

Казахский национальный университет имени аль-Фараби

УДК 330.36.01'012

На правах рукописи

**ИШУОВА ЖАННА ШАМИЛЕВНА**

**Моделирование динамического стохастического общего равновесия и  
оценка влияния денежно-кредитной политики на экономический рост в  
Республике Казахстан**

6D050600 – Экономика

Диссертация на соискание ученой степени  
доктора философии (PhD)

Научные консультанты:  
доктор экономических наук,  
профессор Мухамедиев Б.М.  
доктор PhD, профессор  
Монтальбано П. (Рим, Италия)

Республика Казахстан  
Алматы, 2013

## СОДЕРЖАНИЕ

<b>ОБОЗНАЧЕНИЯ И СОКРАЩЕНИЯ</b>	3
<b>ВВЕДЕНИЕ</b>	4
<b>1 ТЕОРЕТИКО–МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ОБЩЕГО РАВНОВЕСИЯ И ВЛИЯНИЕ ДЕНЕЖНО–КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ НА ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ</b>	10
1.1 Концептуальные основы анализа общего равновесия в открытой экономике	10
1.2 Макроэкономическая политика и рост валового внутреннего продукта	24
1.3 Общая характеристика состояния экономики и динамика цен за рубежом и в Казахстане	40
<b>2 МОДЕЛИРОВАНИЕ ДИНАМИЧЕСКОГО СТОХАСТИЧЕСКОГО ОБЩЕГО РАВНОВЕСИЯ ЭКОНОМИКИ РЕСПУБЛИКИ КАЗАХСТАН</b>	63
2.1 Применение модели динамического стохастического общего равновесия для анализа денежно–кредитной политики на основе правила Тейлора	63
2.2 Линеаризация соотношений динамической стохастической модели общего равновесия и ее решение с помощью метода Бланшара–Кана	79
<b>3 ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ ДЕНЕЖНО–КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ НА ДИНАМИКУ ОСНОВНЫХ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ РК</b>	89
3.1 Калибровка и оценка параметров динамической стохастической модели общего равновесия	89
3.2 Влияние шоков денежно–кредитной политики на основные макроэкономические показатели Республики Казахстан	100
3.3 Сравнение вариантов денежно–кредитной политики в целях обеспечения стабильности цен и темпов роста валового внутреннего продукта в РК	111
<b>ЗАКЛЮЧЕНИЕ</b>	120
<b>СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ</b>	123
<b>ПРИЛОЖЕНИЯ</b>	137

## ОБОЗНАЧЕНИЯ И СОКРАЩЕНИЯ

АФН РК – Агентство по регулированию и надзору финансового рынка и финансовых организаций Республики Казахстан

БВУ – банки второго уровня

ВБ – Всемирный Банк

ВВП – валовой внутренний продукт

ВОР модель – модель вычислимого общего равновесия

ВТО – Всемирная торговая организация

ВЦ РАН – Вычислительный центр Российской академии наук имени А.А.

Дородницына

Госкомстат РФ – Государственный комитет по статистике Российской Федерации

ДСОР модель – динамическая стохастическая модель общего равновесия

ЕС – Европейский Союз

ЕЦБ – Европейский Центральный Банк

ЕЭП – Единое Экономическое Пространство

ИПЦ – индекс потребительских цен

МВФ – Международный валютный фонд

НБ РК – Национальный Банк Республики Казахстан

НККФ – новая кейнсианская кривая Филлипса

НКМ – новые кейнсианские модели

НМСМ модель ЕЦБ – новая многострановая модель Европейского Центрального Банка

ОАСМ – общие алгебраические системы моделирования

ОДР модель – модель объединенных данных о ресурсах

ОЭСР – Организация международного экономического сотрудничества и развития

РБ – Республика Беларусь

РДЦ – реальный деловой цикл

РК – Республика Казахстан

РМНР модель – расширенная модель новых регионов

РФ – Российская Федерация

СНГ – Союз независимых государств

Страны ЦВЕ – страны Центральной и Восточной Европы

США – Соединенные Штаты Америки

ТИ – таргетирование инфляции

ТС – Таможенный Союз

ФРС США – Федеральная Резервная Система Соединенных Штатов Америки

ЦБ – Центральный банк

тг. – тенге

тыс. – тысяч

млн. – миллион

млрд. – миллиард

## ВВЕДЕНИЕ

**Общая характеристика работы.** Диссертационная работа посвящена моделированию влияния денежно–кредитной политики на динамику основных макроэкономических показателей.

**Актуальность темы исследования.** В своем Послании народу Казахстана от 14 декабря 2012 г. Стратегия «Казахстан–2050»: новый политический курс состоявшегося государства Президент нашей страны Н.А. Назарбаев отметил что «учитывая неблагоприятную ситуацию в мировой экономике, мы должны обеспечить защиту доходов каждого казахстанца и сохранять приемлемый уровень инфляции для долгосрочного экономического роста» [1]. Усиление контроля над финансовой системой, озвученной в своих выступлениях Президентом Казахстана Н.А. Назарбаевым [2–6], предполагает разработку концептуально новой системы денежно–кредитной политики, направленной на обеспечение экономики необходимыми денежными ресурсами.

В этой связи, потребность государственного контроля над экономической ситуацией в стране обуславливает необходимость разработки эффективной стратегии денежно–кредитной политики государства, т.е. разработку сценарных прогнозов развития экономики страны, моделирования результатов тех или иных решений, принимаемых органами власти. Такая прогнозная информация, необходима как основа для анализа последствий выбора денежно–кредитной политики, и ее увязки с формированием сценариев экономического развития страны.

В настоящее время макроэкономические модели прогнозирования являются одним из основных инструментов, удовлетворяющих этим требованиям. В конце 90–х годов динамические стохастические модели общего равновесия получили практическую значимость как одного из доминирующих инструментов макроэкономического анализа и прогнозирования. В зарубежных странах давно разрабатывают и используют динамическое стохастическое моделирование с целью анализа различных вариантов денежно–кредитной политики и нахождения их оптимальных решений. Ядром большинства таких моделей является методология общего экономического равновесия, учитывающая микроэкономические аспекты поведения экономических агентов, фирм, государств и внешнего сектора экономики.

Мировой опыт свидетельствует об огромном потенциале ДСОР моделей, мало изученных в Казахстане. Центральные банки развитых стран практически не принимают ни одно решение в области денежно–кредитной политики без соответствующих результатов модельных показателей. Для анализа и прогнозирования мер государственной политики за рубежом разработаны и используются ДСОР модели такие как «СИГМА» модель для экономики США, «РМНР» модель Европейского Центрального Банка, «КМБА» модель Банка Англии, «ЭМУУТ» модель Банк Канады, «ГЭМНИ» модель Международного Валютного Фонда, «СМРИЭ» модель для экономики Швеции и т.д. Между тем, в Казахстане не уделяется надлежащего внимания научной разработке и

использованию в практических целях динамических стохастических моделей общего равновесия (ДСОР моделей), которые бы учитывали специфику экономики Республики Казахстан. По словам директора Института стратегических исследований интеграционных проблем ЕврАзЭС, профессора А. Спицына [7] наблюдаемая в настоящее время нестабильность экономик многих стран из-за их чувствительности к отрицательным воздействиям различных внешних и внутренних шоков демонстрирует несовершенства используемых методов государственной экономической политики, и дефицит теоретических оснований для выработки эффективных рекомендаций по ее реализации.

На фоне сложившейся ситуации, разработанная на основе новой кейнсианской теории модель динамического стохастического общего равновесия дает качественно новый подход для целей макроэкономического анализа и выработки оптимальных рекомендаций по государственной экономической политике. Вместе с тем исследования, посвященные оценке эффективности влияния денежно–кредитной политики на экономический рост страны в рамках динамических стохастических моделей общего равновесия в сочетании с недостаточным уровнем исследованности данных вопросов предопределили выбор темы, цели и основных задач настоящей диссертационной работы.

**Степень научной разработанности проблемы.** Обеспечение интенсивного экономического роста является одним из важнейших направлений государственной политики. К настоящему времени выполнено значительное количество зарубежных и казахстанских исследований, касающихся вопросов организации, совершенствования, качественного и количественного анализа денежно–кредитной политики. Подавляющее большинство фундаментальных исследований в области денежно–кредитной политики за рубежом осуществляется под руководством председателей центральных банков, а также исследователями ведущих высших учебных заведений. Из числа основных работ, наиболее близких по теме к настоящему диссертационному исследованию, можно отметить труды директора Центра по исследованиям в области международной экономики, доктора PhD Массачусетского технологического института Дж. Гали [8–12, 21], профессора Университета Боккони Т. Моначелли [9, 13–14], Стэнфордского Университета Дж. Тейлора [15–20], профессоров Колумбийского университета Р. Клариды [21] и М. Вудфорда [22–23], директора Научно–исследовательского центра при ЕЦБ Ф. Сметса [24–25] и других.

В новейшей российской экономической литературе теоретические основы денежно–кредитной политики, ее зависимость от макроэкономических показателей, а также влияние инструментов монетарной политики на экономический рост рассматриваются в работах С.Р. Моисеева [26–29], О.А. Замулина [30–32], О.И. Лаврушиной [33–35], Е.А. Леонтьевой [36–38], И.А. Сомовой [39], Д.В. Денисова [40], О.И. Беленькой [41–43], А.В. Голубева [44], А.А. Косяковой [45], Х.О. Мехдиева [46–49], В.В. Добрынской [50] и других. Существенный практический вклад в изучении динамических стохастических

моделей общего равновесия как одного из современных прикладных инструментов макроэкономического анализа ближнего зарубежья внесли В.И. Соловьёв [51–54], А.Г. Шульгин [55–58], М.В. Демиденко [59–62], А.С. Иващенко [63–65], А. Зарецкий [66–67] и другие. Финансовым и денежно-кредитным аспектам устойчивого развития Республики Казахстан посвящены труды ведущих отечественных ученых и экономистов как С.Б. Байзаков [68–75], С.С. Арыстанбаева [76–80], Б.Ж. Еремекбаева [81–85], Исакова З.Д. [86–89], А.Г. Сайденов [90–91], К.Н. Келимбетов [92–93] и других. Общетеоретическую основу диссертационного исследования составили фундаментальные работы таких экономистов как Н.К. Кучукова [94–97], Б.М. Мухамедиев [98–105], А.А. Ашимов [106–110], Л.С. Спанкулова [111–116], Сембиева Л.М. [117–121].

Их научные исследования [68–121] способствовали разработке теоретико-методологических подходов и научно-практических рекомендаций по усилению воздействия денежно-кредитной политики на стабильное развитие экономики Казахстана в долгосрочной перспективе посредством анализа проблем и перспектив в ее развитии. В частности, д.э.н., профессор Сембиева Л.М. в диссертационном исследовании [117] разработала экономико-математическую модель инфляционного таргетирования для прогнозирования и повышения эффективности денежно-кредитной политики. Однако при всем многообразии научных исследований в области монетарной политики остаются недостаточно изученными проблемы моделирования влияния денежно-кредитной политики на макроэкономические переменные Республики Казахстан. В связи с этим, моделирование влияния денежно-кредитной политики на экономический рост в Республике Казахстан в рамках новой кейнсианской теории динамического стохастического общего равновесия требуют дальнейших научных исследований.

**Цель** диссертационной работы состоит в исследовании на основе новой кейнсианской теории и модели динамического стохастического общего равновесия влияния денежно-кредитной политики на экономический рост в Республике Казахстан.

Реализация поставленной в диссертации цели предусматривает последовательное решение следующих задач:

- исследовать теоретические аспекты и выявить допущения и упрощения, создающие условия для выполнения основных этапов расчетов по динамическим стохастическим моделям общего равновесия;
- построить динамическую стохастическую модель общего равновесия для двух стран;
- провести историческую декомпозицию вариации макроэкономических переменных по шокам экономики Республики Казахстан;
- оценить отклики основных макроэкономических показателей РК на различные внутренние и внешние шоки;
- провести сравнительный анализ вариантов денежно-кредитной политики по их влиянию на последствия различных экономических шоков;

– разработать предложения и рекомендации по учету последствий экзогенных шоков на макроэкономические показатели Казахстана.

**Объектом** диссертационного исследования выступает открытая экономика Республики Казахстан.

**Предметом** исследования являются внутренние и внешние взаимосвязи макроэкономических показателей и их влияние на экономический рост страны.

**Теоретической и методологической базой исследования** явились труды ученых экономистов Республики Казахстан, а также труды ученых ближнего и дальнего зарубежья по проблемам моделирования и прогнозирования экономических процессов. В качестве статистического инструментария исследования применены методы корреляционного и регрессионного анализа, включая модели распределений, методы аналитической группировки, табличные и графические методы представления результатов исследования. Методы исследования включают абстрактно–логический, сравнительный, структурно–функциональный подходы, метод экспертных оценок, экономико–математические и графические методы. Для обработки информации в форме баз данных использовались программные продукты Microsoft Excel и пакеты для статистической обработки данных STATA 11 версия, Eviews 7 версия, Matlab, Dynare.

**Информационной базой исследования и практическим материалом** для анализа, обобщений и выводов послужили статистические данные Министерства финансов и Национального Банка Республики Казахстан, Агентства РК по статистике, публикуемые в ежегодных статистических сборниках, материалы Международного валютного фонда, Всемирного банка, а также статистика зарубежных центральных банков. Информационной базой исследования послужили труды ученых Казахстана, зарубежных стран, в том числе СНГ, материалы периодической печати, опубликованные в открытых источниках, данные зарубежных, в том числе российских, и казахстанских исследовательских организаций.

**Научная новизна диссертационного исследования** состоит в разработке динамической стохастической модели общего равновесия с одним и двумя регионами и ее применении для выявления факторов, оказывающих воздействие на эффективность проводимой денежно–кредитной политики Республики Казахстан. В процессе исследования были получены следующие результаты, обладающие научной новизной:

- выявлены основные условия, необходимые для выполнения ряда последовательных этапов расчетов по динамическим стохастическим моделям общего равновесия;
- разработана динамическая стохастическая модель общего равновесия для экономики Республики Казахстан и Российской Федерации, как основного торгового партнера страны;
- рассчитано влияние технологического шока, шока процентной ставки, шока предпочтений и инфляции издержек на основные макроэкономические показатели Казахстана;

- определена реакция каждого рассматриваемого макроэкономического показателя на различные внешние шоки в модели динамического стохастического общего равновесия;
- разработаны предложения и рекомендации по учету последствий экзогенных шоков на макроэкономические переменные экономики Республики Казахстан.

#### **Основные научные положения, выносимые на защиту:**

- существует необходимость учета внутренних и внешних шоков, влияющих на динамику макроэкономических показателей Республики Казахстан при проведении денежно–кредитной политики, нацеленной на обеспечение стабильного экономического роста;
- модель динамического стохастического общего равновесия позволяет оценивать последствия различных шоков для экономики Казахстана и может быть использована для совершенствования денежно-кредитной политики.

**Теоретическая и практическая значимость работы.** Предложенная в диссертационном исследовании модель двух стран дополняет информацию для процедуры прогнозирования разрыва выпуска (ВВП), ИПЦ, расходов на конечное потребление домохозяйств, процентных ставок, уровня занятости и спроса на деньги с целью более точного предсказания макроэкономических переменных. Практическая значимость диссертации определяется тем, что предложенная на основе новой кейнсианской теории модель динамического стохастического общего равновесия может применяться для оценки эффективности денежно–кредитной политики в Национальном Банке РК и в аналитических центрах.

**Связь с планом основных научных работ.** Диссертационная работа выполнена в рамках грантового финансирования МОН РК по приоритетному направлению: 5.2 Фундаментальные и прикладные исследования в области экономических, социальных и гуманитарных наук, тема «Построение модели динамического стохастического общего равновесия (ДСОР) для анализа и прогнозирования влияния денежно–кредитной и бюджетно–налоговой политики на экономику Казахстана».

**Апробация и реализация полученных в ходе диссертационного исследования результатов.** Основные положения диссертации обсуждались на научном семинаре Высшей школы экономики и бизнеса Казахского национального университета им. аль–Фараби в 2012 г. и на заседании кафедры «Экономика» Казахского национального университета им. аль–Фараби в 2013 году. Основные результаты диссертационного исследования апробированы автором на научно–практических конференциях различного уровня, в том числе международных: международной научно–практической конференции «Единое экономическое пространство как основа создания новой экономики», 16–17 марта 2012 г., Алматы; V международной научно–практической конференции «Проблемы формирования новой экономики XXI века», 21–22 декабря 2012 г., Днепропетровск (Украина); 3-ей международной научно–практической конференции «Science and Society», 20–21 марта 2013 г., Лондон (Англия); IX международной научно–практической конференции «Europejska nauka XXI rowieka – 2013», 07–15 мая 2013 г., г. Пржемьшль (Польша).



**Публикации по теме диссертации.** Основные положения и выводы, выносимые на защиту, были отражены в 17 научных трудах общим объемом 5,1 п.л. В том числе 1 статья в печатном издании журнала «World Applied Sciences Journal», входящего в базу данных SCOPUS, 4 статьи в журналах рекомендованных Комитетом по контролю в сфере образования и науки МОН РК, 12 статей в сборниках научных трудов по материалам международных конференций, из них 5 статей в конференциях дальнего зарубежья и 2 статьи в конференциях ближнего зарубежья. Сделанные теоретические выводы применимы в учебном процессе при разработке учебных курсов для слушателей магистерских программ по дисциплинам: «Макроэкономика» и «Эконометрика».

**Объем и структура диссертации.** Структура диссертационной работы отражает логику, порядок исследования и алгоритм решения поставленных задач. Диссертация состоит из введения, обозначений и сокращений, содержания, трех разделов, заключения, списка использованных источников и приложений. Диссертация содержит 12 таблиц и 54 рисунка.

# **1 ТЕОРЕТИКО–МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ОБЩЕГО РАВНОВЕСИЯ И ВЛИЯНИЕ ДЕНЕЖНО–КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ НА ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ**

## **1.1 Концептуальные основы анализа общего равновесия в открытой экономике**

Общее экономическое равновесие представляет собой такое состояние экономики, в котором каждый экономический агент действует в соответствии со своей целью, и все рынки находятся в равновесии. Теория общего равновесия стремится объяснить в целом поведение спроса, предложения и цен в экономике с несколькими взаимодействующими рынками и доказать, что существует набор цен, который приведет к общему равновесию. Общее равновесие, в отличие от частного равновесия, предполагает достижение равновесия на всех рынках одновременно. Теория общего равновесия, которая является влиятельным направлением в современной макроэкономике, ставит своей целью определить, в каких обстоятельствах будут выполняться условия общего равновесия. В модели общего равновесия включаются экономические агенты, поведение которых отражается на динамике всей экономической системы. Обычно это домохозяйства, максимизирующие полезность получаемых ими благ, фирмы, максимизирующие свою прибыль, а также государственные органы. Сами модели общего равновесия представляют собой системы уравнений, решение которых определяет ситуацию, при которой достигается равновесие на каждом рынке. Технология расчетов по модели позволяет моделировать процесс движения к равновесию. Интерес к построению моделей общего равновесия возрос в связи с сильными колебаниями мировых цен на нефть. Они используются для оценки последствий принимаемых правительством решений, например, изменения налоговых ставок, таможенных пошлин на экономическую ситуацию.

Зарождение теории общего равновесия связывается с моделью французского экономиста Леона Вальраса [122]. Весь экономический мир делится на две большие группы: фирмы и домохозяйства. Фирмы выступают на рынке факторов как покупатели и на рынке потребительских товаров как продавцы. Домашние хозяйства являются владельцами факторов производства, они выступают в роли их продавцов и в то же время как покупатели потребительских товаров. Роли продавцов и покупателей постоянно меняются. В процессе обмена расходы производителей товаров превращаются в доходы домохозяйств, а все расходы домохозяйств в доходы производителей (фирм). Цены экономических факторов зависят от размеров производства, спроса, а значит, от цен на производимые товары. В свою очередь, цены на выпускаемые в обществе товары зависят от цен на факторы производства. Последние должны соответствовать издержкам фирм. В то же время доходы фирм должны сочетаться с расходами домохозяйств. Вальрас доказывает, что система равновесности может быть достижима как некий «идеал», к которому стремится конкурентный рынок. Положение, получившее название закона Вальраса, гласит: в состоянии равновесия рыночная цена равна предельным

издержкам. Таким образом, стоимость общественного продукта равна рыночной стоимости использованных на его выпуск производственных факторов; совокупный спрос равен совокупному предложению; цена и объем производства не увеличиваются и не уменьшаются. В этой модели общее равновесие определяется как решение системы уравнений, определяющих условия, в которых при равновесных ценах рыночный спрос на товар равен его начальному запасу и выпуску. Неизвестными переменными являются равновесные цены всех товаров и факторов производства и их покупаемые и продаваемые количества каждым агентом. Доказательство существования решения такой системы уравнений, т.е. общего равновесия, оказалось непростой математической задачей. Необходимое условие существования решения – это равенство числа неизвестных числу независимых уравнений. Однако, это условие не является достаточным. Основной вывод из модели Вальраса состоит в том, что имеет место взаимосвязанность и взаимообусловленность всех цен, причем не только на рынке товаров, но и на всех рынках. Равновесные цены на потребительские товары устанавливаются во взаимосвязи и взаимодействии с ценами на факторы производства, заработной платой. Установление равновесных цен происходит постепенно на всех рынках и, в конце концов, приводит к равновесию спроса и предложения на них. Справедлив принцип взаимосвязанности основных элементов (рынков, сфер, секторов) рыночной экономики. Модель Вальраса представляет собой концептуальную основу для анализа более конкретных и практических проблем, связанных с нарушением и восстановлением равновесия. Она служит отправной точкой современных исследований ключевых проблем макроэкономики: экономического роста, инфляции, занятости.

Важным этапом было исследование К. Эрроу и Г. Дебре [123]. Решение задачи о существовании общего равновесия оказалось возможным благодаря доказанной в математике теореме о неподвижной точке. При некоторых предположениях о функциях спроса доказано существование равновесия. Среди прикладных задач теории общего равновесия можно выделить задачи анализа систем налогообложения, в которых рассматриваются вопросы выбора оптимальной налоговой политики путем определения соответствующих ставок подоходного налога, налога на имущество, акцизов и др. Другой класс задач – это моделирование проблем международной торговли. Исследуется влияние изменения ставок таможенных пошлин, заключения международных торговых соглашений, в частности, вступление страны в ВТО и другие экономические союзы. При этом могут рассматриваться различные структуры: одна страна и остальной мир, торговое взаимодействие двух и более экономик, регионов. Однако доказательство существования общего равновесия не сразу стало импульсом к применению подобных моделей для анализа экономической политики. Требуется еще уметь находить равновесные решения. Следует отметить работы Г. Скарфа, который предложил алгоритмы поиска решения в моделях общего равновесия, а также классический метод Ньютона для решения систем нелинейных уравнений.

Применение прикладных моделей общего равновесия значительно продвинулось благодаря созданию в восьмидесятые годы во Всемирном Банке языка программирования «ОАСМ». Он существенно облегчает работу по количественному анализу проблем экономической политики, поскольку содержит в своей библиотеке набор вычислительных и оптимизационных программ, использование которых освобождает исследователя от вопросов алгоритмического обеспечения численной реализации построенных моделей общего равновесия.

В 2000-е годы широкое распространение получили так называемые вычислимые модели общего равновесия. Они рассматривают экономику как набор рынков, на которых происходит взаимодействие различных экономических агентов. В «ВОР» моделях обычно выделяют 4 типа экономических агентов: потребители, производители, правительство и внешний мир. Появление «ВОР» моделей увязывается с моделью «затраты–выпуск» В. Леонтьева, но в вычислимых моделях общего равновесия цены играют более важную роль. Считается, что первую модель вычислимого общего равновесия разработал Л. Джохансен в 1960 году [124]. В формализованном виде деятельность агентов моделируется через уравнения, которые описывают требования для каждого рынка получения дохода, ограничения бюджета и учет других условий. В типичной ситуации такие уравнения описывают поведение агентов: домашние хозяйства максимизируют полезность от приобретаемых ими благ, а, производители максимизируют свою прибыль. Модель представляет собой систему нелинейных уравнений, решением которой является общее экономическое равновесие, которое уравнивает спрос и предложение на рынках товаров и услуг, рассматриваемых в модели. Термин «вычислимые» означает, что с помощью «ВОР» моделей получают численные результаты. Равновесие в таких моделях достигается путем применения итеративных методов реализованных в прикладных пакетах, например, в пакете ОАСМ. Примеры использования вычислимых модели общего равновесия можно найти в различных областях, таких, как налоговая реформа, международная торговля, экологическое регулирование. Модель «ВОР» состоит из уравнений, описывающих взаимосвязи переменных и базы обычно очень подробных данных в соответствии с уравнениями модели. Уравнения, как правило, часто предполагают минимизацию затрат производителей, и требования домохозяйств, основанные на оптимизации своего поведения. Однако, большинство «ВОР» моделей соответствуют лишь в общих чертах теоретической парадигме общего равновесия, что сильно их отличает от модели Вальраса. В частности, в них возможны нерыночные способы очищения, особенно для рынка труда (безработица) или запасов товаров, несовершенная конкуренция, например, монополистическая конкуренция, требование несущественности цен и налогов для спроса государства, экстерналии. База данных «ВОР» модели состоит из:

а) таблицы транзакционных издержек, показывающих, например, стоимость сырья, используемого в отрасли. Обычно база данных представляется в форме таблицы «затраты - выпуск» или матрицы финансовых потоков. В любом

случае, она охватывает всю экономику страны или даже весь мир, и выделяет ряд отраслей, товаров, основных факторов и, возможно, типов домохозяйств;

б) эластичностей, т.е. безразмерных параметров, которые фиксируют поведенческие реакции. Например, эластичность спроса на экспорт показывает, на сколько процентов экспорт может сократиться, если экспортные цены пошли вверх. Показатели с постоянной эластичностью замещения, такие, как эластичности Армингтона, которые показывают, являются ли продукты из разных стран близкими заменителями, и эластичности, измеряющие, как легко материалы для производства могут быть заменены друг на друга. Эластичности по расходам показывают, спрос домохозяйств может реагировать на изменения их дохода.

Отдельные эконометрические модели дают представление о влиянии факторов на целевые показатели, но они не выявляют мультипликативный эффект воздействия на экономику в целом. Если макроэконометрические модели могут быть построены на однопродуктовом принципе, вычислимые модели общего равновесия используют более детальное описание экономики. Уровень детализации может быть весьма подробным и избыточным для макроэкономических задач, но важным и существенным для выработки тактических решений. Поэтому вычислимые модели общего равновесия не имеют теоретического значения, которое актуально для модели общего равновесия, и ближе к требованиям решения конкретных задач в области экономической политики. Это прикладные модели. Эконометрические уравнения целесообразно включать в состав «ВОР» моделей. Существующие вычислимые модели общего равновесия можно разделить на группы [125]. К первой группе относятся модели, построенные на основе Леонтьевской модели «затраты – выпуск». С их помощью решаются задачи количественной оценки последствий распределения дохода в краткосрочном периоде и оценке результатов экономического роста отраслей экономики. К этой группе относят и указанную выше первую ВОР модель Л. Джохансена. Вторая группа «ВОР» моделей включает в себя модели вальрасовского типа. Основная задача, решаемая на основе моделей этой группы, состоит в получении количественной оценки последствий изменения экзогенных переменных на распределение ресурсов и экономическое благосостояние. В таких моделях особое место занимают вопросы налоговой политики и международной торговли, например, в [126]. Сотрудниками Всемирного Банка Дж. Дженсенем, Т. Рутерфордом, Д. Тарром и другими исследователями были построены «ВОР» модели для России, Казахстана, Украины и Беларуси и оценены последствия их вступления в ВТО [127, с. 84–88]. Другой подход к делению вычислимых моделей общего равновесия опирается на принадлежность к какой-либо из существующих экономических школ: кейнсианской, некейнсианской, неоклассической и т.д.

Группой российских ученых во главе с академиком Макаровым В.Л. в 1997 г. была создана первая в России вычислимая модель общего равновесия под заглавием «RUSEC» [125]. Данное название является сокращением от слов «Russian Economy», что переводится с английского как «Экономика России». В ней в качестве прообраза используется модель Эрроу–Дебре. Ее также можно

представить как бескоалиционную игру многих лиц. Модель калибрована по статистическим данным Госкомстата РФ. Развитием этой модели стала модель «Россия: Центр – Федеральные округа» в 2002 г. Главная слабость методологии вычислимых моделей общего равновесия состоит в ее зависимости от выбора типа модели, функциональных зависимостей и спецификации параметров. Если вместо производственной функции с постоянной эластичностью замещения использовать производственную функцию в форме Кобба–Дугласа, то это может сильно повлиять на результаты. Предположение об общем равновесии редко выполняется в реальном мире, и это дает свои последствия. Если экономика не находится в равновесии, то применение модели вычислимого общего равновесия к выработке политики стабилизации не обосновано. Это, прежде всего, подразумевает, что модели «ВОР» не прогнозируют то, что произойдет в действительности, а показывают долгосрочные тенденции в экономике.

Следующим классом моделей в современном макроэкономическом анализе являются динамические стохастические модели общего равновесия. Они образуют ветвь прикладной теории общего равновесия. Методология ДСОР моделей пытается объяснить совокупность экономических явлений, таких как экономический рост, экономические циклы, и влияние денежно-кредитной и налогово-бюджетной политики путем использования макроэкономических моделей, основанных на микроэкономических принципах. В отличие от более традиционных макроэкономических моделей прогнозирования, модели, имеющие микроэкономические основания, не должны, в принципе, быть уязвимы для критики Лукаса. Эта критика выражает сомнение в том, что прогноз будет действительным при использовании традиционных макроэкономических моделей, так как эти модели основаны на наблюдаемых прошлом корреляциях между макроэкономическими переменными. Эти корреляции, как можно ожидать, изменятся, когда будут введены в действие меры новой экономической политики, и прогнозы, основанные на прошлых наблюдениях, окажутся недействительными.

Выделились два основных направления в теории динамического стохастического общего равновесия: неоклассическая теория реальных бизнес циклов и некейнсианская теория ДСОР моделей. Вначале рассмотрим неоклассическую теорию реальных бизнес-циклов. Исследования по деловым циклам ставят своей целью определить причины и характеристики бизнес циклов и ответить на вопросы: создает ли экономика колебания деловой активности сама или они возникают вследствие внешних шоков, через какие механизмы шоки распространяются в экономике? Важное место в этих исследованиях занимает статья Ф. Кидланда и Э. Прескотта [128]. Приверженцы данного направления разработали подходы по использованию моделей динамического стохастического общего равновесия для теоретического и эмпирического макроэкономического анализа. Поскольку реальные бизнес циклы связаны с флуктуациями относительно равновесного уровня выпуска, такие модели предоставляют естественный способ объединения анализа экономического роста и бизнес циклов.

Несмотря на структурные общности с неокейнсианскими моделями, модели реальных бизнес циклов представляют собой другой взгляд на деловые циклы. Особенно, это касается каналов распространения шоков в экономике. В моделях реальных бизнес циклов предполагается, что все агенты однородны, они оптимизируют предложение труда в отсутствии трений в экономике с совершенно конкурентными рынками. Внешние стохастические реальные шоки являются причиной бизнес циклов, монетарные шоки и шоки со стороны спроса не имеют реального воздействия на выпуск и занятость, т.е. денежно-кредитная политика нейтральна по отношению к реальному сектору экономики. Однако модели реальных бизнес циклов подвергаются критике за неспособность дать эмпирическое объяснение экономическим флуктуациям. Технологическими шоками не удастся объяснить рецессии, поскольку они ограничены отдельными отраслями и не имеют преобладающего воздействия на экономику в целом.

Одной из ДСОР моделей, дополненной предпосылками новой кейнсианской теории, является модель, изложенная в работе Дж. Гали, Т. Моначелли [9]. Новые кейнсианские модели динамического стохастического общего равновесия сочетают структуру моделей реальных бизнес циклов с предположениями далекими от положений классической теории. Эта теория пытается строить модели, основанные на рациональных ожиданиях оптимизирующих агентов и на микроэкономических элементах. В частности, неокейнсианские экономисты предполагают несовершенную конкуренцию (монополистическую конкуренцию) и номинальную жесткость цен и заработной платы, что подразумевает реальные эффекты монетарной политики.

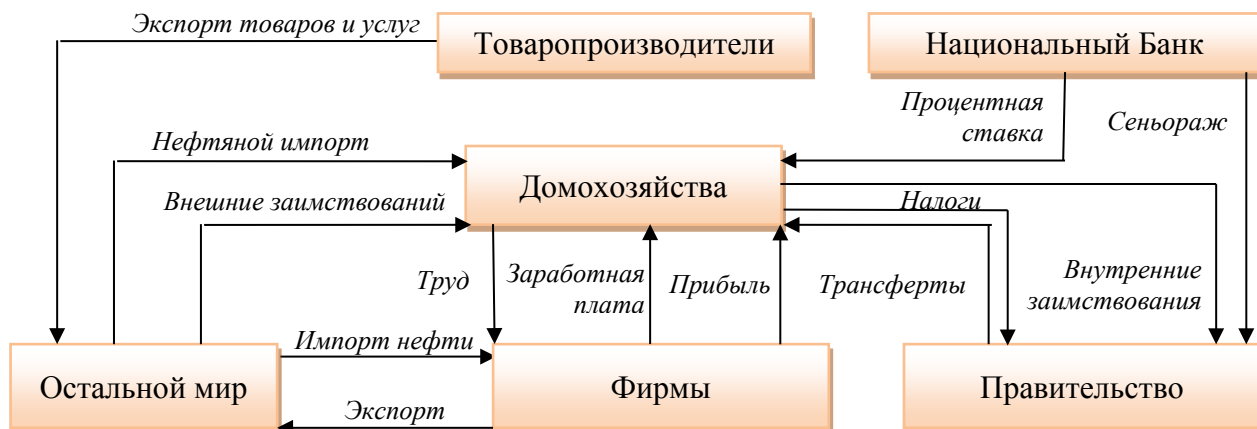


Рисунок 1 – Общее представление блок-схемы экономики в рамках ДСОР модели

Примечание – Построено и переведено на основании источника [129]

Отметим ключевые особенности микроэкономического обоснования неокейнсианских ДСОР моделей (рисунок 1), детально описанные в работе С.Б. Сторма и Т. Погасяна [129]. Фирмы используют свою рыночную власть для

того, чтобы устанавливать и поддерживать цены выше предельных издержек. Монополистическая конкуренция является одним из источников жесткости цен. Фирмы имеют некоторые ограничения на частоту, с которой они могут корректировать цены продаваемых ими товаров и услуг. Обычное объяснение жесткости цен состоит в том, что существуют некоторые издержки для их немедленного изменения. То же справедливо и для заработных плат, что важно для объяснения наличия безработицы. Краткосрочная не нейтральность денег объясняется именно жесткостью цен и заработных плат. Изменение предложения денег не ведет к пропорциональному изменению цен в краткосрочном периоде. Монетарная политика оказывает реальный эффект на выпуск и занятость через изменения процентной ставки, потребления и инвестиций. И это свойство соответствует наблюдаемым данным и эмпирическому анализу.

В отличие от теории реальных бизнес циклов неокейнсианская теория динамического стохастического общего равновесия соответствует стилизованным фактам бизнес циклов: существуют повторяющиеся колебания выпуска, занятость колеблется в тех же направлениях, что и выпуск, инвестиции и приобретение товаров длительного использования процикличны и волатильны, инфляция проциклична и протекает с определенным лагом. Неокейнсианские модели обеспечивают эффективный канал для выполнения экспериментальных расчетов по определению наиболее приемлемых вариантов проведения экономической политики. В базовой неокейнсианской модели динамического стохастического общего равновесия [130] время дискретно, каждый период фирмы производят выпуск, используя труд в качестве единственного ресурса. Производственная функция упрощенная: совокупный объем производства равен совокупным затратам труда. Модель игнорирует правительство и международную торговлю, таким образом, совокупное потребление равно совокупному выпуску. Домохозяйства максимизируют полезность, принимая реальную заработную плату и реальную процентную ставку как данные. Фирмы, которые находятся в собственности домашних хозяйств, максимизируют дисконтированную приведенную величину их прибыли, с учетом ограничений на установление их цен (они варьируются в разных моделях). И, наконец, центральный банк определяет динамику реальной процентной ставки, через которую он проводит денежно-кредитную политику.

Таким образом, динамические модели предоставляют возможность проводить анализ макроэкономических показателей, характеризующих состояние экономики, и прогнозировать их динамику в ответ на те или иные варианты экономической политики. Оценки их параметров вычисляются путем использования статистических методов. На практике чаще всего используются линейные модели. Это связано с тем, что методы оценки параметров наиболее разработаны для линейных моделей. А нелинейные соотношения, которые формируются на основе макроэкономической теории, обычно, допускают линеаризацию.

Для линейных моделей можно применять стандартные процедуры тестирования гипотез для проверки правильности спецификации модели. Но



выполнение подобных процедур требует достаточно большой базы данных о поведении в прошлом включенных в модель переменных. Система одновременных уравнений представляет собой набор линейных уравнений и тождеств, которые могут содержать как текущие, так и лаговые значения макроэкономических переменных. При построении динамической системы одновременных уравнений состав экзогенных и эндогенных переменных, формы их взаимосвязей определяются из теоретических соображений. Если оценивать по отдельности каждое уравнение системы методом наименьших квадратов, то можно получить смещенные оценки коэффициентов. Поэтому используются метод инструментальных переменных, двухшаговый метод наименьших квадратов, трехшаговый метод наименьших квадратов и метод максимального правдоподобия, которые одновременно оценивают параметры всех уравнений [131].

Модель Л. Клейна, приведенная в [132, с. 214], основана на системе одновременных уравнений и, по сути, является простой агрегированной моделью. Были затем построены более сложные и детализированные модели, которые использовались ведущими банками для прогноза последствий принимаемых решений. Применимость моделей, построенных как системы одновременных уравнений, рассматривается в [133]. В конце 1950-х и в 1960-е годы во многих странах велись работы по созданию больших эконометрических моделей основанных на кейнсианской теории. Клейном и Голдбергером была разработана модель экономики США в 1929-1952 гг., содержащая 20 эндогенных и 43 экзогенных переменных. Модель вполне адекватно описывала основные тенденции развития экономики США.

Модель западногерманской экономики для сценарного прогнозирования развития экономики на период 4-6 лет была разработана в середине 1960-х годов [134]. Она содержала из 27 уравнений поведения и 35 тождеств и была предназначена для количественной оценки различных направлений экономической политики и определения наилучшей с точки зрения общественного благосостояния. Строились усовершенствованные версии модели Клейна-Голдбергера. В Брукингской модели была сделана попытка моделирования процессов экономического регулирования. За исключением отдельных показателей, величины, соответствующие статьям государственных доходов и расходов, определялись эндогенно.

