствах – членах ЕАЭС, а также проведена количественная оценка влияния административных мер на ценовую динамику (запрет или разрешение на экспорт определенных товаров в самой стране и в других странах, изменение торговых пошлин и т.д.).

6. Подготовлено развернутое обоснование предложений по выбору моделей для построения краткосрочных (прогнозный горизонт 3 месяца) и среднесрочных прогнозов (прогнозный горизонт 3 года) индекса потребительских цен в государствах – членах

ЕАЭС. При этом обеспечен учет вклада каждой компоненты (индексы цен на продовольственные товары, непродовольственные товары, услуги), а также трансграничных эффектов.

7. Подготовлена схема разработки прогноза инфляции для государств-членов.

8. Разработаны предложения по интеграции предложенных моделей в архитектуру прогнозного комплекса Комиссии.

9. 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.

10. 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.

11. Подготовлены описание и обоснование подходов к формированию прогнозов инфляции государств-членов с учетом асимметричного распределения прогнозов в предположении двухчастного нормального распределения.

12. Подготовлено описание взаимосвязи между динамикой индекса потребительских цен и индекса цен производителей в государствах-членах, в том числе в разрезе отдельных укрупненных товарных групп.

13. Подготовлен обзор наиболее чувствительных групп товаров, на которые оказывают влияние внутренние и внешние факторы.

14. 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.

15. 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.

16. Проведены обучающие семинары для представителей уполномоченных органов государств – членов ЕАЭС по построению модельных расчетов и прогнозов.

17. Подготовлен обзор подходов, используемых в различных интеграционных объединениях для определения показателя, определяющего устойчивость экономического развития государств - членов ЕАЭС – уровня инфляции (индекс потребительских цен).

18. Подготовлен обзор преимуществ и недостатков действующего в ЕАЭС подхода к определению предельного значения показателя, определяющего устойчивость экономического развития государств - членов ЕАЭС – уровня инфляции (индекс потребительских цен).

19. Подготовлен обзор альтернативных подходов к определению предельного значения показателя, определяющего устойчивость экономического развития государств - членов ЕАЭС – уровня инфляции (индекс потребительских цен). Разработаны предложения по совершенствованию действующего в ЕАЭС подхода.

20. Разработаны предложения по обоснованию целесообразности внедрения целевого ориентира уровня инфляции в ЕАЭС. Подготовлено обоснование механизмов его внедрения в ЕАЭС.

21. Проведены и описаны модельные расчеты трансграничных эффектов, вызванных внедрением целевого ориентира уровня инфляции в ЕАЭС.

22. Разработаны предложения по обоснованию применения в ЕАЭС гармонизированного индекса потребительских цен для оценки инфляционных процессов.

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 темпа 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.

Авторы благодарят соисполнителей данной работы, предоставивших определенную часть фактических и статистических данных по соответствующим странам – членам ЕАЭС:

Баранов Александр Михайлович - кандидат экономических наук, доцент Гомельского государственного университета им. Франциска Скорины (Республика Беларусь);

Казарян Эдуард Сергеевич - доктор экономических наук, декан факультета Национального аграрного университета Армении (Республика Армения);

Оморов Роман Оморович - доктор технических наук, член-корр. НАН КР, заведующий лабораторией Института машиноведения и автоматики НАН КР (Кыргызская Республика);

Притворова Татьяна Петровна - доктор экономических наук, профессор Карагандинского университета им. Е.А. Букетова (Республика Казахстан).

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Построение подходов к моделированию инфляционных процессов в государствах – членах Евразийского экономического союза (промежуточный, этап 1). Анализ подходов к моделированию инфляционных процессов в государствах – членах Евразийского экономического союза: Отчет о НИР / Ин-т проблем управления им. В.А. Трапезникова РАН. М., 2022.
2. 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: Отчет о НИР / Ин-т проблем управления им. В.А. Трапезникова РАН. М., 2022.
3. Indicators. Open Data / Worldbank [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://data.worldbank.org/indicator>.
4. 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.
5. Статистический комитет Республики Армения [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.armstat.am/ru/>.
6. Национальный статистический комитет Республики Беларусь [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.belstat.gov.by/>.
7. Бюро национальной статистики Агентства по стратегическому планированию и реформам Республики Казахстан [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://stat.gov.kz/>.
8. Национальный статистический комитет Кыргызской Республики [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.stat.kg/ru/>.
9. Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.gks.ru/>.
10. Банк России [Электронный ресурс]. – Режим доступа: https://cbr.ru/hd_base/infl/.
11. Федеральная Таможенная служба [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://customs.gov.ru/folder/511>.
12. Курсы валют [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://bhom.ru/currencies/>.

13. Курсы валют [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://mainfin.ru/currency/cb-rf/eur/date/2022>.
14. Статистика курсов валют [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://ratestats.com/all/2022/>.
15. Инфляция [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://calcus.ru/inflyaciya>.
16. Национальный банк Казахстана [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.nationalbank.kz>.
17. Центральный банк Республики Армения [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.cba.am/ru/SitePages/statrealsector.aspx>.
18. https://minfin.gov.by/upload/gosdolg/vneshniy/Belarus_Macroeconomic_Snapshot_2021_rus.pdf.
19. <https://1prime.ru/world/20221121/838886655.html>.
20. Министерство экономики Кыргызской Республики [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://mineconom.gov.kg/ru>.
21. 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. (Англ.).
22. Нижегородцев Р.М. Логистическое моделирование экономической динамики. Ч. I // Проблемы управления. 2004. № 1. — С.46-53.
23. Ратнер С.В., Архипова М.Ю., Нижегородцев Р.М. Эконометрические методы управления рисками инновационных проектов: Учебное пособие. М.: ЛЕНАНД, 2014. - 272 с.
24. 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.
25. Нижегородцев Р.М. Нелинейные методы прогнозирования экономической динамики региона//Проблемы регионального и муниципального управления: Материалы международной научной конференции. М., 2004. — С. 3-6.
26. 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.

27. Теоретические основы и модели долгосрочного макроэкономического прогнозирования/ Науч. ред. Ю.В.Яковец. М.: МФК, 2004.
28. Горидько Н.П. Регрессионное моделирование инфляционных процессов: монография [авт. предисл., науч. ред. Р.М. Нижегородцев]. – М.: РосНОУ, 2012. – 248 с.
29. Holland J.H. Adaptation in Natural and Artificial Systems. Ann Arbor, MI: The University of Michigan Press, 1975. 2nd edn: Boston, MA: MIT Press, 1992.
30. Goldberg D.E. Genetic Algorithms in Search, Optimization, and Machine Learning. Addison-Wesley: 1989.
31. Mitchell M. An Introduction to Genetic Algorithms. Cambridge, MA: MIT Press, 1996.
32. Рутковская Д., Пилиньский М., Рутковский Л. Нейронные сети, генетические алгоритмы и нечеткие системы. М.: Горячая линия — Телеком, 2007.
33. Тененев В.А., Паклин Н.Б. Гибридный генетический алгоритм с дополнительным обучением лидера// Интеллектуальные системы в производстве. Ижевск, 2003. № 2.
34. Holland J.H. Building Blocks, Cohort Genetic Algorithms, and Hyperplane-Defined Functions [http://qai.narod.ru/Papers/holland_2000.html].
35. Тененев В.А. Применение генетических алгоритмов с вещественным кроссовером для минимизации функций большой размерности// Интеллектуальные системы в производстве. Ижевск, 2006. № 1. С. 93-107.
36. Кетова К.В., Русяк И.Г. Идентификация и прогнозирование обобщающих показателей развития региональной экономической системы// Прикладная эконометрика. 2009. № 3. С. 56-71.
37. Иванюк В.А., Нижегородцев Р.М., Волкова В.М. Применение генетического алгоритма к задаче оценки потенциального ВВП страны // Вестник экономической интеграции. 2011. № 1. — С. 93-97.
38. Плотинский Ю.М. Модели социальных процессов. М: Логос, 2001. Режим доступа: http://www.socioline.ru/_seminar/library/plotinsky/plot_132.php.
39. Келле В.Ж. Инновационная система России: формирование и функционирование. М., 2003.
40. Агафонкина Н.В., Бородин А.И., Кульба В.В. Метод «сценарных областей» при построении сценариев развития социально-экономических систем // Системы управления и информационные технологии. 2009. № 2-2 (36). С. 212-217.