Модель «ОДР» на основе систем одновременных уравнений была разработана для экономики США [133]. Она сочетает в себе черты неоклассического и кейнсианского подходов. Динамика модели определяется соотношениями, которые основываются на неоклассических моделях экономического роста. Включает 974 эндогенных и 286 экзогенных переменных. Модель объединенных данных о ресурсах содержит блок уравнений, которые описывают изменение активов домохозяйств и корпоративного сектора. Существенно то, что в модели есть подробное описание процессов распределения, транспортировки и торговли. Это дает возможность проследить, влияние на розничные цены каждого из конечных продуктов изменения мировых цен на ресурсы. В модели представлен рынок

труда, проведена подробная классификация рабочей силы, а также в зависимости от расовой принадлежности.

ФРС США в 1970-х годах использовала модель, которая содержала около 60 уравнений, определявших поведение основных агентов в экономике [133]. В модели делалось предположение, что агенты придерживаются адаптивных ожиданий. Они учитывались в модели путем включения лаговых значений переменных в уравнения. Краткосрочная динамика описывалась IS-LM моделью и кривой Филипса. Поведение экономики в долгосрочном периоде описывалось в рамках неоклассической теории. Для моделирования выпуска использовалась стандартная неоклассическая производственная функция. На параметры накладывались ограничения, при которых имела место нейтральность денег в долгосрочном периоде, но при этом сохранялось влияние монетарных факторов на реальные показатели в среднесрочном и краткосрочном периодах.

Значительным этапом в эконометрическом моделировании стало осуществление проекта под названием «ЛИНК», начатое в 1968 г. Предполагалось создание первой в истории глобальной макроэкономической модели, связывающей между собой модели отдельных стран. При этом изменения в экономике одной страны должны были оказывать влияние на экономику других стран. Требовалось увязать между собой посредством матрицы мировой торговли многомерные макроэкономические модели так, чтобы обеспечить сбалансированность модели. В середине 1990-х в проекте участвовали 79 государств, в которых были построены и регулярно поддерживались страновые эконометрические модели [135]. Большинство моделей разработаны и поддерживаются экспертами, хорошо знающие особенности экономики своих стран.

Данный проект состоит из 79 моделей, представляющих 72 модели и 7 региональных группировок. Модели отдельных государств существенно различаются по размерности. О размерности всей модели говорит тот факт, что страновые модели включают от нескольких десятков до нескольких тысяч уравнений. Международные связи национальных экономик с региональными моделируются отдельными моделями, которые позволяют прогнозировать потоки товаров и их цены, торговлю услугами, обменные курсы и международные товарные рынки. В общей сложности модель «ЛИНК» включает в себя 30 тыс. переменных [133]. Существуют и другие глобальные экономические модели, описанные в [133]. В конце 1980-х годов в МВФ была разработана глобальная эконометрическая модель под названием «MULTIMOD». Данное название является сокращением от слов «Multicountry Model», что переводится с английского как «Многострановая моделью». Она предназначена для анализа экономических проблем отдельных стран и мировой экономики в целом, для проведения сценарных прогнозных расчетов. Расчеты мировой экономической динамики основаны на моделировании 21 экономики стран ОЭСР.

В то же время, большие макроэкономические модели подвержены критике. В них часто накладываются неправдоподобные ограничения на динамику

модели в краткосрочном периоде. Имеет место отсутствие или малое внимание микроэкономическому обоснованию моделей. Используются чаще адаптивные, а не рациональные ожидания.

Теперь перейдем к рассмотрению динамических вычислимых моделей общего равновесия. Данный класс моделей можно разделить на статические и динамические. Если необходимо установить краткосрочные последствия той или иной экономической реформы, то следует использовать статическую модель. Для этого используется метод сравнительной статики. К примеру, чтобы установить, к чему приведет изменение таможенных пошлин, следует найти равновесие в модели при старых и новых пошлинах и сравнить значения требуемых показателей. В этих целях и применяется статическая вычислимая модель общего равновесия. При анализе долгосрочных последствий требуется применять динамическую модель. Следует отметить, что чем более подробно модель описывает структуру экономики, тем сложнее преобразовать ее в динамическую. Результатом решения динамических моделей будут уже не просто равновесные значения переменных, а равновесные траектории.

На основе динамической вычислимой модели общего равновесия, можно не только определить, как изменяются переменные потока (инвестиции, потребление, выпуск и др.), но и как меняются во времени переменные запаса (дефицит госбюджета, уровень капитала и др.) в зависимости от условий функционирования экономики. Это позволяет проследить, как те внешние воздействия, последствия которых изучаются с помощью модели, повлияют на динамику других экономических показателей. Изменение запасов в экономике происходит медленно и с запаздыванием, и часто возникает необходимость не только определить, какое равновесие будет достигнуто, но когда оно будет достигнуто. Также необходимо отметить, что на экономическую динамику влияют инвестиции, а они зависят от выбора домохозяйств между потреблением и сбережением. При этом нельзя не учесть влияния и других факторов: изменение государственного долга, прирост населения, внешние условия и т.д., которые обычно задаются экзогенно.

В России методы вычислимого общего экономического равновесия применяются с 1980 года. В подходе, используемом в моделях вычислимого общего равновесия, разработанные ВЦ РАН имени А.А. Дородницына, изменение состояния экономики во времени описывается системой уравнений балансов производства, распределения и потребления материальных благ, а также балансов обращения финансовых активов по всем экономическим агентам [136]. В макроэкономической модели для экономики России, описанной в работе [125], рассчитываются такие макропоказатели, как ВВП, инвестиции, уровень цен, бюджет, денежная масса и т.д. Перечисленные показатели в модели получаются в результате взаимодействия 12 макроэкономических агентов, каждый из которых имеет свои обособленные интересы, а их общее взаимодействие определяет установление общего экономического равновесия в модели [125].

Следующий класс моделей представлен моделями векторной авторегрессии. Из-за критики систем одновременных уравнений были

предложены и другие подходы к построению макроэкономических эконометрических моделей, основанные на методах, разработанных в теории временных рядов. Методы анализа временных рядов стали особенно востребованы, когда было показано, что большинство макроэкономических переменных относятся к классу нестационарных временных рядов. Оказалось, что, работая с нестационарными рядами, можно получить «ложные» регрессии. Возникли сомнения в том, что было сделано в области макроэкономического моделирования.

Ситуацию несколько упростило введение понятия коинтеграции. Коинтеграция представляет собой долгосрочное соотношение, существующее между несколькими нестационарными рядами, точнее, интегрированными рядами первого порядка. Оно дало возможность оценивать количественно теоретически обоснованные эконометрические модели с макроэкономическими переменными. Тест Йохансена тестирования коинтеграции позволил проверять наличие предполагаемых экономической теорией долгосрочных равновесных соотношений между переменными [131].

Новые возможности для построения динамических моделей появились, когда в 1980 году К. Симс предложил векторные авторегрессионные модели в качестве инструмента для макроэкономического анализа [131]. Эта модель представляет собой систему уравнений, каждое из которых задает зависимость значений переменных, входящих в модель, от лаговых значений этой переменной и лаговых значений всех остальных переменных модели. В векторной авторегрессии в отличие от систем одновременных уравнений нет ограничений на характер взаимозависимости переменных.

Также в векторной авторегрессии нет деления переменных на эндогенные и экзогенные. В этом подходе ставится задача проанализировать возможные взаимосвязи между переменными, не ограничивая себя при этом никакими априорными предположениями о характере или причинно-следственной направленности этих зависимостей, исходя из макроэкономических или микроэкономических предпосылок. Однако модель может в общем случае давать противоречивые результаты в зависимости от того, какие анализируются шоки. Число параметров в уравнениях такой модели растет пропорционально квадрату числа переменных, умноженному на число лагов в модели. Значит, она будет малоприменимой для больших моделей.

Среднемасштабные ДСОР модели, такие как «РМНР» модель Европейского Центрального Банка (ЕЦБ), «НМСМ» модель или же модель Кристиано–Мотто–Ростаньо, за последнее десятилетие стали стандартными инструментами центральных банков и других учреждений, занимающихся экономической политикой. Несмотря на всю критику, которая обрушилась на эти модели после финансового кризиса, по мнению генерального директора центра исследований Европейского Центрального Банка Ф. Сметса, на сегодняшний день данные инструменты анализа и прогнозирования денежно-кредитной политики являются наиболее актуальными. После финансового кризиса 2008–2010 гг. многие исследования были направлены на введение финансового посредничества в макроэкономические модели. Другим

направлением постоянно проводимых исследований является моделирование того, как формируются ожидания и насколько разнообразны мнения хозяйствующих субъектов на те или иные меры денежно-кредитной политики. Оба этих направления создают определенные трудности, так как они вносят большую неоднородность и нелинейность в ДСОР модели. Из-за этого решение ДСОР модели становится более сложной и трудоемкой задачей. Стандартные новые кейнсианские линеаризованные ДСОР модели с их акцентом на жесткость заработной платы и цен будут продолжать играть важную роль, но они не предназначены для решения новых проблемных вопросов, которые возникли в условиях финансового кризиса. Некоторые из этих вопросов, такие как влияние финансовой нестабильности на трансмиссионный механизм может быть изучен благодаря расширенным динамическим стохастическим моделям общего равновесия (таблица 1).

Таблица 1 – РДЦ и НКМ – два направления ДСОР моделей [63]

РДЦ	НКМ
Общее:	
– бесконечно живущие репрезентативные домохозяйства, максимизирующие полезность от потребления и досуга при межвременном бюджетном ограничении;	
– большое количество фирм, имеющих доступ к идентичной технологии, подверженной случайным экзогенным шокам;	
– равновесные траектории всех эндогенных переменных – стохастические процессы, генерируемые с учетом всех оптимальных межвременных решений домохозяйств и фирм, при условии равновесия на всех локальных рынках.	
Различия:	
– эффективное распределение ограниченных ресурсов даже с учетом шоков – нет нужды в стабилизационной политике;	– монополистическая конкуренция на рынке товаров;
– превалирующая роль технологических шоков как источника экономических колебаний;	– номинальные жесткости с которыми сталкиваются фирмы (цены) и рабочие (зарплаты);
– экономические колебания могут быть объяснены без учета монетарных факторов.	– отсутствие нейтральности денег в отношении краткосрочного равновесия.

В 1991 году анализируя взгляды экономистов на новую кейнсианскую экономическую теорию, Г. Мэнкью и Д. Ромер отмечали, что, в соответствии с новой кейнсианской теорией деловых циклов:

- а) колебания номинальных переменных – предложение денег – влияют на колебания реальные переменных – производство и занятость;
- б) несовершенство реального рынка – несовершенная конкуренция, неполная информация – оказывает существенное влияние на экономические колебания.

В работе Ф. Кидланда и Е. Прескотта [128] также отмечено, что Г. Мэнкью и Д. Ромер сравнивали новую кейнсианскую теорию с теорией реального делового цикла (РДЦ), уделяя особое внимание технологическим шокам и

совершенным рынкам. Ограничения на корректировку цен и заработной платы составляют центральный элемент новых кейнсианских моделей экономики. Авторы первой волны, описывавшие новые кейнсианские модели после революции рациональных ожиданий 1970-х годов, такие как С. Фишер [137], Э. Фелпс [15] и Дж. Тейлор [16–18], использовали долгосрочные номинальные контракты, чтобы объяснить, как изменяется спрос, вызванный реальными колебаниями, даже если ожидания рациональны, а сдвиги были ожидаемы.

Последовавшая за этим дискуссия между теоретиками, сторонниками теории реального делового цикла и новой кейнсианской теории, и последующее расширение и эмпирическое применение обоих типов моделей в конечном итоге вызвала вторую волну исследований новых кейнсианских моделей или моделей монетарного экономического цикла, направленные на соединение ключевых компонентов обоих подходов. Модели в уменьшенном масштабе М. Гудфренда, Р. Кинга [138], и М. Ротемберга, Дж. Вудфорда [23] были расширены за счет дополнительных аспектов регулирования и ограничений. Эти модели, которые часто называют новыми кейнсианскими моделями динамического стохастического общего равновесия (ДСОР), проиллюстрированы в работе Л. Кристиано [139] на примере модели экономики США. В настоящее время, средне- и крупномасштабные ДСОР модели обычно используются экономистами центральных банков и международными институтами для оценки денежно-кредитной и бюджетно-налоговой политик.

Общей характеристикой новых кейнсианских денежно-кредитных моделей, по сравнению с более ранними моделями, является комбинация рациональных ожиданий и скользящей цены, а также правила экономической политики. Термин также используется для противопоставления таких моделей с традиционными кейнсианскими моделями, которые не учитывают рациональных ожиданий. Новые кейнсианские модели, нежели традиционные кейнсианские модели способны определить как ожидания и микроэкономическое поведение домохозяйств изменяются с течением времени в ответ на политическое регулирование. Поэтому на сегодняшний день данные модели являются лучшими для оценки политических решений. Оценивая влияние политических мер воздействия на экономику, важно учитывать то, как домашние хозяйства и фирмы корректируют свои решения о расходовании средств, в то время как их ожидания относительно будущей экономической политики правительства меняются. Основные движущие факторы этого научного процесса содержат в себе эмпирические неудачи традиционных подходов, интеллектуальные вызовы, такие как критика Лукаса, теоретические инновации: комбинация номинальных жесткостей с прогнозными и оптимизационными решениями экономических агентов, а также построение новых моделей и методов оценки.

Инновации конца 1970-х и 1980-х годов привели к разработке первого поколения новых кейнсианских моделей с рациональными ожиданиями и номинальными жесткостями, которые учитывали интересные взаимодействия между систематической денежно-кредитной политикой и реальной

экономической деятельностью. Эти нововведения включали моделирование издержек меню, а также перекрывающуюся заработную плату и цену договоров детально раскрытые в работах С. Фишера [137], Дж. Тейлора [16–18] и Г. Кальво [140]. Л. Хансен. В модели Тейлора [16], каждая цена действует в течение одного и того же количества периодов. Одним из следствий этого является то, что выходит за рамки двух периодов, быстро становится неразрешимым случаем. Модель, предложенная в 1983 г. Г. Кальво [140], представляет собой элегантную вариацию модели, которая позволяет избежать этой проблемы. Г. Кальво предполагает, что изменения цен, происходят стохастически, а не детерминированно. В частности, он предполагает, что возможности для изменения цен следовать процессу Пуассона: вероятность того, что фирма в состоянии изменить его цену та же в каждом периоде, независимо от того, когда она была последний раз в состоянии изменить свою цену. Как и в модели Тейлора, цены не только предопределены, но закреплены между периодами, на которые они настроены. Качественные последствия этой модели аналогичны тем, которые имеют место для модели Тейлора. Во-первых, модель можно легко настроить на любую степень негибкости цен, все, что нужно сделать, это изменить параметр вероятности того, что фирма в состоянии изменить его цену каждого периода. Во-вторых, это приводит к простому выражению для динамики инфляции. Это выражение известно как новая кейнсианская кривая Филлипса. Т. Сарджент [141] и Р. Фаир, Дж. Тейлор [19] описали новые методы решения линейных и нелинейных динамических моделей с рациональными ожиданиями, дали оценку моделям, использующие методы максимального правдоподобия.

Первое поколение новых кейнсианских моделей было расширено и в конечном итоге применено в практический анализ денежно–кредитной политики центральных банков. Можно выделить следующие три модели 1990-х годов, которые сыграли важную роль в денежно–кредитной политике США: модель Дж. Тейлора [20] для экономик стран большой семерки, модель Дж. Фюрера и Г. Мура [142] с относительной реальной заработной платой по «классифицированным договорам», и модель Федеральной резервной системы «ФРС–США», представленная в коллективной работе Д. Рейфшайдера, Р. Тетлоу и Дж. Уильямса [143].

Очевидная несостоятельность традиционных кейнсианских моделей удовлетворительно объяснить стагфляцию 1970-х годов подняло много вопросов относительно связи между инфляцией и экономической деятельностью, а также ролью денежно–кредитной политики в стабилизации экономики. Знаменитая критика Лукаса подчеркнула необходимость учитывать прогнозные и оптимизационные решения домашних хозяйств и фирм в макроэкономических моделях, предназначенных для оценки политических решений. В традиционных кейнсианских моделях, как правило, отсутствовали эти элементы. Ожидания были смоделированы как ретроспективные, то есть использовались фиксированные комбинации прошлых значений соответствующих переменных, и поведенческие уравнения моделей не были непосредственно связаны с индивидуальной оптимизацией.

Пока Л. Кристиано [139] использовал функцию импульсного отклика, согласовывая методику выбора значений параметров в модели. Ф. Сметс и Р. Воутерс [24–25] показали, как параметры модели могут быть оценены еще проще и более эффективно с помощью байесовских методов. Этот подход был быстро популяризирован и привел к широкому распространению новых кейнсианских моделей в центральных банках по всему миру. А. Левин [144] и Дж. Тейлор, В. Виланд [145] провели систематическое сравнение данных моделей с более ранними некейнсианскими моделями и оценили с их помощью последствия для правил денежно–кредитной политики. Также новые кейнсианские модели могут быть использованы для оценки привлекательности различных политических стратегий и институциональных событий.

Одним из удивительных событий в макроэкономике является систематическое включение парадигмы об агенте, обладающим полной информацией и, максимизирующей будущую полезность. Эти разработки вызывают удивление по нескольким причинам. Во–первых, в то время как макроэкономическая теория с энтузиазмом подхватывала мнение, что домохозяйства в полной мере понимают структуру используемых моделей, другие науки, такие как психология и неврология, все более раскрывали когнитивные ограничения человека. Как было выяснено, агенты воспринимают лишь некоторую часть процессов, происходящих в рыночной экономике, и вместо того, чтобы максимально продолжительно «впитывать» всю имеющуюся информацию, домохозяйства используют лишь простые правила эвристики в деле руководства своего поведения и своих прогнозов о будущем.

В этой связи возникает вопрос о том, являются ли микро-основания макроэкономической теории, которые на сегодняшний день стали стандартом, научно обоснованными. Во–вторых, другие отрасли экономики, такие как, теория игр или экспериментальная экономика все чаще признают необходимость включения ограничений, с которыми сталкиваются агенты в понимании процессов, происходящих в рыночной экономике. Это привело к моделям, которые отклоняются от парадигмы о рациональных ожиданиях [18].

В последующие годы, после выхода основополагающей работы Ф. Кидланда и Э. Прескотта [128], теория реального делового цикла (РДЦ) послужила основными исходными рамками для анализа экономических колебаний и стала в значительной степени ядром макроэкономической теории. Революция РДЦ повлияла на методологические и концептуальные измерения. С методологической точки зрения, теория РДЦ прочно утвердила использование модели динамического стохастического общего равновесия (ДСОР) в качестве основного инструмента для макроэкономического анализа.

## **1.2 Макроэкономическая политика и рост валового внутреннего продукта**

В исследованиях по анализу и оценке влияния макроэкономической динамики на проводимые антикризисные меры денежно–кредитной политики в качестве исследуемых показателей в большинстве случаев выделяют темпы экономического роста и инфляции. Проведенный обзор литературы выявил, что



экономисты до сих пор не могут прийти к единому мнению относительно порогового уровня инфляции, ниже которого последняя оказывает отрицательное воздействие на экономический рост (таблица 2). Некоторые из представленных экономистов отмечают, что крайне низкая инфляция более выгодна кредиторам, которые преследуют цель получения прибыли в краткосрочном периоде. Нижеприведенные эмпирические исследования также свидетельствуют, что понижение уровня инфляции до 1–2% в год не обязательно приводит к росту ВВП. Согласно проведенному исследованию Р. Загха [146] зависимости уровня инфляции и экономического роста в промышленно развитых странах оказалось, что политика, направленная на снижение темпов инфляции, послужила причиной низкого экономического роста и увеличившейся безработицы в этих странах. Анализ зависимости инфляции и экономического роста для стран Южной Азии [147] выявил положительную корреляцию вышеназванных переменных, при этом чувствительность инфляции к колебаниям экономического роста оказалась сильнее, нежели чувствительность экономического роста к колебаниям темпов инфляции.

Таблица 2 – Сравнительный анализ взаимосвязи показателей инфляции и уровня экономического роста

Авторы	Уровень инфляции	Взаимосвязь инфляции и экономического роста
М. Сарел [148]	8%	При данном уровне инфляции ВВП начинает сокращаться
М. Кхан, А. Сэнхаджи [149]	11%–12%	Представляет опасность для экономик развивающихся стран
	1%–3%	Представляет опасность для развитых стран
А. Сепехри, С. Мошири [150]	9%–11%	Пороговый уровень для развивающихся стран
		Уменьшение инфляции ниже порогового значения в два раза может привести к потерям экономического роста в 0,15–0,2 п.п. в год
М. Ли [151]	>11%	Отрицательно влияет на экономический рост в развитых странах
	>13%	Отрицательно влияет на экономический рост в развивающихся странах
Р. Барро [152]	<15%	ВВП на душу населения увеличится на 0,02 п.п.
Р. Полин, А. Жу [153]	14%–16%	Представляет опасность для экономик развивающихся стран
А Гош, С. Филипс [154]	10%–20%	ВВП уменьшится на 0,3–0,4 п.п.
Т. Гилфасон, Т. Зербертсен [155]	10%–20%	Отрицательно влияет на экономический рост
М. Бруно [156]	<20%	Не сказывается на долгосрочном экономическом росте
С. Фишер [157], Ф. Модильяни [158]	15%–30%	Представляет опасность для развития экономики
Примечание – Составлено автором на основании источника [47]		

Чтобы определить роль монетарной политики в обеспечении экономического роста рассмотрим основные концепции денежно–кредитной политики: кейнсианскую концепцию, монетаризм и новую классическую школу (рисунок 2).

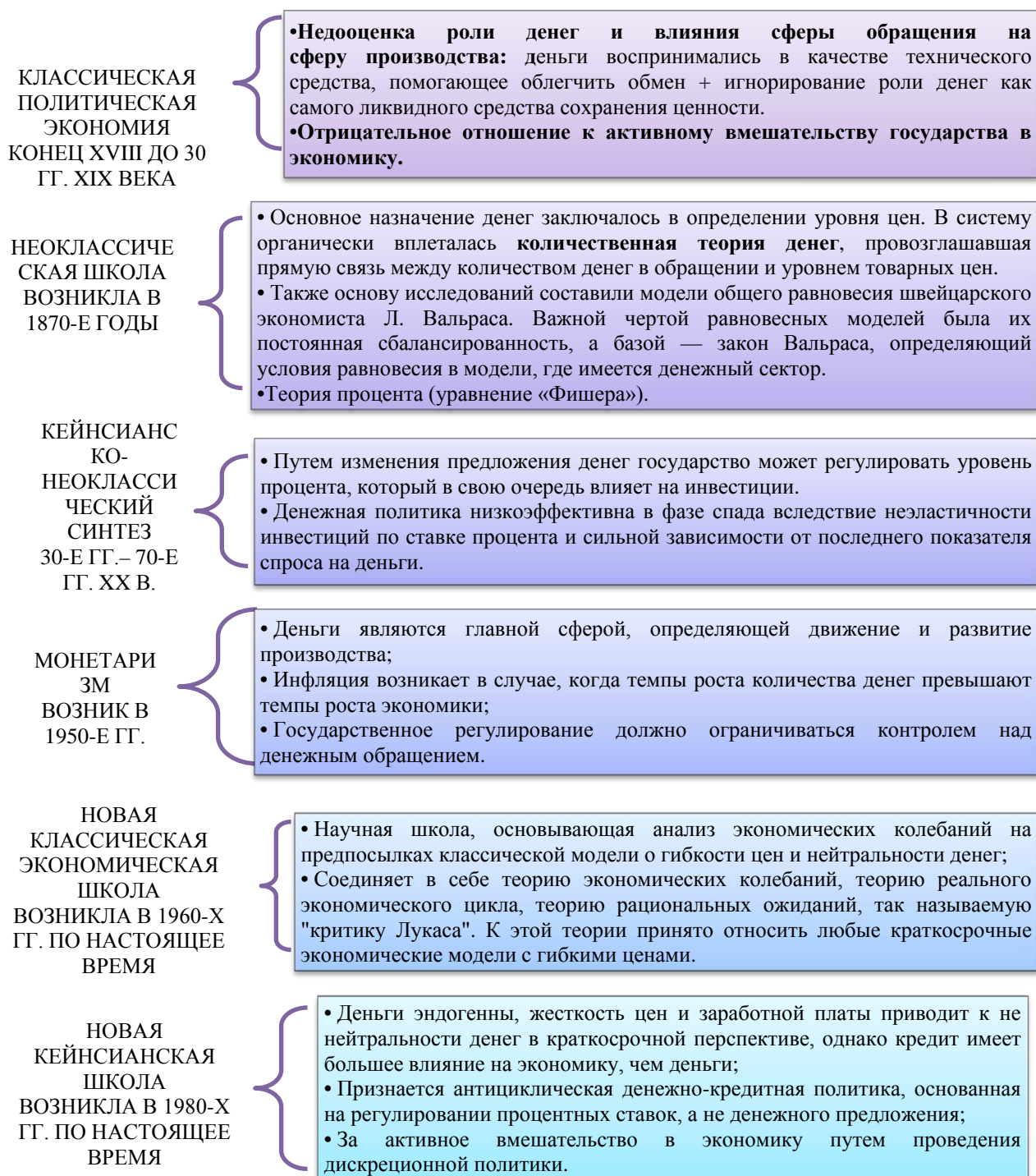


Рисунок 2 – Основные концепции и школы теории денежно–кредитной политики

Примечание – Составлено автором на основании источников [28–29, 40, 45]

Согласно кейнсианской концепции при реализации денежно–кредитной политики, направленной на обеспечение экономического роста, центральному банку следует ориентироваться на показатель ожидаемой доходности и ставки процента по кредитам, в соответствии с концепцией монетаризма необходимо увеличивать объем денежной массы в стране, а при росте уровня инфляции, проводить корректировку предложения денег. Новая классическая концепция утверждает, что влияние монетарной политики на макроэкономические показатели зависит от прозрачности и предсказуемости самой денежно–кредитной политики. При слишком частой смене правил монетарной политики, экономические агенты могут корректировку относительных цен воспринять за изменение общего уровня цен и не повышать рост выпуска.

В 1937 году впервые была предложена Дж. Хиксом [159], а позднее дополнена идеями Э. Хансена [160], макроэкономическая модель  $IS-LM$ , которая описывала общее равновесие на денежном ( $LM$ ) и товарном рынках ( $IS$ ). С помощью модели  $IS-LM$  в вышеназванных работах были проиллюстрированы последствия изменения денежной массы с целью оценки влияния денежно–кредитной политики на экономику. Впоследствии в работе Э. Абея и Б. Бернанке [161] было рассмотрено десятипроцентное увеличение номинального и реального предложения денег при постоянном уровне цен (рисунок 3).

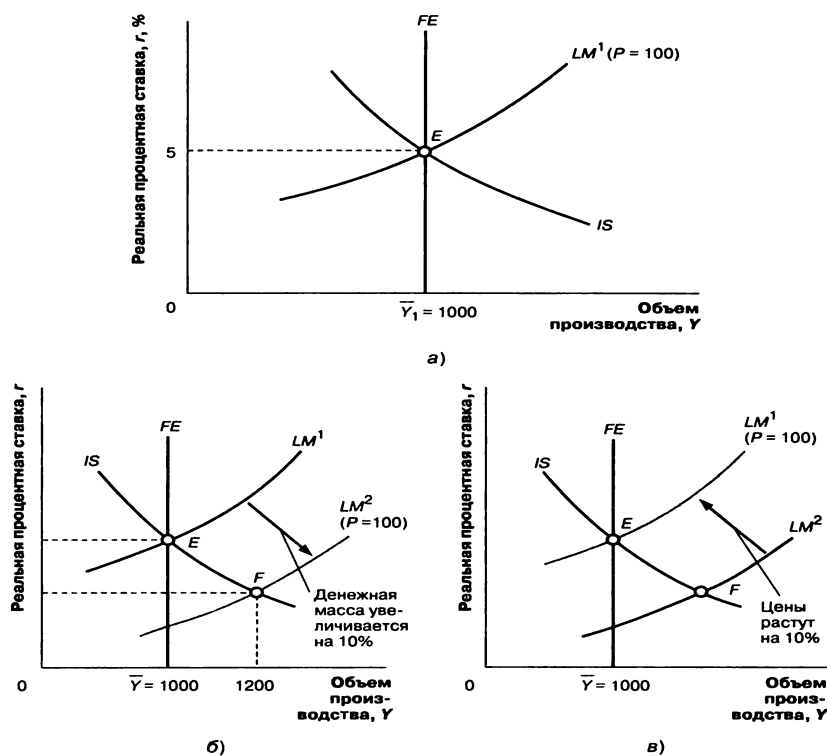


Рисунок 3 – Влияние увеличения денежной массы на экономику в модели  $IS-LM$  [161, с. 424]

Для анализа рисунка 3 необходимо ввести предположение, что изначально экономика находится в равновесии. Точка  $E$  соответствует общему равновесию

на товарном и денежном рынках, а также на рынке труда  $FE$ . За исходное состояние равновесия принимается уровень реальной процентной ставки в 5%, а объем производства соответствует значению 1000 условных единиц. Как видно из рисунка 3 уровень цен зафиксирован на значении в 100 денежных единиц, а рынок активов обозначен символом  $LM^1$ . Понятно, что десятипроцентный рост реальной денежной массы не окажет никакого воздействия на кривую  $IS$  или  $FE$ , так как было введено предположение об устойчивом уровне процентной ставки и объеме производства, которые не изменятся, но рост денежной массы напрямую оказывает влияние на кривую  $LM^1$ . Произойдет сдвиг вправо вниз кривой  $LM^1$  до уровня  $LM^2$ , а, следовательно, и процентная ставка упадет до уровня обеспечивающего равновесие на денежном рынке в условиях новой кривой  $LM^2$ . В новых условиях отсутствует общее равновесие на всех трех рынках, т.е. рынки товаров, труда и активов больше не находятся в состоянии одновременного равновесия. Из-за необходимости определенного времени на подбор и увольнение сотрудников, а также из-за того, что заработная плата корректируется лишь периодически, можно сделать вывод, что рынок труда реагирует на изменение экономических показателей медленнее остальных. Таким образом, новое равновесное состояние кривых  $IS-LM$  окажется в точке  $F$ , а рынок труда  $FE$  окажется неравновесным. Э. Абель и Б. Бернанке [161, с. 425] называют точку  $F$  точкой краткосрочного равновесия. Так как в точке  $F$  объем производства не соответствует уровню получения максимальной прибыли по причине нехватки трудовых ресурсов, для удовлетворения повысившегося уровня спроса из-за спада процентной ставки. Потребители начнут поднимать цены на производимые ими товары и, как следствие, сократится величина реального предложения денег, что вызовет сдвиг кривой  $LM^2$  влево вверх к своему исходному состоянию в  $LM^1$ . Именно в точке  $E$  совокупный спрос и предложение товаров соответствуют полной занятости.

Таким образом, согласно классической версии модели  $IS-LM$  в условиях гибкости цен, экономика сама быстро и эффективно приспосабливается к условиям общего равновесия. А в соответствии с кейнсианской теорией экономика не может быстро прийти к условиям всеобщего равновесия, так как цены не во всех отраслях своевременно реагируют на изменившиеся условия. Еще одно ограничение, на которое акцентируют внимание сторонники кейнсианской теории, – жесткость номинальных показателей, т.е. когда цены на трудовые ресурсы и ставка заработной платы не всегда корректно и вовремя реагируют на изменения в спросе и предложении. Жесткость цен кейнсианцами объясняется тем, что большинство фирм не желают часто корректировать цены на свои товары и услуги в связи с «издержками меню», а также тем условием, что цены устанавливаются крупными фирмами самостоятельно, а не принимаются заданными.

В соответствии с кейнсианской теорией экономика всегда находится в состоянии равновесия товарного и денежного рынков. А так как монополистически конкурентные фирмы в состоянии удовлетворить возросший рост спроса при неизменных ценах, объем производства может не совпадать с

общим равновесием при полной занятости, т.е. в краткосрочном периоде кривые  $IS$  и  $LM$  не пересекают линии рынка труда  $FE$ . Удовлетворить новый уровень спроса получается благодаря существованию безработных рабочих, которые согласны и на меньшую заработную плату, нежели равновесная рыночная заработная плата.

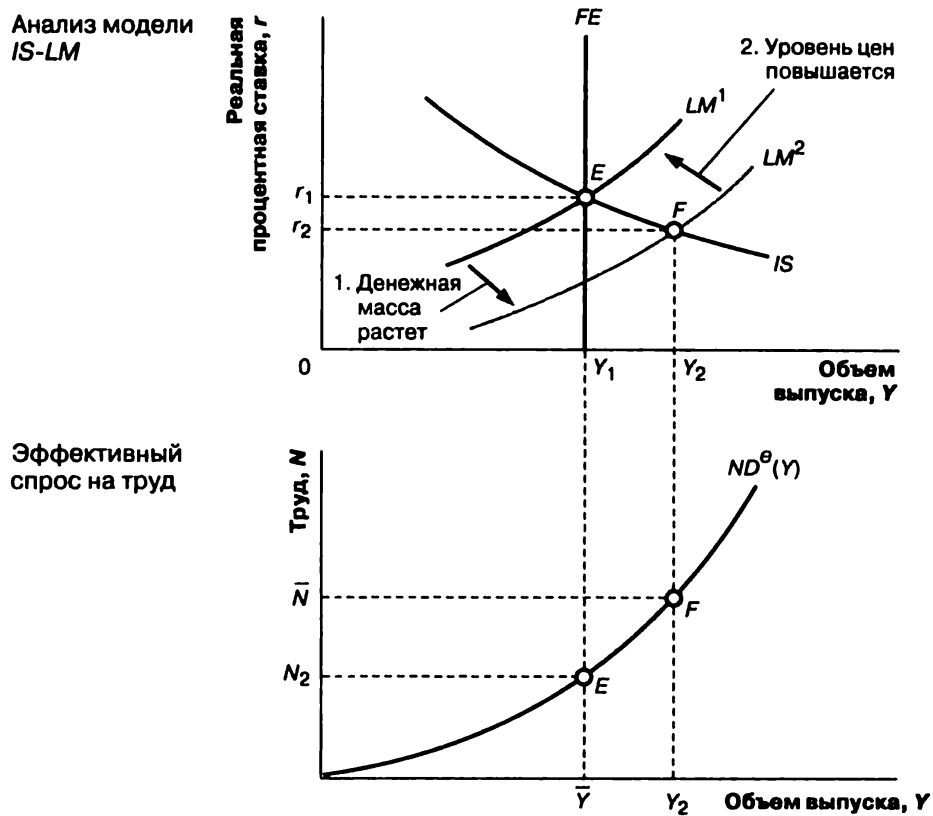


Рисунок 4 – Модель  $IS-LM$  и спрос на трудовые ресурсы [161, с. 520]

Рисунок 4 иллюстрирует случай роста номинального предложения денег в кейнсианской модели  $IS-LM$ . Разница с классической теорией заключается в предположении о фиксированных ценах в связи с издержками меню, из-за чего добиться немедленного восстановления всеобщего равновесия не получается. А объем производства определяется кривой эффективного спроса на труд, так как показано на нижнем рисунке 4. Увеличение объема выпуска с  $Y_1$  до  $Y_2$  в краткосрочном периоде приводит к росту количества трудовых ресурсов с  $N_2$  до  $\bar{N}$ . Таким образом, политика, которая содействует увеличению объема производства и уровня занятости посредством сдвига вправо вниз кривой  $LM$ , называется экспансионистской монетарной политикой или политикой «дешевых денег». Необходимо учитывать, что жесткость цен не является постоянной величиной. В конечном счете, фирмы скорректируют цены на предлагаемые ими товары и услуги в сторону повышения, видя, что совокупный спрос превосходит условие полной занятости и таким образом, экономика достигнет запланированного долгосрочного равновесия. В целом, процесс координирования уровня цен полностью согласуется с классической

теорией с одной лишь оговоркой о более медленном восстановлении установленных ранее цен. Из всего вышесказанного можно сделать вывод, что кейнсианская теория рассматривает деньги как гибкие в долгосрочном периоде и жесткие в краткосрочном периоде.

Американский экономист Э. Хансен в своей работе [162] писал, что если рассматривать денежно–кредитную политику в качестве единственного средства борьбы с инфляцией, то такой подход является односторонним и крайне опасным. Для подтверждения немонетарного характера инфляции в Республике Казахстан был проведен сравнительный анализ зависимости инфляции и денежной массы (M2). Корреляция между скорректированными на сезонность с помощью метода X–12–ARIMA квартальными данными с лагом в 1–3 месяца представлена в таблице 3, а на рисунке 5 показано колебание денежной массы (M2) и уровня инфляции в процентах к предыдущему месяцу без корректировки на сезонность. Как видно из таблицы 3 существует обратная зависимость инфляции и денежной массы как для Республики Казахстан, так и для Российской Федерации.

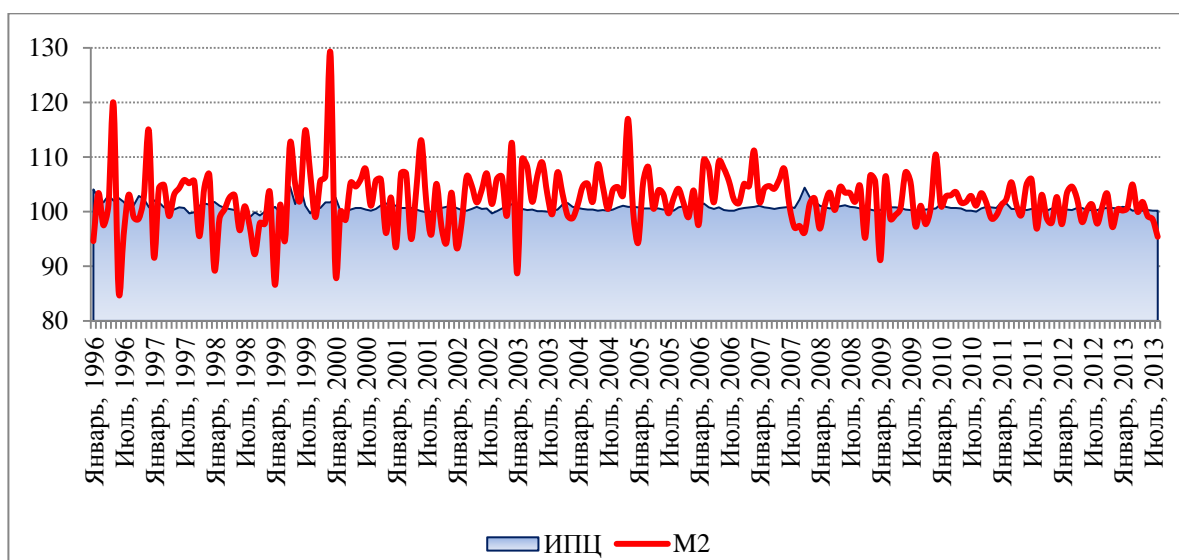


Рисунок 5 – Колебание денежной массы и инфляции в 1996–2013 гг. в Казахстане, %

Примечание – Составлено автором по данным Национального Банка и Агентства РК по статистике

Необходимо отметить, что в промышленно развитых странах повышение цен не рассматривается в качестве инфляции, если они не связаны с факторами денежно–кредитной политики, поэтому такой рост не регулируется инструментами монетарной политики. В этих условиях, по мнению зарубежных ученых [152–155], при доминировании немонетарных факторов снижение инфляции до уровня развитых стран может привести к уменьшению объема инвестиций на кредитной основе.