41. Кульба В.В., Кононов Д.А., Чернов И.В., Рошин П.Е., Шулигина О.А. Сценарное исследование сложных систем: анализ методов группового управления // Управление большими системами: Сборник трудов. 2010. № 30-1. С. 154-186.
42. Avdeeva Z.K., Kovriga S.V. On situation control problem settings with multiple stakeholders using cognitive maps // Automation and remote control. 2020. Vol. 81. No. 1. P. 139-152.
43. Bruno M. and W. Easterly. Inflation Crises and Long-Run Growth: NBER Working Papers 5209. National Bureau of Economic Research, Inc, 1995. Available from: <http://www.nber.org/papers/w5209>.
44. Barro R.J. and X. Sala-i-Martin/ Economic Growth. Cambridge, MA: MIT Press, 1995. – 672 p.
45. Нижегородцев Р.М. Проблемы управления инфляцией: современные подходы // Проблемы управления. – 2006. – № 6. – С. 25-30.
46. Нижегородцев Р.М. Стратегия инновационного прорыва для России // Экономические стратегии. – 2008. – № 1. – С. 28-36.
47. Pollin R. and A. Zhu. Inflation and Economic Growth: A Cross-Country Nonlinear Analysis // Journal of Post Keynesian Economics. 2006. Vol 28, No 4: 593–614.
48. Das A. and J. Loxley. Non-linear Relationship between Inflation and Growth in Developing Countries // Economic & Political Weekly, September 12, 2015. Vol. L, No 37: 59-64.
49. Ibarra R. and D. Trupkin. The Relationship between Inflation and Growth: A Panel Smooth Transition Regression Approach for Developed and Developing Countries. Banco Central del Uruguay Working Paper Series, 006, 2011. Available from: <http://www.bvrie.gub.uy/local/File/doctrab/2011/6.2011.pdf>.
50. Espinoza R, H. Leon and A. Prasad. Estimating the Inflation–Growth Nexus – a Smooth Transition Model, IMF Working Paper 76, 2010. – 23 p.
51. Gurgul H. and Lach Ł. The nexus between Inflation rate and Economic Growth of Polish provinces after EU Accession // Studia Economiczne – Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach. 2015. No 206: 20-33. Available from: http://www.ue.katowice.pl/fileadmin/_migrated/content_uploads/02_07.pdf.
52. Kremer S., A. Bick, D. Nautz. Inflation and Growth: New Evidence from a Dynamic Panel Threshold Analysis. SFB 649 Discussion Paper 2009-036. Available from: <http://edoc.hu-berlin.de/series/sfb-649-papers/2009-36/PDF/36.pdf>.
53. McCandless G.T. Jr., Weber W.E. Some Monetary Facts // Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 1995. Vol. 19. No. 3. Summer 1995: 2–11. Available from:

<http://www.minneapolisfed.org/research/QR/QR1931.pdf>.

54. Тыркало Р., Адамик Б. Передаточный механизм монетарной политики и его значение для эффективной деятельности НБУ // Вестник Национального Банка Украины. – 1999. – № 7. – С. 6-11. (Укр.).

55. Шевчук В. Влияние монетарной политики на промышленное производство, инфляцию и реальный обменный курс в Украине в 1994-2000 годах // Вестник Национального Банка Украины. – 2001. – № 1. - С. 6-11. (Укр.).

56. Leheyda N. Determinants of Inflation in Ukraine: a Cointegration Approach // CDSEM, University of Mannheim. – 2004.

57. Lissovolik B. Determinants of Inflation in a Transition Economy: The Case of Ukraine // IMF Working Paper 03/126. – 2003.

58. Piontkovsky R. Impact of Monetary Aggregate Developments on Inflationary Process in Ukraine over 2001-2002. – 2002.

59. Dimand R.W. Minsky and Tobin on the Instability of a Monetary Economy // Central Banking in the Modern World: Alternative Perspectives / Ed. by M. Lavoie, M. Seccareccia. Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2004. - P. 226-243.

60. Глазьев С. Нищета и блеск российских монетаристов. Часть 2 // Экономическая наука современной России. – 2015. – № 3 (70). – С. 3–25.

61. Кризис: Альтернативы будущего (глобальный контекст и российская специфика) / Под ред. А.В. Бузгалина, П. Линке. – М.: Культурная революция, 2010.

62. Горидько Н.П. Стоит ли бороться с инфляцией в Беларуси? // Актуальные вопросы экономического развития: теория и практика: Сборник научных статей. Выпуск 5. – Гомель: ГГУ им. Ф. Скорины, 2016. – С. 137-140.

63. Горидько Н.П., Нижегородцев Р.М. Соотношение эмиссионных и трансмиссионных механизмов инфляции в современной экономике Украины: опыт регрессионного моделирования // Вестник Национального Банка Украины. 2012. № 6. — С. 22-26 (Укр.).

64. Глазьев С.Ю., Горидько Н.П., Нижегородцев Р.М. Критика формулы Ирвинга Фишера и иллюзии современной монетарной политики // Экономика и математические методы. – 2016. – Том 52. № 4. – С. 3-23.

65. Goridko N.P. Influence of the Central Bank's anti-inflationary policy on Russia's economic development // Известия Уральского государственного экономического университета. – 2018. – Т. 19. № 6. – С. 51-61.

66. Нижегородцев Р.М., Горидько Н.П. Концепция NSEGRI – инфляция как стимул и как барьер экономического роста // Известия Уральского государственного экономического университета. – 2017. – № 2 (70). – С. 5-16.
67. Горидько Н.П. Моделирование темпов инфляции, не замедляющих экономический рост (NSEGRI), для экономики России // Друкеровский вестник. – 2016. – № 3. – С. 78-88. DOI: 10.17213/2312-6469-2016-3-78-88.
68. Goridko N.P., Nizhegorodtsev R.M. Non-slowng economic growth rate of inflation (NSEGRI): regression modelling // IFAC-PapersOnLine. 2016. Volume 49. Issue 12. P. 283-288. – Available at: <http://www.sciencedirect.com/science/journal/24058963/49/12>.
69. Nizhegorodtsev R., Goridko N. The Impact of Money Supply on Economic Growth: Theory, Experience, Modelling // Handbook on the Economics, Finance and Management Outlooks. 2015. Vol. 3. PP. 66-72 [Electronic resource. ISBN 978-969-9952-03-6]. - Available at: [http://www.pakinsight.com/ebooks/11-3rdICEFMO-679-2015-\(66-72\).pdf](http://www.pakinsight.com/ebooks/11-3rdICEFMO-679-2015-(66-72).pdf).
70. Нижегородцев Р.М., Горидько, Н.П. Воздействие инфляции на экономический рост: опыт регрессионного анализа // Фінансовий простір. – Черкаси: Черкаський інститут банківської справи Університету банківської справи Національного банку України. – 2011. – № 3. – С. 104-110. Режим доступа: <http://fp.cibs.ck.ua/files/1103/11nrmtii.pdf>.
71. Горидько Н.П. Взаимосвязь экономического роста и инфляции: эконометрическое моделирование на примере макросистемы США // Труды V Всероссийского симпозиума по экономической теории. Том 1. Политическая экономия. Микроэкономика (экономика локальных рынков). Макроэкономика (национальная экономика). – Екатеринбург: Институт экономики УрО РАН, 2012. – С. 154-156.
72. Nizhegorodtsev R., Goridko N. Macroeconomic Disequilibrium and Stimulation of Economic Growth // IFAC Proceedings Volumes (IFAC-PapersOnline) "7th IFAC Conference on Manufacturing Modelling, Management, and Control, MIM 2013 - Proceedings". 2013. P. 1212-1217. URL: www.ifac-papersonline.net/Detailed/60221.html.
73. Нижегородцев Р.М., Горидько Н.П., Шкодина И.В. Институциональные основы теории финансов: современные подходы: Монография. М.: ИНФРА-М, 2014. – 220 с.
74. Полякова О.В., Горидько Н.П. Факторный регрессионный анализ инфляционных процессов в российской экономике 1999–2010 годов // РИСК: Ресурсы. Информация. Снабжение. Конкуренция. – М.: ОАО «ИТКОР». – 2012. – №. 3 – С. 193-199.
75. Горидько Н.П., Нижегородцев Р.М. Регрессионная оценка мультипликаторов совокупного спроса по агрегатам // Анализ, моделирование, управление, развитие социально-экономических систем: Сборник научных трудов XIV Всероссийской с