Таблица 3 – Корреляция денежной массы М2 и ИПЦ в Казахстане и России в 2003–2011 гг.

Показатель	Без лага	Лаг в 1 мес.	Лаг в 2 мес.	Лаг в 3 мес.
Корреляция изменений денежной массы (М2) и ИПЦ в Казахстане	-16,7%	-20,7%	-25,0%	-17,3%
Корреляция изменений денежной массы (М2) и ИПЦ в России	-33,0%	28,6%	1,7%	-18,9%
Примечание – Составлено на основании источников: для Казахстана – статистика НБ РК, для России – источник [47]				

В следующей таблице 4 представлены статистические данные МВФ за период 2006–2012 гг. Скорость изменения денежной массы М3 за 3 периода: 1992–1994, 2006–2008 и 2010–2012 гг. в странах СНГ колебалась незначительно. В Азербайджане, Армении, Эстонии и Латвии в связи с падением объема производства в рассматриваемые периоды скорость обращения денежной базы М3 упала, а в России за промежуток времени 2006–2008 и 2010–2012 гг. скорость М3 оставалась постоянной, что связано в первую очередь с финансово-экономическим кризисом и его последствиями. Для Республики Казахстан характерна обратная картина. В период 2006–2012 гг. скорость обращения денежной базы М3 увеличилась. Данный факт объясняется тем, что Национальный Банк Республики Казахстан в связи с обеспечением стабильности финансовой системы предоставил дополнительную ликвидность банкам второго уровня, что хорошо прослеживается на рисунках 6–7.

Таблица 4 – Деньги и инфляция в 1992–2012 гг. в СНГ

Страна	М3 1992– 1994 (ср. мес. измен. в %)	М3 2006– 2008 (ср. год. измен. в %)	М3 2010– 2012 (ср. год. измен. в %)	Инфля ция 1992– 1994 (ср. мес. измен. в %)	Инфля ция 2006– 2008 (ср. год. измен. в %)	Инфля ция 2010– 2012 (ср. год. измен. в %)	Скоро сть М3 1992– 1994	Скоро сть М3 2006– 2008	Скоро сть М3 2010– 2012
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Эстония	6,7	9,8	12,4	5,4	7,1	4,0	-1,3	0,5	0,4
Латвия	5,7	16,9	5,3	5,3	10,7	1,9	-0,7	0,4	0,2
Литва	9,3	14,7	6,7	11,6	6,8	2,8	1,3	0,5	0,6
Киргизия	11,3	–	–	17,0	13,4	9,1	3,9	–	–
Молдова	13,3	26,4	14,9	15,6	12,6	6,6	0,7	0,2	0,8
Россия	15,2	31,8	19,2	15,9	10,9	6,8	-0,1	0,2	0,2
Армения	24,1	25,9	18,3	38,5	5,4	6,2	8,9	0,4	0,3
Азербайд жан	17,3	67,5	25,7	23,9	15,3	4,9	5,6	0,3	0,1
Беларусь	20,4	35,2	65,9	24,7	10,1	40,0	3,3	0,3	0,1

Продолжение таблицы 4

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Грузия	28,6	32,3	18,7	40,3	9,5	4,9	9,1	0,2	0,3
Казахстан	<b>18,7</b>	<b>46,5</b>	<b>12,1</b>	<b>26,8</b>	<b>12,2</b>	<b>6,8</b>	<b>5,5</b>	<b>0,2</b>	<b>0,6</b>
Таджикистан	19,2	35,7	21,6	24,6	14,5	8,2	4,6	0,2	0,3
Туркменистан	22,5	–	–	30,0	–	–	6,2	–	–
Украина	22,1	38,8	16,7	26,6	15,7	6,0	2,4	0,1	0,2
Узбекистан	19,4	–	–	16,9	–	–	0,4	–	–

Примечание – Данные официальной статистики; оценки сотрудников МВФ за 1992–1994 гг.  
\* за 2006–2012 гг. составлено и рассчитано по данным МВФ

Если рассмотреть кредитную политику в период кризиса 2008–2010 гг., то во время острой фазы произошли качественные изменения в проводимой денежно-кредитной политике Национального Банка Республики Казахстан. Его ресурсы практически целиком направлялись на кредитование банков второго уровня. Также в январе 2012 года Национальным Банком РК была выделена значительная сумма в размере 142228,7 млн. долларов США, что несравнимо даже с периодом 2008–2010 гг.



Рисунок 6 – Кредиты коммерческим банкам, млн. тенге



Рисунок 7 – Кредиты коммерческим банкам, млн. USD

Примечание – Составлено автором по данным НБ РК

Примечание – Составлено автором по данным НБ РК

Анализируя действия Национального Банка РК в период кризиса 2008–2009 гг. д.э.н., профессор кафедры финансов Евразийского Национального Университета имени Л.Н. Гумилева Н.К. Кучукова приходит к следующему выводу: «Следует отметить, что власти Казахстана своевременно отреагировали на ситуацию и приняли верные экономические решения для вывода страны из кризиса. В первую очередь были поддержаны системообразующие банки. В целях повышения их ликвидности было выделено



4 млрд. долларов США. В итоге антикризисный пакет государства для банков второго уровня составил около 14% ВВП страны. Такая значительная поддержка государства стала выполнимой благодаря накопленным финансовым ресурсам Национального фонда РК» [96].

За период 2003–2006 гг. ставки вознаграждения по выданным кредитам в тенге и долларах США заметно отличались, что отчетливо прослеживается на рисунке 8. На фоне острой фазы кризиса 2008–2009 гг. ставки упали почти до нуля в тенге, а в долларах США они колебались на уровне 3–5%. Национальный Банк РК своими действиями пытался снизить спрос на иностранную валюту и тем самым сдержать бегство казахстанского капитала. В 2011–2012 гг. наблюдается обратная динамика. В этот период средневзвешенные ставки вознаграждения в долларах США заметно ниже, нежели ставки в тенге. На третий квартал 2011 г. внешний долг БВУ составил 16,5 млрд. долларов США или 10% ВВП страны. При этом учитывая размеры Фонда национального благосостояния «Самрук–Казына» и международных резервов НБ РК, долг в 10% ВВП в 2011 году не представлял существенного фактора риска для экономики страны.

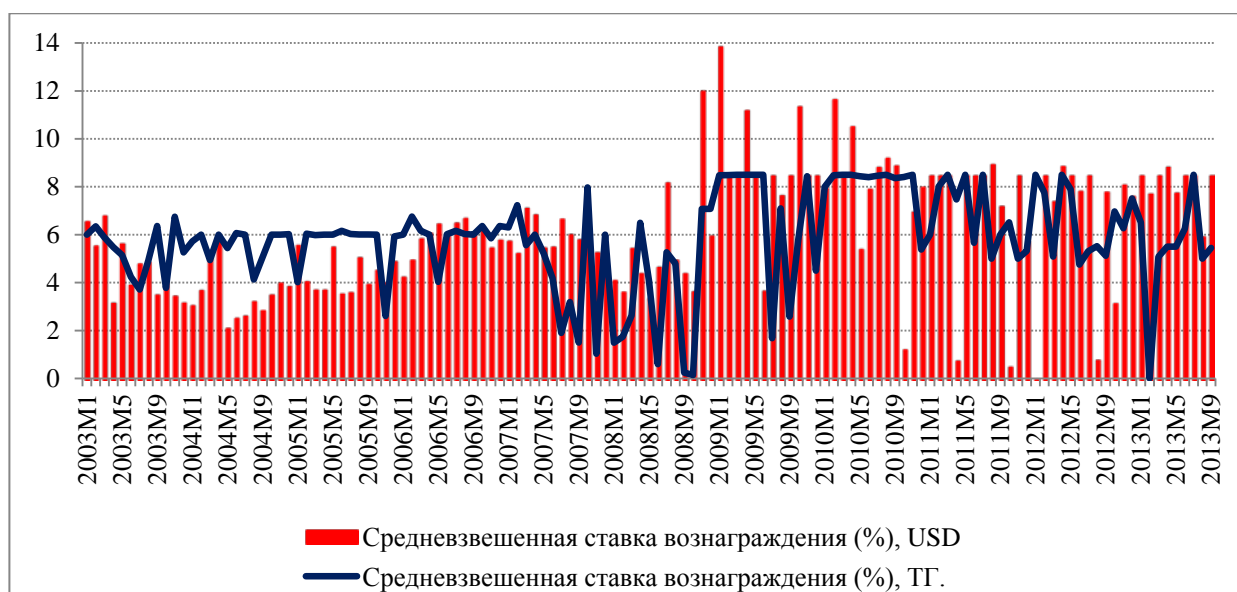


Рисунок 8 – Ставки вознаграждения по выданным кредитам в тенге и долларах США в Казахстане

Примечание – Составлено автором по данным НБ РК

Снижение доступности кредитов, наблюдавшееся в 2007–2008 гг., вызвало падение валового внутреннего продукта в 2009 году на 18,1 млрд. долларов США или на 13,6% в годовом выражении. На рисунке 9 видно насколько сильна зависимость роста ВВП и индекса цен производителей промышленного производства от роста кредитования. Как отмечает профессор Н.К. Кучукова [97], в общей сложности антикризисные меры государства оказались действенными и своевременными именно для банковского сектора.

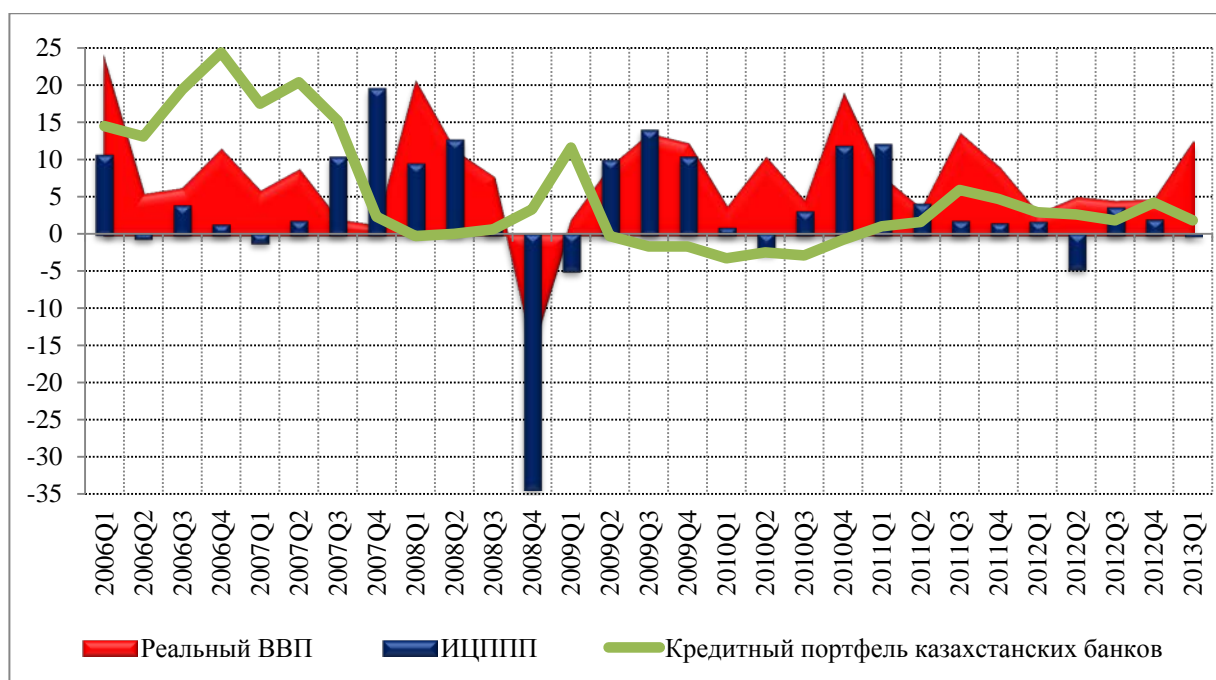


Рисунок 9 – Темпы прироста реального ВВП, кредитного портфеля казахстанских банков и индекса цен производителей промышленной продукции в 2006–2013 гг., %

Примечание – Составлено и рассчитано автором на основании данных Агентства РК по статистике и НБ РК

На следующем рисунке 10 показана динамика объема обязательных резервов за 2006–2013 гг. Заметно, что объемы резервов значительно сократились в декабре 2008 г. В этот период Национальный Банк РК использовал обязательные резервные требования для регулирования ликвидности банков второго уровня. Эти меры были достаточно логичными со стороны Национального Банка РК, учитывая возросшую необходимость в кредитных средствах. А в апреле 2012 года НБ РК снова повысил нормативы резервных требований, тем самым вернув их объем к уровню июня 2007 года.

Далее был рассмотрен показатель «кредиты/ВВП» за 2001–2011 гг. по 51 стране, в которых большая часть стран относится к развитым и одна четвертая часть к развивающимся странам. Анализ показал, что темпы прироста выданных кредитов к ВВП существенно различаются по исследуемым странам. В течение 2001–2011 гг. в странах, где изначально наблюдались низкие показатели задолженности банковского сектора относительно ВВП, впоследствии отмечался рост реальных объемов кредитов и ВВП, нежели в странах с изначально высоким уровнем ВВП и объемами задолженности банковского сектора.



Рисунок 10 – Динамика объема обязательных резервов, депонируемые в Национальном Банке РК, млн. тенге

Примечание – Составлено автором по данным статистических бюллетеней НБ РК за 2006–2013 гг.

По отношению доли кредитов банковской системы в ВВП Республика Казахстан в этой выборке заняла 15 место и показала значение в 34,7%. Средний уровень этого показателя был отмечен в США – 56,2%, а в Ирландии и Исландии доля кредитов составляет в среднем 188% от ВВП, что свидетельствует о перегреве экономик этих стран, Китай также в течение 2005–2011 гг. показывал стабильный рост вышеназванного показателя на отметке 110–160% (рисунок 11). Для сравнения отметим, что данный показатель по результатам 2011 года составил: 93% – в Италии, 121% – в Германии, 162% – в Великобритании.

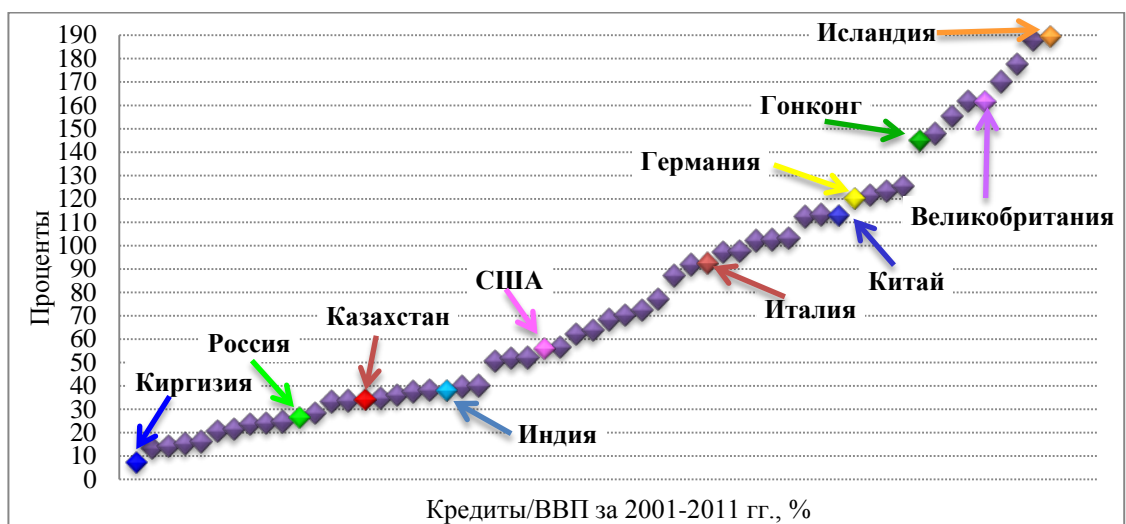


Рисунок 11 – Отношение уровня кредитов банковской системы к ВВП в странах с различным уровнем развития

Примечание – Рассчитано автором на основании данных Агентства РК по статистике, НБ РК, МВФ и Всемирного банка

Достоинство коэффициента «Кредиты/ВВП» состоит в том, что он объединяет рост объема кредитования с ростом ВВП. Если объем кредитования превысит рост ВВП страны, то это может привести в последующем к увеличению системных рисков в экономике, поскольку избыток объема кредитных ресурсов трактуется как указатель будущих проблем в финансовом секторе. В качестве доказательства данного утверждения можно привести в пример финансовый кризис в западных странах в 2008 году. Когда произошло завышение оценки капитала, которому содействовала ускоренная денежная экспансия в этих странах. На основе данных рисунка 11 можно сделать вывод, что в Казахстане показатель «Кредиты/ВВП» недооценен, хотя благодаря такой недооценке и неразвитости фондового рынка удалось избежать сильных потрясений от мирового финансово-экономического кризиса. В работе Э. Беркеса [163] было доказано, что рост и развитие банковского сектора сказывается отрицательно на экономическом росте страны в том случае, если коэффициент «Кредиты/ВВП» превышает отметку в 100%.

Следующий вопрос для рассмотрения – влияние колебаний валютного курса на динамику ИПЦ. В зависимости от того на какой модели денежно-кредитной политики останавливает свой выбор та или иная страна, колебания валютного курса в большей или меньшей мере отражаются на уровне инфляции. Как видно из регрессионного анализа (таблица К4), приведенного в приложении К, а также из рисунка 12 для стран применяющих политику управления валютным курсом в пределах определенного коридора уровень инфляции очень сильно колеблется в зависимости от страны и в большинстве своем достаточно высок.

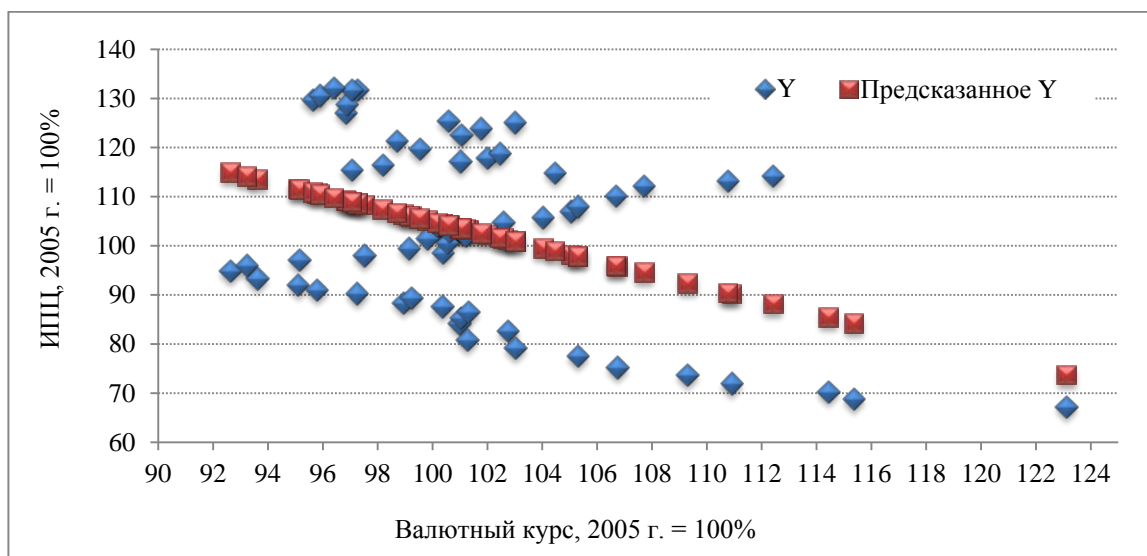


Рисунок 12 – Взаимосвязь ИПЦ и валютного курса в странах, применяющих политику управления валютным курсом в пределах определенного коридора, скорректированные на сезонность с помощью метода X-12-ARIMA кварталные данные с 1999 по 2013 гг.

Примечание – Построено автором по данным МВФ

В этих странах наблюдается отрицательная связь между колебаниями инфляции и валютного курса, т.е. увеличение на один процент обменного курса национальной валюты приводит к сокращению темпа инфляции на 1,5%.

В условиях управления валютным курсом в пределах определенного коридора уровень инфляции меньше подвержен колебаниям валютного курса (коэффициент корреляции равен 0,45,  $R^2=0,20$ ), нежели в странах применяющих режим плавающего валютного курса (коэффициент корреляции равен 0,7,  $R^2=0,54$ ) (таблица К5). В условиях применения политики плавающего валютного курса наблюдается положительная взаимосвязь между показателями инфляции и валютного курса. Колебания валютного курса сильнее воздействуют на ИПЦ (рисунок 13). В этом случае увеличение обменного курса национальной валюты на 1% приводит к росту уровня инфляции примерно на 0,73% (таблица К5).

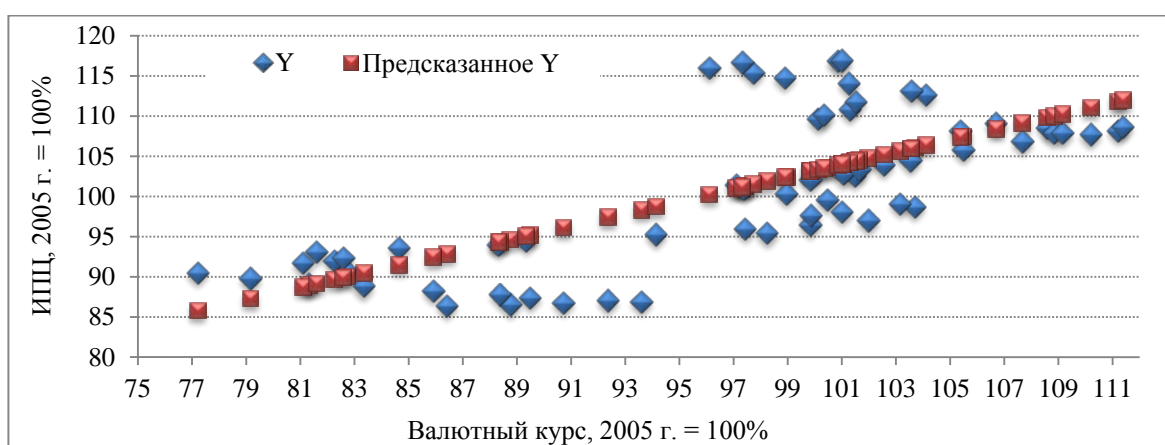


Рисунок 13 – Взаимосвязь ИПЦ и валютного курса в странах, применяющих политику плавающего валютного курса, скорректированные на сезонность с помощью метода X-12-ARIMA квартальные данные с 1998 по 2013 гг.

Примечание – Построено автором по данным МВФ

В мировой экономической мысли существует масса теорий, которые способны объяснить наиболее болезненное для экономики явление – инфляцию. Вместе с тем, последние двадцать лет представители, занимающиеся проблемами денежно-кредитного регулирования, пересмотрели классические теории инфляции. В первую очередь такая переоценка была вызвана углублением финансовых связей на мировом рынке. Однако все-таки большинство общепризнанных теорий сводятся к основным двум взглядам.

Первая позиция сконцентрирована на идее, что деньги, как и прежде, являются единственным фактором роста инфляции. Вторая аргументирует, что влияние количества денег на инфляцию – это давным-давно ушедшее в прошлое теоретическое утверждение и, следовательно, господствующим фактором являются инфляционные ожидания. В связи с этим актуален вопрос выбора между двумя вышеописанными факторами, учитывая, что только верный выбор позволит эффективно осуществить денежно-кредитную

политику. Бесспорно, что колебание денежной массы имеет достаточно осязаемое воздействие на уровень инфляции. Проблема состоит в том, что в долгосрочном периоде воздействие предложения денег ослабевает, и инфляционные ожидания выходят на первый план в формировании инфляционного давления. Для этой цели был рассмотрен вопрос о том, насколько и с каким лагом рост денежной массы оказывает влияние на колебания уровня цен. Сравнительный анализ воздействия денежных агрегатов М1 и М3 на ИПЦ в Казахстане и Армении показал, что денежный агрегат М1 влияет на рост индекса потребительских цен через два квартала. Изменение денежного агрегата М3 оказывает влияние на уровень инфляции в Казахстане через два квартала, также как и денежная масса М1, в то время как для Армении он определяется более длительным временным лагом в 4 квартала (таблица 5).

Таблица 5 – Сравнительный регрессионный анализ влияния денежных агрегатов М1–М3 на ИПЦ по квартальным данным 1994(1995)–2013(2005) гг. Казахстана и (Армении)

Показатели		Инфляция (CPI)		Выводы
		St. Error t-stat Prob. Кол-во наблюдений	Функциональное представление модели ARMA	
KZ	Рост денежной массы М1 (%)	0.019121 4.231759 (0.0001) 73	$CPI=93.757+0.08*M1(-2)+[AR(1)=0.42, MA(2)=-0.25, BACKCAST=1995:1]$	Изменение показателя М1 и в Казахстане и в Армении влияет на рост уровня инфляции через два квартала, при этом темп инфляции в текущем периоде определяется также показателем инфляции за предыдущий период и отрицательными шоками двумя кварталами позже.
ARM	Рост денежной массы М1 (%)	0,019876 6,039940 (0,0000) 40	$CPI=-0.169+0.12*M1(-2)+[AR(1)=0.55, MA(2)=-0.99, BACKCAST=1995:4]$	
KZ	Рост денежной массы М3 (%)	0.015829 9.230199 (0,0000) 72	$CPI=86.33+0.15*M3(-2)+ [AR(1)=0.43, AR(2)=0.28, MA(2)=-0.75, BACKCAST=1995:2]$	Денежный агрегат М3 в Казахстане также как и М1 оказывает влияние через два квартала, а в Армении определяется более длительным временным лагом в 4 квартала, а также отрицательным шоком в 2 лага.
ARM	Рост денежной массы М3 (%)	0,039917 4,268318 (0,0002) 40	$CPI=-0.133+0.17*M3(-4)+ [AR(1)=0.33, AR(2)=0.38, MA(2)=-0.96, BACKCAST=1996:3]$	

Примечание – Рассчитано автором по статистическим данным Национального Банка РК;

\* модель для Армении разработана к.э.н., доцентом ГОУ ВПО Российско–Армянского (Славянского) Университета Восканян М.А.

где CPI – индекс потребительских цен;  
M1, M3 – денежные агрегаты;  
AR(1) – авторегрессионный процесс первого порядка;  
MA(2) – процесс скользящего среднего второго порядка;  
BACKCAST – рекурсивное вычисление предыдущей ошибки относительно второго и четвертого кварталов 1995–1996 гг.

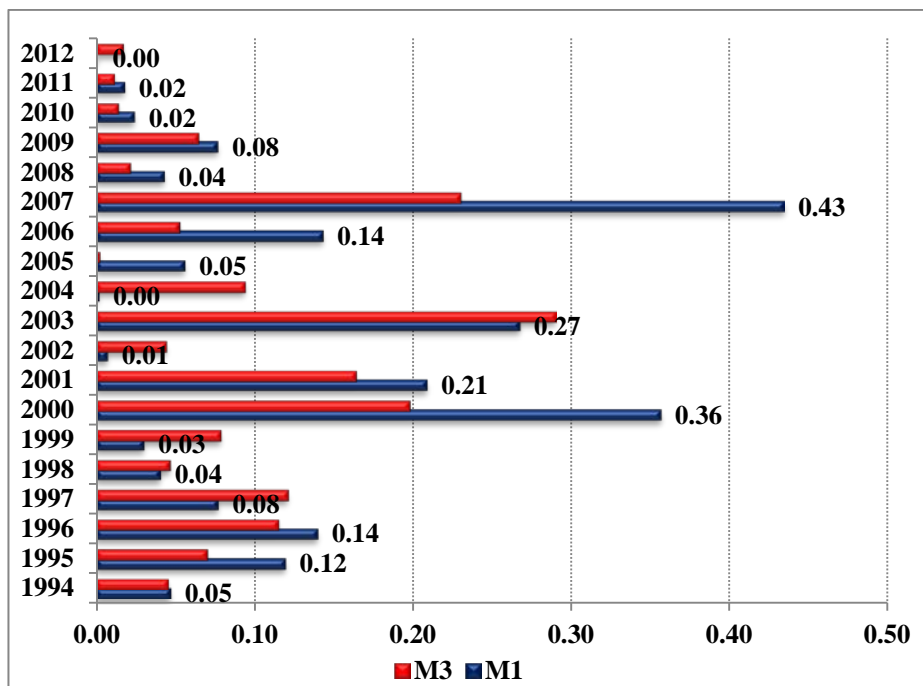


Рисунок 14 – Коэффициент корреляции между агрегатами M1–M3 и ИПЦ в Казахстане, 1994–2012 гг.

Примечание – Расчеты проведены автором по статистическим данным Национального Банка РК

Как видно из рисунка 14 в краткосрочном периоде влияние денежных агрегатов на изменения индекса потребительских цен оказалось низким. По данным регрессионного анализа наименее ликвидный денежный агрегат M3, который содержит в себе долгосрочные активы, показал, что и в этом случае он слабо коррелирует с динамикой ИПЦ. Это связано с тем, что на сегодняшний день воздействие денежного предложения на рост цен не так значительно. Развитие финансовых систем дает возможность трансформировать возрастающие денежные потоки в производные финансовые инструменты, а это в свою очередь препятствует им стать основанием для повышения уровня инфляции. Подводя итоги отметим, что имеются две основные причины, по которым значительно разросшийся банковский сектор имеет негативный эффект для экономического роста. Во-первых, такой банковский сектор усиливает волатильность экономики, а во-вторых, приводит к неоптимальной диверсификации располагаемых финансовых ресурсов даже в периоды макроэкономической стабильности. В этих условиях особую актуальность

приобретает надзор за банками. Анализируя общие итоги проведения денежно–кредитной политики в период кризиса 2008–2010 гг., можно сделать два основных вывода. Национальный Банк РК своевременно поддержал системообразующие банки, тем самым не допустив возникновения системного кризиса, хотя, несмотря на выделенные средства БВУ и поддержку совокупного спроса, не удалось сдержать падение экономической активности мерами лишь денежно–кредитной политики.

### **1.3 Общая характеристика состояния экономики и динамика цен за рубежом и в Казахстане**

Экономика Казахстана продолжила показывать стабильный экономический рост в 2011–2012 гг. несмотря на влияние кризисных явлений в мире. Основным внутренним фактором обеспечения благоприятных темпов роста для Казахстана явилось увеличение в государственном и частном секторе потребительского спроса. Причины подъема инвестиционной активности связаны в основном с затратами государственного бюджета. В 2012 году по сравнению с предыдущим годом затраты государственного бюджета оказались на 22% больше, что в суммарном выражении составляет 14,5 млн. долларов США. Розничный товароборот лишь за январь–июнь 2012 года показал прирост в 12,6%, прирост номинальной заработной платы за тот же период составил 17,2%, слабее результат оказался у инвестиций в основной капитал, здесь результат зафиксировался на отметке 3,1% по сравнению с аналогичным периодом прошлого года. А объем продукции сельского хозяйства за январь–июнь того же года напротив снизился на 6,3%. Такой спад был связан в первую очередь с отсутствием осадков и продолжительной жарой. Положительный прирост показала и промышленность страны в 4,4%. При этом горнодобывающая промышленность в 2012 году не смогла достичь отметки за аналогичный период предыдущего полугодия. Производство услуг в течение нескольких лет показывают положительное сальдо, воздействуя, таким образом, на рост ВВП страны. За первое полугодие 2012 года прирост составил 8,9% по сравнению с аналогичным периодом прошлого года. Таким образом, ключевыми показателями роста валового внутреннего продукта в 2012 году являлись конечное потребление и валовое накопление.

Экспорт казахстанской продукции в 2011–2012 гг. характеризовался положительным трендом. За первое полугодие 2012 года общая сумма экспорта товаров оказалась равной 47,2 млрд. долл. США, т.е. увеличилась на 10% по сравнению с аналогичным периодом 2011 года, а инфляция в 2012 году была удержана в рамках прогнозируемого коридора в 6–8%.

Так как проведение активной политики занятости относится к основному социальному приоритету деятельности Правительства РК, был рассмотрен вопрос о влиянии темпов роста занятости в Республике Казахстан за 2001–2012 гг. на рост номинальной заработной платы за тот же период (рисунок 15). Результаты базовой спецификации – регрессия логарифма занятости на константу и логарифм реальной заработной платы – представлены в следующем виде:



$$LOG(w) = -51.39632 + 6.955600 LOG(E).$$

(2.65685) (0.29786)

$$DW = 1.612972; R^2 = 0.925339; F = 545.3317$$

где в скобках указаны среднеквадратические отклонения,  $DW$  – статистика Дарбина–Уотсона,  $R^2$  – коэффициент детерминации,  $F$  – коэффициент Фишера.

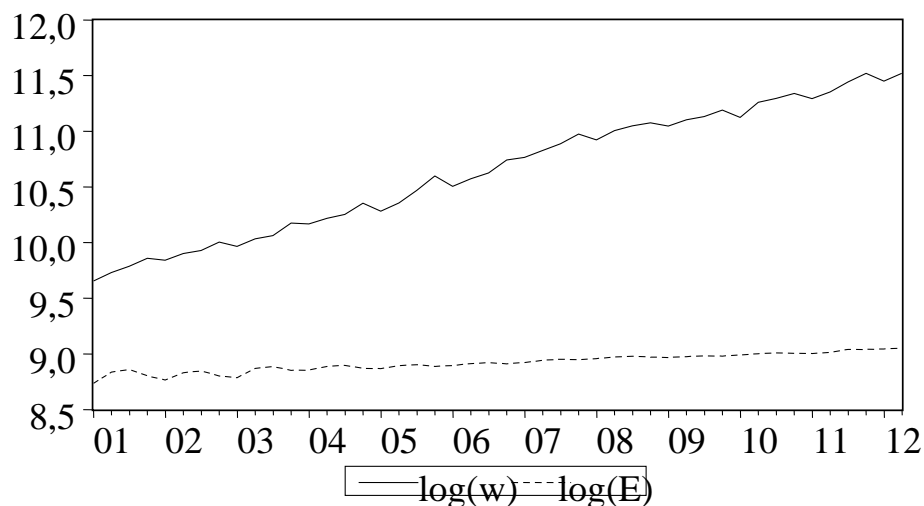


Рисунок 15 – Динамика занятости и заработной платы в Республике Казахстан в 2001–2012 гг.

Примечание – Собственные расчеты автора с использованием пакета Eviews 7 версия

Как известно в вопросе конкурентоспособности казахстанской экономики неадекватная валютная политика может оказать значительное негативное воздействие в условиях волатильности мировой конъюнктуры. На следующем рисунке 16 представлена динамика валютного курса доллара США по отношению к национальной валюте за 2008–2010 гг., т.е. в разгар мирового финансово–экономического кризиса. Из данных о динамике курсов были исключены все некорректные измерения, например измерения, на дату которых отсутствовали сведения о курсе доллар США/тенге, например, в нерабочие дни. На рисунке 16 представлены ежедневные данные за 01.01.2008–30.09.2010 гг.

Резкий скачок на рисунке 16 можно объяснить следующим образом. Казахстан был накрыт первой волной глобального кризиса еще в конце лета 2007 года, раньше соседей. Финансовый и строительный секторы, два пузыря, на этот момент были очагами самых актуальных проблем. Антикризисные стратегии в соседних странах имели существенные различия, хотя и был ряд общих черт. Казахстан решил не на плавную, растянутую во времени, а на разовую девальвацию в отличие от России. Потери резервов в России, в относительном выражении оказались вдвое выше, чем в Казахстане.

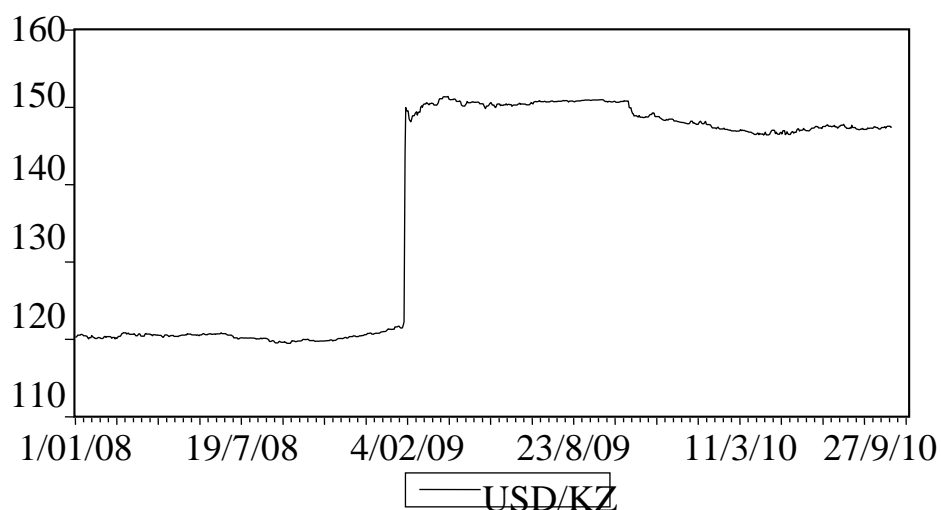


Рисунок 16 – Динамика обменного курса доллара США к тенге (в период 01.01.2008–30.09.2010 гг.)

Примечание – Собственные расчеты автора с использованием пакета Eviews 7 версия

В условиях повышения давления на валютный курс доллара США к тенге Национальный Банк РК принимал внушительные попытки сохранить неявный коридор в пределах 117–123 тенге за доллар США и обеспечить стабильность обменного курса. Этот шаг дал возможность обеспечить и финансовую, и экономическую стабильность. Тем не менее, поддержания конкурентоспособности казахстанских производителей и необходимость сохранения текущего уровня золотовалютных резервов, призывает к пересмотру соответствующих подходов к валютной политике со стороны Национального Банка РК.

Следующий интересный момент обнаруживается при рассмотрении прироста реального ВВП (рисунок 17). Как оказалось, этот показатель в Казахстане превышал в 2009–2012 гг. аналогичный показатель России в среднем на 15% в год. Основная причина такого прироста – восстановление показателей объема производства в нефтяном секторе докризисного уровня. С 1995 по 2004 гг. отставание реального показателя ВВП от аналогичного показателя в Российской Федерации в среднем составляло 13% и только в 2005 году по темпу прироста реального ВВП Казахстану удалось сравняться с аналогичным показателем в России. В период острой фазы финансового кризиса в 2008–2009 годах, характеризовавшийся спадом объемов кредитования субъектов малого и среднего бизнеса, прекращением инвестирования ряда инновационных проектов, а также падением цен на нефть, номинальный ВВП, несмотря на вышеперечисленные проблемы, показывал хотя и слабую, но положительную тенденцию роста в среднем 1,2%.