международным участием школы-симпозиума АМУР-2020, Симферополь-Судак, 14-27 сентября 2020. – Симферополь: ИП Корниенко А.А., 2020. С. 109-110.

76. Горидько Н.П. Мультипликаторы агрегатов совокупного спроса на примере экономики Российской Федерации // Известия Волгоградского государственного технического университета. – 2018. – № 10 (220). – С. 79-90.

77. Горидько Н.П., Нижегородцев Р.М. Принцип допустимых интервалов и экстремальные задачи в управлении макроэкономическими системами // Проблемы управления. – 2019. – № 5. – С. 37-48.

78. Горидько Н.П., Нижегородцев Р.М. Феномен «роста на ожиданиях»: регрессионный анализ и релятивистская концепция времени в экономике // Вестник экономической интеграции. – 2011. – № 12 (44). – С. 11-27.

79. 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.

80. Нижегородцев Р.М. Неравновесная динамика макросистем и механизмы преодоления мирового кризиса. Новочеркасск: «НОК», 2011.

81. Нижегородцев Р.М. Экономика инфляционного разрыва// Альтернативы. 2012. № 3 (76). – С. 141-150.

82. Нижегородцев Р.М. Эра разделения: режим самоизоляции для стран «золотого миллиарда» // Друкеровский вестник. 2022. № 2. – С. 5-16.

83. 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.

84. Нижегородцев Р.М. Модель Хикса – Хансена и парадигма макроэкономического неравновесия // Экономико-правовое обеспечение развития гражданского общества: теория и практика: Материалы Всероссийской научно-практической конференции с международным участием / Под общ. ред. Т.Н. Лариной, А.П. Тяпухина, Е.Э. Цибарта. Оренбург: ООО «Типография «Агентство Пресса», 2021. – С. 51-56.

85. Горидько Н.П. Факторы предложения денег и монетарная политика в стагнационной экономике // Друкеровский вестник. – 2014. – № 4. – С. 114-124.

86. Ihsan Iqra, Anjum Sleem. Impact of Money Supply (M2) on GDP of Pakistan// Global Journal of Management and Business Research. 2013. Vol. 13. Issue 6. Version 1.0.

87. Nouri Manouchehr, Samimi Ahmad Jafari. The Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Iran// Middle-East Journal of Scientific Research. 2011. Vol. 9. Issue 6. P. 740-743.

88. Liang Fang, Huang Weiya. The relationship between money supply and the GDP of United States// Hong Kong Baptist University. April 2011. Available at: <http://lib-sca.hkbu.edu.hk/trsimage/hp/08050597.pdf>.

89. Нижегородцев Р.М. Парадигма неравновесия и задачи государственного управления в Российской Федерации в условиях импортозамещения институтов // Государственное управление. Электронный вестник. 2016. Выпуск № 58. – С. 39-53.

90. ЦМАКП объяснил «странность» инфляции в России [Электронный ресурс, 30.12.2022]. – Режим доступа: <https://news.mail.ru/economics/54499717/?frommail=1>.

91. Рослякова Н.А. Теория экономического неравновесия в приложении к задачам регионального неравенства: влияние коронакризиса // Управление развитием крупномасштабных систем (MLSD'2020): Труды Тринадцатой Международной конференции, 28-30 сентября 2020 г., Москва/ Под общей редакцией С.Н. Васильева, А.Д. Цвиркуна. – М.: ИПУ РАН, 2020. – С. 1321-1328.

92. Нижегородцев Р.М. Монетарные и структурные аспекты неравномерности регионального развития // Экономико-правовое обеспечение развития гражданского общества: теория и практика: Материалы Всероссийской научно-практической конференции с международным участием / Под общ. ред. Т.Н. Лариной, А.П. Тяпухина, Е.Э. Цибарта. Оренбург: ООО «Типография «Агентство Пресса», 2021. – С. 56-58.

93. Нижегородцев Р.М., Горидько Н.П. Управление монетарной сферой и перспективы экономического роста: уроки кризиса, модели, прогнозы // Экономическая безопасность современной России: уроки кризиса и перспективы роста / Под ред. В.А. Черешнева, А.И. Татаркина, М.В. Федорова. Т. 1. – Екатеринбург: Институт экономики УрО РАН, 2012. – С. 831-877.

94. Петухов Н.А., Нижегородцев Р.М. Межрегиональная дифференциация образовательных систем на рубеже цифровых трансформаций: векторы, тенденции, альтернативы. М.: ТОРУС ПРЕСС, 2019.

95. <http://global-finances.ru/tsena-na-neft-marki-brent-po-godam/>.

96. 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.

97. Нижегородцев Р.М., Горидько Н.П., Швеиц И.Ю., Рослякова Н.А. Экономическое развитие регионов: факторы, стратегии, безопасность: Научная монография. М.: ООО «НИПКЦ Восход-А», 2018. – 336 с.

98. 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.
99. Тренев Н.Н. Потенциальная роль денежно-кредитной системы в экономическом развитии России // Вестник экономической интеграции. 2015. № 1-2. С. 19-23.
100. Харрис Л. Денежная теория: Пер. с англ. / Общ. ред. и вступ. ст. В.М. Усоскина. – М.: Прогресс, 1990. – 750 с.
101. Глазьев С.Ю. Нищета и блеск российских монетаристов // Экономическая наука современной России. – 2015. - № 2 (69). – С. 7-21.
102. Бугалин А.В., Колганов А.И. Экономическая компаративистика. Сравнительный анализ экономических систем. – М.: ИНФРА-М, 2004. – 752 с.
103. 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.
104. 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.
105. 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.
106. Горидько Н.П. Методика сценарного прогнозирования изменения экономических показателей региона с помощью фиктивных переменных // Известия Волгоградского технического университета. – 2016. – № 7 (186). – С. 12-17.
107. Порфирьев Б.Н. Экономический кризис: проблемы управления и задачи инновационного развития // Проблемы прогнозирования. – 2010. – № 5. – С. 20–26.
108. Фетисов Г. О мерах по преодолению мирового кризиса и формированию устойчивой финансово-экономической системы // Вопросы экономики. – 2009. – № 4. – С. 31–41.
109. Elliott R.N. The Wave Principle. N.Y., 1938.
110. Elliott R.N. The Basis of the Wave Principle. N.Y., 1940.
111. Пректер Р.Р., Фрост А.Дж. Волновой принцип Эллиотта: Ключ к пониманию рынка. М.: Альпина Паблишер, 2012. – 269 с.

112. 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.

113. 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.

114. Горидько Н.П., Нижегородцев Р.М. Краткосрочное качественное прогнозирование изменений темпов инфляции в странах Евразийского экономического союза на основе применения волновой динамики Эллиотта // Экономика Центральной Азии. – 2023. – Том 7. – № 1. – С. 25-36.

115. 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.

116. https://www.belstat.gov.by/ofitsialnaya-statistika/ssrd-mvf_2/natsionalnaya-stranitsa-svodnyh-dannyh/vvp-rasschitannyi-metodom-ispolzovaniya-dohodov/2021-god/?special_version=Y.

117. <https://neg.by/novosti/otkrytj/investicii-v-osnovnoj-kapital-v-belarusi-v-2022-g-umenshilis/>.

118. <https://www.nbrb.by/statistics/monetarystat/avgbroadmoney>.

119. <https://www.akchabar.kg/ru/news/denezhnye-perevody-v-kyrgyzstan-vyrosli-na-165/>.

120. https://cbr.ru/statistics/macro_itm/dkfs/monetary_agg/.

121. <https://www.rbc.ru/economics/21/09/2022/632ac1999a79478830ce252c>.

122. <https://www.kommersant.ru/doc/5571439>.

123. https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/167_05-10-2022.htm.

124. Нижегородцев Р.М., Скачкова М.А. Риски применения ценового веб-скрейпинга при анализе макроэкономических показателей // Новый экономический миропорядок: Управление активами в условиях ограничений и санкций: сборник тезисов всероссийской научно-практической конференции / Под ред. И.М. Степнова, Ю.А. Ковальчук. М.: ИПР РАН, 2023. - С. 172-178.

125. Eurostat: statistics explained [Электронный ресурс]. – Режим доступа: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Harmonised_index_of_consumer_prices_\(HICP\)](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Harmonised_index_of_consumer_prices_(HICP)).

126. Петухов Н.А., Иванов Е.Ю., Рослякова Н.А., Швец И.Ю. Управление экономической динамикой регионов: траектории взаимодействия: Научная монография / Под ред. Р.М. Нижегородцева. М.: ТОРУС ПРЕСС, 2022. – 258 с.

127. Показатели, определяющие устойчивость экономического развития / Евразийская экономическая комиссия [Электронный ресурс]. – Режим доступа: https://eec.eaeunion.org/comission/department/dep_makroec_pol/monitoring/ustoichivost.php.

128. Обзор инфляции 2022/3 / Центральный банк Республики Армения [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.cba.am/RU/ppperiodicals/Monetary%20overview.III.2022.pdf>.

129. Об утверждении Программы социально-экономического развития Республики Беларусь на 2021-2025 годы. Указ Президента Республики Беларусь от 29 июля 2021 г. № 292 [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://pravo.by/document/?guid=12551&p0=P32100292&p1=1>.

130. Основные направления денежно-кредитной политики Республики Беларусь на 2023 год / Утверждены Указом Президента Республики Беларусь от 28 ноября 2022 г. № 412 [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.nbrb.by/legislation/documents/ondkp2023.pdf>.

131. Стратегия денежно-кредитной политики до 2030 года / Национальный банк Казахстана [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.nationalbank.kz/ru/page/osnovnye-napravleniya-dkp>.

132. О базовой ставке Национального банка. Заявление Председателя НБ РК Галымжана Пирматова 24 февраля 2023 года, Астана [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.nationalbank.kz/ru/news/informacionnye-soobshcheniya/15020>.

133. Заявление Национального банка Кыргызской Республики о денежно-кредитной политике на 2020 год / Одобрено постановлением Правления Национального банка Кыргызской Республики от 18 декабря 2019 года № 2019-П-07/64-1-(ДКП) / Национальный банк Кыргызской Республики [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.nbkr.kg/DOC/24122019/000000000053624.pdf>.

134. Заявление Национального банка Кыргызской Республики о денежно-кредитной политике на 2023 год / Одобрено постановлением Правления Национального банка Кыргызской Республики от 23 декабря 2022 года № 2022-П-07/82-1- (ДКП) /

Национальный банк Кыргызской Республики [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.nbkr.kg/DOC/28122022/000000000059768.pdf>.

135. Нацбанк повысил прогноз по инфляции — с оглядкой на рост тарифов и курс доллара [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://economist.kg/novosti/2023/03/07/nacbank-povysil-prognoz-po-inflyacii-s-oglyadkoj-na-rost-tarifov-i-kurs-dollar/>.

136. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2021 год и период 2022 и 2023 годов / Банк России [Электронный ресурс]. – Режим доступа: https://cbr.ru/about_br/publ/ondkr/on_2021_2023/.

137. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2023 год и период 2024 и 2025 годов / Банк России [Электронный ресурс]. – Режим доступа: https://cbr.ru/about_br/publ/ondkr/on_2023_2025/.

138. Горидько Н.П. Принцип бублика: интервалы допустимых значений макропараметров // Глобализация экономики и российские производственные предприятия: материалы 17-ой Междунар. науч.-практ. конф., г. Новочеркасск, 13-17 мая 2019 г.: В 2 ч. – Ч. 1 / Южно-Российский государственный политехнический университет им. М.И. Платова. – Новочеркасск: изд-во «НОК», 2019. – С. 89-94.

139. Raworth K. A safe and just space for humanity: can we live within the doughnut? Oxfam Discussion Paper. – Oxford (UK): Oxfam GB, 2012. – 26 p.

140. <https://www.kateraworth.com/doughnut/>.

141. Handy C. Finding sense in uncertainty // Rethinking the Future / Ed. by R. Gibson. – L.: Nicholas Brealey Publishing, 1996. – P. 17–33.

142. <https://container-solutions.com/space-beyond-culture/>.

143. <https://medium.com/@AlexLemille/safe-just-circular-principles-73586e4089be>.

144. <https://www.nv-online.info/2018/12/17/kak-sootnositsya-srednyaya-pensiya-s-zarplatoj-u-nas-i-za-rubezhom.html>.

145. Глазьев С.Ю. Экономика будущего. Есть ли у России шанс? («Коллекция Изборского клуба»). – М.: Книжный мир, 2016. – 640 с.

146. Глазьев С.Ю. Рынок в будущее. Россия в новых технологическом и мирохозяйственном укладах. – М.: Книжный мир, 2018. – 765 с.

147. https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/VRP_.xlsx.

148. Межгосударственный статистический комитет Содружества Независимых Государств [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://new.cisstat.org/ru/web/guest/cis-meetings-materials>.

ПРИЛОЖЕНИЕ А

Исходные данные статистических наблюдений для проведения расчетов

Таблица А.1 - Исходные данные для моделирования допустимых значения инфляции в России, 2005-2021 гг.

Год	Дефлятор ВВП, коэффициент роста	Темп прироста ВВП, %	Уровень безработицы по методологии МОТ, %	Дисперсия физического объема ВВП*
	GDP_{defl}	GDP_{grow}	U	σ
2005	1,193	6,400	7,2	13,5
2006	1,151	8,200	7,2	11,7
2007	1,138	8,500	6,1	27,6
2008	1,180	5,200	6,3	16,4
2009	1,020	-7,800	8,4	36,7
2010	1,142	4,500	9,4	17,2
2011	1,245	4,300	8,4	8,9
2012	1,089	4,024	7,2	13,4
2013	1,053	1,755	7,2	16,3
2014	1,075	0,736	6,0	10,9
2015	1,072	-1,973	7,2	6,4
2016	1,028	0,194	7,0	6,1
2017	1,053	1,826	6,6	5,3
2018	1,100	2,807	6,2	3,0
2019	1,033	2,198	6,5	5,3
2020	1,006	-2,683	7,8	8,5
2021	1,163	4,820	6,4	13,5

* рассчитано авторами по данным [9]

Источники: [3, 9]

Таблица А.2 - Исходные данные для моделирования допустимых значения инфляции в Республике Беларусь, 2013-2021 гг.