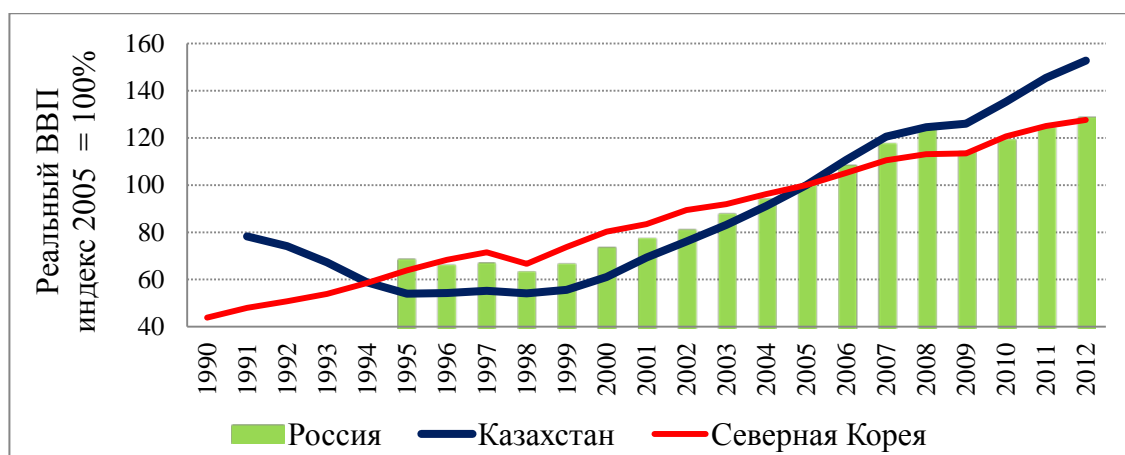


Рисунок 17 – Реальный ВВП с 1990 по 2012 гг.

Примечание – Составлено автором по данным МВФ

При этом чистые международные резервы страны в июле 2013 года сократились на 2,54%. Такой спад впервые был отмечен в июле 2011 года, с сентября 2011-го по февраль 2012 года этот показатель характеризовался положительным сальдо, но уже к марту 2012-го опять наметился спад, продолжающийся и по сей день. Отметим, что положительные чистые международные резервы характеризуются возможностью государства расплачиваться по своим долгам, т.е. они показывают разницу между золотовалютными резервами и краткосрочными обязательствами. На рисунке 18 также отчетливо прослеживается стабильный валютный рост с 1994-го по 2013 гг. за исключением периода 2003–2008 гг. С целью сдерживания инфляции на стабильно прогнозируемом уровне, государство в эти годы поднимало обменный курс тенге по отношению к доллару США.

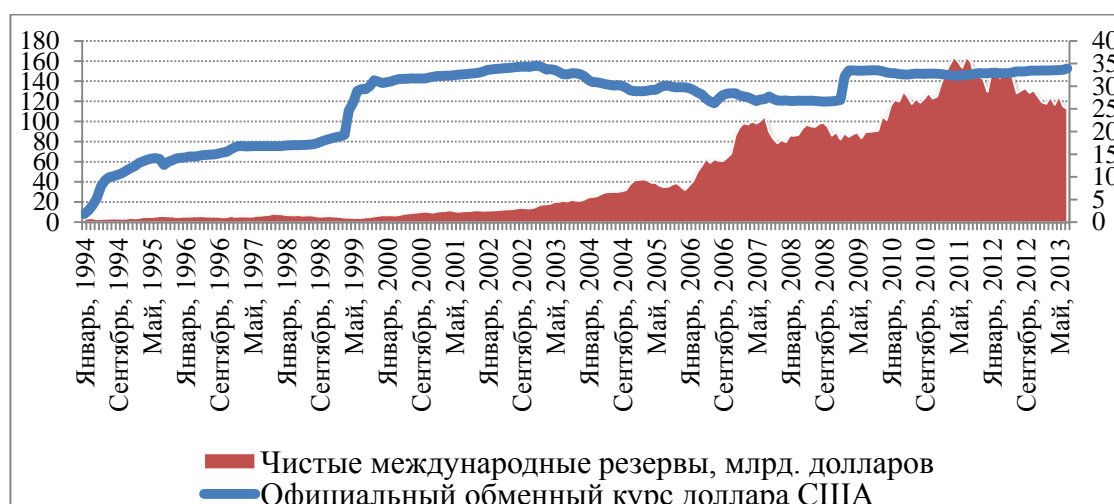


Рисунок 18 – Динамика курса тенге и международных резервов Национального Банка РК, 1994–2013 гг.

Примечание – Составлено автором по данным Национального Банка РК

Следующим рассматриваемым вопросом был объем выданных кредитных ресурсов банками второго уровня в период после острой фазы финансового кризиса. В конце мая 2012 года сумма кредитных средств, выданных физическим и юридическим лицам, составила приблизительно 58 миллиардов тенге, что в процентном соотношении составляет 4,4%. А реальные доходы населения к маю 2012 года увеличились на 9,6% по сравнению с маем 2011 года. По поручению Президента РК Н.А. Назарбаева в 2015 году планируется реализация нескольких индустриальных проектов, один из которых – полномасштабная добыча на Кашаганском нефтяном месторождении, с целью дальнейшего увеличения ВВП страны. На следующем рисунке 19 представлена статистическая информация о состоянии структуры валового внутреннего продукта за 2012 год. Как можно заметить производство услуг – самая динамичная статья в номинальной структуре ВВП.

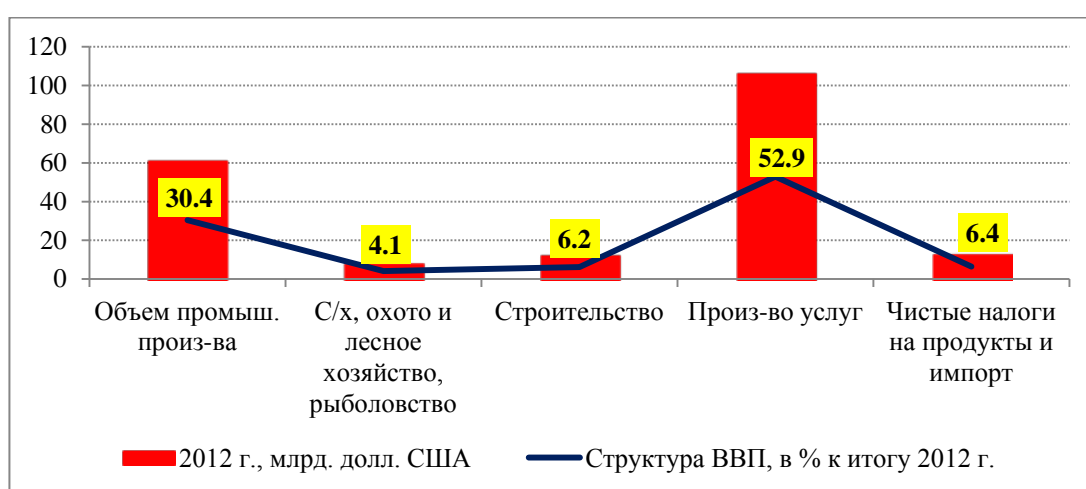


Рисунок 19 – Номинальное значение и структура ВВП Казахстана в 2012 г.

Примечание – Составлено автором по данным Агентства РК по статистике

Стабильный экономический роста будет обеспечен посредством реализации государственной программы на 2010–2014 гг. по форсированному индустриально–инновационному развитию [164]. Согласно этой программе до 2015 года должна быть заложена производственная и инфраструктурная база для плавного перехода к постиндустриальному обществу. Таким образом, до 2020 года планируется заложить основы развития информационного общества Казахстана. Важнейшим направлением дальнейшего развития экономики Республики Казахстан будет являться инновационная модернизация экономики, которая обеспечит промышленную революцию XXI века в Казахстане.

За 2009–2012 гг. прирост товарооборота в Казахстане составил в среднем 24,8% в год, прирост экспорта товаров – 30,2%, импорта – 16,5%, розничная торговля показала прирост в 18,9%. В целом анализ представленных данных в таблице 6 отображает устойчивые темпы роста основных макроэкономических показателей.

Таблица 6 – Динамика основных показателей развития экономики РК за 2009–2012 гг.

Показатели	2009 млрд. долл. США	2010 млрд. долл. США	2011 млрд. долл. США	2012 млрд. долл. США
ВВП	115,3	148,1	186,2	201,7
ВВП на душу населения, долл. США	7164,8	9070,0	11166,4	11925,3
Объем промышленной продукции (работ, услуг)	60,5	79,8	106,8	110,5
Валовая продукция сельского хозяйства (услуг)	10,9	9,8	15,4	12,9
Инвестиции в основной капитал	30,8	32,4	34,0	36,3
Средняя номинальная заработная плата, долл. США	456,5	526,7	613,6	677,9
Оборот розничной торговли	17,1	20,4	25,1	28,7
Товарооборот	71,6	89,0	126,2	136,8
Экспорт товаров	43,2	59,2	88,1	92,3
Импорт товаров	28,4	29,8	38,1	44,5
Примечание – Составлено автором по данным Агентства РК по статистике				

Прогноз социально–экономического развития Казахстана в кратко- и среднесрочной перспективе в сравнении с предлагаемыми сценариями Российской Федерации и Республики Беларусь заметно отличается, как по зависимым показателям исходя из которых, были разработаны соответствующие сценарии, так и по намеченному росту валового внутреннего продукта на 2013–2017 годы. Например, в Республике Беларусь [165] в сценарии кратко- и среднесрочного развития отсутствуют варианты, в которых бы прогноз разрабатывался исходя из зависимости от внешних факторов. В Российской Федерации [165] консервативный сценарий разработан из предположения, что на протяжении 2013–2017 гг. сохранится низкая конкурентоспособность производимых товаров и услуг, что в конечном итоге приведет к стагнации государственных расходов и как следствие к сокращению реальной заработной платы работников бюджетной сферы. При этом пессимистический сценарий казахстанской экономики разработан исходя в первую очередь из экзогенных факторов развития: из предположения о замедлении в 2013–2017 гг. роста мировой экономики до 2% в год, снижении цен на нефть до 60 долларов США за баррель и металлы на 50% от текущего уровня. Наглядно прогнозная статистическая информация о росте темпов мировой экономики представлена на рисунке 20, а на рисунке 21 представлено три сценария развития экономики Казахстана в зависимости от мировой цены на нефть марки Brent.

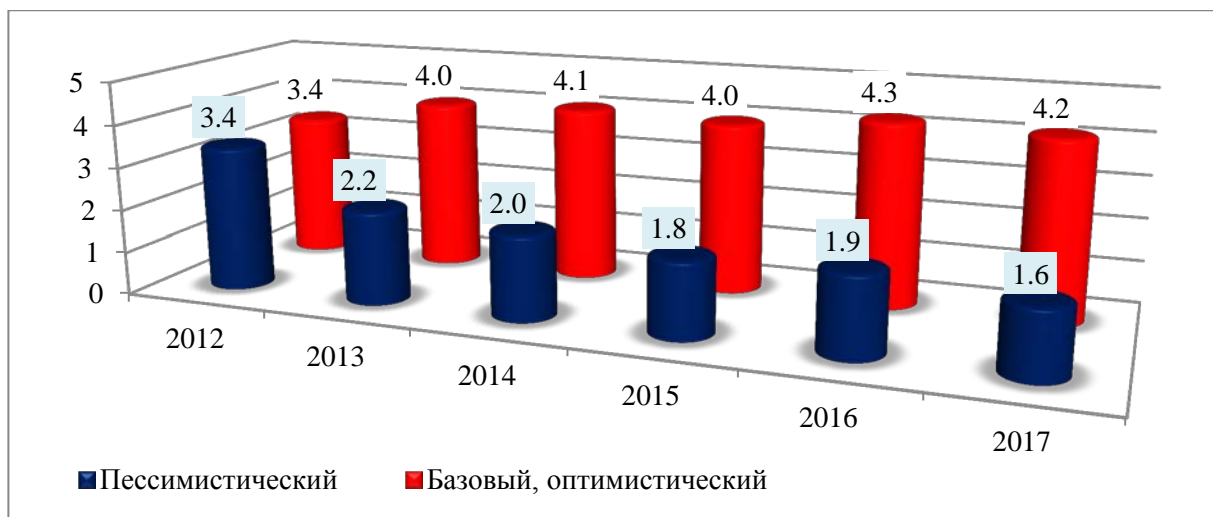


Рисунок 20 – Рост мировой экономики при различных сценариях

Примечание – Составлено автором по источнику [166]

В соответствии с базовым сценарием развития казахстанской экономики в 2013–2017 гг. ожидается, что средний темп роста ВВП будет находиться на отметке в 6,9%. При условии, что рост мировой экономики составит в среднем 4% в год (рисунок 20), а цена на нефть марки Brent не упадет ниже отметки в 90 долларов США. Умеренно-оптимистичный вариант для экономики России прогнозирует за тот же период средний темп роста ВВП на уровне 3,7–4,5% в год, а в Белоруссии 11–12%.

За третий квартал 2013 года цена сырой нефти марки Brent по данным Налогового комитета министерства финансов РК установилась на значении 110,2 доллара США за баррель, что соответствует на сегодняшний день базовому сценарию развития казахстанской экономики (рисунок 21).

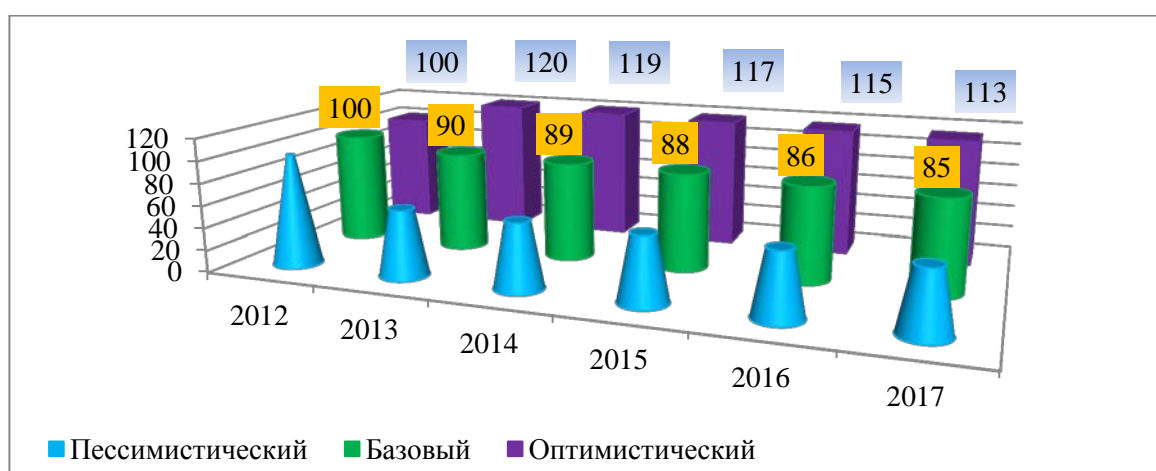


Рисунок 21 – Мировая цена на нефть марки Brent при различных сценариях, долл. США/баррель

Примечание – Составлено автором по источнику [166]

Оптимистический прогноз развития экономики Казахстана также в первую очередь зависит от показателей мировых цен на нефть. Для роста ВВП по данному сценарию необходимо, чтобы мировая экономика показывала стабильный рост в 4,0–4,3% в год, а цены на нефть были на отметке не ниже 120 долларов за баррель марки Brent. Для сравнения сценарий форсированного роста экономики России должен характеризоваться увеличением объема инвестиций до 25% от ВВП, лишь в том случае можно будет ожидать экономического роста в 6,1% в год. На следующем рисунке 22 представлена статистическая информация о необходимом росте мировых цен на металлы, которые определяют развитие экономики Казахстана по одному из трех сценариев.

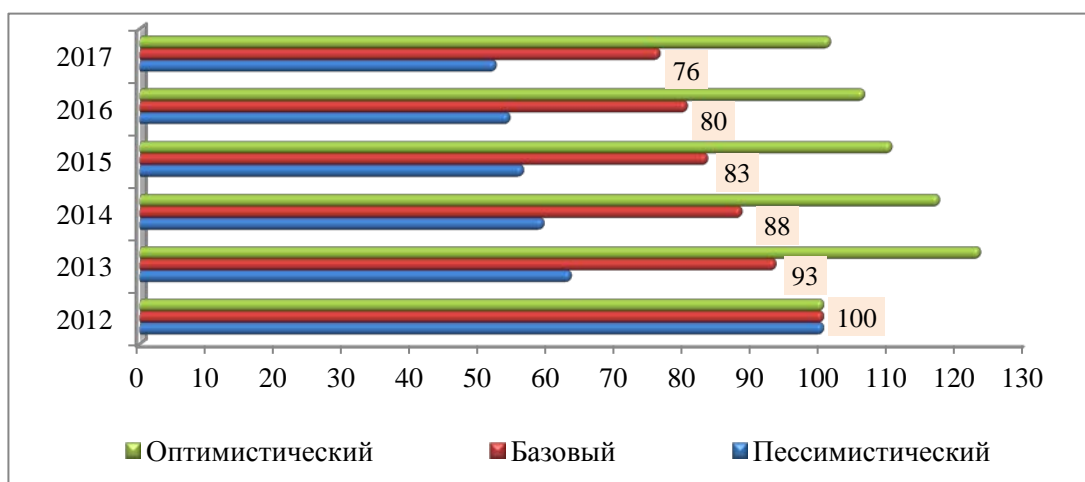


Рисунок 22 – Мировые цены на металлы, в % к 2012 году

Примечание – Составлено автором по источнику [166]

Подводя итоги можно констатировать следующее. Экономика Казахстана, несмотря на период финансово–экономического кризиса, смогла удержать показатель валового внутреннего продукта на положительной отметке. С целью рационального использования имеющихся природных ресурсов было принято решение о создании стратегии, основанной на принципах устойчивого «зеленого» роста. Благодаря данной стратегической программе планируется повысить энергоэффективность и понизить уровень загрязнения окружающей среды. С целью привлечения дополнительных средств в основные сектора экономики будет продолжена модернизация механизмов государственно–частного партнерства, а находящаяся в разработке система минимальных социальных стандартов позволит повысить уровень жизни населения Казахстана в среднесрочной перспективе. Для реализации поставленных задач необходимо подготовить высококвалифицированные кадры, особо требуемые в условиях зеленого пути развития, а также приспособить нормативно–правовую базу и отраслевые программы. Все вышеизложенное послужит росту экономики в рамках разработанного оптимистического сценария долгосрочного развития, но уже без привязки к мировым ценам на нефть, а благодаря

повышению конкурентоспособности производимых товаров и оказываемых услуг. Таким образом, проведенный анализ общей характеристики состояния экономики и финансового рынка Республики Казахстан показал умеренное повышение значений макроэкономических показателей, большинство из которых все же смогли достичь докризисного уровня 2005–2006 гг.

Как известно цель любой страны в области денежно–кредитной политики является достижение устойчивого уровня цен. Согласно мировому опыту такая цель на практике выполнима при использовании различных режимов денежно–кредитной политики, в зависимости от сложившейся ситуации в стране. При этом требуется соблюдение конкретных условий, которые предоставят возможность достигнуть запланированной стратегической цели в сфере монетарной политики.

В настоящее время многие центральные банки применяют инфляционное таргетирование из–за неэффективности остальных методов денежно–кредитной политики. При этом большая часть центральных банков за рубежом реализующих комплекс антиинфляционных мер законодательно независимы. Исключением является центральный банк Бразилии, который так не смог добиться независимости. При этом одним из самых независимых центральных банков, самостоятельно определяющий цели денежно–кредитной политики, является Европейский центральный банк. Стабильность цен, т.е. установление таргета инфляции – приоритетная задача этого банка. Способность устанавливать плановый показатель инфляции на некоторый период, обычно за такой период принимается год, рассматривается на сегодняшний день как неотъемлемая часть независимости любого центрального банка. Приведем ряд исследований, которые посвящены сравнению эффективности мер денежно–кредитной политики центральных банков, применяющие и не применяющие режим инфляционного таргетирования. Так, например, в работе Л. Бала и Н. Шеридана [167] установлено, что наблюдавшийся высокий уровень инфляции в странах–членах ОЭСР в период до 1990–х годов в дальнейшем значительно замедлился, нежели в странах с изначально низким уровнем инфляции. В итоге авторы пришли к выводу, что таргетирование инфляции никак не повышает эффективность принимаемых мер центральных банков, а для снижения инфляции до устойчиво низкого уровня необходимо лишь наличие контроля над финансовой ситуацией в стране. М. Хювенен [168] сделал абсолютно противоположный вывод. В своей работе он расширил анализ, проведенный Л. Балом и Н. Шериданом, и обнаружил, что отчасти благодаря инфляционному таргетированию в странах–членах ОЭСР в 1990-х годах произошло сближение темпов инфляции. М. Вега и Д. Винкельрид [169] определили, что введение инфляционного таргетирования в некоторых странах–членах ОЭСР привело к снижению колебаний уровня инфляции.

На сегодняшний день существует четыре режима денежно–кредитной политики необходимых для воплощения в жизнь основных направлений макроэкономической политики:

- Политика плавающего или фиксированного валютного курса;
- Политика таргетирования инфляции;



- Политика таргетирования денежного предложения;
- Политика таргетирования номинального ВВП.

В то же время любой из вышеперечисленных режимов денежно–кредитной политики обладает определенными преимуществами и недостатками. В настоящее время большинство центральных банков используют режим таргетирования инфляции. Следуя примеру развитых стран, денежные власти многих развивающихся стран приходят к выводу о необходимости смены модели своей денежно–кредитной политики. Сегодня все страны можно условно разбить на три основные группы. Это двадцать семь развитых страны, уже использующие модель таргетирования инфляции, сорок четыре страны, потенциально подготовленные к применению данной модели и развивающиеся страны, до сих пор не готовые применять модель таргетирования инфляции. Суть таргетирования инфляции, на наш взгляд, хорошо описана в работе д.э.н. С.Р. Моисеева [26, с. 89]: «ЦБ прогнозирует ожидаемый темп инфляции; полученный прогноз сопоставляется с целевыми значениями инфляции, которых необходимо достичь; разница между прогнозом и целевым параметром указывает насколько должна быть скорректирована денежно–кредитная политика, т.е. термин ТИ подразумевает, что денежные власти определяют плановый уровень инфляции и применяют все средства, чтобы его достигнуть». Таким образом, применение модели ТИ, прежде всего, свидетельствует о качестве проведения денежно–кредитной политики.

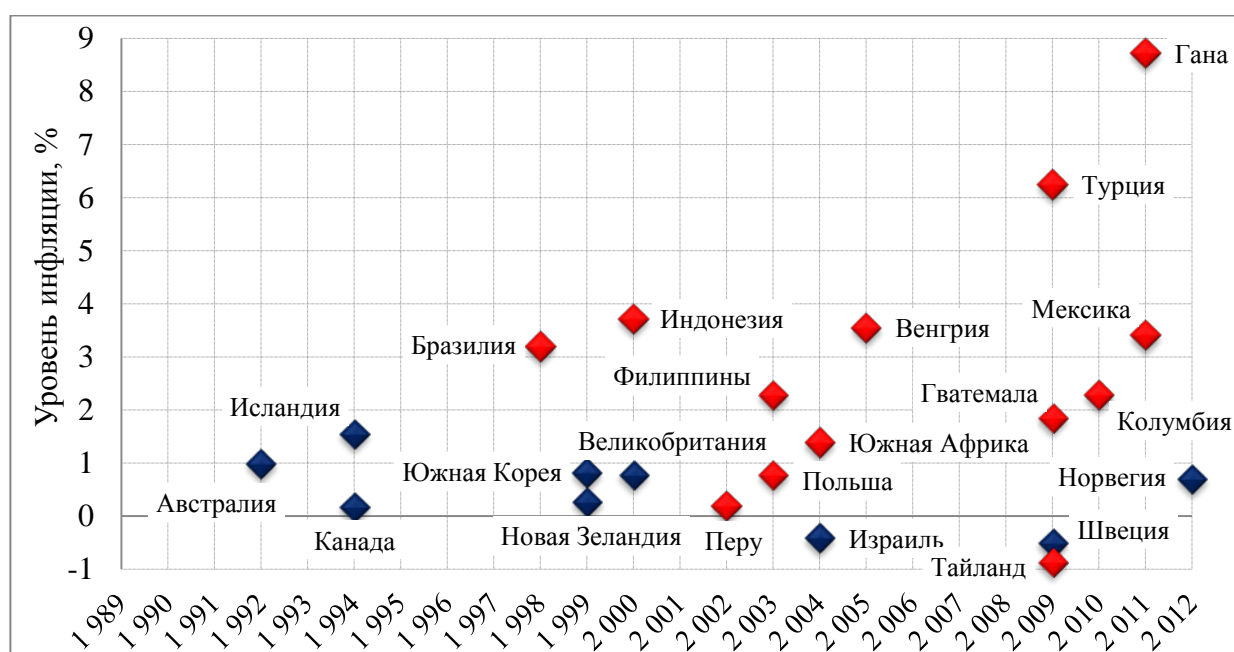


Рисунок 23 – Минимальный уровень инфляции, достигнутый за период с 1989 по 2012 гг.

Примечание – Составлено автором по данным МВФ

- \* Красный ромб – Страны с переходной экономикой и развивающиеся страны
- \* Синий ромб – Промышленно развитые страны



Рисунок 24 – Введение инфляционного таргетирования по годам

Примечание – Составлено автором по данным МВФ

- \* Красный ромб – Страны с переходной экономикой и развивающиеся страны
- \* Синий ромб – Промышленно развитые страны

Страны, применяющие модель таргетирования инфляции, зачастую выделяются более низким уровнем инфляции (рисунки 23–24). В последние годы проблема инфляции стала первоочередной для экономики Казахстана. При этом главными монетарными факторами инфляционных процессов являются кредитная эмиссия, обязательные резервы, процентные ставки и иные денежные компоненты, в конечном итоге приводящие к несоответствию количества национальной и иностранной валют в экономике страны. По мнению одного из бывших глав Правительства Ахметова Д.К., озвученного в январе 2006 года, «в структуре инфляционных процессов денежно–кредитные факторы занимают, по ориентировочным данным 42,2%» [170]. Именно поэтому, в 2006 году последовало ужесточение курса Национального Банка, направленного на снижение давления монетарных факторов на инфляционные процессы. Общеизвестно, что проблемы в реализации намеченной макроэкономической политики могут доставить, во-первых существенная разница между реальной и номинальной денежной массой, а во-вторых непонимание сущности коэффициента монетизации экономики.

Как известно Национальный Банк РК проводит собственную независимую денежно–кредитную политику посредством регулирования уровня денежной массы в стране с целью поддержания низких темпов инфляции. За последние 5 лет по показателю инфляции Казахстан находится на одном уровне с Польшей и Венгрией. Невысокие темпы инфляции и стабильный показатель обменного

курса доллара США/тенге на протяжении значительного времени оказывают положительное влияние на рост ВВП и показатель экспорта. По итогам 2012 года годовая инфляция сложилась на самом минимальном показателе, достигнутом за годы независимости (рисунок 25).

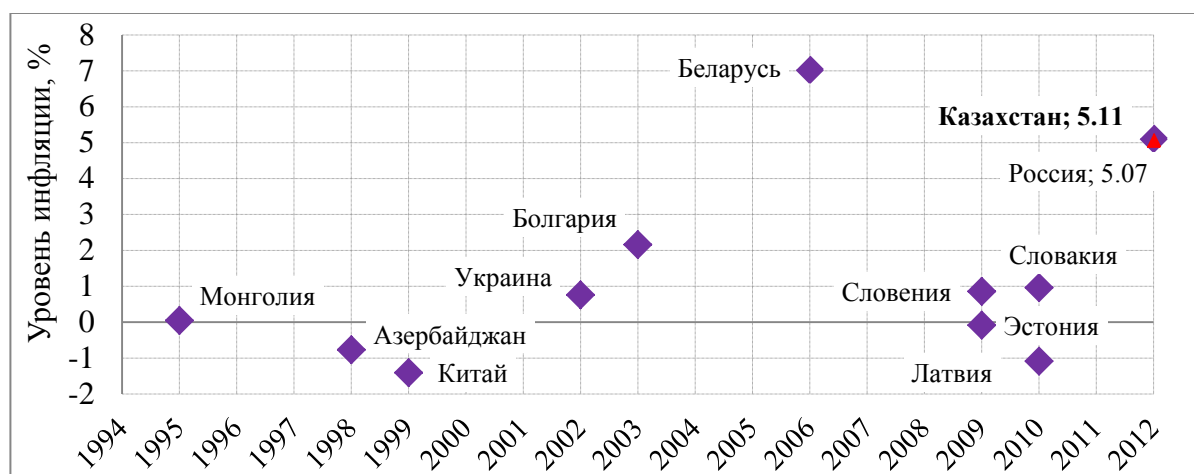


Рисунок 25 – Минимальный уровень инфляции, достигнутый за период с 1994 по 2012 гг.

Примечание – Составлено автором по данным Всемирного Банка

Сравнение индекса потребительских цен в странах СНГ за 2011–2012 гг. показало, что в 2012 году в Республике Беларусь был зафиксирован наивысший уровень инфляции в 21,8%, хотя по сравнению с 2011 годом инфляция в стране сократилась примерно на 80%. В остальных странах СНГ за тот же период времени ИПЦ понижался, за исключением России и Кыргызстана, в которых был зарегистрирован рост. В Кыргызстане цены на потребительские товары и услуги возросли на 7,5%, а в России на 6,6%. В Украине и Азербайджане отмечена дефляция на уровне 0,2% и 0,3% соответственно (рисунок 26).

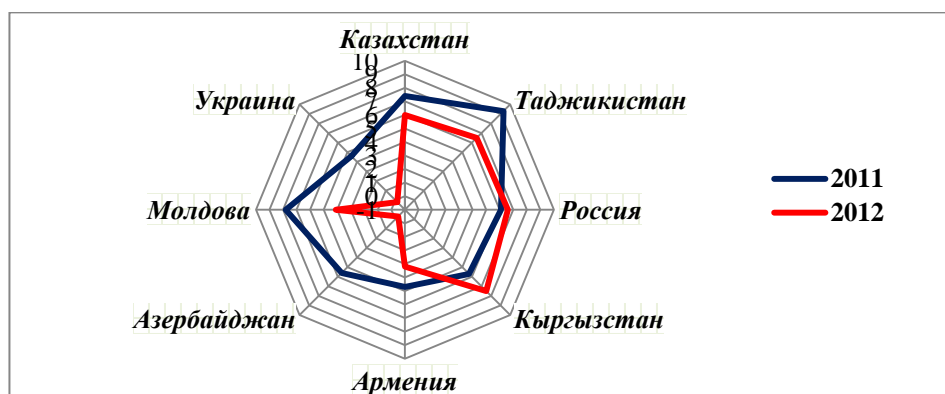


Рисунок 26 – Индекс потребительских цен в странах СНГ, в процентах к декабрю предыдущего года

Примечание – Составлено автором по данным Агентства РК по статистике

Как известно монетаристская теория регулирования экономики придает особое значение предложению денег. Сторонники данной теории исходят из того, что экономика внутренне устойчива и способна к саморегулированию при условии стабильности денежного обращения и цен. Теперь предположим, что эмиссия денежных средств влечет за собой не рост уровня монетизации, а напротив приводит к его сокращению. Суть заключается в том, что в периоды повышения инфляции, стремительный рост номинальной денежной массы влечет за собой массовую продажу населением национальной валюты и как следствие повышение цен на товары и услуги, опережая тем самым рост денежных агрегатов. Это в конечном итоге приводит к соответствующему сокращению реальной денежной массы и коэффициента монетизации. Причем закономерность такова, что чем дольше держится период высокой инфляции, тем ниже оказывается коэффициент монетизации в стране. В противном случае, сокращение эмиссии денежных средств особенно при стабильном экономическом росте, поднимает доверие к национальной валюте и приводит к ремонетизации экономики. В Казахстане переход экономики к рыночным принципам хозяйствования сопровождался ограничением денежной эмиссии и регулированием спроса с целью воздействия на инфляционные процессы. Курс на повышение государственного регулирования в стране был реализован путем управления денежной массой и валютным регулированием. Управление денежной массой привело к тому, что показатель «коэффициент монетизации» экономики Казахстана заметно отстает в сравнении с аналогичным показателем для стран Европейского союза (рисунки 27–28).

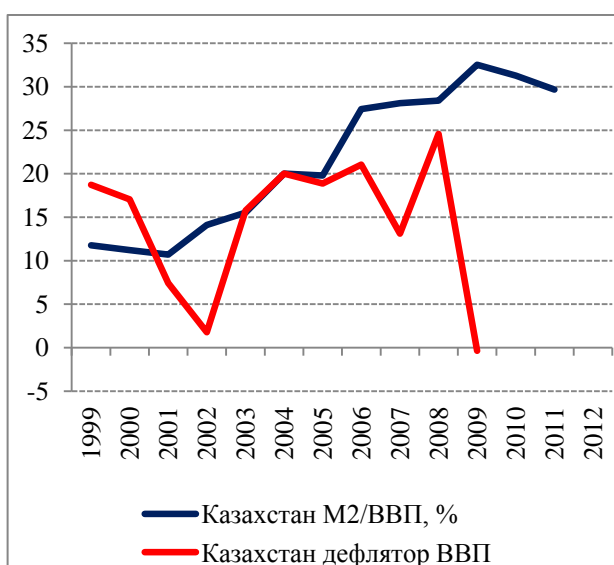


Рисунок 27 – Коэффициент монетизация экономики Казахстана в 1999–2012 гг.

Примечание – Составлено автором по данным МВФ

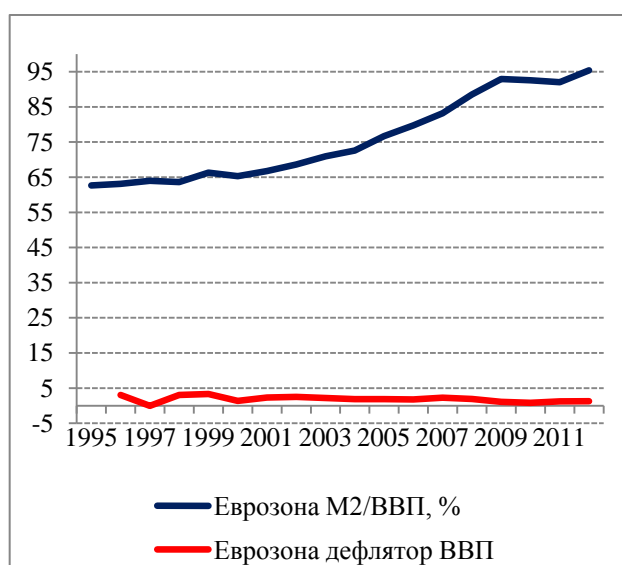


Рисунок 28 – Коэффициент монетизация экономики Европейского союза в 1995–2012 гг.

Примечание – Составлено автором по данным МВФ

Зарубежные аналитики в начале 2000-х не могли предположить, что экономика Российской Федерации сможет так быстро оправиться после дефолта 1998 года. Тогда реальный ВВП на душу населения превзошел докризисный уровень 1996 года, а инфляция опустилась до однозначных чисел в сравнении с июнем 1999 года, когда был зафиксирован исторический максимум в 127%.

Если провести параллель с 1999 годом, то уже к 2007-му валютные резервы России достигли отметки в 3000 млрд. долларов США (или 37500%). Благодаря такому приросту Россия смогла рассчитаться по основной части внешнего долга. Конечно же, такой успех достигнут по причине значительного повышения цен на нефть и газ. Одна пятая часть номинального валового внутреннего продукта с 1998 по 2006 годы приходилась на возросшие цены экспортируемой нефти и газа. До сих пор правительство Российской Федерации не может разрешить дилемму – продолжать покупать иностранные активы в целях ограничения роста валютного курса рубля, которые при определенных обстоятельствах способны привести обратно к двузначному значению уровня инфляции или не ограничивать рост обменного курса, но тогда это угрожает прогрессированием голландской болезни в экономике страны.

На сегодняшний день признаки голландской болезни все более очевидны. Центральный Банк РФ расходует многомиллиардное количество рублей на покупку иностранной валюты на внутреннем рынке страны. Это приводит лишь к приумножению денежной базы и, следовательно, ведет к угрозе инфляции. Отметим, что, начиная с периода дефолта 1998 года, обменный курс рубля по отношению к валютам наиболее крупных внешнеторговых партнеров вырос в два с половиной раза с учетом темпов инфляции. Если взять величину несырьевого экспорта в постоянных ценах 2005 года, то его объемы в 2010 году оказались в два раза меньше, нежели экспорт нефти и газа и данный разрыв продолжает увеличиваться. В период с 1995 до 2012 гг. денежная масса – наличные деньги плюс банковские депозиты – увеличивалась на 40% в год, а коэффициент монетизация экономики России за тот же период повышался на 35% в год (рисунок 27). Безусловно, Центральный банк России обладает возможностью «уничтожить» излишнюю наличность, находящуюся в обращении. С этой целью он продает населению долговые обязательства.

Между тем Центральный Банк РФ все еще не в состоянии использовать весь спектр финансовых инструментов, существующий в развитых странах, вследствие отсутствия развитого фондового рынка и банковской системы. Хотя общеизвестно, что для развитых стран естественный уровень коэффициента монетизации находится на отметке 60–80% (рисунки 28 и 30), некоторых представителей правительства РФ все же беспокоит такой показатель прироста отношения денежной массы к ВВП. По мнению большинства ученых из стран СНГ, таких как М.В. Демиденко, А.С. Иващенко, О.А. Замулин, объем денежной массы в России следует продолжать повышать примерно на 10% в год, иначе ее ограничение будет препятствовать реализации стратегических целей России, запланированных в «Стратегии 2020: новая модель роста – новая социальная политика». Таким образом, из-за нехватки финансовых

инструментов для вывода из оборота избыточной массы денег, экономика Российской Федерации вскоре может столкнуться с рецидивом голландской болезни.

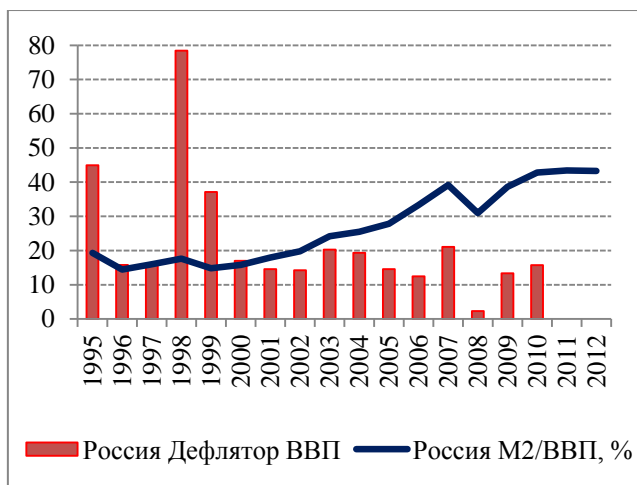


Рисунок 29 – Коэффициент монетизация экономики Российской Федерации в 1995–2012 гг.

Примечание – Составлено автором по данным МВФ

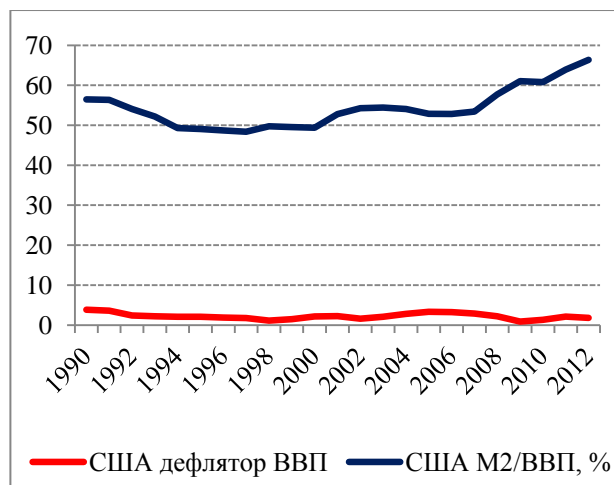


Рисунок 30 – Коэффициент монетизация экономики США в 1990–2012 гг.

Примечание – Составлено автором по данным МВФ

Мировой финансово–экономический кризис, проявившийся в сентябре–октябре 2008 года в виде значительного ухудшения основных экономических показателей, хотя и указал на недостатки правила Тейлора, тем не менее, подтвердил преимущества инфляционного таргетирования. Основываясь на теоретических положениях и международной практике, перечислим ряд вопросов, которые позволят выработать ключевые принципы и условия необходимые для осуществления режима инфляционного таргетирования в Республике Казахстан:

- Как режим инфляционного таргетирования воздействует на уровень инфляции?
- Имеются ли какие–либо условия и ограничения для применения режима инфляционного таргетирования в Республике Казахстан? И если да, то какие?
- Насколько значительно влияние Национального банка РК на происходящие процессы в реальном секторе экономики?
- Можно ли расценивать политику НБ РК как самостоятельную и независимую и каковы ее дозволенные границы?

Для выявления условий применения инфляционного таргетирования в Казахстане, целесообразно рассмотреть специфику таргетирования в развитых и развивающихся странах. При этом считаем, что изучение опыта или особенностей таргетирования в странах с переходной экономикой относится не

к теоретическим исследованиям проблем, а имеет для Казахстана чисто прикладное значение с целью применения инфляционного таргетирования.

В своей работе «Рыночная экономика и Россия», опубликованной в 1994 году, Джеффри Сакс [171, с. 66] пишет, что высокая инфляция служит источником громадной неопределенности в обществе и как следствие порождает массу тревог. В таких условиях не представляется реальным осуществлять долгосрочные инвестиции. Правительство и Национальный Банк Республики Казахстан делают все возможное для сокращения уровня инфляции. Однако проблема снижения темпа роста цен в нашей стране все еще далека от разрешения. По данным Всемирного Банка в 2012 году мы достигли самых весомых за последние двадцать лет успехов в борьбе с инфляцией (ИПЦ в этом году составил всего 5,11%), хотя ее уровень существенно превышал уровень инфляции, зафиксированный в том же году во Франции (1,96%), Германии (2,01%), Канаде (1,52%), США (2,07%), Великобритании (2,82%).

В списках источников и литературы, рекомендованной к изучению о самостоятельности и независимости центральных банков, неоднократно проводят сравнение между словосочетаниями «независимость целей» и «независимость инструментов» денежно–кредитной политики. В первом случае подразумевается, что центральный банк самостоятелен в установлении той или иной стратегической цели монетарной политики, во втором случае имеется в виду достижение заранее определенного таргета инфляции без указания действий со стороны правительства. Однако существует значительное различие между вышеупомянутыми словосочетаниями в теории и на практике. Несомненно, что первостепенная цель денежно–кредитной политики в любой стране – это стабильность цен. Поэтому «независимость целей» уходит на второй план при определении стабильности цен, т.е. установлении таргета инфляции. При введении режима таргетирования инфляции в странах с переходной экономикой и развивающихся странах уровень инфляции не отличался особой стабильностью, поэтому первостепенной задачей в этих странах являлось определение траектории и установление таргета для снижения темпов инфляции.

На сегодняшний день целевой уровень потребительских цен в европейском союзе в среднесрочной перспективе составляет немногим меньше 2% в год. При всем том, правительству выгодней участвовать в определении таргета инфляции с тем, чтобы гарантировать непротиворечивость фискальной и монетарной политик. Это способствует демократической легитимности, помогая добиться согласия народа с принимаемыми правительством решениями. Главнейшим требованием для реализации ТИ было и остается независимость в применении инструментов денежно–кредитной политики. Все 27 центральных банков применяющих ТИ обладают такой независимостью за исключением Англии в период с 1992 по 1997 гг., когда процентные ставки устанавливались правительством страны. В такой же ситуации в настоящее время находится Южная Африка и Норвегия. В 15 из 27 стран уровень таргета принимается совместным постановлением правительства и центрального банка, а в девяти случаях его устанавливает центральный банк (рисунки 31).

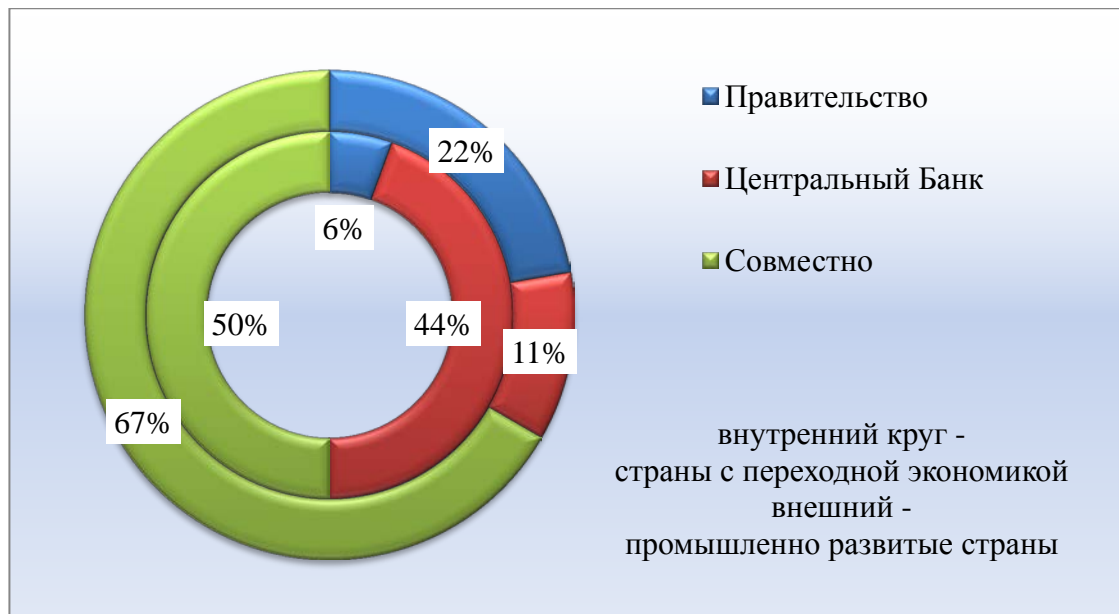


Рисунок 31 – Кто устанавливает таргет инфляции?

Примечание – Составлено автором на основании источника [172, с. 8]

Исключение составляет Швеция, где целевой таргет инфляции единолично устанавливается центральным банком. При этом таргетируемые уровни инфляции в развитых странах с момента принятия данного режима не превышают годового прироста в 3%, что свидетельствует о надлежащем исполнении ключевой цели любого центрального банка в обеспечении стабильности цен. Поэтому если правительство в промышленно развитых странах захотело бы сейчас установить более высокий уровень таргета инфляции, это бы повлекло недовольство и подрыв доверия со стороны населения. Таким образом, даже если уровень таргета определяет правительство, на практике такая свобода правительства крайне лимитирована при установлении операционного определения стабильности цен. Например, юридически в восьми случаях в странах Латинской Америки таргет устанавливается в основном центральным банком, а в остальных девяти он определяется совместно с правительством. Хотя на практике все гораздо сложнее, так как, к примеру, министры финансов Гватемалы и Колумбии являются членами совета директоров центральных банков своих стран. Поэтому правительство в этих странах оказывает некоторое влияние при определении таргета. На следующем рисунке 32, исходя из опыта развитых стран, определены базовые условия необходимые для перехода на режим ТИ в Казахстане.

Как известно в качестве основных инструментов денежно–кредитной политики в странах, применяющих модель ТИ, принято считать операции на открытом рынке с государственными ценными бумагами, двухнедельные операции репо, минимальные обязательные резервы коммерческих банков, процентные ставки. Практика применения вышеперечисленных инструментов



присутствует практически во всех странах, проводящих таргетирование инфляции. Однако основными инструментами денежно-кредитной политики в таких странах являются операции на открытом рынке с государственными долговыми ценными бумагами.

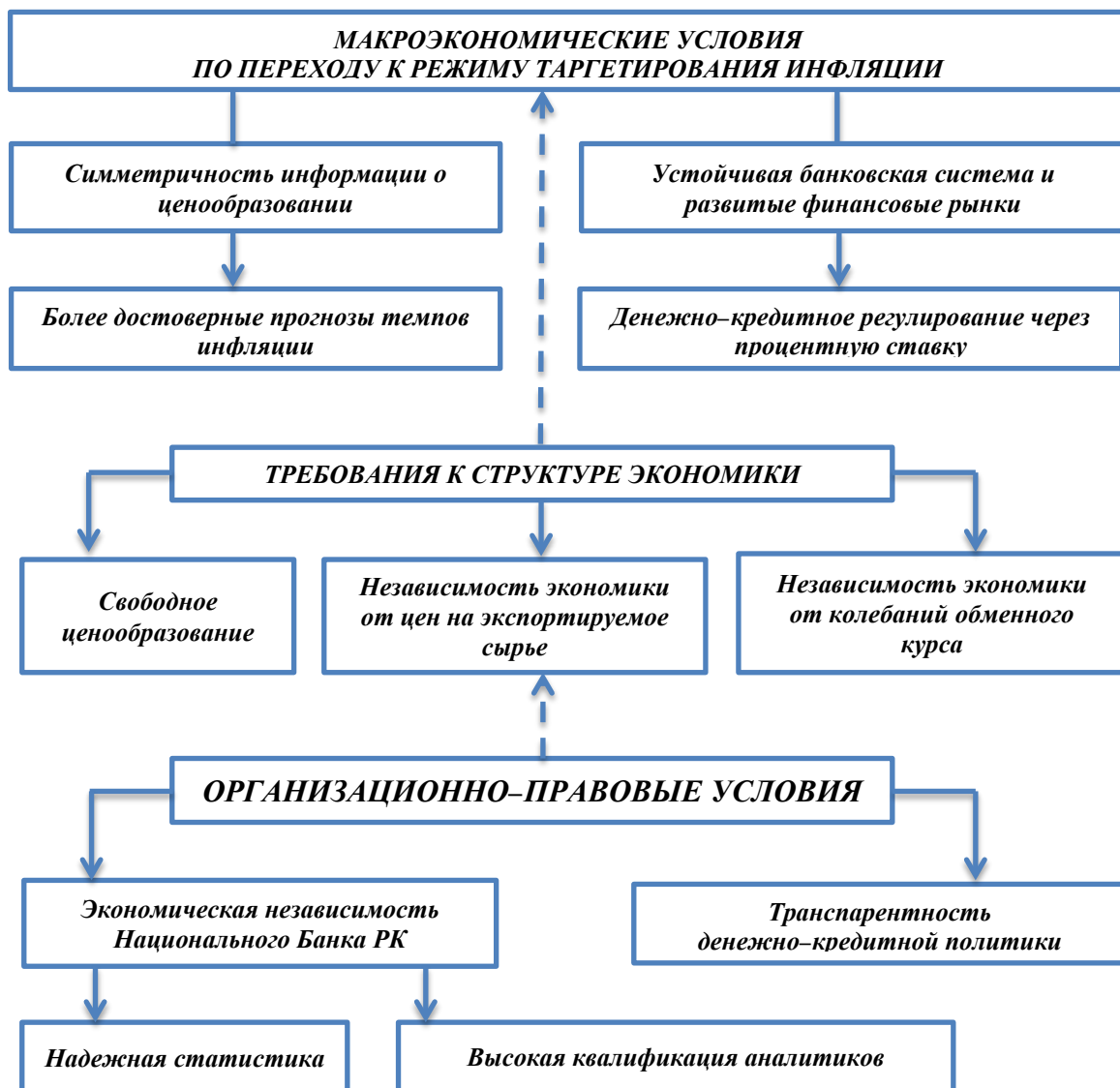


Рисунок 32 – Базовые условия необходимые для перехода Национального Банка к режиму прямого таргетирования инфляции

Примечание – Составлено автором на основании источников [173, с. 47; 174, с. 21]

Первой страной с сырьевой зависимостью, применившей инфляционное таргетирование на практике, стала Норвегия. В настоящее время это единственное государство, проводящее монетарную политику с использованием гибкого таргетирования инфляции и сумевшее добиться с его помощью положительных результатов. Банк Норвегии смог доказать, что эффективная деятельность монетарного регулятора может обеспечить ценовую

и финансовую стабильность в условиях мирового финансового кризиса. Так, в период обострения мирового финансово-экономического кризиса Банк Норвегии использовал весь спектр инструментов денежно-кредитной и валютной политики, созданных за годы инфляционного таргетирования. Своевременные действия денежных властей по масштабному доступу к ликвидности оказались достаточными для стабилизации макроэкономической ситуации во время кризиса, особенно в его острой фазе.

В первые годы практики новой модели денежно-кредитной политики ее успех был заложен в двух документах – в новой редакции закона о центральном банке от 2001 г. и в законе о государственных финансах от 2001 г. Оба закона выводили работу двух институтов – Министерства финансов и Центрального банка – на качественно более совершенный уровень. Согласно закону о государственных финансах Министерство финансов обязано представить широкой общественности убедительные доказательства социальной целесообразности государственных займов.

В результате применения этого принципа и на фоне других положений закона начиная с 2001 г. государственный бюджет сводился с профицитом, а объем счета текущих операций платежного баланса за период действия закона увеличился с 16,1% ВВП по итогам 2001 г. до 17,7% ВВП в 2008 г.

Профицит государственного бюджета и увеличивающийся счет текущих операций платежного баланса исключили мотивы для возникновения избыточной эмиссии, направленной на финансирование бюджета, способствовали обеспечению макроэкономической сбалансированности и, тем самым, оказали значительное влияние на стабилизацию инфляционных ожиданий. Достижению цели по инфляции также способствовало укрепление норвежской кроны по отношению к валютам ведущих торговых партнеров Норвегии. Кроме того, ценовая стабильность была достигнута без увеличения вариации объемов выпуска. Этот показатель экономики Норвегии имеет более высокие значения, чем в зоне евро и тем более в крупных экономиках, например в США.

В отчетных документах Банка Норвегии говорится о том, что экономический рост в долгосрочной перспективе не зависит от факторов, связанных с денежно-кредитной политикой. При этом мягкое регулирование может привести к улучшению показателей экономического роста и производительности труда в краткосрочной перспективе, однако усилившаяся инфляция обусловит возникновение дополнительных издержек, которые со временем «уничтожат» имевшее место временное улучшение макроэкономических показателей. Так как темпы экономического роста в долгосрочной перспективе зависят от привлеченной рабочей силы. На этот показатель можно повлиять с помощью мер миграционной политики, мер социальной политики, направленных на стимулирование занятости коренного населения. Другим важным фактором, влияющим на темпы экономического роста в долгосрочной перспективе, является производительность труда, на которую можно воздействовать посредством повышения качества образования, увеличения капитальных инвестиций и усовершенствования научно-

технического прогресса. За период с 2001 по 2010 гг., т.е. за годы таргетирования инфляции, темпы экономического роста в Норвегии повысились с 2,0 до 2,7%.

Например, в Италии [175–176] средний уровень инфляции за период 2003–2012 гг. не повышал отметки в 3,5%, который был зафиксирован в 2008 г., за 2012 год инфляция составила 3%.

В следующей таблице 7 показаны уровни таргета для некоторых развитых и развивающихся стран на 2012 год. В развитых странах максимальный показатель инфляции зафиксирован в Испании, Норвегии и Исландии, а минимальный в Новой Зеландии и Канаде. Темп инфляции в Казахстане отчасти совпадает с показателем Бразилии, хотя средней темп инфляции держится там на отметке 4,5%.

Таблица 7 – Целевой инфляционный ориентир денежно–кредитной политики стран, применяющих модель таргетирования инфляции

Развитые страны	Таргет на 2012 г.	Показатель инфляции	Развивающиеся страны	Таргет на 2012 г.	Показатель инфляции
Австралия	2–3%	ИПЦ	Бразилия	4,5% ± 2 пп	
Канада	2%	ИПЦ	Чили	3% ± 1 пп	ИПЦ
Финляндия	2%	ИПЦ	Чехия	2% ± 1 пп	ИПЦ
Исландия	2,5%	ИПЦ	Венгрия	3%	ИПЦ
Новая Зеландия	1–3%	ИПЦ	Южная Корея	3% ± 1 пп	
Норвегия	2,5%	ИПЦ	Мексика	3% ± 1 пп	ИПЦ
Испания	2,5%	ИПЦ	Перу	2% ± 1 пп	
Швеция	2%	ИПЦ	Филиппины	4% ± 1 пп	ИПЦ
Великобритания	2%	ИПЦ	Казахстан	6–8%	ИПЦ
Примечание – Составлено автором на основании источника [172]					

Таким образом, режим ТИ увеличивает ответственность центрального банка за осуществляемые им действия и содействует большей прозрачности в проводимой денежно-кредитной политике. Так, например, в Новой Зеландии, правительство может освободить с должности главу ЦБ, если отклонение уровня инфляции от целевого ориентира составит 0,25 процентных пункта. При этом в развивающихся странах не придерживаются достигнуть целевого ориентира настолько строго. Практически во всех странах, применяющих модель ТИ, публикация прогнозов инфляции является обязательным условием. Существенной характеристикой режима таргетирования инфляции является ее прогнозирование на среднесрочную перспективу.

В случае расхождения между запланированным целевым ориентиром и ожидаемой инфляцией, которая определяется методами прогнозирования, Центральные Банки, применяя на практике все имеющиеся в наличие инструменты денежно–кредитной политики, устраняют образовавшееся несоответствие. Следовательно, модель, которая наиболее адекватно описывает динамику основных макроэкономических показателей: инфляции и ВВП, является существенной составляющей режима ТИ. В связи с этим рассмотрим

вопрос о том как же центральные банки развитых стран и Казахстана регулировали темп инфляции до кризиса 2008 года. Для этого были проанализированы расчетные оценки параметров правила Тейлора. В современной интерпретации новой кейнсианской теории правило Тейлора имеет следующий вид:

$$i_t = (1 - \rho)\bar{i} + \alpha E_t(\Delta\pi_{t+1}) + \beta E_t(\Delta y_{t+1}) + \rho i_{t-1} + v_t$$

где  $i_t$  – процентная ставка,  $\rho$  – параметр сглаживания ( $0 < \rho < 1$ ),  $E_t(\pi_{t+1})$  – условное ожидание инфляции на горизонте  $t+1$ ,  $E_t(y_{t+1})$  – условное ожидание отклонения выпуска от потенциала на горизонте  $t+1$ ,  $v_t$  – шок денежной политики. Проанализируем коэффициент «неприятности» к инфляции, который рассчитывается как отношение параметра при инфляции к параметру при разрыве выпуска, т.е.  $\alpha/\beta$ . Для сравнительного анализа были использованы результаты работ [21, 177–187], в которых проведена оценка параметров правила Тейлора в предкризисный период для развитых стран. В таблицах 8–9 показаны соответствующие оценки искомых параметров, а также коэффициент относительной «неприятности» к инфляции  $\alpha/\beta$ .

Таблица 8 – Результаты оценивания правила Тейлора

Авторы	Евросона			Великобритания			США			Япония		
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha/\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha/\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha/\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha/\beta$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Р. Клариде, Дж. Гали, М. Гертлер [21], 1979–1993	–	–	–	0,98	0,19	<b>5,2</b>	1,79	0,07	<b>25,6</b>	2,04	0,08	<b>25,5</b>
Э. Нельсон [177], 1992–1997	–	–	–	1,3	0,5	<b>2,6</b>	–	–	–	–	–	–
Дж. Сторм, С. Сауер [178]	1,7	1,5	<b>1,1</b>	–	–	–	–	–	–	–	–	–
Ю. Адема [179], 1994–2000	2,1	1,2	<b>1,8</b>	–	–	–	–	–	–	–	–	–
Д. Гердесмейер, Б. Роффа [180]	1,9- 2,2	0,1- 0,5	<b>3,8– 22,0</b>	–	–	–	–	–	–	–	–	–
Дж. Гортер, Дж. Джакобс, [181], 1997–2006	1,4	1,5	<b>0,9</b>	–	–	–	–	–	–	–	–	–
В. Сеуфред [182], 1996–2007	–	–	–	0,18	0,72	<b>0,3</b>	0,82	0,66	<b>1,3</b>	–	–	–
Р. Фендел, М. Франкель, Дж Рулке [183], 1989–2007	–	–	–	1,24	0,41	<b>3,0</b>	0,98	0,2	<b>4,9</b>	1,6	0,1	<b>16,0</b>

Продолжение таблицы 8

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
А. Белке, Дж. Клозе [184], 1999–2010	2,1	0,1	<b>21,0</b>	–	–	–	–	–	–	–	–	–
Примечание – Составлено на основании источников [21, 177–184]												

Наблюдаемые существенные различия в оцененных параметрах объясняются различным характером набора данных, объемом выборки, а также использованными методами оценивания. Данные таблицы 8 свидетельствуют, что Центральный банк Великобритании по результатам трех исследований [177, 182–183] обладал самым низким относительным «неприятием» инфляции, в то время как банк Японии являлся ярким приверженцем низкой инфляции. В Казахстане коэффициент относительной «неприятности» к инфляции составил 2,5, что примерно соответствует показателю Великобритании в 1992–1997 гг., а также коэффициенту «неприятности» инфляции в Канаде в 1989–2007 гг.

Таблица 9 – Результаты оценивания правила Тейлора

Авторы	Германия			Канада			Франция			Казахстан		
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha/\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha/\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha/\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha/\beta$
Р. Клариде, Дж. Гали, М. Гертлер [21], 1979–1993	1,31	0,25	<b>5,3</b>				1,13	0,88	<b>1,3</b>	–	–	–
Дж. Клаусен, С.Р. Мейер [185], 1973–1998	1,2	0,2	<b>6,0</b>	–	–	–	–	–	–	–	–	–
К. Гербердинг, Ф. Сейтц, А. Вормс [186], 1979–1998	0,8– 1,6	0,5– 0,8	<b>1,0– 3,2</b>	–	–	–	–	–	–	–	–	–
В. Сеуфред [172], 1996–2007	–	–	–	0,72	0,53	<b>1,4</b>	–	–	–	–	–	–
Р. Фендел, М. Франкель, Дж Рулке [183], 1989–2007	0,46	0,15	<b>3,1</b>	0,81	0,3	<b>2,7</b>	1,04	0,07	<b>14,9</b>	–	–	–
Ж.Ш. Ишуова [187–191], 1997–2013										1,4	0,55	<b>2,54</b>
Примечание – Составлено на основании источников [21, 172, 183, 185, 186–191]												

Таким образом, анализ применения режима таргетирования инфляции за рубежом и в Казахстане показал, что до сих пор не сформировалось определенного уровня инфляции, который можно было бы считать оптимальным как для развитых, так и для развивающихся стран. В

большинстве своем показатель инфляции зависит от внутренних и внешних экономических условий страны. В ходе исследования было выявлено, что для развитых стран в виде оптимального уровня инфляции можно принять значение в 3%, а для развивающихся – коридор между четырьмя и восьмью процентами. Показатель инфляции в Республике Казахстан в целом соответствует этому коридору, что свидетельствует об эффективности принимаемых мер Национальным Банком РК и используемых инструментов денежно–кредитной политики страны.

## 2 МОДЕЛИРОВАНИЕ ДИНАМИЧЕСКОГО СТОХАСТИЧЕСКОГО ОБЩЕГО РАВНОВЕСИЯ ЭКОНОМИКИ РЕСПУБЛИКИ КАЗАХСТАН

### 2.1 Применение модели динамического стохастического общего равновесия для анализа денежно–кредитной политики на основе правила Тейлора

Начнем с описания наиболее важных характерных особенностей, которыми обладают новые кейнсианские модели динамического стохастического общего равновесия:

- Принятые решения влияют на будущее домохозяйств. Тем не менее, неопределенность в принятии решений все-таки возникает, так как некоторые процессы в экономике подвержены внешним шокам.
- Обеспечивается общее равновесие, включающее все рынки в экономике.
- Цены устанавливаются экономическими агентами в целях максимизации прибыли.
- Имеется некоторая доля фирм в рыночной системе, которая несвоевременно корректирует цены на реализуемые ею товары и услуги, как следствие сталкивается с издержками корректировки. Такого же рода противоречия обнаруживаются и у работников при наличии жесткой заработной платы.
- Отсутствие нейтральности денег: в краткосрочном периоде характеризуется номинальной жесткостью; изменения в номинальных процентных ставках не подпадают ни под одно изменение ожидаемой инфляции, что ведет к колебаниям реальных процентных ставок. Последние приводят к изменениям в объеме производства. В долгосрочной перспективе, однако, цены и заработная плата корректируются, и экономика возвращается к своему устойчивому равновесию.

Репрезентативное домашнее хозяйство изначально обладает определенной суммой денежных средств в функции полезности вида  $u\left(X_t, L_t, \frac{M_t}{P_t}\right)$ . Уровень потребления обозначается как  $X_t$ ,  $L_t$  – труд, а  $M_t/P_t$  – реальные денежные остатки, подстрочный индекс  $t$  – совокупность товаров. Введем следующие предположения о предпочтениях:  $u_{x_t} > 0$ ,  $u_{x_t x_t} < 0$ ,  $u_{L_t} < 0$ ,  $u_{L_t L_t} < 0$ ,  $u_{M_t} > 0$ ,  $u_{M_t M_t} < 0$ . Для упрощения дальнейшего анализа, предположим, что предельная полезность одного конкретного элемента в функции полезности не зависит от уровня других элементов, то есть  $u_{x_t L_t} = u_{x_t M_t} = u_{L_t M_t} = 0$ . Репрезентативное домохозяйство, следуя работе Дж. Гали [11] максимизирует ожидаемую приведенную полезность и дисконтирует с коэффициентом  $\beta$  оговоренную заранее цену в спецификации биржевого контракта:

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u \left( X_t, L_t, \frac{M_t}{P_t} \right) \right\} \quad (2.1)$$

Индекс потребления  $X_t$  – это сумма потребления континуума товаров  $i$ , представленного интервалом  $[0, 1]$ :

$$X_t \equiv \left( \int_0^1 X_t(i)^\lambda di \right)^{\frac{1}{\lambda}} \quad (2.2)$$

Обратим внимание, что полезность является вложенной функцией объема потребления континуума товаров  $i$  в периоде  $t$ , обозначаемая как  $X_t(i)$ . В отличие от условий совершенной конкуренции, каждый отдельный производитель, обладающий рыночной властью, изменяя объем производимой продукции, может воздействовать на цену своего товара. Это возможно, если конкурирующие фирмы продают нестандартизированный товар. Дифференциация товаров дает возможность каждому продавцу иметь определенную меру монопольной власти над ценой. Поэтому в данной модели товары рассматриваются как несовершенные заменители, а уравнение (2.2) описывает совершенную конкуренцию в частном случае. Переходя к пределу по  $\lambda$ , предпочтения потребителей, описываемые функцией полезности (2.2) принимают вид  $\lim_{\lambda \rightarrow \infty} X_t = \int_0^1 X_t(i) di$ . Задача максимизации полезности домохозяйства является предметом однопериодного бюджетного ограничения следующего вида:

$$\int_0^1 P_t(i) X_t(i) di + M_t + I_t D_t \leq M_{t-1} + D_{t-1} + W_t L_t + T_t \quad (2.3)$$

где  $D_{t-1}$  – это количество облигаций, приобретенных в периоде  $t-1$ , каждая обеспечивает одно вознаграждение,  $I_t \equiv 1/1+i_t$  – цена за одну облигацию, купленную в периоде  $t$ .

*Оптимальный вектор потребления и совокупный индекс цен.* Задача о принятии решения домохозяйством может быть рассмотрена в два этапа. Во-первых, при любом уровне потребительских расходов, существует оптимальный вектор потребления, который максимизирует общий объем потребления  $X_t$ . В качестве альтернативы, можно определить вектор потребления, который сводит к минимуму общие потребительские расходы при заданном уровне потребления. Две задачи эквивалентны и дают идентичные результаты. Во-вторых, при заданном оптимальном наборе потребительских товаров и услуг, домохозяйство должно выбрать максимизирующую полезность комбинацию потребления, труда и денежных средств. В первую очередь, определим оптимальный вектор потребления. Пусть заданный уровень потребительских расходов имеет следующий интегральный вид  $\int_0^1 P_t(i) X_t(i) di = G_t$ . Тогда задача максимизации потребления определяется по формуле:

$$\left( \int_0^1 X_t(i)^\lambda di \right)^{\frac{1}{\lambda}} \rightarrow \max_{X_t(i)} \quad (2.4)$$



при условии, что  $\int_0^1 P_t(i)X_t(i)di \leq G_t$ . Эта задача может быть использована для получения совокупного индекса цен в дополнение к оптимальному вектору потребления. Решим задачу (2.4) составив лагранжиан и выведя условие первого порядка  $L = \left(\int_0^1 X_t(i)^\lambda di\right)^{\frac{1}{\lambda}} - \Lambda_t \left(\int_0^1 P_t(i)X_t(i)di - G_t\right)$ . Затем дифференцируя по переменной  $X_t(i)$ , получим следующее интегрально-дифференциальное уравнение  $X_t^{1-\lambda} X_t(i)^{-(1-\lambda)} = \Lambda_t P_t(i)$ .

Равенство должно выполняться для всех товаров, поэтому соотношение между двумя различными товарами должно быть равным:

$$\left(\frac{X_t(i)}{X_t(j)}\right)^{-(1-\lambda)} = \frac{P_t(i)}{P_t(j)} \quad \forall i, j \Rightarrow X_t(i) = X_t(j) \left(\frac{P_t(i)}{P_t(j)}\right)^{-\frac{1}{1-\lambda}} \quad (2.5)$$

Вставим уравнение (2.5) в имеющееся ограничение и решим по  $X_t(j)$ :

$$G_t = \int_0^1 P_t(i)X_t(i)di = \int_0^1 P_t(i)X_t(j) \left(\frac{P_t(i)}{P_t(j)}\right)^{-\frac{1}{1-\lambda}} di \Rightarrow X_t(j) = \frac{G_t P_t(j)^{-\frac{1}{1-\lambda}}}{\int_0^1 P_t(i)^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} di}$$

Используя приведенный выше результат в функции потребления, оценим для случая  $X_t=I$ :

$$X_t = \left(\int_0^1 X_t(i)^\lambda di\right)^{\frac{1}{\lambda}} = \left[\int_0^1 \left(\frac{G_t P_t(i)^{-\frac{1}{1-\lambda}}}{\int_0^1 P_t(i)^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} di}\right)^\lambda di\right]^{\frac{1}{\lambda}} = G_t \left(\int_0^1 P_t(i)^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} di\right)^{\frac{1-\lambda}{\lambda}} \equiv 1.$$

Определим  $P_t$  как расходы, необходимые для покупки одной единицы  $X_t$ , то есть  $P_t \equiv G_t \mid_{C_t=I}$ . Используя это определение можно решить приведенное выше уравнение для  $P_t$ , тогда:

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} di\right)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} \quad (2.6)$$

Таким образом, уравнение (2.6) может быть легко определено как сводный индекс цен. Чтобы найти оптимальный вектор потребления, вставим (2.5) в уравнение объема расходов. Затем добавим формулу (2.6) и решим для потребления товара  $i$ :

$$X_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-\frac{1}{1-\lambda}} \frac{G_t}{P_t} \quad (2.7)$$

Теперь используя формулу (2.7) в (2.2), перегруппируем ее, применяя интегральное представление формулы (2.6):

$$G_t = P_t X_t \Rightarrow \int_0^1 P_t(i) C_t(i) di = G_t = P_t X_t \quad (2.8)$$

Наконец, мы получаем функцию спроса на товар  $i$ , подставляя полученное интегральное уравнение (2.8) в (2.7):

$$X_t(i) = \left( \frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\frac{1}{1-\lambda}} X_t. \quad (2.9)$$

Уравнение (2.9) является решением задачи (2.4). При этом на первом месте для репрезентативного домохозяйства стоит задача о принятии оптимального решения. Как только домохозяйство определит цены и объем произведенных товаров и услуг  $X_t$ , станет понятно, сколько он сможет потребить каждого вида товара и услуги. Следующий шаг заключается в определении функции спроса  $X_t$ .

*Оптимальное распределение потребления и рабочей силы.* Задача на втором этапе устанавливается с помощью уравнений (2.1), (2.3) и (2.8):

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u \left( X_t, L_t, \frac{M_t}{P_t} \right) \right\} \rightarrow \max_{X_t, L_t, \frac{M_t}{P_t}, D_t} \quad (2.10)$$

при условии, что  $P_t X_t + M_t + I_t D_t \leq M_{t-1} + D_{t-1} + W_t L_t + T_t$ . Такие задачи, как показано выше, наиболее часто решаются либо с помощью условий Куна–Таккера, либо с помощью динамического программирования. В нашем случае мы будем использовать подход Куна–Таккера. На основе данного подхода составим лагранжиан и выведем условия первого порядка:

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left\{ \left( \beta^t u \left( X_t, L_t, \frac{M_t}{P_t} \right) - \Lambda_t (P_t X_t + M_t + I_t D_t - M_{t-1} - D_{t-1} - W_t L_t - T_t) \right) \right\} \quad (2.11)$$

Условия первого порядка:

$$\partial C_t: \beta^t u_{X_t} - \Lambda_t P_t = 0 \quad (2.12)$$

$$\partial L_t: \beta^t u_{L_t} + \Lambda_t W_t = 0 \quad (2.13)$$

$$\partial M_t/P_t: \beta^t u_{M_t} - \Lambda_t P_t + E_t \Lambda_{t+1} P_t = 0 \quad (2.14)$$

$$\partial D_t: -\Lambda_t I_t + E_t \Lambda_{t+1} = 0 \quad (2.15)$$

Из уравнения (2.15):

$$\frac{E_t \Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} = I_t = \frac{1}{1+i_t} \quad (2.16)$$

Из уравнения (2.12):

$$1 = \beta(1+i_t)E_t \left\{ \frac{u_{X_{t+1}}}{u_{X_t}} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (2.17)$$

Из уравнений (2.12) и (2.13):

$$-\frac{u_{L_t}}{u_{X_t}} = \frac{W_t}{P_t} \quad (2.18)$$

Из уравнений (2.14) и (2.12):  $\frac{u_{M_t}}{u_{X_t}} = \frac{\Lambda_t P_t - E_t \Lambda_{t+1} P_t}{\Lambda_t P_t} = 1 - \frac{E_t \Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} = 1 - \frac{1}{1+i_t} \Rightarrow$

$$\frac{u_{M_t}}{u_{X_t}} = \frac{i_t}{1+i_t} \quad (2.19)$$

Соотношения (2.17), (2.18) и (2.19) определяют межвременный выбор потребителя (*уравнение Эйлера*), выбор между трудом и досугом, а также спрос на деньги. Все вместе эти уравнения определяют рациональное решение о распределении средств домохозяйством. Теперь определим функцию полезности. В качестве примера, рассмотрим следующую поперiodную функцию:

$$u(X_t, L_t) = \frac{X_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \frac{\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-\nu}}{1-\nu} \quad (2.20)$$

Тогда предельные полезности потребления, труда и денег будут соответственно равны:  $u_{X_t} = X_t^{-\sigma}$ ,  $u_{L_t} = L_t^\varphi$ ,  $u_{M_t} = \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-\nu}$ , а уравнение Эйлера заданное формулой (2.17) запишется как:

$$1 = \beta(1+i_t)E_t \left\{ \left( \frac{X_{t+1}}{X_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (2.21)$$

Следовательно, выбор между трудом и досугом будет определяться следующим соотношением:

$$X_t^\sigma L_t^\varphi = W_t/P_t \quad (2.22)$$

Уравнение спроса на деньги, установленное равенством (2.19) примет вид:

$$\frac{\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-\nu}}{X_t^{-\sigma}} = \frac{i_t}{1+i_t} \Rightarrow \frac{M_t}{P_t} = X_t^{\frac{\sigma}{\nu}} \left(\frac{1+i_t}{i_t}\right)^{\frac{1}{\nu}} \quad (2.23)$$

И наконец, лог-линеаризуем формулы (2.21)–(2.23). Переменные, обозначаемые строчными буквами – это логарифмы от переменных, записанные прописными буквами. Пусть  $\rho \equiv -\ln\beta$ ,  $i_t \equiv -\ln Q_t$ ,  $\Delta x_{t+1} \equiv x_{t+1} - x_t \equiv \ln X_{t+1} - \ln X_t \equiv \ln(X_{t+1}/X_t)$ ,  $\pi_{t+1} \equiv p_{t+1} - p_t \equiv \ln P_{t+1} - \ln P_t \equiv \ln(P_{t+1}/P_t)$ . Тогда:

$$1 = E_t \left[ e^{\ln \left( \beta Q_t^{-1} \left( \frac{X_{t+1}}{X_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right)} \right] = E_t \left( e^{-\rho + i_t - \sigma \Delta x_{t+1} - \pi_{t+1}} \right).$$

Из приведенного выше равенства следует, что  $-\rho = -i_t + \sigma \gamma + \pi$  в устойчивом состоянии при котором  $\gamma \equiv \Delta x$ . После разложения уравнения Эйлера в ряд Тейлора первого порядка получаем следующий вид динамической кривой IS (2.24):

$$x_t = E_t x_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - \rho - E_t \pi_{t+1}) \quad (2.24)$$

Линеаризованная версия уравнения предложения труда (2.22) будет выглядеть следующим образом:  $\ln X_t^\sigma L_t^\varphi = \ln \frac{W_t}{P_t} \Rightarrow$

$$\sigma x_t + \varphi l_t = w_t - p_t \quad (2.25)$$

В заключении линеаризуем уравнение спроса на деньги определенное формулой (2.23). Если отбросить постоянную компоненту и предположить, что эластичность спроса по доходу равна единице, следовательно  $\sigma=\nu$ , то уравнение спроса на деньги можно записать в следующем виде:

$$m_t - p_t = x_t - \eta i_t \quad (2.26)$$

где  $\eta \equiv \frac{1}{\nu} \frac{1}{(1+i)i}$ .

На этом заканчивается анализ домохозяйств в новой кейнсианской модели динамического стохастического общего равновесия. Теперь перейдем к анализу фирм.