Год	Дефлятор ВВП, коэффициент роста	Темп прироста ВВП, %	Уровень безработицы по методологии МОТ, %	Дисперсия физического объема ВВП*
	GDP_{defl}	GDP_{grow}	U	σ
2013	1,213	1,003	6,0	5,8
2014	1,181	1,726	6,0	6,4
2015	1,160	-3,830	5,8	2,0
2016	1,083	-2,526	5,8	4,4
2017	1,086	2,532	5,7	2,0
2018	1,121	3,149	4,8	1,1
2019	1,086	1,400	4,2	3,1
2020	1,121	-0,900	4,8	0,9
2021	1,128	2,507	4,7	3,4

* рассчитано авторами по данным [6]

Источники: [3, 6]

Таблица А.3 - Исходные данные для моделирования допустимых значения инфляции в Республике Казахстан, 2007-2021 гг.

Год	Дефлятор ВВП, коэффициент роста	Темп прироста ВВП, %	Уровень безработицы по методологии МОТ, %
	GDP_{defl}	GDP_{grow}	U
2007	1,155	8,9	7,3
2008	1,210	3,3	6,6
2009	1,047	1,2	6,6
2010	1,196	7,3	5,8
2011	1,189	7,4	5,4
2012	1,048	4,8	5,3
2013	1,095	6,0	5,2
2014	1,058	4,2	5,0
2015	1,019	1,2	5,1
2016	1,136	1,1	5,0
2017	1,084	4,1	4,9
2018	1,092	4,1	4,9
2019	1,076	4,5	4,8
2020	1,042	-2,5	4,9
2021	1,139	4,0	4,9

Источники: [3, 7]

Таблица А.4 - Исходные данные для моделирования допустимых значения инфляции в Армении, 2010-2021 гг.

Год	Дефлятор ВВП, коэффициент роста	Темп прироста ВВП, %	Уровень безработицы по методологии МОТ, %
	GDP_{defl}	GDP_{grow}	U
2010	1,078	2,2	19,0
2011	1,043	4,7	18,4
2012	1,053	7,2	17,3
2013	1,034	3,3	16,2
2014	1,023	3,6	17,5
2015	1,012	3,2	18,3
2016	1,003	0,2	17,6
2017	1,022	7,5	17,7
2018	1,028	5,2	19,0
2019	1,011	7,6	18,3
2020	1,020	-7,4	21,2
2021	1,069	5,7	20,9

Источники: [3, 5].

Таблица А.5 - Исходные данные для моделирования допустимых значений инфляции в Кыргызстане, 2013-2021 гг.

Год	Дефлятор ВВП, коэффициент роста	Темп прироста ВВП, %	Уровень безработицы по методологии МОТ, %	Норма накопления, %*
	GDP_{defl}	GDP_{growth}	U	rAk
2013	1,032	10,915	8,3	27,7
2014	1,084	4,024	8,1	29,5
2015	1,034	3,876	7,6	28,1
2016	1,061	4,336	7,2	28,4
2017	1,063	4,740	6,9	27,4
2018	1,034	3,758	6,9	26,6
2019	1,039	4,601	6,9	26,2
2020	1,061	-8,398	8,7	20,5
2021	1,160	3,611	9,1	17,0

* рассчитано авторами по данным [8, 20]

Источники: [3, 8, 20]

Таблица А.6 - Значение дефлятора ВВП Казахстана и стран-партнеров, 2010-2022 гг.

Год	Значение дефлятора			
	Казахстан	ЕС	Китай	Россия
	GDP_{defl}^{KAZ}	GDP_{defl}^{EU}	GDP_{defl}^{CHN}	GDP_{defl}^{RUS}
2010	119,5	100,9	106,9	114,2
2011	120,5	101,7	108,1	124,5
2012	104,8	101,7	102,3	108,9
2013	109,5	101,3	102,2	105,3
2014	105,8	101,0	101,0	107,5
2015	101,8	101,1	100,0	107,2
2016	113,6	100,9	101,4	102,8
2017	111,2	101,5	104,2	105,3
2018	109,2	102,0	103,5	110,0
2019	107,6	102,3	101,3	103,3
2020	104,2	101,8	100,5	100,6
2021	110,6	102,8	104,4	116,3
2022	118,6	114,6	119,4	114,3

Источники: [3, 7, 9]

ПРИЛОЖЕНИЕ Б

Эконометрические характеристики регрессионных моделей, представленных в разделе 2

Таблица Б.1 - Эконометрические характеристики модели (2.1)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,821938				
R -квадрат	0,675582				
Нормированный R -квадрат	0,629237				
Стандартная ошибка	2,494393				
Наблюдения	17				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	181,3975	90,6988	14,577	0,0004
Остаток	14	87,10793	6,222		
Итого	16	268,5055			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
GDP_{grow} -пересечение	-464,0315	168,7991	-2,749	0,0157	
GDP_{defl}	796,9519	303,3297	2,62735	0,0199	
GDP_{defl}^2	-337,7671	135,8754	-2,4859	0,0262	

Таблица Б.2 - Эконометрические характеристики модели (2.12)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,85219				
R -квадрат	0,72622				
Нормированный R -квадрат	0,66304				
Стандартная ошибка	0,54242				
Наблюдения	17				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	10,1457	3,3819	11,495	0,0006
Остаток	13	3,82484	0,2942		
Итого	16	13,9706			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
U -пересечение	156,855	37,7473	4,1554	0,0011	
GDP_{defl}	-269,15	67,7822	-3,971	0,0016	

GDP_{defl}^2	120,35	30,3328	3,9676	0,0016
D	2,9531	0,5803	5,0889	0,0002

Таблица Б.3 - Эконометрические характеристики модели (2.13)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,8835				
R -квадрат	0,7805				
Нормированный R -квадрат	0,561				
Стандартная ошибка	1,6802				
Наблюдения	7				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	30,1139	10,038	3,5558	0,1626
Остаток	3	8,469	2,823		
Итого	6	38,5829			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
σ -пересечение	3448,4	1510,75	2,2826	0,1067	
GDP_{defl}	-6622	2898,71	-2,284	0,1065	
GDP_{defl}^2	3183,4	1389,79	2,2906	0,1059	
D	-13,5	4,38882	-3,075	0,0543	

Таблица Б.4 - Эконометрические характеристики модели (2.14)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,771734				
R -квадрат	0,595574				
Нормированный R -квадрат	0,352918				
Стандартная ошибка	1,9616				
Наблюдения	9				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	28,33263	9,44421	2,4544	0,1784
Остаток	5	19,23937	3,84787		
Итого	8	47,57201			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
GDP_{grow} -пересечение	-769,591	606,0632	-1,2698	0,26	
GDP_{defl}	1347,373	1060,868	1,27007	0,26	
GDP_{defl}^2	-587,525	463,4617	-1,2677	0,2607	

<i>D</i>	-5,01542	1,85319	-2,7064	0,0425
----------	----------	---------	---------	--------

Таблица Б.5 - Эконометрические характеристики модели (2.15)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный <i>R</i>	0,84025				
<i>R</i> -квадрат	0,70602				
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,52963				
Стандартная ошибка	0,47749				
Наблюдения	9				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	2,73777	0,9126	4,00261	0,0848
Остаток	5	1,14	0,228		
Итого	8	3,87777			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
<i>U</i> -пересечение	261,919	132,175	1,9816	0,10436	
<i>GDP_{defl}</i>	-453,434	231,011	-1,963	0,1069	
<i>GDP_{defl}²</i>	200,136	100,825	1,985	0,10392	
<i>D</i>	-1,36432	0,57023	-2,393	0,06219	