*Фирмы. Совокупная инфляция.* Уставный капитал рассматривается как фиксированная величина, а инвестиции равны нулю в краткосрочном периоде. Эти два условия используются в работе Б. МакКаллума и Э. Нельсона [192], которые утверждали, что капитал не играет главенствующую роль в анализе денежно-кредитной политики и в теориях бизнес-цикла.

$$Y_t(i) = A_t L_t(i)^{1-\alpha} \quad (2.27)$$

где  $Y_t(i)$  – выпуск продукции, произведенной фирмой  $i$  в период  $t$ ,  $A_t$  – уровень технологии в масштабах всей экономики,  $L_t(i)$  – рабочая сила используемая фирмой. Ключевым компонентом в новых кейнсианских моделях динамического стохастического общего равновесия является жесткость цен. Хотя фирмы могут свободно устанавливать цены, априорно они не знают, когда возникнет следующая возможность изменить их. Вероятность неспособности фирмы изменить цены в тот или иной период обозначается греческой буквой  $\omega$ . Таким образом,  $\omega$  – это часть фирм, которые остались с ценами, установленными в предыдущем периоде, а остальные фирмы  $(1-\omega)$  успели сбросить их. Совокупная динамика цен в периоде  $t$  может быть рассчитана следующим образом:

$$\Pi_t^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} = \omega + (1-\omega) \left( \frac{P_t^*}{P_{t-1}} \right)^{\frac{\lambda}{\lambda-1}}, \quad (2.28)$$

где  $P_t$  – совокупный уровень цен,  $P_t^*$  – оптимальная цена, установленная фирмами, а  $S(t) \subset [0;1]$  представляет собой совокупность фирм повторно не давшие согласия изменить официально объявленную цену. Темп роста агрегированного уровня цен рассчитывается как  $\Pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$ , а устойчивое состояние наступает при нулевой инфляции, т.е. когда  $\Pi_t = \Pi = 1$  и  $P_t^* = P_t = P_{t-1} \forall t$  (Приложение А). Таким образом, формула темпа инфляции примет следующий вид:

$$\pi_t = (1 - \omega)(p_t^* - p_{t-1}) \quad (2.29)$$

Из уравнения (2.29) становится ясно, что инфляция объясняется тем, что фирмы, которые решили повторно оптимизировать свои цены, выбирают такие цены, которые бы отличались от средней цены в экономике в предыдущем периоде. Следовательно, для того, чтобы понять причины инфляции в течение длительного периода необходимо проанализировать факторы, лежащие в основе принятия фирмами решений о ценообразовании.

*Оптимальное ценообразование.* В целом, когда фирмы сталкиваются с проблемой установления оптимальной цены, они должны помнить, что любые установленные ими цены на товары и услуги определяют их будущую прибыль, а также вероятность ( $\omega^s$ ) того, что фирма не сможет вовремя отреагировать и останется с сегодняшними ценами  $s$  периодов в будущем. Таким образом, любая фирма, решившая повторно оптимизировать свои решения относительно цены на производимую ею продукцию, выберет такую эффективную цену  $P_t^*$  в периоде  $t$ , которая максимизирует текущую рыночную стоимость получаемой прибыли. Стохастический коэффициент дисконтирования для номинальных выплат в периоде  $t+s$  обозначается как  $I_{t,t+s}$  и определяется по формуле:

$$I_{t,t+s} = \beta^s \left( \frac{X_{t+s}}{X_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+s}} \quad (2.30)$$

Таким образом, задача максимизации прибыли репрезентативной фирмой будет иметь следующий вид:

$$\sum_{s=0}^{\infty} \omega^s E_t \left[ I_{t,t+s} \left( P_t^* Y_{t+s|t}(i) - TC_{t+s|t}^n(i) Y_{t+s|t}(i) \right) \right] \rightarrow \max_{P_t^*}$$

при условии, что:

$$Y_{t+s|t}(i) = \left( \frac{P_t^*}{P_{t+s}} \right)^{-1/1-\lambda} X_{t+s} \quad (2.31)$$

где  $Y_{t+s|t}(i)$  – выпуск фирмы в периоде  $t+s$ , по установленным ценам в периоде  $t$ ,  $TC_{t+s|t}^n(i) Y_{t+s|t}(i)$  обозначает совокупные издержки в периоде  $t+s$  в функции выпуска,  $P_t^* Y_{t+s|t}(i) - TC_{t+s|t}^n(i) Y_{t+s|t}(i)$  – номинальная недисконтированная прибыль в периоде  $t+s$ . Задача фирмы сводится к последовательности ограничений на спрос, как установлено функцией спроса (2.9), а рыночное равновесие в периоде  $t+s$  предполагает, что фирма производит  $Y_{t+s|t}(i) = \left( P_t^* / P_{t+s} \right)^{-1/1-\lambda} X_{t+s}$ .

Формула оптимальной цены (Б.2), как средневзвешенное значение ожидаемых предельных издержек, выведена в приложении Б. Необходимо

помнить, что в случае с гибкими ценами, т.е. при  $\omega \rightarrow 0$ , формула оптимальной цены (Б.2) примет следующий вид:

$$P_t^* = \frac{1}{\lambda} \frac{\beta^0 X_t^{1-\sigma} P_t^{1/\lambda} MC_{t|t}^r}{\beta^0 X_t^{1-\sigma} P_t^{1/\lambda}} = \frac{1}{\lambda} MC_{t|t}^n \quad (2.32)$$

Таким образом, уравнение (2.32) дает желаемую торговую надбавку. Далее лог–линеаризуем около устойчивого состояния оптимальную цену (Б.2), представленную в Приложении В:

$$p_t^* = \gamma + (1 - \omega\beta) E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s [mc_{t+s|t}^r + p_{t+s}] \quad (2.33)$$

Как видно из выведенной формулы оптимальной цены (2.33), фирмы установят такую цену, которая соответствует их желаемой торговой надбавке, определяемой как  $-mc^r = -\ln \lambda = \ln \frac{1}{\lambda} = \ln \left(1 + \frac{1-\lambda}{\lambda}\right) \approx \frac{1-\lambda}{\lambda} \equiv \gamma$ , со средневзвешенными текущими и ожидаемыми номинальными предельными издержками и с весами  $\omega^s$ , пропорциональными вероятности выбора эффективной цены в каждом периоде.

*Равновесие. Установление рыночного равновесия.* Равновесие на рынке товаров и услуг предполагает, что:

$$Y_t(i) = X_t(i) \quad (2.34)$$

Пусть совокупный объем производства определяется как (в *DSGE* моделях часто принимается предпосылка о континууме микроединиц на интервале от 0 до 1, поэтому в таком случае агрегирование будет производиться по формуле интегрирования бесконечной суммы):

$$Y_t \equiv \left( \int_0^1 Y_t(i)^\lambda di \right)^{\frac{1}{\lambda}} \quad (2.35)$$

Вставив условие (2.34) и функцию спроса на товар  $i$  (2.9) в формулу совокупного объема производства (2.44), а затем, логарифмируя по обе стороны вышеприведенное соотношение, получим условие совокупного рыночного равновесия:

$$y_t = x_t \quad (2.36)$$

Используя теперь условие (2.35) в уравнении уровня потребления (2.24), получим:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - \rho - E_t \pi_{t+1}) \quad (2.37)$$

При этом равновесие на рынке труда определится следующим образом:

$$L_t = \int_0^1 L_t(i) di \quad (2.38)$$

Тогда уравнение совокупного объема производства (Г.2), выведенное в Приложении Г можно переписать в виде:

$$y_t = a_t + (1 - \alpha) l_t \quad (2.39)$$

*Новая кейнсианская кривая Филлипса и динамическая кривая IS.* Предельные издержки индивидуальных фирм представляют собой производную функции от средних реальных предельных издержек экономики. Данное условие выведено в (2.40), куда мы подставили выражение  $l_t = \frac{y_t - a_t}{1 - \alpha}$ , полученное из уравнения (2.39). Предельные издержки – номинальная заработная плата рабочего, обозначаемая символом  $W_t$ . Таким образом, реальные предельные издержки равны  $mc_t^r = W_t / P_t MPL_t^n$ . Линеаризация дает возможность заменить нелинейное равенство приближенно соответствующей ей линейной  $mc_t^r = w_t - p_t - mpl_t^n$ , где  $MPL$  – это предельный физический продукт труда или предельная производительность,  $P_t MPL_t^n$  – номинальный предельный доход продукта труда в периоде  $t$ . Как определено в [193] предельный физический продукт труда – это дополнительное количество продуктов, которое может быть произведено при использовании в производстве дополнительной ресурсной единицы. Предельный доход продукта труда можно подсчитать следующим образом: умножить предельный физический продукт труда на цену, по которой данный продукт был продан фирмой. Таким образом, предельный доход продукта труда – это не что иное, как увеличение дохода, вызванное использованием в производстве дополнительной ресурсной единицы.

Как следует из производственной функции (2.27)  $Y_t = A_t L_t^{1-\alpha}$ , предельная производительность труда зависит от общефакторной производительности, объема труда и эластичности выпуска по труду  $MPL_t^n = A_t (1 - \alpha) L_t^{-\alpha}$ . Тогда формула предельных издержек примет следующий вид:

$$mc_t^r = w_t - p_t - \ln(1 - \alpha) - \frac{a_t - \alpha y_t}{1 - \alpha} \quad (2.40)$$

Аналогично, реальные предельные издержки фирмы в период  $t+s$  равны:



$$mc_{t+s|t}^r(i) = w_{t+s} - p_{t+s} - \ln(1-\alpha) - \frac{a_{t+s} - \alpha y_{t+s|t}(i)}{1-\alpha} \quad (2.41)$$

Из состояния рыночного равновесия и функции спроса (2.9) следует, что уравнение объема выпуска фирмы  $Y_{t+s|t} = \left(\frac{P_{t+s|t}}{P_{t+s}}\right)^{\frac{1}{1-\lambda}} Y_{t+s}$  после лог-линеаризации примет следующий вид  $y_{t+s|t} = -\frac{1}{1-\lambda}(p_{t+s|t} - p_{t+s}) + y_{t+s}$ . Заметьте, что  $p_{t+s|t} \equiv p_t^*$ . Используя данное лог-линеаризованное уравнение, а также формулы предельных издержек в периоде  $t$  (2.41) и  $t+s$  (2.40), выведем формулу реальных предельных издержек в периоде  $t+s$ :

$$mc_{t+s|t}^r(i) = mc_{t+s}^r - \frac{\alpha}{(1-\alpha)(1-\lambda)}(p_t^* - p_{t+s}) \quad (2.42)$$

Обратите внимание, что последнее слагаемое в уравнении (2.42) исчезнет при постоянной отдаче от масштаба, т.е. при  $\alpha=0$ . Тогда  $mc_{t+s|t}^r(i) = mc_{t+s}^r$ , откуда следует, что реальные предельные издержки не зависят от уровня выпуска. Это утверждение является общим для всех фирм. Теперь выведем формулу инфляции. После преобразования, которое представлено в Приложении Д, получим выражение для новой кейнсианской кривой Филлипса, установленное преимущественно на основе текущих предельных издержек:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda \widehat{mc}_t^r \quad (2.43)$$

где  $\lambda \equiv \frac{(1-\omega)(1-\omega\beta)}{\omega} Z = \frac{(1-\omega)(1-\omega\beta)}{\omega} \frac{(1-\alpha)}{1-\alpha+\alpha\varepsilon}$ ,  $mc_t^r$  – средняя наценка в экономике в периоде  $t$ . Из уравнения следует, что инфляция будет возрастать, когда фирмы ожидают среднюю наценку на уровне ниже своего устойчивого состояния  $-mc^r$ . В этом случае компании, имеющие возможность сбросить цены, выберут такую цену, которая будет выше среднего уровня цен в экономике для того, чтобы установить торговые надбавки ближе к желаемому уровню. Таким образом, в настоящей модели, инфляция является результатом совокупных последствий целенаправленного принятия решений по ценообразованию фирмами, которые корректируют цены с учетом текущей и ожидаемой стоимости. Уравнение (2.43) определяет инфляцию в виде суммы (дисконтированной) ожидаемой инфляции и реальных предельных издержек. Как видно из (2.43), инфляция строго убывает в условиях жестких цен  $\omega$ , по мере убывающей отдачи  $\alpha$ , а также при эластичности спроса  $\varepsilon$ .

Следующее соотношение получено посредством оценки реальных предельных издержек экономики и совокупной экономической активности домохозяйств. Ранее была выведена формула для предельной

производительности труда  $mpl_t^n = a_t + \ln(1-\alpha) - \alpha l_t$ , используя ее в равенстве  $mc_t^r = w_t - p_t - mpl_t^n$ , а также уравнение совокупного объема производства  $y_t = a_t + (1-\alpha)l_t$  и линеаризованную версию предложения труда (2.25), получим следующую формулу, по которой определяются реальные предельные издержки в периоде  $t$ :

$$mc_t^r = \frac{\sigma(1-\alpha) + \varphi + \alpha}{1-\alpha} y_t - \frac{1+\varphi}{1-\alpha} a_t - \ln(1-\alpha) \quad (2.44)$$

В случае с гибкими ценами реальные предельные издержки  $mc_t^r = -\mu$ . Определим естественный уровень объема производства  $y_t^n$  в качестве равновесного уровня при полной гибкости цен. В этом случае формула реальных предельных издержек в периоде  $t$  (2.44) может быть переписана как:

$$mc_t^r = -\gamma = \frac{\sigma(1-\alpha) + \varphi + \alpha}{1-\alpha} y_t^n - \frac{1+\varphi}{1-\alpha} a_t - \ln(1-\alpha) \quad (2.45)$$

Тогда естественный уровень выпуска будет иметь следующий вид:

$$y_t^n = \chi^n a_t + \nu_y^n \quad (2.46)$$

Если мы вычтем (2.45) из (2.44), то получим оценку разрыва между реальными предельными издержками и их устойчивым состоянием  $\widehat{mc}_t^r = mc_t^r - mc_t^r$ , как функцию разрыва выпуска от своего естественного уровня  $\tilde{y}_t \equiv y_t - y_t^n$ :

$$\widehat{mc}_t^r = \frac{\sigma(1-\alpha) + \varphi + \alpha}{1-\alpha} \tilde{y}_t \quad (2.47)$$

Для получения итогового выражения новой кейнсианской кривой Филлипса необходимо подставить уравнение (2.47) в (2.43) тогда  $\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda \widehat{mc}_t^r = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda \frac{\sigma(1-\alpha) + \varphi + \alpha}{1-\alpha} \tilde{y}_t \Rightarrow$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \zeta \tilde{y}_t \quad (2.48)$$

Новая кейнсианская кривая Филлипса (НККФ) является одним из ключевых элементов модели динамического стохастического общего равновесия, а параметр  $\zeta$  определяется как  $\zeta \equiv \lambda \frac{\sigma(1-\alpha) + \varphi + \alpha}{1-\alpha}$ .

На следующем рисунке 33 приведена зависимость коэффициента дисконтирования от вероятности изменения фирмой цены товара и параметра, определяющего степень снижения предельных издержек. Как следует из рисунка 33, при принятии фирмой решения об изменении цен на производимые ею товары или оказываемые услуги, т.е. при  $\omega=1$ , предельные издержки и

коэффициент дисконтирования сокращаются до нуля. Из этого вытекает, что не будет наблюдаться ощутимое различие между ожидаемым уровнем инфляции в текущем и следующем периоде времени  $t$ .

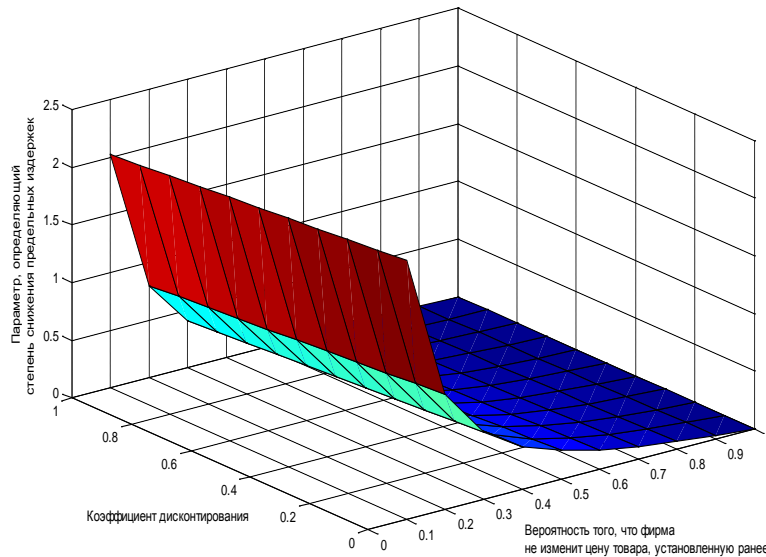


Рисунок 33 – Взаимосвязь коэффициента дисконтирования и параметров, определяющих долю предельных издержек и вероятность изменения цены фирмами в ДСОР модели

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Matlab

Вторым ключевым уравнением является динамическая кривая  $IS$ . Если воспользоваться определением реальной процентной ставки  $r_t \equiv i_t - E_t \pi_{t+1}$  и подставить ее в уравнение (2.37), то выпуск станет равным  $y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_t - \rho)$ . Аналогичным образом задается естественный уровень выпуска как функция от естественной реальной процентной ставки:

$$y_t^n = E_t y_{t+1}^n - \frac{1}{\sigma} (r_t^n - \rho) \quad (2.49)$$

Вычитание (2.49) из (2.37) обеспечит разрыв выпуска от своего естественного уровня. Тогда динамическая кривая  $IS$  будет выглядеть как:

$$\tilde{y}_t = E_t \tilde{y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - r_t^n - E_t \pi_{t+1}) \quad (2.50)$$

Уравнения (2.48) и (2.50) совместно с естественной реальной процентной ставкой  $r_t^n$ , которая в целом будет зависеть от всех экзогенных переменных

модели, представляют собой «неполитический блок» базовой новой кейнсианской модели динамического стохастического общего равновесия. Этот блок имеет простую рекурсивную структуру: *НККФ* определяет инфляцию как траекторию к измерению разрыва выпуска, а динамическая кривая *IS* определяет разрыв выпуска как путь к определению экзогенной естественной и фактической реальной процентной ставки. Чтобы вывести формулу для естественной реальной процентной ставки, предположим, что условие трансверсальности  $\lim_{T \rightarrow \infty} E_t y_{t+T} = 0$ . Следовательно, уравнение динамической кривой *IS* (2.50) можно переписать в виде:

$$\tilde{y}_t = -\frac{1}{\sigma} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (r_{t+s} - r_{t+s}^n) \quad (2.51)$$

Уравнение (2.51) подчеркивает тот факт, что разрыв выпуска является пропорциональным сумме текущих и ожидаемых отклонений реальной процентной ставки от ее естественного уровня. Чтобы получить более глубокое представление о естественной реальной процентной ставке, для начала заметим, что уравнение (2.37) приводит к следующему равенству  $E_t \Delta y_{t+1} = \frac{1}{\sigma} (i_t - \rho - E_t \pi_{t+1})$ , а естественный уровень выпуска (2.46) в первой разности приводит к  $E_t \Delta y_{t+1}^n = \chi^n E_t \Delta a_{t+1}$ .

Теперь, решим уравнение динамической кривой *IS* (2.50) относительно  $r_t^n$ . Используя два предыдущих вывода, получим выражение для естественной реальной процентной ставки. Из уравнения динамической кривой *IS* (2.50) следует:

$$r_t^n = \rho + \sigma \chi^n E_t \Delta a_{t+1}, \quad (2.52)$$

где  $\rho \equiv -\ln \beta$ . Таким образом, естественная процентная ставка является функцией от ставки дисконтирования и ожидаемого технического прогресса. В некоторых случаях удобно работать с отклонением естественной реальной процентной ставки от ставки дисконтирования, которую мы определили как:

$$\hat{r}_t^n \equiv r_t^n - \rho = \sigma \chi^n E_t \Delta a_{t+1} \quad (2.53)$$

Заметим, что если не использовать технологические шоки, естественная реальная процентная ставка будет равна ставке дисконтирования. После того, как будет задано значение технологического прогресса, можно определить реальную процентную ставку, используя условие (2.52). Для того чтобы закрыть модель дополним формулы (2.48) и (2.50) одним или несколькими уравнениями, определяющие как номинальная процентная ставка  $i_t$  изменяется с течением времени, т.е. с описанием того, как осуществляется денежно-кредитная политика.

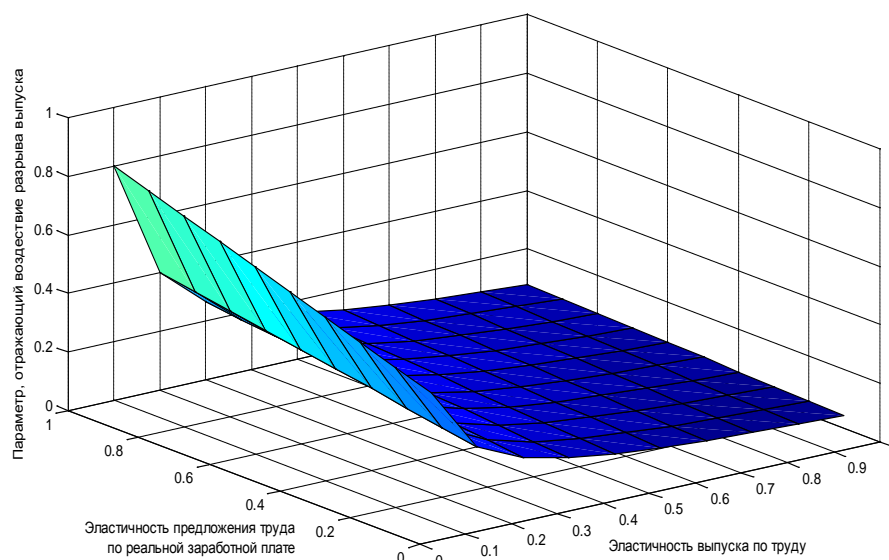


Рисунок 34 – Взаимосвязь эластичности предложения труда по реальной заработной плате и выпуска по труду в ДСОР модели

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Matlab

На рисунке 34 представлена зависимость между эластичностью предложения труда по реальной заработной плате и выпуска по труду, а также рассмотрен параметр, отражающий воздействие разрыва выпуска. При негибкости цен из формулы динамической кривой  $IS$  (2.51) следует, что траектория сбалансированного роста реальных переменных не может быть независимо определена без учета мер денежно–кредитной политики. Разрыв выпуска непосредственно исчисляется из прироста реальной процентной ставки, которая в свою очередь устанавливается с помощью значения номинальной процентной ставки, устанавливаемая центральными банками. Это важное свойство новых кейнсианских моделей является отличительной особенностью в сравнении с классическими моделями, где денежно–кредитная политика оставалась нейтральной.

*Равновесная определенность. Системное представление.* Предполагается, что центральный банк соблюдает следующее правило Тейлора:

$$i_t = \rho + \phi_\pi \pi_t + \phi_y \tilde{y}_t + v_t \quad (2.54)$$

Исходя из стандартных рассуждений, параметры  $\phi_\pi$  и  $\phi_y$  не могут быть отрицательными, что и будет предполагаться в дальнейшем. Первая задача при анализе правил денежно–кредитной политики заключается в том, чтобы проверить, как указанная политика приводит к устойчивому равновесию экономики. При этом целесообразно работать с приведенными формами (2.48)

и (2.50), последнее уравнение учитывает рассматриваемое правило денежно-кредитной политики. Выведем вначале перспективную версию динамической кривой *IS*. Используя правило процентной ставки (2.54) в уравнении динамической кривой *IS* (2.50), а также формулу новой кейнсианской кривой Филлипса (2.48), решим полученное уравнение относительно  $\tilde{y}_t$ :

$$\tilde{y}_t = \frac{1}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y} \left[ \sigma E_t \tilde{y}_{t+1} + (1 - \beta \phi_\pi) E_t \pi_{t+1} + (\hat{r}_t^n - \nu_t) \right] \quad (2.55)$$

где  $\hat{r}_t^n \equiv r_t^n - \rho$ .

Уравнение (2.55) описывает текущий разрыв выпуска как функцию от ожидаемого разрыва выпуска, ожидаемой инфляции и шоков. Далее мы выведем аналогичную формулу для текущей инфляции. Вставим выражение (2.55) в формулу новой кейнсианской кривой Филлипса (2.48) и решим полученное уравнение относительно  $\pi_t$ :

$$\pi_t = \frac{1}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y} \left\{ \sigma \zeta E_t \tilde{y}_{t+1} + [\zeta + \beta(\sigma + \phi_y)] E_t \pi_{t+1} + \zeta (\hat{r}_t^n - \nu_t) \right\} \quad (2.56)$$

Наконец, два модифицированных уравнения динамической кривой *IS* (2.64) и новой кейнсианской кривой Филлипса (2.56) можно переписать в виде системы разностных уравнений:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \tilde{y}_t \\ \pi_t \end{bmatrix} &= \frac{1}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y} \begin{bmatrix} \sigma & 1 - \beta \phi_\pi \\ \sigma \zeta & \zeta + \beta(\sigma + \phi_y) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t \tilde{y}_{t+1} \\ E_t \pi_{t+1} \end{bmatrix} + \frac{1}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y} \begin{bmatrix} 1 \\ \zeta \end{bmatrix} (\hat{r}_t^n - \nu_t) = \\ &= \Omega \begin{bmatrix} \sigma & 1 - \beta \phi_\pi \\ \sigma \zeta & \zeta + \beta(\sigma + \phi_y) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t \tilde{y}_{t+1} \\ E_t \pi_{t+1} \end{bmatrix} + \Omega \begin{bmatrix} 1 \\ \zeta \end{bmatrix} (\hat{r}_t^n - \nu_t) = A_T \begin{bmatrix} E_t \tilde{y}_{t+1} \\ E_t \pi_{t+1} \end{bmatrix} + B_T (\hat{r}_t^n - \nu_t) \end{aligned} \quad (2.57)$$

$$\text{где } A_T = \Omega \begin{bmatrix} \sigma & 1 - \beta \phi_\pi \\ \sigma \zeta & \zeta + \beta(\sigma + \phi_y) \end{bmatrix}, \quad B_T = \Omega \begin{bmatrix} 1 \\ \zeta \end{bmatrix}, \quad \Omega \equiv \frac{1}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y} \quad (2.58)$$

Система, приведенная в (2.57) является сокращенной формой динамической кривой *IS* и новой кейнсианской кривой Филлипса, учитывает эффекты денежно-кредитной политики, упомянутые в монетарном правиле для процентной ставки (2.54). Матрица коэффициентов  $A_T$  представляет воздействия инфляционных ожиданий и текущего разрыва выпуска, в то время как вектор коэффициентов  $B_T$  отражает влияние технологических шоков на естественную реальную процентную ставку  $\hat{r}_t^n$  и шоков денежно-кредитной политики на экзогенный компонент процентной ставки  $\nu_t$  с нулевым средним.

## 2.2 Линеаризация соотношений динамической стохастической модели общего равновесия и ее решение с помощью метода Бланшара–Кана

В рассматриваемой модели имеются две незадаанные переменные  $\tilde{y}_{t+1}$  и  $\pi_{t+1}$ . Согласно работе О. Бланшара и Ч. Кана [194], система разностных уравнений (2.66) будет иметь единственное равновесие, если и только если оба собственных значения матрицы  $A_T$  размерности  $2 \times 2$  находятся внутри единичной окружности. Рассмотрим рекурсивную систему вида  $X_t = AE_t\{X_{t+1}\} + \varepsilon_t^X$ , где  $X_t$  – это вектор заданных и незадаанных переменных, а  $\varepsilon_t^X$  – вектор экзогенных переменных. О. Бланшар и Ч. Кан [194] доказали, что существует единственное равновесие, если и только если число собственных значений матрицы  $A$  внутри единичной окружности равно числу неопределенных переменных. Бесконечное же число равновесий существует, если число собственных значений внутри единичной окружности будет меньше, чем количество незадаанных переменных. Если число собственных значений внутри единичной окружности превышает количество незадаанных переменных, то равновесие существовать не может. Охарактеризуем необходимые и достаточные условия для этого свойства. Два собственных значения, обозначенные  $\lambda_1$  и  $\lambda_2$ , как правило, являются решениями следующей системы, записанные в матричном виде, где  $I$  представляет собой единичную матрицу  $|A_T - \lambda I| = 0$ . В нашем случае система будет выглядеть следующим образом:

$$\left| \frac{1}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y} \begin{bmatrix} \sigma & 1 - \beta \phi_\pi \\ \sigma \zeta & \zeta + \beta(\sigma + \phi_y) \end{bmatrix} - \lambda \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \right| = 0 \Rightarrow$$

$$\lambda^2 - \frac{\sigma + \zeta + \beta(\sigma + \phi_y)}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y} \lambda + \frac{\sigma \beta}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y} = 0.$$

Дж. Ласалле [195] доказал, что корни квадратного уравнения  $x^2 + a_1 x + a_0 = 0$  будут меньше единицы, если и только если  $|a_0| < 1$ , а  $|a_1| < 1 + a_0$ . Следуя работе Дж. Ласалле [195], мы знаем, что два собственных значения матрицы  $A_T$  находятся внутри единичной окружности, если и только если выполняются следующие два неравенства:

$$\left| \frac{\sigma \beta}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y} \right| < 1 \text{ и } \left| \frac{\sigma + \zeta + \beta(\sigma + \phi_y)}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y} \right| < 1 + \frac{\sigma \beta}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y}.$$

Параметры экономической политики  $\phi_y$  и  $\phi_\pi$  должны удовлетворять этим двум неравенствам. Из первого неравенства следует:

$$\sigma(\beta - 1) < \phi_\pi \zeta + \phi_y \quad (2.59)$$

Очевидно, что условие (2.59) и, следовательно, первое неравенство, должны выполняться при  $\beta < 1$ . Таким образом, единственное соответствующее неравенство – это второе неравенство, которое мы перепишем в виде:

$$\zeta(\phi_\pi - 1) + (1 - \beta)\phi_y > 0 \quad (2.60)$$

Мы видим, из условия (2.60), что равновесие однозначно определяемо до тех пор, пока параметры денежно–кредитной политики имеют довольно высокие значения, т.е. до тех пор, пока монетарные власти реагируют на отклонения инфляции и выпуска с достаточной силой. Также отметим, что требование, предъявляемое к параметру  $\phi_\pi > 1$ , является достаточным условием для неравенства (2.60). Это условие называется принципом Тейлора. Предположим, что экономика подвержена постоянным изменениям уровня инфляции равным  $d\pi$ . Из формулы новой кейнсианской кривой Филлипса (2.48) ясно, что без применения мер денежно–кредитной политики, изменение уровня инфляции приведет к отклонению разрыва выпуска на величину равную  $d\tilde{y} = [(1-\beta)/\zeta]d\pi$ . Однако с учетом правил денежно–кредитной политики, мы можем определить реакцию номинальной процентной ставки, вставив соотношение  $d\tilde{y} = [(1-\beta)/\zeta]d\pi$  в правило процентной ставки (2.63), установленное Тейлором:

$$di = \phi_\pi d\pi + \phi_y d\tilde{y} = \phi_\pi d\pi + \phi_y \frac{1-\beta}{\zeta} d\pi = \left( \phi_\pi + \phi_y \frac{1-\beta}{\zeta} \right) d\pi.$$

Кроме того, путем перестановки параметров в неравенстве (2.60) получаем, что  $\phi_\pi + \phi_y \frac{1-\beta}{\zeta} > 1$ . Следовательно, изменения в уровне инфляции должны покрываться за счет больших изменений в номинальной процентной ставке. Как следствие это будет стимулировать повышение реальной процентной ставки, и выступать в качестве стабилизирующей силы. Таким образом, из условия (2.60) видно, что, когда центральный банк достаточно агрессивно реагирует на изменения в уровне инфляции и разрыве выпуска, то есть когда значения параметров  $\phi_\pi$  и  $\phi_y$  достаточно велики, объем производства вынужден вернуться к своему естественному уровню, а инфляция обратно к нулю.

*Искажения эффективного распределения. Эффективное устойчивое состояние.* Теперь приступим к рассмотрению денежно–кредитной политики в рамках новой кейнсианской теории. В данном разделе рассматриваются искажения в эффективном распределении и как денежные власти могут справиться с этими искажениями. В своей работе Р. Франк [196, с. 615–616] приходит к выводу, что базовой моделью общего равновесия является рыночная модель, состоящая из двух потребителей и производителей. Если представить, что изначально каждому потребителю распределили одинаковое количество товаров, то рыночный обмен, в конечном счете, все равно истощит возможные взаимные выгоды от торговли. Такой результат известен под названием теоремы о «невидимой руке» или об экономике благосостояния. При выпуклой кривой безразличия, эффективное распределение рассматривается в качестве конкурентного равновесия. Это доказательство в свое время было названо второй теоремой экономики благосостояния. Смысл этой теоремы состоит в том, что она описывает различие между проблемой эффективности и равновесного распределения. Потребители и производители изначально могут распределить имеющиеся блага исходя из принципа справедливости, а уже



потом использовать рынки в качестве площадки для гарантирования эффективного использования имеющихся благ.

Теперь приступим к определению эффективного распределения, а именно решим задачу, стоящую перед социальным планировщиком, который стремится максимально увеличить социальное благосостояние домохозяйств, учитывая предпочтения и уровень технологий. По словам Кузнецова Ю.А. и Мичасова О.В. [197, с. 174] существует некоторый гипотетический «социальный планировщик», который располагает всей необходимой информацией для определения оптимального пути. Если использовать формулу потребления (2.2) и рыночное равновесие на рынке труда (2.38), то задача эффективного распределения будет выглядеть следующим образом:

$$\max_{X_t, L_t} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(X_t, L_t) \right\} = \max_{X_t, L_t} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u \left[ \left( \int_0^1 X_t(i)^\lambda di \right)^{\frac{1}{\lambda}}, \int_0^1 L_t(i) di \right] \right\} \quad (2.61)$$

При условии, что  $X_t(i) \leq A_t L_t(i)^{1-\alpha} \quad \forall i$ .

Известно, что нехватка у фирм ресурсов является сдерживающим фактором развития экономики. Обратите внимание, что все товары входят в функцию полезности симметрично, полезность является вогнутой функцией для каждого товара, и все они производятся с одинаковой технологией. Объем потребления континуума товаров не будет оптимальным, если в силу симметрии  $X_t(i) \neq X_t(j)$ . Это обеспечивает следующие условия эффективности:

$$X_t(i) = X_t(j) = X_t \quad \forall i, j \Rightarrow \quad (2.62)$$

$$L_t(i) = L_t(j) = L_t \quad \forall i, j \quad (2.63)$$

Таким образом, задача эффективного распределения упрощается до вида (2.64):

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(A_t L_t^{1-\alpha}, L_t) \right\} \rightarrow \max_{L_t} \quad (2.64)$$

Теперь решим задачу «социального планировщика». Из условия первого порядка следует, что дифференцируя по переменной  $L_t$ , получим уравнение следующего вида  $u_{X_t}(1-\alpha)A_t L_t^{-\alpha} + u_{L_t} = 0 \Rightarrow$

$$-\frac{u_{L_t}}{u_{X_t}} = (1-\alpha)A_t L_t^{-\alpha} \equiv MPL_t \quad (2.65)$$

Из задачи фирмы (2.64) в условиях свободной конкуренции фактически мы получаем следующую функцию:

$$\max_{L_t} \{P_t Y_t - W_t L_t\} = \max_{L_t} \{P_t A_t L_t^{1-\alpha} - W_t L_t\} \quad (2.66)$$

Выведем условие первого порядка, дифференцируя по  $L_t$ :  $P_t(1-\alpha)A_t L_t^{-\alpha} - W_t = 0 \Rightarrow$

$$MPL_t \equiv (1-\alpha)A_t L_t^{-\alpha} = W_t / P_t \quad (2.67)$$

Из формул предельной производительности труда (2.65) и (2.67) получаем модифицированное соотношение предельной производительности (2.68):

$$-\frac{u_{L_t}}{u_{X_t}} = MPL_t \equiv \frac{W_t}{P_t} \quad (2.68)$$

Таким образом, формула предельной производительности (2.68) – это подходящий критерий эффективного распределения, которому денежные власти должны отдать предпочтение. Тем не менее, в новой кейнсианской теории существует два источника неэффективности. Первый источник – это рыночная власть фирмы, которая позволяет компаниям устанавливать цены индивидуально вместо того чтобы воспринимать рыночную цену как заданную величину. Второй источник неэффективности – это скользящее ценообразование, которое препятствует фирмам в краткосрочном периоде оптимально регулировать шоки в экономике. Начнем с изучения этих источников неэффективности.

*Искажения, вызванные рыночной властью.* Рыночная власть в условиях монополистической конкуренции приводит к тому, что каждая фирма, обладающая такой властью, рассматривает спрос на свои дифференцированные товары как несовершенен эластичный. Это обеспечивает фирмам возможность устанавливать цены выше предельных издержек. По отношению к жестким ценам в экономике рыночная власть не имеет никакого отношения. Для иллюстрации этого утверждения предположим, что цены полностью гибкие, т.е. что  $\omega=0$ . Тогда в силу выше изложенного, задача фирмы будет выглядеть следующим образом:

$$P_t(i) \left( \frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\frac{1}{1-\lambda}} A_t L_t^{1-\alpha} - W_t \left[ \frac{\left( \frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\frac{1}{1-\lambda}} X_t}{A_t} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \rightarrow \max_{P_t(i)} \quad (2.69)$$

Условие первого порядка для максимизации функции (2.69) составляет  $P_t(i)^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} P_t^{\frac{1}{1-\lambda}} A_t L_t^{1-\alpha} = \frac{1}{\lambda} \frac{1}{1-\alpha} W_t L_t$ . Поскольку любая отдельно взятая фирма не

может влиять на рыночную цену в условиях монополистической конкуренции, то  $P_t(i)=P_t$  и, следовательно:

$$P_t = \frac{1}{\lambda} \frac{W_t}{(1-\alpha)A_t L_t^{-\alpha}} = \frac{1}{\lambda} \frac{W_t}{MPL_t} \quad (2.70)$$

Как и прежде, доля оптимальных валовых надбавок при гибких ценах  $1/\lambda > 1$ , а соотношение  $W_t/MPL_t$  – это предельные издержки. Подставив полученную формулу рыночной цены в периоде  $t$  (2.70) в эффективное распределение (2.68), где первое равенство вытекает из условий оптимальности домохозяйства, получим, что:

$$-\frac{u_{L_t}}{u_{X_t}} = W_t/P_t = \lambda MPL_t < MPL_t \quad (2.71)$$

Таким образом, наличие рыночной власти приводит не только к более высоким ценам, но и к неэффективно низкому уровню занятости, а, следовательно, и к падению объема производства. Такое искажение эффективного равновесия может быть устранено с помощью субсидирования занятости. Пусть  $\tau$  обозначает ставку, по которой субсидируются издержки занятости, и пусть расходы, связанные с субсидиями финансируются за счет единовременного налога. При этом единовременный налог – это взнос, который начисляется вне зависимости от деятельности индивида. Начисление единовременного налога приводит к понижению уровня дохода и к уменьшению спроса [198]. Если норма субсидий установится на величине равной  $\tau=1-\lambda$ , то при гибких ценах равновесие на рынке труда достигнет эффективного уровня, и уравнение рыночной цены (2.70) примет следующий вид:

$$P_t = \frac{1}{\lambda} \frac{(1-\tau)W_t}{MPL_t} = \frac{1}{\lambda} \frac{\lambda W_t}{MPL_t} = \frac{W_t}{MPL_t} \quad (2.72)$$

*Искажения, вызванные жесткими ценами.* Допускаемые ограничения на частоту корректировки цен вводят в силу источник неэффективности по двум причинам. Во-первых, тот факт, что фирмы не могут постоянно корректировать цены, приводит к выводу, что средняя торговая надбавка со временем изменится в ответ на шоки, и, отличие от постоянной торговой надбавки составит  $1/\lambda$ . Обозначим среднюю торговую надбавку в экономике как  $\xi_t$ , то есть отношение средней цены к средним предельным издержкам. Тогда из уравнения рыночной цены (2.72) получаем:

$$\xi_t = P_t \frac{MPL_t}{(1-\tau)W_t} = P_t \frac{MPL_t}{\lambda W_t} \quad (2.73)$$

Вышеизложенная формула торговой надбавки (2.73) вытекает из предположения, что государственные субсидии компенсируют искажения монополистической конкуренции, что позволяет изолировать роль жестких цен в экономике. Используя формулу торговой надбавки (2.73) в выражении (2.68) получим:

$$-\frac{u_{Nt}}{u_{Ct}} = MPL_t = \frac{W_t}{P_t} = \frac{1}{\lambda \xi_t} MPL_t \begin{matrix} < \\ > \end{matrix} MPL_t \quad (2.74)$$

Таким образом, формула предельной производительности (2.68) нарушается, всякий раз, когда торговая надбавка  $\xi_t \neq 1/\lambda$ . Эффективность может быть восстановлена, если только проводимой политике удастся стабилизировать торговые надбавки до равновесного уровня. Отметим также, что скользящее ценообразование является источником второго типа неэффективности. Это связано с тем, что относительные цены на различные товары будут необоснованно варьироваться из-за изменений в предпочтениях или технологии, что является результатом отсутствия синхронизации в корректировке цен. Поэтому когда цены не корректируются в один и тот же период, т.е.  $P_t(i) \neq P_t(j)$  для любых двух товаров  $(i, j)$ , то такие ценовые искажения приводят к различному производству и потреблению продукции, т.е.  $X_t(i) \neq X_t(j)$ , и, как результат,  $L_t(i) \neq L_t(j)$ . Подобный исход нарушает условия эффективности (2.72) и (2.73) и объем потребления континуума товаров уже не может быть оптимальным. Условие эффективного распределения требует, чтобы количество производимой и потребляемой продукции, их цены и предельные издержки были выравнены. Соответственно, наценка должна быть идентичной для всех фирм и товаров. Далее охарактеризуем меры денежно-кредитной политики, которые в состоянии достичь желаемых целей.