Таблица Б.6 - Эконометрические характеристики модели (2.16)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный <i>R</i>	0,74336				
<i>R</i> -квадрат	0,55259				
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,40345				
Стандартная ошибка	1,51799				
Наблюдения	9				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	17,0757	8,5378	3,70519	0,089564
Остаток	6	13,8257	2,3043		
Итого	8	30,9014			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
σ -пересечение	720,25	400,289	1,7993	0,12207	
<i>GDP_{defl}</i>	-1279,42	701,077	-1,825	0,11781	
<i>GDP_{defl}²</i>	569,877	306,592	1,8587	0,11242	

Таблица Б.7 - Эконометрические характеристики модели (2.17)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,79512				
R -квадрат	0,63222				
Нормированный R -квадрат	0,52188				
Стандартная ошибка	2,08524				
Наблюдения	14				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	3	74,7462	24,915	5,73	0,015159
Остаток	10	43,4824	4,3482		
Итого	13	118,229			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
GDP_{grow} -пересечение	-594,537	252,287	-2,357	0,0402	
GDP_{defl}	1044,76	452,073	2,3111	0,0434	
GDP_{defl}^2	-453,548	201,917	-2,246	0,0485	
D	-5,91311	2,32793	-2,54	0,0294	

Таблица Б.8 - Эконометрические характеристики модели (2.18)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,8217				
R -квадрат	0,6751				
Нормированный R -квадрат	0,6029				
Стандартная ошибка	0,1802				
Наблюдения	12				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	2	0,6076	0,3038	9,3509	0,006
Остаток	9	0,2924	0,0325		
Итого	11	0,9			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
U -пересечение	74,508	22,8789	3,2566	0,0099	
GDP_{defl}	-127,97	41,2379	-3,103	0,0127	
GDP_{defl}^2	58,835	18,545	3,1725	0,0113	

Таблица Б.9 - Эконометрические характеристики модели (2.19)

<i>Регрессионная статистика</i>	
---------------------------------	--

Множественный R	0,88045
R -квадрат	0,77519
Нормированный R -квадрат	0,69089
Стандартная ошибка	2,29308
Наблюдения	12

Дисперсионный анализ

	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	3	145,051	48,3504	9,1952	0,00569
Остаток	8	42,0656	5,2582		
Итого	11	187,117			

	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t -статистика	P -Значение
GDP_{grow} -пересечение	-2398,05	1525,51	-1,572	0,1546
GDP_{defl}	4611,83	2933,58	1,57209	0,1546
GDP_{defl}^2	-2211,85	1409,72	-1,569	0,1553
D	-12,2248	2,44178	-5,0065	0,001

Таблица Б.10 - Эконометрические характеристики модели (2.20)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,82622
R -квадрат	0,68264
Нормированный R -квадрат	0,52396
Стандартная ошибка	1,09115
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	3	15,3659	5,12196	4,302	0,06099
Остаток	6	7,14361	1,1906		
Итого	9	22,5095			

	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t -статистика	P -Значение
U -пересечение	1847,3	999,386	1,84844	0,114
GDP_{defl}	-3558,66	1929,89	-1,844	0,1147
GDP_{defl}^2	1730,14	931,372	1,85763	0,1126
D	3,69996	1,1759	3,1465	0,0199

Таблица Б.11 - Эконометрические характеристики модели (2.21)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,99766
R -квадрат	0,99532

Нормированный R-квадрат	0,99181
Стандартная ошибка	0,40276
Наблюдения	8

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	137,92	45,9733	283,4	4,1E-05
Остаток	4	0,6489	0,16222		
Итого	7	138,57			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>GDP_{growth}</i> -пересечение	-156,63	123,23	-1,271	0,27261
<i>GDP_{defl}</i>	297,537	225,14	1,3216	0,25684
<i>GDP_{defl}²</i>	-137,45	102,64	-1,3391	0,25158
<i>D</i>	-12,732	0,4501	-28,285	9,3E-06

Таблица Б.12 - Эконометрические характеристики модели (2.22)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,97534
R-квадрат	0,95128
Нормированный R-квадрат	0,92205
Стандартная ошибка	1,16174
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	131,76	43,92	32,542	0,001
Остаток	5	6,7482	1,3496		
Итого	8	138,51			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>rAk</i> -пересечение	-1526,7	330,35	-4,6215	0,0057
<i>GDP_{defl}</i>	2912,74	604,71	4,8167	0,0048
<i>GDP_{defl}²</i>	-1363,7	276,21	-4,9373	0,0043
<i>D</i>	-8,0527	1,2982	-6,2031	0,0016

Таблица Б.13 - Эконометрические характеристики модели (2.23)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,8181
R-квадрат	0,66929

Нормированный R -квадрат	0,47087
Стандартная ошибка	0,61286
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	3	3,8007	1,26689	3,37305	0,11186
Остаток	5	1,878	0,37559		
Итого	8	5,6786			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
U -пересечение	196,77	174,27	1,12912	0,31009
GDP_{defl}	-358,84	319,01	-1,1249	0,31173
GDP_{defl}^2	169,929	145,71	1,16621	0,29613
D	1,36791	0,6848	1,99744	0,10227

Таблица Б.14 - Эконометрические характеристики модели (2.24)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,7942
R -квадрат	0,6307
Нормированный R -квадрат	0,5076
Стандартная ошибка	0,0283
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	0,0082	0,0041	5,1231	0,0504
Остаток	6	0,0048	0,0008		
Итого	8	0,013			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
GDP_{defl} -пересечение	3,3351	1,2531	2,6615	0,0374
U	-0,611	0,3203	-1,9076	0,1051
U^2	0,0406	0,0203	2,0014	0,0922

Таблица Б.15 - Эконометрические характеристики модели (2.25)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,92725
R -квадрат	0,85979
Нормированный R -квадрат	0,82474

Стандартная ошибка	0,00965
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	1	0,00228	0,00228	24,529	0,00775
Остаток	4	0,00037	9,3E-05		
Итого	5	0,00266			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>GDP_{defl}</i> -пересечение	0,38374	0,12959	2,96113	0,0415
<i>CPI</i>	0,00621	0,00125	4,95268	0,0077

Таблица Б.16 - Эконометрические характеристики модели (2.26)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,78728
<i>R</i> -квадрат	0,6198
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,36634
Стандартная ошибка	1,68575
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	13,8981	6,949	2,4453	0,2344
Остаток	3	8,52526	2,8418		
Итого	5	22,4233			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>GDP_{defl}</i> -пересечение	163,328	33,6854	4,8486	0,0167
<i>CPI</i>	-49,357	31,1536	-1,584	0,2113
<i>D</i>	4,87288	2,24535	2,1702	0,1184

Таблица Б.17 - Эконометрические характеристики модели (2.27)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,9331
<i>R</i> -квадрат	0,8707
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,7845
Стандартная ошибка	0,0173
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость</i>
--	-----------	-----------	-----------	----------	-------------------

					<i>F</i>
Регрессия	2	0,00602	0,003	10,101	0,046
Остаток	3	0,00089	0,0003		
Итого	5	0,00692			

	<i>Стандартная</i>			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>GDP_{defl}</i> -пересечение	-0,6742	0,59436	-1,134	0,3391
<i>CPI</i>	0,0166	0,00556	2,9944	0,0579
<i>D</i>	-0,0727	0,01917	-3,794	0,0321

Таблица Б.18 - Эконометрические характеристики модели (2.28)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,9042
<i>R</i> -квадрат	0,8175
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,7719
Стандартная ошибка	0,0218
Наблюдения	6