*Меры денежно-кредитной политики по урегулированию искажений.* Введем предположение, что государством применяется оптимальная субсидия для компенсации искажений рыночной власти. Для облегчения анализа мы ограничимся случаем, когда нет никаких «унаследованных» искажений относительных цен и цена  $i$ -го товара в периоде  $t-1$   $P_{t-1}(i) = P_{t-1} \forall i$ , то есть наблюдается эффективное распределение в периоде  $t-1$ . Такой уровень эффективного распределения может быть достигнут с помощью мер денежно-кредитной политики, которая воздействует на количество денег в обращении с целью обеспечения стабильности цен и как результат предельных издержек на уровне, согласующемся с желаемой торговой надбавкой фирм, т.е.  $\widehat{mc}_t^r = mc_t^r - mc^r = 0$ . Если оказываемые меры денежно-кредитной политики будут эффективны, то в течение определенного времени ни одна фирма не проявит стимул корректировать уровень цен, вместо этого оптимизируя оптимальный уровень торговой надбавки. В результате  $P_t^* = P_{t-1}$  и, следовательно,  $P_t = P_{t-1} \forall t$ . Иными словами, на рынке не возникает ценовых искажений, а совокупный уровень цен полностью стабилизируется. К тому же параметр  $\xi_t = 1/\lambda \forall t$ , а выпуск и занятость соответствуют своим аналогам в условиях гибких

равновесно распределенных цен с выделением государственных дотаций. Используя обозначения для лог–линеаризованной модели, представленной в приложении В оптимальная реакция денежно–кредитной политики требует, чтобы для всех  $t$  выполнялись следующие равенства:

$$\tilde{y}_t = y_t - y_t^n = 0 \quad (2.75)$$

$$\pi_t = (1 - \omega)(p_t^* - p_{t-1}) = 0 \quad (2.76)$$

Условия (2.75) и (2.76) вытекают из уравнения инфляции, определяемой формулой (2.29) и из условия желаемой торговой надбавки  $\widehat{mc}_t^r = mc_t^r - mc^r = 0$ . Тогда из уравнения динамической кривой  $IS$  (2.50) следует, что:

$$i_t = r_t = r_t^n \quad (2.77)$$

Стоит подчеркнуть две особенности присущие оптимальной денежно–кредитной политике. Во-первых, постоянный стабильный уровень выпуска не является желательным сама по себе. Вместо этого он должен меняться при изменении естественного уровня выпуска, т.е.  $y_t = y_t^n$  для всех  $t$ . Поэтому всякий раз, когда реальные шоки вызывают колебания естественного уровня выпуска, это отражается и на реальном объеме производства. Во-вторых, ценовая стабильность выступает в качестве особенности свойственной оптимальной денежно–кредитной политике, хотя, априорно, лица, отвечающие за проведение денежно–кредитной политики, не придают особого веса таким особенностям. Следующий этап будет заключаться в анализе того, как реализовать условия (2.75) и (2.76) на практике. Очевидно, что из этих условий (2.75) и (2.76) следует равенство номинальной и реальной процентных ставок (2.77) и, как результат, равенство разрыва выпуска и темпа инфляции  $\tilde{y}_t = \pi_t = 0$ . Полученное равенство (2.77) можно рассматривать как экзогенное правило процентной ставки. Теперь вставим данное равенство в уравнение динамической кривой  $IS$  (2.50), а затем совместим выведенное уравнение с новой кейнсианской кривой Филлипса (2.48). В результате получится система разностных уравнений:

$$\begin{bmatrix} \tilde{y}_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \frac{1}{\sigma} \\ \zeta & \beta + \frac{\zeta}{\sigma} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t \tilde{y}_{t+1} \\ E_t \pi_{t+1} \end{bmatrix} = A_0 \begin{bmatrix} E_t \tilde{y}_{t+1} \\ E_t \pi_{t+1} \end{bmatrix}, \quad (2.78)$$

где  $A_0 = \begin{bmatrix} 1 & \frac{1}{\sigma} \\ \zeta & \beta + \frac{\zeta}{\sigma} \end{bmatrix}$ .

Тогда характеристическое уравнение заданной матрицы примет следующий вид  $\Lambda^2 - \left(1 + \beta + \frac{\zeta}{\sigma}\right)\Lambda + \beta = 0$ . В своей работе [192] Дж. Ласалле показал, что корни квадратного уравнения  $x^2 + a_1x + a_0 = 0$  будут меньше единицы, если и только если параметры  $|a_0| < 1$ , а  $|a_1| < 1 + a_0$ . Таким образом, два собственных значения матрицы  $A_0$  находятся внутри единичной окружности, если и только если выполняются следующие два неравенства:  $|\beta| < 1$  и  $|1 + \beta + \zeta/\sigma| < 1 + \beta$ . Ясно, что последнее условие не выполняется, поэтому собственные значения матрицы  $A_0$  не могут лежать внутри единичной окружности. Используя условие О. Бланшара и Ч. Кана [191] для линеаризованной модели в окрестности состояния равновесия, мы определяем количество решений модели в зависимости от ее параметров. В нашем случае существует множество равновесий, потому что число собственных значений матрицы внутри единичной окружности меньше, чем количество незадаваемых переменных. Хотя ни нулевой показатель инфляции, ни нулевой разрыв выпуска, ни полученное равенство номинальной и реальной процентных ставок (2.77) – ничто не гарантирует возврат экономики к желаемому равновесию, определенному условиями (2.75) и (2.76). Вторым правилом денежно-кредитной политики является правило процентной ставки с эндогенной компонентой:

$$i_t = r_t^n + \phi_\pi \pi_t + \phi_y \tilde{y}_t \quad (2.79)$$

где  $\phi_\pi$  и  $\phi_y$  неотрицательные коэффициенты, устанавливаемые национальным банком, которые описывают реакцию процентной ставки на отклонения инфляции и разрыва выпуска от их целевых уровней. Выведем вначале перспективную версию динамической кривой  $IS$ . Используя правило процентной ставки с эндогенной компонентой (2.79) в уравнении динамической кривой  $IS$  (2.50), решим полученное уравнение относительно  $\tilde{y}_t$ :

$$\tilde{y}_t = \frac{1}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y} \left\{ \sigma E_t \tilde{y}_{t+1} + (1 - \beta \phi_\pi) E_t \pi_{t+1} \right\} \quad (2.80)$$

Уравнение (2.80) показывает текущий разрыв выпуска как функцию от ожидаемого разрыва выпуска и ожидаемой инфляции. Далее мы выведем аналогичную формулу для текущей инфляции. Используя выражение (2.80) в формуле новой кейнсианской кривой Филлипса (2.48), решим полученное уравнение относительно  $\pi_t$ :

$$\pi_t = \frac{1}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y} \left\{ \sigma \zeta E_t \tilde{y}_{t+1} + [\zeta + \beta(\sigma + \phi_y)] E_t \pi_{t+1} \right\} \quad (2.81)$$

Наконец, два модифицированных уравнения динамической кривой  $IS$  (2.80) и новой кейнсианской кривой Филлипса (2.81) можно переписать в виде системы разностных уравнений:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \tilde{y}_t \\ \pi_t \end{bmatrix} &= \frac{1}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y} \begin{bmatrix} \sigma & 1 - \beta \phi_\pi \\ \sigma \zeta & \zeta + \beta(\sigma + \phi_y) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t \tilde{y}_{t+1} \\ E_t \pi_{t+1} \end{bmatrix} = \\ &= \Omega \begin{bmatrix} \sigma & 1 - \beta \phi_\pi \\ \sigma \zeta & \zeta + \beta(\sigma + \phi_y) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t \tilde{y}_{t+1} \\ E_t \pi_{t+1} \end{bmatrix} = A_T \begin{bmatrix} E_t \tilde{y}_{t+1} \\ E_t \pi_{t+1} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2.82)$$

$$\text{где } A_T = \Omega \begin{bmatrix} \sigma & 1 - \beta \phi_\pi \\ \sigma \zeta & \zeta + \beta(\sigma + \phi_y) \end{bmatrix}, \quad \Omega \equiv \frac{1}{\sigma + \phi_\pi \zeta + \phi_y}.$$

Следует отметить, что матрица перехода в системе разностных уравнений (2.82) совпадает с матрицей (2.57). Таким образом, всякий раз, пока условие (2.70) удовлетворяет принципу Тейлора  $\phi_\pi > 1$ , правило денежно-кредитной политики, которое определяется формулой (2.79), приводит к устойчивому равновесию при  $\tilde{y}_t = \pi_t = 0$ . Последнее правило денежно-кредитной политики, заслуживающее рассмотрения – это «перспективное» правило процентной ставки:

$$i_t = r_t^n + \phi_\pi E_t \pi_{t+1} + \phi_y E_t \tilde{y}_{t+1} \quad (2.83)$$

Теперь органы регулирования денежного обращения приспособливают номинальную процентную ставку к изменениям в ожидаемой инфляции и разрыве выпуска. Используя правило процентной ставки (2.83) в уравнении динамической кривой  $IS$  (2.50), получим новый вид зависимости разрыва выпуска от ожидаемой инфляции и объема производства:

$$\tilde{y}_t = \left(1 - \frac{\phi_y}{\sigma}\right) E_t \tilde{y}_{t+1} + \frac{1 - \phi_\pi}{\sigma} E_t \pi_{t+1} \quad (2.84)$$

Используя новый вид динамической кривой  $IS$  (2.84) в (2.48), выведем модифицированную кейнсианскую кривую Филлипса:

$$\pi_t = \zeta \left(1 - \frac{\phi_y}{\sigma}\right) E_t \tilde{y}_{t+1} + \left(\beta + \zeta \frac{1 - \phi_\pi}{\sigma}\right) E_t \pi_{t+1} \quad (2.85)$$

Перепишем систему разностных уравнений (2.82) в явном виде, заменив в начальном условии разрыв выпуска и инфляцию их ожидаемыми значениями в будущем:

$$\begin{bmatrix} \tilde{y}_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 - \frac{\phi_y}{\sigma} & \frac{1 - \phi_\pi}{\sigma} \\ \zeta \left(1 - \frac{\phi_y}{\sigma}\right) & \beta + \zeta \left(\frac{1 - \phi_\pi}{\sigma}\right) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t \tilde{y}_{t+1} \\ E_t \pi_{t+1} \end{bmatrix} = A_F \begin{bmatrix} E_t \tilde{y}_{t+1} \\ E_t \pi_{t+1} \end{bmatrix} \quad (2.86)$$

где  $A_F = \begin{bmatrix} 1 - \frac{\phi_y}{\sigma} & \frac{1 - \phi_\pi}{\sigma} \\ \zeta \left(1 - \frac{\phi_y}{\sigma}\right) & \beta + \zeta \left(\frac{1 - \phi_\pi}{\sigma}\right) \end{bmatrix}$ .

Тогда характеристическое уравнение заданной матрицы примет следующий вид  $\Lambda^2 + \Lambda \left( \frac{\zeta(\phi_\pi - 1)}{\sigma} + \frac{\phi_y}{\sigma} - 1 - \beta \right) + \beta \left(1 - \frac{\phi_y}{\sigma}\right) = 0$ . В соответствии с работой Дж. Ласалле [192] два собственных значения матрицы  $A_F$  находятся внутри единичной окружности, если и только если выполняются следующие два неравенства:  $|\beta(1 - \phi_y/\sigma)| < 1$  и  $|\zeta(\phi_\pi - 1)/\sigma + \phi_y/\sigma - 1 - \beta| < 1 + \beta(1 - \phi_y/\sigma)$ . Из первого неравенства следует, что  $|\sigma - \phi_y| < \sigma/\beta$ . Если  $\sigma > \phi_y$ , то  $\sigma - \phi_y < \sigma/\beta \Rightarrow -\phi_y < -\sigma(1 - 1/\beta)$  и поэтому:

$$\sigma \left(1 - \frac{1}{\beta}\right) < 0 < \phi_y \quad (2.87)$$

Так как параметр  $\phi_y$  неотрицателен, то указанное условие (2.87) выполняться не может. Если  $\sigma < \phi_y$ , то  $\phi_y - \sigma < \sigma/\beta \Rightarrow$

$$\phi_y < \sigma \left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \quad (2.88)$$

Из второго неравенства следует, что:

$$\zeta(\phi_\pi - 1) + (1 + \beta)\phi_y < 2\sigma(1 + \beta) \quad (2.89)$$

$$0 < \zeta(\phi_\pi - 1) + (1 - \beta)\phi_y \quad (2.90)$$

Условие (2.90) оказывается идентичным с (Е.5). Тем не менее, в случае использования «перспективного» правила процентной ставки условия (2.88) и (2.89) обязательно должны выполняться. Как видно из неравенств (2.88)–(2.90) меры денежно-кредитной политики не должны быть слишком мягкими, либо слишком жесткими. В частности, из условий (2.88–2.89) и (2.90) ясно, что установка слишком больших значений параметров  $\phi_y$  и  $\phi_\pi$  может привести к неопределенности. В заключение отметим, что если  $\phi_\pi > 1$ , то параметр  $\phi_y$  может быть установлен равным нулю.



### 3 ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ ДЕНЕЖНО–КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ НА ДИНАМИКУ ОСНОВНЫХ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ РК

#### 3.1 Калибровка и оценка параметров динамической стохастической модели общего равновесия

На основе обзорного анализа ситуации, складывающейся на рынках РК, были выяснены особенности экономики страны, а также основные характеристики отраслей экономики. Изучение теоретической литературы и эмпирических исследований в области анализа влияния денежно-кредитной политики на экономику РК позволило выделить широкий набор факторов, которые входят в модели динамического стохастического общего равновесия (DSGE), определен спектр факторов, используемых при анализе и прогнозировании влияния денежно-кредитной политики на экономику Казахстана, были определены объясняющие переменные и собраны данные по следующим макроэкономическим показателям экономики РК: инфляция, индекс потребительских цен, обменный курс доллара к тенге, межбанковская процентная ставка, занятость населения, ВВП, потребление домохозяйств, производительность труда, объем труда, денежная масса (таблица 10). Из всех рядов удалена сезонная составляющая с помощью X-12-ARIMA. Далее ряды были прологарифмированы и из них удалена трендовая составляющая с помощью фильтра Ходрика–Прескотта. Данные вычисления проведены в программе EViews. Перед проведением эконометрического анализа были зафиксированы некоторые параметры, отвечающие за долгосрочное равновесие. Для остальных параметров, описывающих динамику экономики, проводилась оценка на основе статистических данных Национального Банка РК, МВФ, Всемирного Банка и Агентства РК по статистике.

Таблица 10 – Коэффициенты парной корреляции в периоде с I квартал 2001 г. по I квартал 2013 г.

Наименование	Уровень инфляции	Объем труда	Денежная масса (M2)	Валютный курс	Номинал. зарплата	Номинал. процентная ставка	Реальная процентная ставка
1	2	3	4	5	6	7	8
Уровень инфляции	1.00	-0.07	0.33	-0.54	0.39	0.39	-0.002
Объем труда	-0.07	1.00	0.32	0.07	0.3	-0.22	0.14
Денежная масса (M2)	0.33	0.32	1.00	-0.10	0.98	0.11	0.40
Валютный курс	-0.54	0.07	-0.1	1.00	-0.17	-0.52	0.26
Номинальная зарплата	0.39	0.3	0.98	-0.17	1.00	0.08	0.30
Номинальная процентная ставка	0.39	-0.22	0.11	-0.52	0.08	1.00	-0.03

Продолжение таблицы 10

1	2	3	4	5	6	7	8
Реальная процентная ставка	-0.002	0.14	0.40	0.26	0.30	-0.03	1.00
Валютный курс	0.38	0.26	0.92	-0.28	0.94	0.05	0.25
Потребление	-0.03	-0.26	-0.04	0.18	-0.05	-0.02	-0.02
Предельный продукт труда	-0.45	0.13	-0.24	0.36	-0.28	-0.13	0.04
ВВП	0.33	-0.06	0.79	-0.17	0.84	0.13	0.12
Затраты государственного бюджета	0.34	0.24	0.95	-0.15	0.98	0.05	0.21
ИПЦ	0.84	-0.09	0.12	-0.25	0.17	0.28	0.09
Наименование	Валютный курс	Потребление	Предельный продукт труда	ВВП	Затраты государственного бюджета	ИПЦ	
Уровень инфляции	0.38	-0.03	-0.45	0.33	0.34	0,84	
Объем труда	0.26	-0.26	0.13	-0.06	0.24	-0.09	
Денежная масса (M2)	0.92	-0.04	-0.24	0.79	0.95	0.12	
Валютный курс	-0.28	0.18	0.36	-0.17	-0.15	-0.25	
Номинальная зарплата	0.94	-0.05	-0.28	0.84	0.98	0.17	
Номинальная процентная ставка	0.05	-0.02	-0.13	0.13	0.05	0.28	
Реальная процентная ставка	0.25	-0.02	0.04	0.12	0.21	0.09	
Валютный курс	1.00	-0.10	-0.23	0.78	0.92	0.08	
Потребление	-0.10	1.00	-0.18	-0.04	-0.08	0.01	
Предельный продукт труда	-0.23	-0.18	1.00	-0.28	-0.28	-0.22	
ВВП	0.78	-0.04	-0.28	1.00	0.85	0.15	
Затраты государственного бюджета	0.92	-0.08	-0.28	0.85	1.00	0.13	
ИПЦ	0.08	0.01	-0.22	0.15	0.13	1.00	
Примечание – Собственные расчеты автора с использованием пакета Eviews 7 версия							

В результате корреляционного анализа выявлено наличие умеренной линейной связи между объемом ВВП и инфляцией в 33%. Также на ВВП сильно влияют объем денежной массы (79%), средняя номинальная заработанная плата (84%), валютный курс доллара США к тенге (78%), затраты государственного бюджета (85%). Очень слабо и отрицательно влияют объем

труда (−0,06%) и потребление домохозяйств (−0,04%). Сильная связь между объясняющими переменными, то есть наличие мультиколлинеарности, учитывается при составлении регрессионных моделей. Например, очень тесная связь между денежной массой и валютным курсом (92%), денежной массой и номинальной заработной платой (98%), валютным курсом и номинальной заработной платой (94%), валютным курсом и затратами государственного бюджета (92%) (таблица 12).

Для калибровки параметра  $\alpha^h$ , который является обратной величиной к эластичности ставки рефинансирования по уровню ИПЦ, как главного инструмента денежно–кредитного регулирования, использовалась регрессия следующего вида:

$$rr\_sa = 5,59 + 1,73*inflat\_gap - 0,10*output\_gap - 0.23*rr\_sa(-1) + \varepsilon_t, \quad (3.1)$$

(0,52)    (0,88)                    (0,32)                    (0,11)

где  $rr\_sa$  –логарифм ставки рефинансирования, ряд скорректирован на сезонность;

$inflat\_gap$  – логарифм инфляционного разрыва;

$output\_gap$  – логарифм разрыва выпуска;

$\varepsilon_t$  – остаток, в скобках приведены стандартные ошибки.

Как видно из уравнения (3.1) искомая эластичность оказалась равной 1,73. Следовательно, параметр  $\alpha^h=0,578$ . Уравнение оценивалось по квартальным данным с 1994 по 2013 гг. Согласно ADF–тесту гипотеза о наличии единичного корня для переменной  $rr\_sa$ , т.е. для логарифма ставки рефинансирования отвергается на 0,1% уровне ( $p=0.0000$ , спецификация с константой). Ряд остатков приведен на рисунке 35.

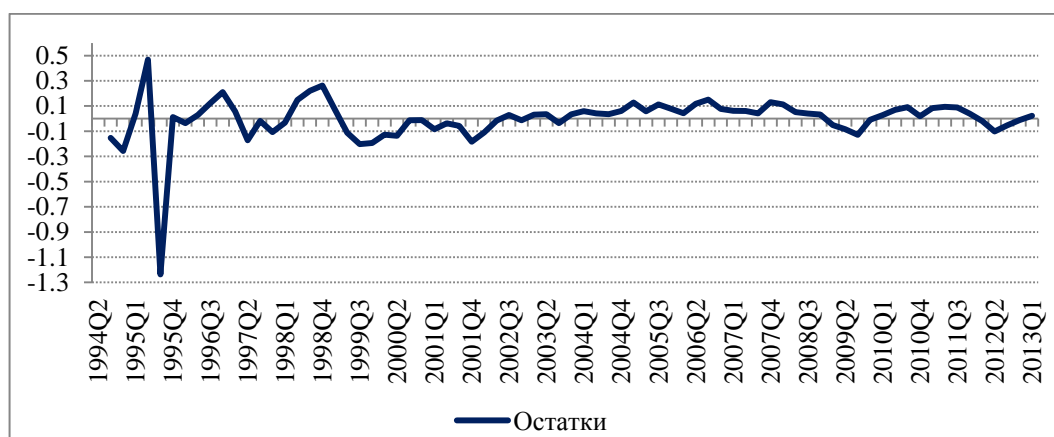


Рисунок 35 – Остатки модели (3.1)

Примечание – собственные расчеты автора на основе данных Агентства РК по статистике

Для Российской Федерации параметр  $\alpha^f$  устанавливается на отметке 0,5 в соответствии с полученными результатами в работе А.Г. Шульгина [55]. Для

экономик Казахстана и России расширенное уравнение правила Тейлора будет записано в следующем виде:

$$i_t^h = \alpha^h \pi_t^h + \iota^h y_t + \phi^h i_{t-1}^h + v_t^h, \quad (3.2)$$

$$i_t^f = \alpha^f \pi_t^f + \iota^f y_t^f + \phi^f i_{t-1}^f + v_t^f, \quad (3.3)$$

где  $i_t^h, i_t^f$  – модифицированное правило Тейлора для двух стран;  
 $y_t^h, y_t^f$  – логарифмические отклонения ВВП в двух странах (разница между фактическим ВВП и его долгосрочным равновесным уровнем, полученным с помощью фильтра Ходрика-Прескотта);  
 $a^h, a^f$  – обратные величины к эластичностям ставок рефинансирования по уровням ИПЦ в двух странах;  
 $\iota^h, \iota^f$  – обратные величины к эластичностям ставок рефинансирования по разрывам выпуска в двух странах;  
 $\phi^h, \phi^f$  – обратные величины эластичностей ставок рефинансирования к их уровням, достигнутом в предыдущем периоде для двух стран;  
 $\pi_t^h, \pi_t^f$  – логарифм уровня инфляции в двух странах (новые кейнсианские кривые Филлипса), за показатель инфляции принимается индекс потребительских цен;  
 $v_t^h, v_t^f$  – шоки процентных ставок в двух странах.

В используемых уравнениях расширенного правила Тейлора (3.2) и (3.3) в качестве номинальных процентных ставок были использованы ставки рефинансирования, в связи с тем, что эти ставки выполняют роль важного индикатора денежно-кредитной политики НБ РК и ЦБ РФ. Для расчета параметра  $\iota$  для Казахстана тестировались различные спецификации моделей, но получить значимого коэффициента при переменной и высокого коэффициента детерминации так и не удалось. Эластичность получалась крайне низкой. По этой причине было решено калибровать параметр  $\iota$  аналогично значениям большинства зарубежных работ [8–14, 21–25] по динамическому стохастическому моделированию, т.е.  $\iota=0,2$ . А.Г. Шульгину [55] также не удалось получить значимого коэффициента. Параметр при оценке уходил в отрицательную область, представляя крайне низкую кривизну функции постериорной плотности в точке оптимума. Это указывает на очень низкое значение  $t$ -статистики для рассматриваемой переменной  $y^f$ . Поэтому решено было также оставить этот коэффициент на уровне большинства зарубежных работ [8–14, 21–25], т.е.  $\iota=0,2$ .

Следующие два параметра  $\phi^h$  и  $\phi^f$  представляют степень инерции процентных ставок двух стран. Данные коэффициенты калибровались на уровне 0,1. Установление на таком значении вышеприведенных параметров предполагает, что больший вес ( $1-\phi^h=1-\phi^f=0,9$ ) приходится на корректировку в краткосрочном периоде остальных инструментов денежно-кредитной политики к уровню нулевой инфляции в устойчивом состоянии.

Следовательно, модифицированные уравнения правила Тейлора (3.2)–(3.3) для двух стран с учетом проведенных калибровок параметров примут следующий вид:

$$i_t^h = 1.578\pi_t^h + 0.2y_t + 0.1i_{t-1}^h + v_t^h,$$

$$i_t^f = 1.5\pi_t^f + 0.2y_t^f + 0.1i_{t-1}^f + v_t^f,$$

где параметры  $v_t^h, v_t^f$  подчиняются авторегрессионному процессу первого порядка AR(1)  $v_t^h = \zeta_v^h v_{t-1}^h + \eta_{v,t}^h, v_t^f = \zeta_v^f v_{t-1}^f + \eta_{v,t}^f, (0 < \zeta_v < 1)$ , с независимо одинаково распределенными векторами ошибок  $\eta_v \sim N(0, \sigma_{\eta_v}^2)$  в модели двух стран.

Здесь необходимо отметить, что принцип Тейлора в классическом виде не определяет необходимые условия равновесия для правил процентных ставок вида (3.2) и (3.3). В данном случае необходимое и достаточное условие равновесия находится из ограничения вида  $(\alpha-1) > 0$ . Поэтому к представленным в уравнениях (3.2) и (3.3) коэффициентам  $a^h$  и  $a^f$  была прибавлена единица.

Вторым используемым уравнением является новая кейнсианская кривая Филлипса. В разработанной модели двух стран ее форма не была модифицирована и приняла следующий классический вид:

$$\pi_t^h = \beta^h E_t[\pi_{t+1}^h] + \mu^h y_t^h + u_t^h, \quad (3.4)$$

$$\pi_t^f = \beta^f E_t[\pi_{t+1}^f] + \mu^f y_t^f + u_t^f, \quad (3.5)$$

где  $\pi_t^h, \pi_t^f$  – новые кейнсианские кривые Филлипса для двух стран, записанные в лог-линеаризованном виде;

$y_t^h, y_t^f$  – логарифмические отклонения ВВП в двух странах (разница между фактическим ВВП и его долгосрочным равновесным уровнем, полученным с помощью фильтра Ходрика-Прескотта);

$\beta^h, \beta^f \in (0, 1)$  – коэффициенты дисконтирования в оптимизационных задачах домохозяйств двух стран;

$\mu^h, \mu^f$  – коэффициенты наклона новых кейнсианских кривых Филлипса по отношению к внутренним и иностранным разрывам выпуска;

$E_t(\pi_{t+1}^h), E_t(\pi_{t+1}^f)$  – математические ожидания переменных  $\pi_{t+1}^h$  и  $\pi_{t+1}^f$ ;

$u_t^h, u_t^f$  – шоки инфляции, обусловленные ростом издержек производства в двух странах.

Параметры  $u_t^h, u_t^f$  подчиняются авторегрессионному процессу первого порядка AR(1)  $u_t^h = \zeta_u^h u_{t-1}^h + \eta_{u,t}^h, u_t^f = \zeta_u^f u_{t-1}^f + \eta_{u,t}^f, (0 < \zeta_u < 1)$ , с независимо одинаково распределенными векторами ошибок  $\eta_u \sim N(0, \sigma_{\eta_u}^2)$  в модели двух стран. В данном случае процесс AR(1) можно интерпретировать как временный

шок, обусловленный ростом издержек производства. В данном условии авторегрессионный процесс первого порядка определяет детерминанты реальных предельных издержек производства, которые не изменяются пропорционально отклонениям разрыва выпуска.

Для Казахстана калибровка коэффициента дисконтирования  $\beta$  на уровне 0,97 определяет фактическую доходность финансовых активов в размере  $\rho = -\ln\beta \approx 4\%$  в устойчивом состоянии. Для Российской Федерации этот коэффициент калибруется на уровне 0,99, т.е. соответствует реальной процентной ставке, равной 1% в квартал [199]. Коэффициенты наклона новых кейнсианских кривых Филлипса для двух стран принимают значения равные  $\mu^h = 0,336$  и  $\mu^f = 0,6465$  в соответствии с выведенными формулами для этих параметров в работе Л. Гюнтера [200]. Таким образом, в окончательном варианте уравнения новых кейнсианских кривых Филлипса можно записать в следующем вид:

$$\pi_t^h = 0.97 E_t \left[ \pi_{t+1}^h \right] + 0.336 y_t^h + u_t^h,$$

$$\pi_t^f = 0.99 E_t \left[ \pi_{t+1}^f \right] + 0.646 y_t^f + u_t^f,$$

Исходя из полученных уравнений, можно сделать вывод, что уровень инфляции в России сильнее реагирует на отклонение ВВП от тренда, нежели в Казахстане, а увеличение ожидаемой инфляции в периоде  $t+1$  на 1%, приведет к увеличению уровня инфляции в периоде  $t$  примерно на такое же процентное соотношение в обеих рассматриваемых странах.

Третье уравнение представлено динамическими кривыми  $IS$  для двух стран. Данные кривые отражают зависимость разрывов выпуска в двух странах от ожидаемых будущих разрывов выпуска, инфляций в этих странах, текущих значений номинальных процентных ставок, а также условий взаимной торговли. Уравнения динамических кривых  $IS$  принимают вид, представленный в работе Ф. Сметса, Р. Воутерса [24]:

$$y_t^h = E_t \left( y_{t+1}^h \right) + \frac{1}{\rho} \left( E_t \left( \pi_{t+1}^h \right) - i_t^h \right) + \varphi^h E_t \left[ \Delta s_{t+1} \right] + \frac{\xi + 1}{\xi + \rho} E_t \left[ \Delta a_{t+1}^h \right] \quad (3.6)$$

$$y_t^f = E_t \left( y_{t+1}^f \right) + \frac{1}{\rho} \left( E_t \left[ \pi_{t+1}^f \right] - i_t^f \right) + \varphi^f E_t \left[ \Delta s_{t+1} \right] + \frac{\xi + 1}{\xi + \rho} E_t \left[ \Delta a_{t+1}^f \right] \quad (3.7)$$

где  $y_t^h, y_t^f$  – логарифмические отклонения ВВП в двух странах (разница между фактическим ВВП и его долгосрочным равновесным уровнем, полученным с помощью фильтра Ходрика-Прескотта);

$i_t^h, i_t^f$  – модифицированное правило Тейлора для двух стран;

$E_t(y_{t+1}^h), E_t(y_{t+1}^f)$  – математические ожидания переменных  $y_{t+1}^h$  и  $y_{t+1}^f$ ;

$\rho \in (0, 1)$  – коэффициент относительного неприятия риска в потреблении;



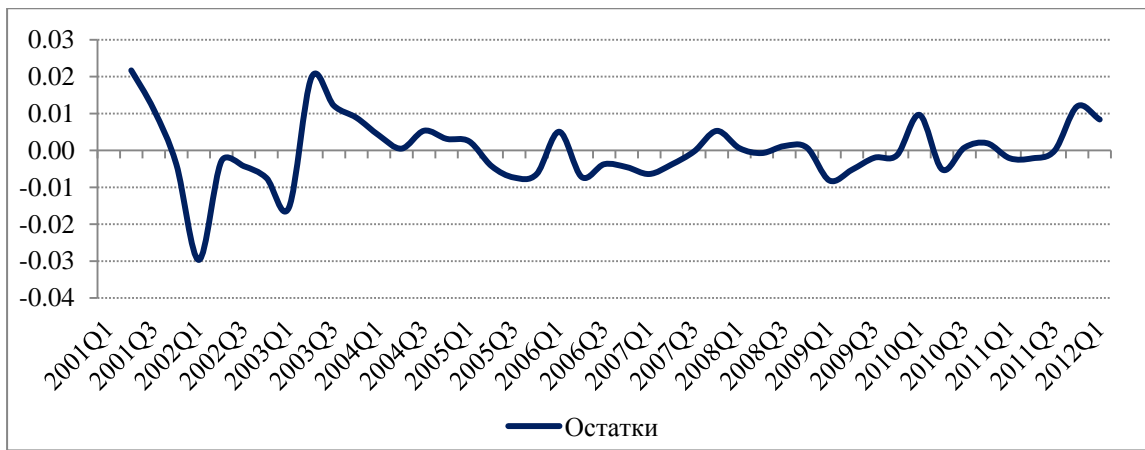


Рисунок 36 – Остатки модели (3.8)

Примечание – собственные расчеты автора на основе данных Агентства РК по статистике

Как было отмечено ранее, как правило, данный показатель для развитых и развивающихся стран принимает значение на интервале между 1 и 3. В ходе испытания модели отклонение параметра  $\zeta$  в сторону уменьшения или увеличения не оказывало влияния на тенденцию шоков. Поэтому было решено установить значение параметра  $\zeta$  на самом максимально высоком зарегистрированном уровне равным 3.

Для калибровки параметра  $\rho$  использовались данные по реальной среднемесячной заработной плате и расходам на конечное потребление домохозяйств в Республике Казахстан. Эти переменные, очевидно, нестационарны, однако в долгосрочной перспективе между ними должна существовать связь. Для оценки параметра  $\rho$  использовалась эластичность, полученная во множественной регрессии логарифма потребления на константу, логарифм реальной заработной платы и логарифм потребления в периоде  $t-1$ . Полученное уравнение представлено в следующем виде:

$$\ln(rc\_sa) = 1,464 + 0,695 \cdot \ln(rw\_sa) + 0,366 \cdot \ln(rc\_sa(-1)) + \varepsilon_t, \quad (3.9)$$

(0,32) (0,13) (0,119)

где  $rc\_sa$  – логарифм реального потребления домохозяйств (номинальное потребление, деленное на индекс потребительских цен), ряд скорректирован на сезонность);

$rw\_sa$  – логарифм реальной заработной платы (средняя заработная плата, деленная на индекс потребительских цен), ряд скорректирован на сезонность;

$\varepsilon_t$  – остатки, в скобках приведены стандартные ошибки.

Уравнение оценивалось по квартальным данным с 2000 по 2012 гг. Оба коэффициента оказались значимы на 1% уровне. Ряд остатков приведен на рисунке 37. Согласно ADF-тесту гипотеза о наличии единичного корня для переменной  $\ln(rc\_sa)$  отвергается на 0,1% уровне ( $p=0.0000$ , спецификация с



константой). Как видно из уравнения (3.9) коэффициент при реальной заработной плате  $\rho=0,7$ , тогда межвременная эластичность замещения реального потребления  $1/\rho$  принимается равной 1,43. Во многих зарубежных исследованиях [8–14, 21–25] межвременная эластичность замещения потребления приравнивается к единице, то есть вводится предположение, что потребителю все равно когда приобретать товар в текущем или следующем период времени.

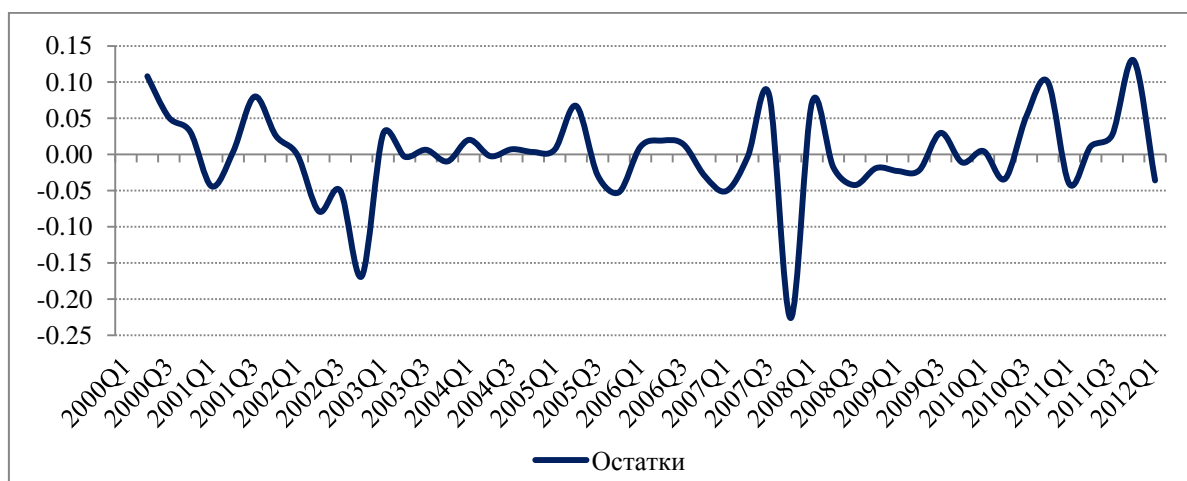


Рисунок 37 – Остатки модели (3.9)

Примечание – Собственные расчеты на основе данных Агентства РК по статистике

Таким образом, коэффициенты наклона динамических кривых  $IS$  по отношению к ожидаемым изменениям в условиях взаимной торговли, обозначенные соответственно символами  $v_t^h$  и  $v_t^f$ , рассчитываются исходя из выведенных формул в работе Ф. Сметса, Р. Воутерса [24]  $\varphi_t^h := \frac{(n-1)(\xi\rho - \xi)}{(\xi + \rho)\rho} > 0$ ,  $\varphi_t^f := \frac{n(\xi\rho - \xi)}{(\xi + \rho)\rho} < 0$  и, следовательно, равны  $\varphi_t^h=0,32664$  и  $\varphi_t^f=-0,020849$ . Тогда в окончательном варианте уравнения динамических кривых  $IS$  можно записать в следующем вид:

$$y_t^h = E_t(y_{t+1}^h) + 1.43 \left( E_t(\pi_{t+1}^h) - i_t^h \right) + 0.33 E_t(\Delta s_{t+1}) + 1.08 E_t[\Delta a_{t+1}^h]$$

$$y_t^f = E_t(y_{t+1}^f) + 1.43 \left( E_t[\pi_{t+1}^f] - i_t^f \right) - 0.02 E_t[\Delta s_{t+1}] + 1.08 E_t[\Delta a_{t+1}^f]$$

Коэффициенты при показателе «условия торговли» в модели двух стран заметно отличаются. Данный показатель представляет собой отношение цен импортных товаров к экспортным с точки зрения страны базирования, т.е. цены

импортных товаров пересчитаны в тенге. Однопроцентный рост показателя «условия торговли» приводит к увеличению отклонения ВВП от тренда на 0,33%, а в России, наоборот, к сокращению разрыва выпуска на 0,02%.