<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	1	0,0085	0,0085	17,919	0,0133
Остаток	4	0,0019	0,0005		
Итого		0,0104			

	<i>Стандартная</i>			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>
<i>GDP_{defl}</i> -пересечение	0,0878	0,2322	0,3781	0,7245
<i>CPI</i>	0,0094	0,0022	4,2331	0,0133

Таблица Б.19 - Эконометрические характеристики модели (2.29)

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный <i>R</i>	0,9775
<i>R</i> -квадрат	0,9555
Нормированный <i>R</i> -квадрат	0,9259
Стандартная ошибка	0,0158
Наблюдения	6

<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	0,016	0,00801	32,227	0,0094
Остаток	3	0,0007	0,00025		
Итого	5	0,0168			

	Стандартная			
	Коэффициенты	ошибка	t-статистика	P-Значение
GDP_{defl} -пересечение	-2,0222	0,5032	-4,0187	0,0277
CPI	0,0299	0,0048	6,18001	0,0085
D	-0,1006	0,0145	-6,9283	0,0062

Таблица Б.20 - Эконометрические характеристики модели (2.30)

Регрессионная статистика					
Множественный R	0,9244				
R -квадрат	0,8545				
Нормированный R -квадрат	0,8254				
Стандартная ошибка	2,5286				
Наблюдения	13				
Дисперсионный анализ					
	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	2	375,38	187,69	29,355	7E-05
Остаток	10	63,938	6,3938		
Итого	12	439,32			
Стандартная					
	Коэффициенты	ошибка	t-статистика	P-Значение	
GDP_{defl}^{KAZ} -пересечение	94,396	21,607	4,3687	0,0014	
GDP_{defl}^{EU}	-1,963	0,4203	-4,67	0,00088	
GDP_{defl}^{CHN}	2,0864	0,2983	6,9952	3,7E-05	

Таблица Б.21 - Эконометрические характеристики модели (2.31)

Регрессионная статистика					
Множественный R	0,7756				
R -квадрат	0,6016				
Нормированный R -квадрат	0,5131				
Стандартная ошибка	0,6044				
Наблюдения	12				
Дисперсионный анализ					
	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	2	4,9643	2,4821	6,7953	0,0159
Остаток	9	3,2874	0,3653		
Итого	11	8,2517			
Стандартная					
	Коэффициенты	ошибка	t-статистика	P-Значение	
rAk -пересечение	17,198	0,2826	60,854	4E-13	

GDP_{growth}^2	0,081	0,0245	3,3072	0,0091
D	1,3451	0,4703	2,8603	0,0188

Таблица Б.22 - Эконометрические характеристики модели (2.32)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,68291				
R -квадрат	0,46637				
Нормированный R -квадрат	0,40708				
Стандартная ошибка	5,06408				
Наблюдения	11				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	1	201,714	201,714	7,86566	0,0206
Остаток	9	230,804	25,6449		
Итого	10	432,519			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
GDP_{defl} -пересечение	145,053	13,2454	10,9512	1,7E-06	
BM	-0,6541	0,23322	-2,8046	0,02056	

Таблица Б.23 - Эконометрические характеристики модели (2.33)

<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,7997				
R -квадрат	0,6395				
Нормированный R -квадрат	0,5594				
Стандартная ошибка	268047				
Наблюдения	12				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	2	1,15E+12	5,7E+11	7,9837	0,010137
Остаток	9	6,47E+11	7,2E+10		
Итого	11	1,79E+12			
	<i>Стандартная</i>				
	<i>Коэффициенты</i>	<i>ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	
Esm	9537091,7	116455,5	81,8947	3E-14	
GDP_{growth}	-147037,16	37680,4	-3,90222	0,0036	
D	-858108,02	321560,7	-2,66857	0,0257	

ПРИЛОЖЕНИЕ В

Программа обучающих семинаров

по построению моделей и прогнозов инфляции,

проводимых Исполнителем (Институтом проблем управления РАН)

по договору с Заказчиком (Евразийской экономической комиссией)

в рамках Договора о выполнении НИР по теме

ПОСТРОЕНИЕ ПОДХОДОВ К МОДЕЛИРОВАНИЮ ИНФЛЯЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ В ГОСУДАРСТВАХ – ЧЛЕНАХ ЕВРАЗИЙСКОГО ЭКОНОМИЧЕСКОГО СОЮЗА

Семинар 1. Основные принципы построения регрессионных моделей.

8 февраля 2023 г., 10.00

1.1. Многофакторные модели линейной регрессии. Спряжляемые и неспряжляемые зависимости.

1.2. Показатели адекватности и значимости регрессионных моделей.

1.3. Проблема ложной корреляции. Функциональные и каузальные связи.

1.4. Работа с временными рядами. Глубина ряда. Маркирование выбросов.

1.5. Прогнозирование как процесс экстраполяции. Трендовые методы. Доверительный интервал.

1.6. Построение сценарных прогнозов при помощи регрессионных моделей.

Семинар 2. Модели краткосрочного прогнозирования темпов инфляции.

10 февраля 2023 г., 10.00

2.1. Выбор факторов для построения краткосрочных моделей.

2.2. Проблема исключения незначимых факторов.

2.3. Прогнозирование динамики объясняющих переменных.

2.4. Построение краткосрочных прогнозов объясняемых переменных.

2.5. Авторегрессионные модели как инструмент прогнозирования.

2.6. Качественное прогнозирование динамики временных рядов на основе волновой динамики Эллиотта.

Семинар 3. Модели среднесрочного прогнозирования темпов инфляции.

14 февраля 2023 г., 10.00

- 3.1. Выбор факторов для построения среднесрочных моделей. Построение лаговых моделей.
- 3.2. Построение среднесрочных прогнозов объясняемых переменных.
- 3.3. Сценарные прогнозы и задачи экономической политики.
- 3.4. Направления дальнейших исследований. Принцип допустимых интервалов.

Список участников обучающих семинаров
по построению моделей и прогнозов инфляции

Евразийская экономическая комиссия		
1	Игнатова Н.В.	заместитель директора Департамента статистики
2	Ничипорович С.П.	начальник отдела отраслевой и социально-демографической статистики Департамента статистики
3	Редина М.А.	заместитель начальника отдела отраслевой и социально-демографической статистики Департамента статистики
4	Жалкубаева К.Г.	советник отдела отраслевой и социально-демографической статистики Департамента статистики
5	Талалаева П.С.	консультант отдела отраслевой и социально-демографической статистики Департамента статистики
6	Дементьева И.Б.	главный специалист-эксперт отдела отраслевой и социально-демографической статистики Департамента статистики
7	Котляревский П.А.	советник отдела статистики внешней и взаимной торговли Департамента статистики
8	Гульмадова Е.Д.	заместитель начальника отдела социальной защиты Департамента трудовой миграции и социальной защиты
9	Джалыкова О.И.	советник отдела социальной защиты Департамента трудовой миграции и социальной защиты
10	Байгот М.С.	начальник отдела агропромышленной политики и межгосударственных проектов Департамента агропромышленной политики
11	Тумасян А.К.	советник отдела агропромышленной политики и

		межгосударственных проектов Департамента агропромышленной политики
12	Казарян М.Э.	начальник отдела планирования и анализа функционирования внутренних рынков Департамента функционирования внутренних рынков
13	Жукова Е.А.	советник отдела планирования и анализа функционирования внутренних рынков Департамента функционирования внутренних рынков
14	Карагулова А.М.	консультант отдела мониторинга и информационного взаимодействия Департамента функционирования внутренних рынков
15	Бурнусузян М.А.	консультант отдела планирования и анализа функционирования внутренних рынков Департамента функционирования внутренних рынков
16	Шишов Ю.В.	начальник отдела сопровождения споров по защитным мерам Департамента защиты внутреннего рынка
17	Дмитриева К.Е.	советник отдела методологии Департамента защиты внутреннего рынка
18	Шерышева Е.И.	заместитель директора Департамента транспорта и инфраструктуры
19	Шарипова Д.Х.	начальник отдела водного и воздушного транспорта Департамента транспорта и инфраструктуры
20	Абдыкадыров Д.Т.	заместитель начальника отдела водного и воздушного транспорта Департамента транспорта и инфраструктуры
21	Саркисян А.Ш.	специалист-эксперт отдела водного и воздушного транспорта Департамента транспорта и инфраструктуры
22	Мусуралиев Н.Н.	специалист-эксперт отдела водного и воздушного транспорта Департамента транспорта и инфраструктуры
23	Абрамов Б.Т.	советник отдела транспортной политики Департамента транспорта и инфраструктуры
24	Деменева Т.А.	советник отдела железнодорожного транспорта Департамента транспорта и инфраструктуры
25	Дамирбек К.	консультант Секретариата члена Коллегии (Министра) по энергетике и инфраструктуре

26	Цыбульник Л.В.	начальник отдела промышленных субсидий Департамента промышленной политики
27	Шаматрин И.В.	заместитель начальника отдела промышленных субсидий Департамента промышленной политики
28	Молочкова Е.А.	заместитель начальника отдела промышленных субсидий Департамента промышленной политики
29	Павлова М.А.	советник отдела промышленных субсидий Департамента промышленной политики
30	Маринченко А.Ю.	консультант отдела промышленных субсидий Департамента промышленной политики
31	Машкова А.Ю.	консультант отдела промышленных субсидий Департамента промышленной политики
32	Шпаковская О.Ю.	советник отдела страхового рынка и рынка ценных бумаг Департамента финансовой политики
33	Рахматулин О.А.	советник отдела страхового рынка и рынка ценных бумаг Департамента финансовой политики
34	Карманова Д.Г.	советник отдела предпринимательства, услуг и инвестиций Департамента развития предпринимательской деятельности
35	Ивкина И.А.	консультант отдела защиты прав интеллектуальной собственности Департамента развития предпринимательской деятельности
36	Накорчемная В.В.	консультант отдела адвокатиования предпринимательства Департамента развития предпринимательской деятельности
37	Фесенко Д.А.	начальник отдела мониторинга и анализа развития промышленных комплексов государств-членов ЕЭП Департамента промышленной политики
38	Власов А.Ю.	советник отдела мониторинга и анализа развития промышленных комплексов государств-членов ЕЭП Департамента промышленной политики
39	Винокуров А.Ю.	советник отдела правил и условий торговли товарами Департамента торговой политики
40	Цедрик Я.М.	главный специалист-эксперт отдела системных условий секторального сотрудничества Департамента торговой политики
41	Свирский Б.А.	советник отдела сотрудничества при проведении согласованной макроэкономической политики Департамента макроэкономической

		политики
42	Филина Н.А.	заместитель начальника отдела сотрудничества при проведении согласованной макроэкономической политики Департамента макроэкономической политики
43	Балин Г.А.	советник отдела методологии и анализа Департамента макроэкономической политики
44	Захарова А.Е.	главный специалист-эксперт отдела методологии и анализа Департамента макроэкономической политики
Министерство экономики Республики Беларусь		
45	Черемисина А.С.	заместитель начальника управления макроэкономической политики Главного управления макроэкономического анализа и прогнозирования
46	Буцько Т.А.	консультант управления макроэкономической политики Главного управления макроэкономического анализа и прогнозирования
47	Быкова О.А.	консультант управления макроэкономической политики Главного управления макроэкономического анализа и прогнозирования
48	Бородавко Е.С.	главный специалист управления макроэкономической политики Главного управления макроэкономического анализа и прогнозирования
49	Клавсуть О.Н.	начальник управления прогнозов и программ Главного управления макроэкономического анализа и прогнозирования
50	Прохоренко Е.А.	заместитель начальника управления прогнозов и программ Главного управления макроэкономического анализа и прогнозирования
51	Жевняк Д.С.	главный специалист управления прогнозов и программ Главного управления макроэкономического анализа и прогнозирования
52	Бондаренко А.Г.	референт управления макроэкономической политики Главного управления макроэкономического анализа и прогнозирования
Национальный банк Республики Беларусь		
53	Лемба К.В.	главный специалист управления прогнозирования Главного управления монетарной политики и экономического анализа
54	Янчевская Я.В.	ведущий специалист управления прогнозирования Главного управления монетарной политики и экономического анализа
55	Поливко Р.В.	ведущий специалист управления прогнозирования Главного

		управления монетарной политики и экономического анализа
56	Бауэр П.В.	главный специалист управления монетарной политики Главного управления монетарной политики и экономического анализа
57	Кочкин И.А.	ведущий специалист управления прогнозирования Главного управления монетарной политики и экономического анализа
58	Козловская Е.Е.	ведущий специалист управления прогнозирования Главного управления монетарной политики и экономического анализа
ГНУ «НИЭИ Министерства экономики Республики Беларусь»		
59	Тихонова А.М.	заведующая отделом монетарной политики
60	Гнедько Н.Ю.	заведующий отделом бюджетно-налоговой политики
61	Хамчуков Д.Ю.	заведующий отделом экономики промышленного комплекса
62	Борейко Н.Н.	заведующая отделом эконометрики и моделей общего равновесия
63	Драгун Н.П.	заведующий центром инвестиционной и инновационной политики
64	Телеш И.Л.	заведующая отделом анализа и прогнозирования внешней торговли
65	Юралевиц А.А.	научный сотрудник отдела макроструктурных и межотраслевых моделей
66	Дехтярь Т.А.	научный сотрудник отдела макроструктурных и межотраслевых моделей
67	Липский В.А.	научный сотрудник отдела эконометрики и моделей общего равновесия
68	Русаков Р.А.	научный сотрудник отдела анализа и прогнозирования внешней торговли
Министерство торговли и интеграции Республики Казахстан		
69	Татикова А.У.	главный эксперт Департамента внешнеторговой деятельности
Министерство экономики и коммерции Кыргызской Республики		
70	Абдекиров А.Т.	начальник Управления макроэкономической политики
71	Батырбекова С.А.	заведующая отделом макроэкономического прогнозирования Управления макроэкономической политики
72	Шамшиев Н.Ш.	заведующий отделом макроэкономического анализа секторов экономики Управления макроэкономической политики

73	Осмоналиев М.К.	главный специалист отдела макроэкономического прогнозирования Управления макроэкономической политики
74	Омурова Ж.Н.	главный специалист отдела макроэкономического анализа секторов экономики Управления макроэкономической политики
75	Суюнбаев Э.М.	ведущий специалист отдела макроэкономического анализа секторов экономики Управления макроэкономической политики
76	Жусубалиева А.Ж.	ведущий специалист отдела макроэкономического прогнозирования Управления макроэкономической политики
77	Эсенова А.К.	и. о. главного специалиста отдела макроэкономического прогнозирования Управления макроэкономической политики
78	Замирбеков А.З.	и. о. ведущего специалиста отдела макроэкономического прогнозирования Управления макроэкономической политики
Министерство экономического развития Российской Федерации		
79	Васютина Т.А.	референт Департамента макроэкономического анализа и прогнозирования Министерства экономического развития Российской Федерации
80	Огарков К.А.	консультант Департамента макроэкономического анализа и прогнозирования Министерства экономического развития Российской Федерации
Министерство финансов Российской Федерации		
81	Петрова Е.П.	начальник отдела бюджетной политики Департамента бюджетной политики и стратегического планирования Министерства финансов Российской Федерации