Четвертое уравнение представлено показателем «условия торговли». Вывод данной формулы представлен в Приложении Б. Пятое соотношение – это модифицированные уравнения потребления в экономиках двух стран:

$$c_t^h = \frac{hab}{1+hab} c_{t-1}^h - \frac{1-hab}{1+hab} \frac{1}{\rho} \left( E_t \left( \pi_{t+1}^h \right) - i_t^h - \varepsilon_t^h + E_t \left( \varepsilon_{t+1}^h \right) \right) \quad (3.10)$$

$$c_t^f = \frac{hab}{1+hab} c_{t-1}^f - \frac{1-hab}{1+hab} \frac{1}{\rho} \left( E_t \left( \pi_{t+1}^f \right) - i_t^f - \varepsilon_t^f + E_t \left( \varepsilon_{t+1}^f \right) \right) \quad (3.11)$$

где  $c_t^h, c_t^f$  – логарифмы уровня потребления в двух странах;

$hab \in (0, 1)$  – коэффициенты привычек потребления в двух странах;

$1/\rho$  – обратная величина к эластичности межвременного замещения потребления домохозяйств;

$i_t^h, i_t^f$  – логарифмы номинальных процентных ставок в двух странах;

$E_t(\pi_{t+1}^h), E_t(\pi_{t+1}^f)$  – математические ожидания переменных  $\pi_{t+1}^h$  и  $\pi_{t+1}^f$ ;

$\varepsilon_t^h, \varepsilon_t^f$  – шоки предпочтений;

$E_t(\varepsilon_{t+1}^h), E_t(\varepsilon_{t+1}^f)$  – математические ожидания шоков предпочтений в двух странах.

Параметр привычек потребления калибровался в модели двух стран на одинаковом уровне, т.е.  $hab=0,5$ , т.к. не наблюдается существенной разницы в уровне потребления товаров и услуг населением Казахстана и России.

$$c_t^h = 0.33c_{t-1}^h - 0.48 \left( E_t \left( \pi_{t+1}^h \right) - i_t^h - \varepsilon_t^h + E_t \left( \varepsilon_{t+1}^h \right) \right)$$

$$c_t^f = 0.33c_{t-1}^f - 0.48 \left( E_t \left( \pi_{t+1}^f \right) - i_t^f - \varepsilon_t^f + E_t \left( \varepsilon_{t+1}^f \right) \right)$$

Таким образом, из выше представленных уравнений можно сделать вывод об отрицательной зависимости ожидаемой инфляции и уровня потребления, как для Казахстана, так и для России, при этом повышение номинальных процентных ставок на 1% приведет к увеличению уровня потребления в рассматриваемых странах на 0,48%.

При этом уровень потребления положительно коррелирует с параметром привычек потребления в периоде  $t$  и отрицательно в периоде  $t+1$ .

Шестой вид уравнения представлен формулой реального эффективного обменного курса. Данный показатель напрямую связан с условиями взаимной торговли между двумя странами. Поэтому было решено записать его в следующем виде:

$$reer_t^h = (1 - a^h) \Delta s_t \quad (3.12)$$

$$reer_t^f = (1 - a^f) \Delta s_t \quad (3.13)$$

где  $reer_t^h, reer_t^f$  – реальный эффективный обменный курс двух стран;  
 $a^h, a^f$  – обратные величины к эластичностям ставок рефинансирования по уровням ИПЦ в двух странах;  
 $\Delta s_t$  – показатель «условия торговли», представленный в лог-линеаризованном виде в приложении Б.

В разработанной модели реальный эффективный обменный курс двух стран записывается в следующем виде:

$$reer_t^h = 0.6 \Delta s_t$$

$$reer_t^f = 0.5 \Delta s_t$$

Как можно видеть из представленных уравнений коэффициенты эластичности реальных эффективных обменных курсов по показателю «условия торговли» для двух стран заметно не отличаются. Последние два соотношения, используемые в разработанной модели – спрос на деньги и уравнение занятости для двух стран. Уравнение спроса на деньги для Казахстана представлено формулой (2.26), а для Российской Федерации эта формула принимает следующий вид:

$$mr_t^f = y_t^f - \eta \cdot i_t^f \quad (3.14)$$

где  $mr_t^f$  – логарифм спроса на деньги;  
 $y_t^f$  – логарифмическое отклонение ВВП (разница между фактическим ВВП и его долгосрочным равновесным уровнем, полученным с помощью фильтра Ходрика-Прескотта);  
 $\eta \in (0, 1)$  – величина, обратная эластичности спроса на деньги по номинальной процентной ставке.

Коэффициент  $\eta$  определяется по формуле, выведенной на странице 69 настоящей работы. В результате расчетов этот коэффициент принял значение равное 4. Уравнения занятости для экономик Казахстана и России представлены формулой (Е.19), выведенной в приложении Е. Для модели России коэффициенты в уравнении занятости принимают значения, рассчитанные в работе А.В. Полбина [199].

Таким образом, результаты оценивания специфицированной модели говорят о том, что в казахстанской и российской экономике привычки в потреблении находятся на одинаковом уровне, а динамика потребления обладает большей инерционностью. Оценки структурных параметров модели лежат в приемлемом диапазоне и согласуются со схожими исследованиями в

экономической литературе по построению и оценке ДСОР моделей. Результаты оценивания свидетельствуют о большей жесткости номинальных заработных плат в сравнении с жесткостью цен, а также о высокой степени чувствительности эндогенной составляющей спроса на деньги для двух экономик к показателям номинальных процентных ставок в этих странах. Оцененная модель достаточно адекватно согласуется с данными и способна воспроизводить циклические компоненты динамики казахстанских макроэкономических переменных.

### **3.2 Влияние шоков денежно–кредитной политики на основные макроэкономические показатели Республики Казахстан**

В работе, с помощью разработанной ДСОР модели двух стран, были разложены прогнозные дисперсии шоков на 1 квартал 2014 года для показателей валового внутреннего продукта, инфляции, процентной ставки, потребления, обменного курса, спроса на деньги и занятости, используя программное обеспечение «Dynare Matlab Toolbox». Для того чтобы получить краткосрочный компромисс между ИПЦ и разрывом выпуска в новых кейнсианских кривых Филлипса (3.4) и (3.5) была обеспечена жесткость цен в дополнение к условиям о монопольной конкуренции. Такой компромисс достигнут с помощью введения подхода, предложенного Г. Кальво [140]. Предполагается, что каждый период только часть фирм  $(1-\omega)$  корректируют цены, а оставшаяся доля фирм  $\omega$  сохраняют свои цены неизменными. Фиксирование параметра  $\omega$  на уровне  $3/4$  предполагает, что средняя продолжительность неизменных цен будет равна сумме бесконечно убывающей геометрической прогрессии  $1, \omega, \omega^2, \dots$ , то есть  $1/(1-\omega)=4$  кварталам.

Далее была рассмотрена историческая декомпозиция вариации эндогенных переменных по шокам экономики. Графики данной декомпозиции для инфляционного разрыва и разрыва выпуска, а также для показателя «условия торговли», динамики расходов на потребление и валютного курса Казахстана представлены на рисунках 38–46, соответственно. Как следует из рисунка 38, наблюдается отрицательная корреляция вклада шоков процентной ставки и технологических шоков в 1997–1999 гг. в Казахстане. Благодаря тому, что период 2002–2007 гг. характеризовался стабильным экономическим ростом, не происходило никаких значительных отрицательных шоков в экономике, это привело к тому, что разрыв выпуска был минимальным и колебался на отметке в плюс/минус 0,1%.

Как можно видеть из рисунка 38, шоки предпочтений, процентной ставки, инфляции издержек, а также остальные шоки, имевшие место в России, никак не сказались на отклонении ВВП Казахстана от тренда. При этом результаты эконометрического анализа свидетельствуют в пользу того, что технологические шоки в России обуславливают малую долю вариации реального ВВП в Казахстане.

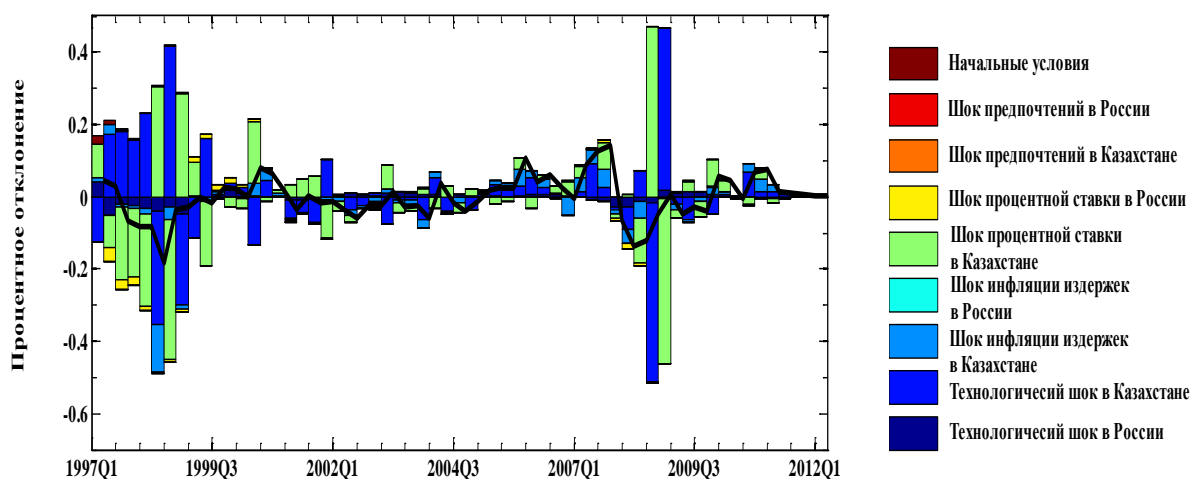


Рисунок 38 – Историческая декомпозиция вклада рассматриваемых шоков в динамику реального ВВП Казахстана

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

На рисунках 39 и 40 представлены данные по реальному квартальному ВВП, разбитому на два периода: 1997–2001 гг. и 2002–2012 гг. На рисунке 40 видно явное снижение ВВП в 1–3 кварталах 2009 года, что также четко прослеживается на рисунке 38. Благодаря исторической декомпозиции ясно, что на спад рассматриваемого показателя в 1–3 кварталах 2009 года сильное влияние оказали технологический шок и шок процентной ставки.

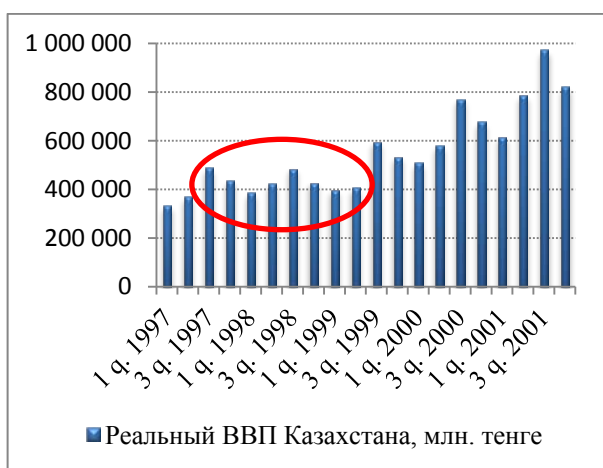


Рисунок 39 – Реальный ВВП Казахстана в 1997–2001 гг.

Примечание – Составлено автором по данным Агентства РК по статистике

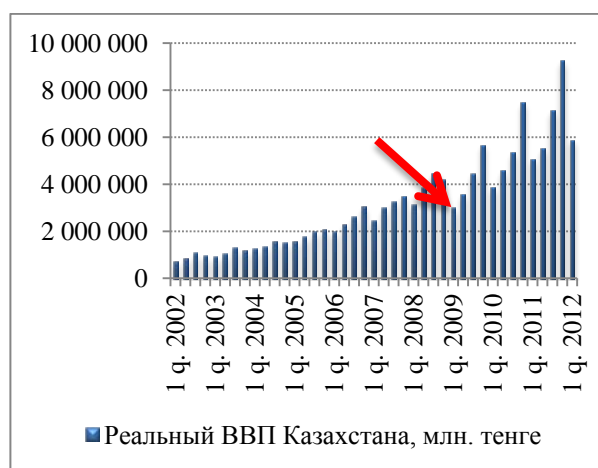


Рисунок 40 – Реальный ВВП Казахстана в 2002–2012 гг.

Примечание – Составлено автором по данным Агентства РК по статистике

Как следует из рисунка 41, шок процентной ставки и инфляции издержек является основной движущей силой динамики реального ВВП в России, происходящие шоки в экономике Республики Казахстан не оказывали существенного влияния на динамику ВВП Российской Федерации. В целом модель наглядно идентифицирует значительное отрицательное влияние шока процентной ставки во время кризиса 1998 и 2008 гг., что является вполне объяснимым результатом, поскольку период 2008 года соответствовал финансовому кризису, а в 1998 году произошел экономический кризис, повлекший резкий рост цен и падение уровня жизни населения.

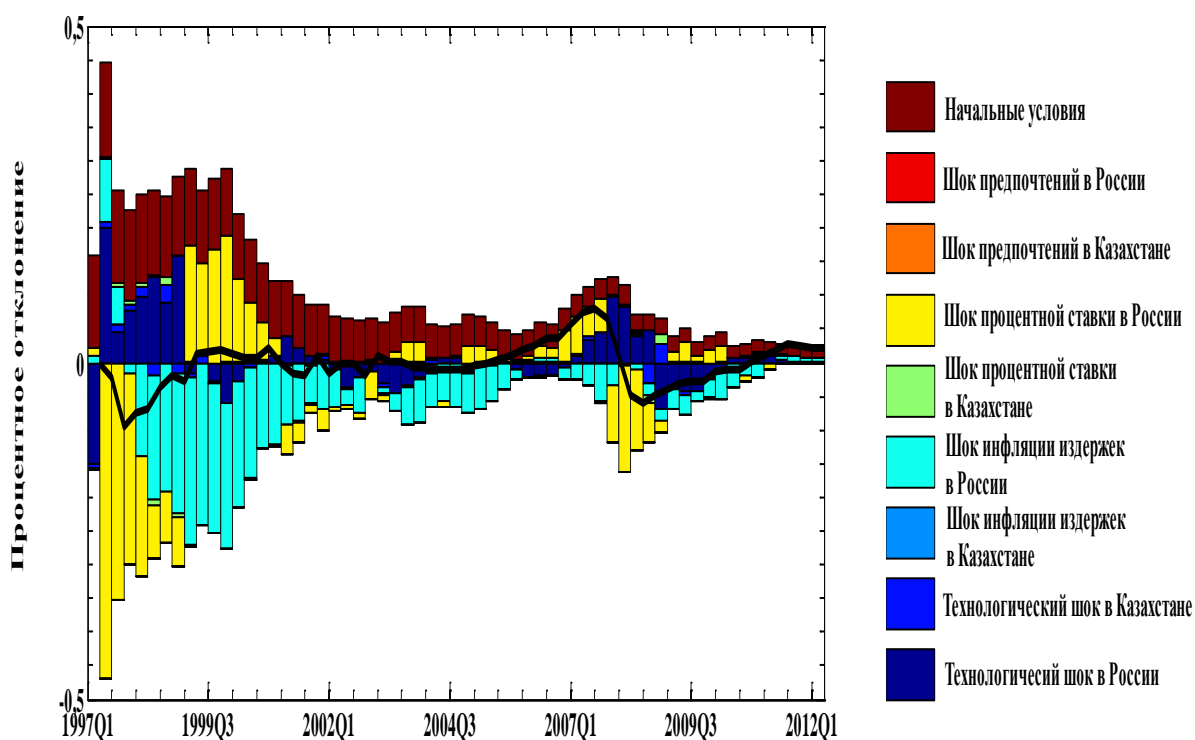


Рисунок 41 – Историческая декомпозиция вклада рассматриваемых шоков в динамику реального ВВП России

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

На следующем рисунке 42 представлена историческая декомпозиция вклада рассматриваемых шоков на динамику обменного курса Республики Казахстан. Анализ диаграммы на рисунке 42 показывает, что отклонение обменного курса Казахстана от равновесного уровня в период 1998–2000 годов было связано в основном с шоками процентных ставок в России, а 2008 год характеризовался положительным отклонением обменного курса от тренда примерно в 1%, в связи с общей положительной динамикой процентного и технологического шока в Казахстане и России, а также с влиянием положительного шока инфляции издержек в России.

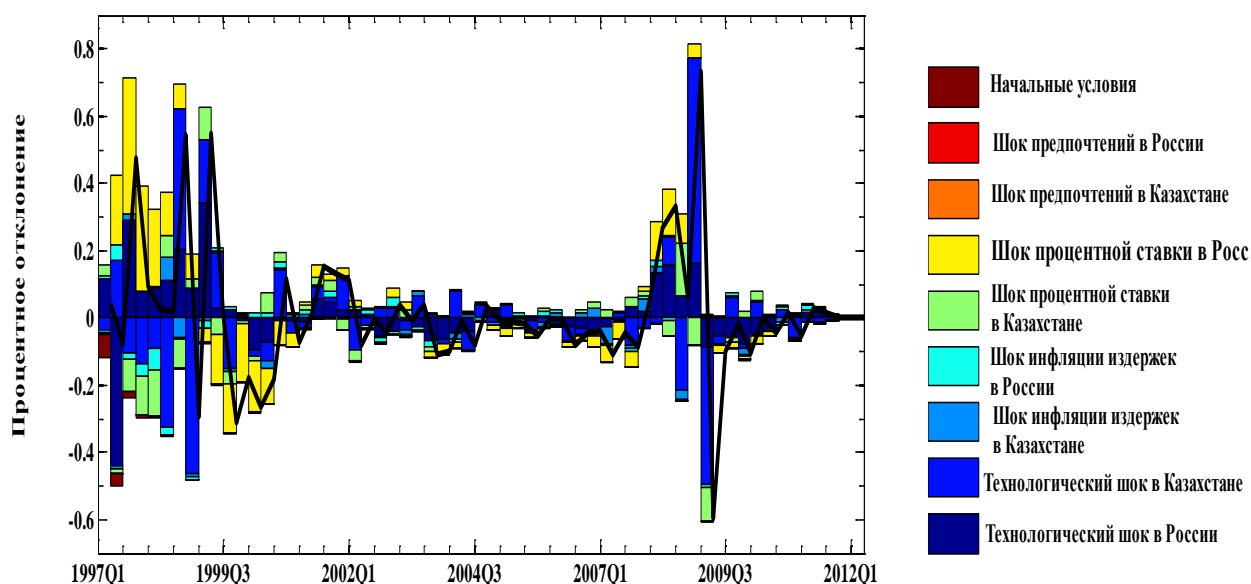


Рисунок 42 – Историческая декомпозиция вклада рассматриваемых шоков в динамику обменного курса в Казахстане

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

Представленное на рисунке 43 разложение показателя «условия торговли» на ретроспективном периоде представляет вклад в процентах влияния рассматриваемых шоков оцененной динамической стохастической модели на отклонения фактических значений вышеназванного показателя от соответствующих равновесных значений для промежутка времени с 1 квартала 1997 г. по 1 квартал 2012 г.

Указанный график изображает, каким образом отклонение показателя «условия торговли» от тренда на ретроспективном периоде формировалось в соответствии с положительными и отрицательными влияниями рассматриваемых шоков.

Так отклонение анализируемого показателя от тренда за третий квартал 2008 года равно  $-8,17\%$ , есть сумма положительных слагаемых:

1. Влияний шока инфляции, обусловленного ростом издержек производства в Казахстане ( $u_t^h$ ) равный  $3,48\%$  отклонения показателя «условия торговли» от тренда;
2. Влияний шока инфляции, обусловленного ростом издержек производства в России ( $u_t^f$ ) равный  $0,52\%$  отклонения показателя «условия торговли» от тренда;
3. Влияний технологического шока в Казахстане ( $a_t^h$ ) равный  $27,98\%$  отклонения показателя «условия торговли» от тренда.

и отрицательных слагаемых:

4. Влияний технологического шока в России ( $a_t^f$ ) равный  $-8,54\%$  отклонения показателя «условия торговли» от тренда;

5. Влияний шока процентных ставок в России ( $v_t^f$ ) равный  $-11,56\%$  отклонения показателя «условия торговли» от тренда;

5. Влияний шока процентных ставок в Казахстане ( $a_t^h$ ) равный  $-20,05\%$  отклонения показателя «условия торговли» от тренда.

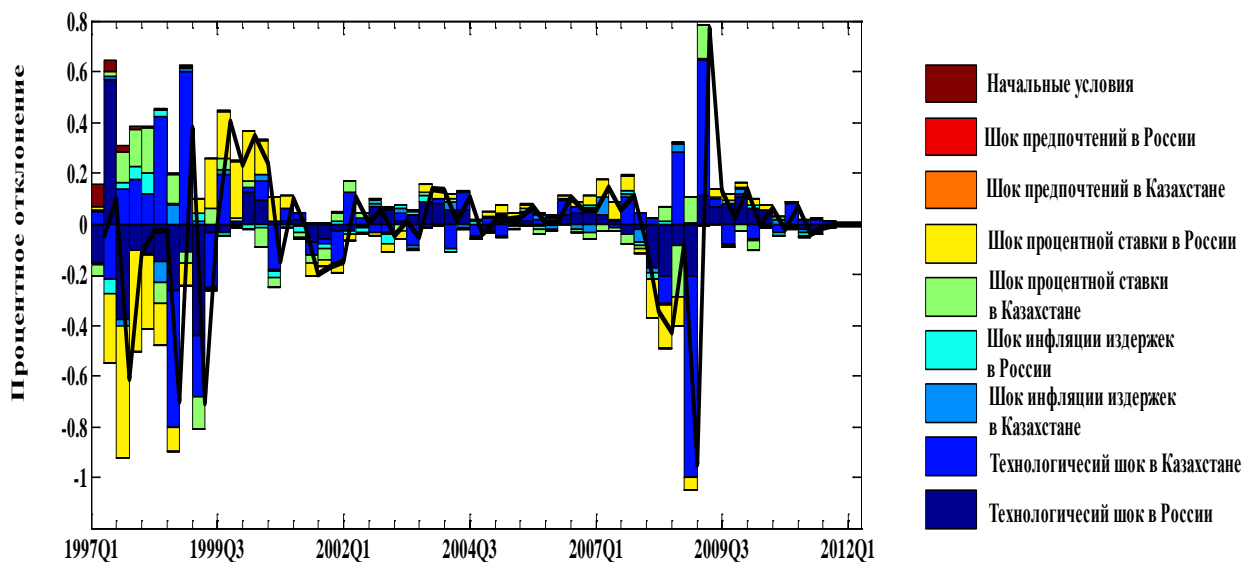


Рисунок 41 – Историческая декомпозиция вклада рассматриваемых шоков в динамику показателя «условия торговли»

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

Рассматривая динамику расходов на потребление домохозяйств в Казахстане на рисунке 44 в период кризиса 2008 года необходимо отметить, что в третьем квартале 2008 года на анализируемый показатель сильное отрицательное влияние оказывал технологический шок в Казахстане, а положительное – шок предпочтений. Также можно наблюдать, что экономические шоки в Российской Федерации на потребительские расходы домашних хозяйств Казахстана заметного воздействия в рассматриваемом периоде не оказывали.

Отклонение макроэкономического показателя «расходы на потребление домохозяйств» от тренда на ретроспективном периоде формировалось в соответствии с положительными и отрицательными влияниями рассматриваемых шоков. Так отклонение анализируемого показателя от тренда за третий квартал 2008 года равно  $-0,43\%$ , есть сумма положительных слагаемых:

1. Влияний шока инфляции, обусловленного ростом издержек производства в Казахстане ( $u_t^h$ ) равный  $0,3\%$  отклонения показателя «расходы на потребление домохозяйств» от тренда;

2. Влияний шока предпочтений в Казахстане ( $e_b^h$ ) равный  $32,75\%$  отклонения показателя «расходы на потребление домохозяйств» от тренда.



и отрицательных слагаемых:

3. Влияний технологического шока в России ( $a_t^f$ ) равный  $-1,32\%$  отклонения показателя «расходы на потребление домохозяйств» от тренда;
4. Влияний технологического шока в Казахстане ( $a_t^h$ ) равный  $-22,38\%$  отклонения показателя «расходы на потребление домохозяйств» от тренда.
5. Влияний шока процентных ставок в Казахстане ( $a_t^h$ ) равный  $-8,47\%$  отклонения показателя «расходы на потребление домохозяйств» от тренда;
6. Влияний шока процентных ставок в России ( $v_t^f$ ) равный  $-0,45\%$  отклонения показателя «расходы на потребление домохозяйств» от тренда.

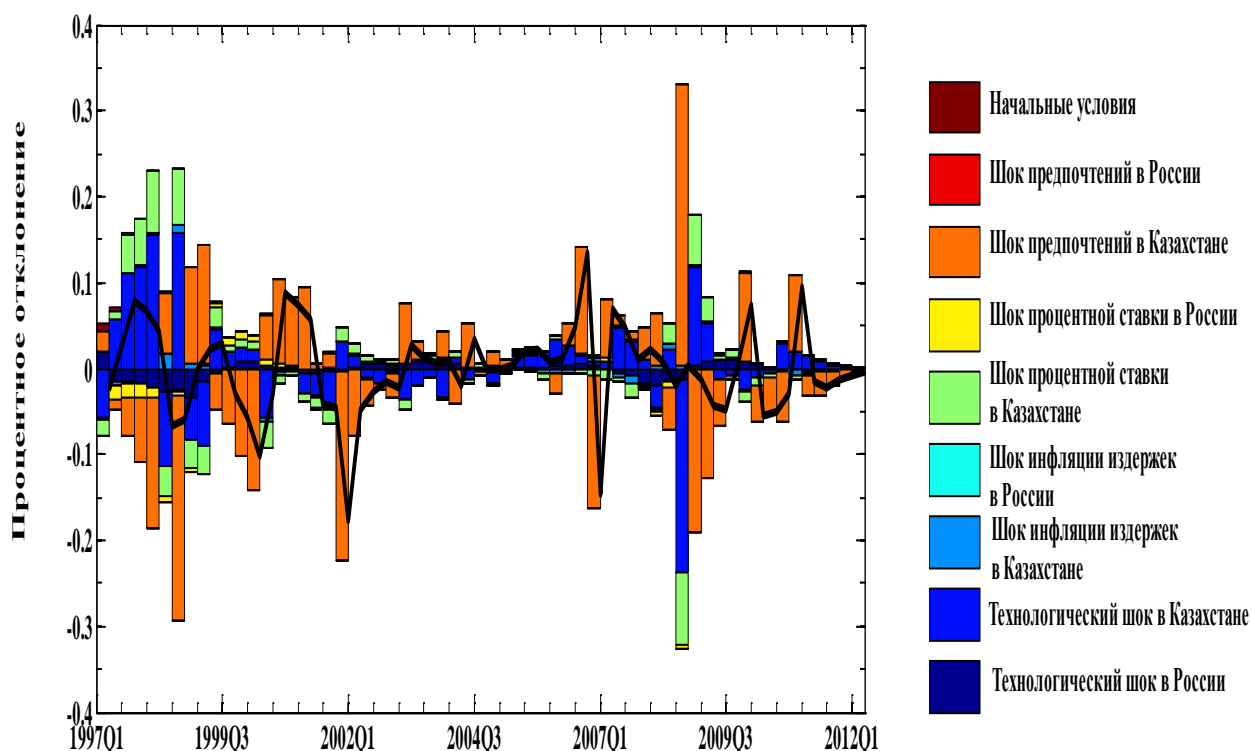


Рисунок 44 – Историческая декомпозиция вклада рассматриваемых шоков в динамику расходов на потребление домохозяйств Казахстане

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

Отклонение инфляции от равновесного уровня на промежутке 2002–2011 гг. почти полностью объяснялось шоками процентной ставки и инфляции издержек. Другими словами, все остальные шоки модели на значения инфляции на указанном промежутке времени практически не влияли. Небольшое влияние в 1997–1998 гг. оказывал на рассматриваемый показатель шок процентной ставки в России. 2010–2012 гг. характеризовались стабильным уровнем инфляции в Казахстане в рамках намеченного уровня в 6–8%, а рассматриваемые шоки за тот же период почти не оказывали на темп инфляции сильного воздействия (рисунок 45).

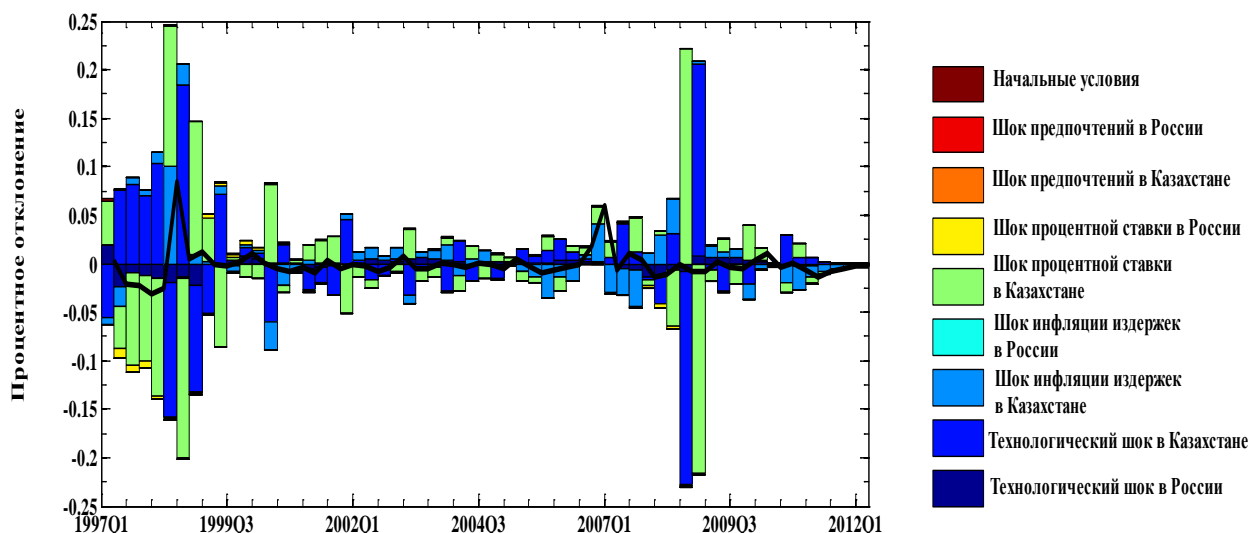


Рисунок 45 – Историческая декомпозиция вклада рассматриваемых шоков в динамику инфляционного разрыва в Казахстане

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

Отклонение показателя «инфляции» от тренда в России на ретроспективном периоде формировалось в соответствии с положительными и отрицательными влияниями рассматриваемых шоков. Так отклонение анализируемого показателя от тренда за третий квартал 2008 года равно – 2,16%, есть сумма положительных слагаемых:

1. Влияний технологического шока в России ( $a_t^f$ ) равный 4,41% отклонения показателя «инфляции» от тренда;
  2. Влияний шока инфляции, обусловленного ростом издержек производства в России ( $u_t^f$ ) равный 0,79% отклонения показателя «инфляции» от тренда;
- и отрицательных слагаемых:
3. Влияний технологического шока в Казахстане ( $a_t^h$ ) равный –2,62% отклонения показателя «инфляции» от тренда;
  4. Влияний шока инфляции, обусловленного ростом издержек производства в Казахстане ( $u_t^h$ ) равный –0,01% отклонения показателя «инфляции» от тренда;
  5. Влияний шока процентных ставок в Казахстане ( $a_t^h$ ) равный –1,07% отклонения показателя «инфляции» от тренда;
  6. Влияний шока процентных ставок в России ( $v_t^f$ ) равный –3,66% отклонения показателя «инфляции» от тренда.

В Российской Федерации на динамику инфляционного разрыва в 2008 году из всех рассматриваемых шоков оказывало более или менее заметное положительное влияние технологический шок и отрицательное влияние шок процентных ставок в России (рисунок 46). Хотя оказываемое влияние по всем шоком было очень слабым, по итогам 2008 года инфляция достигла уровня в 13,3%, а в Казахстане 9,5%.

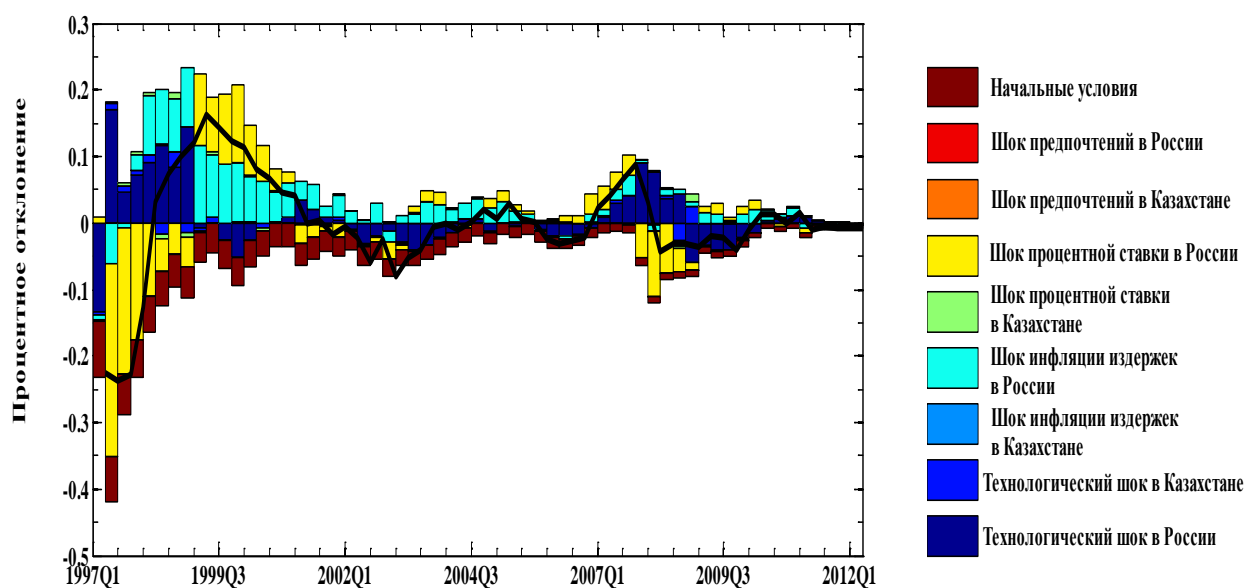


Рисунок 46 – Историческая декомпозиция вклада рассматриваемых шоков в динамику инфляционного разрыва в России

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

Теперь рассмотрим вопрос, в какой мере повлияют рассматриваемые шоки на показатели ВВП, инфляции и процентных ставок в двух странах. Анализ таблицы 11 показывает следующее. Дисперсии ошибок прогноза ВВП Казахстана в основном определяются технологическими шоками и шоками процентных ставок, а в России помимо двух вышеперечисленных шоков, также и шоками инфляции, обусловленные ростом издержек производства. Технологические шоки в Казахстане в начале 2014 года значимо будут влиять на показатели инфляции, условия торговли и на процентные ставки. Помимо этого шока необходимо при установлении таргета инфляции для Российской Федерации учитывать шок процентных ставок. На темп инфляции в Казахстане данный шок не оказывает значимого воздействия.

Таблица 11 – Разложение дисперсий прогноза (в %) макроэкономических данных на первый квартал 2014 года

Рассматриваемые шоки	Разложение дисперсий в %						
	Разрыв выпуска в KZ	Разрыв выпуска в RUS	Инфляция в KZ	Инфляция в RUS	Условия торговли	Процентная ставка в KZ	Процентная ставка в RUS
Переменные	2	3	4	5	6	7	8
1							
Технологический шок в KZ	66,72	1,12	63,10	2,24	69,61	96,65	5,41

Продолжение таблицы 11

1	2	3	4	5	6	7	8
Технологический шок в RUS	0,25	14,31	0,27	29,92	13,45	0,40	71,52
Шок инфляции издержек производства в KZ	1,05	–	2,87	–	0,33	0,47	0,02
Шок инфляции издержек производства в RUS	–	34,03	–	17,54	0,28	–	5,83
Шок процентной ставки в KZ	31,91	0,09	33,73	0,19	10,00	2,42	0,45
Шок процентной ставки в RUS	0,07	50,45	0,03	50,11	6,33	0,06	16,77
Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox							

В таблице 12 представлены остальные анализируемые показатели: расходы на потребление домашних хозяйств в Казахстане и России, спрос на деньги для двух стран, а также обменный курс и занятость в Республике Казахстан. В первом квартале 2014 года шоки предпочтений будут сильнее воздействовать на выделяемые домохозяйствами России средства на потребление (95,63%), а в Казахстане лишь на 46,6%, т.е. чуть меньше половины. На расходы, выделяемые на потребление в Казахстане, значительно будут влиять и технологические шоки (49,08%), в России данный шок равен 0,25%.

Динамика спроса на деньги и обменного курса в Казахстане объясняется множеством факторов, среди которых технологические шоки, шоки инфляции издержек производства, шоки процентных ставок двух стран, не оказывают влияние лишь шоки предпочтений.

Таблица 12 – Разложение дисперсий прогноза (в %) макроэкономических данных на первый квартал 2014 года

Рассматриваемые шоки Переменные	Разложение дисперсии в %					
	Расходы на потребление в KZ	Расходы на потребление в RUS	Спрос на деньги в KZ	Спрос на деньги в RUS	Обменный курс в KZ	Занятость в KZ
1	2	3	4	5	6	7
Технологический шок в KZ	49,08	0,25	88,17	3,84	69,61	100
Технологический шок в RUS	0,20	3,27	0,37	50,89	13,45	–

Продолжение таблицы 12

1	2	3	4	5	6	7
Шок инфляции издержек производства в KZ	0,06	–	1,11	0,01	0,33	–
Шок инфляции издержек производства в RUS	–	–	–	13,64	0,28	–
Шок процентной ставки в KZ	4,03	0,03	10,30	0,32	10,00	–
Шок процентной ставки в RUS	0,03	0,82	0,05	31,30	6,33	–
Шок предпочтений в KZ	46,60	–	–	–	–	–
Шок предпочтений в RUS	–	95,63	–	–	–	–
Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox						

Разложение дисперсии ошибок прогноза реального ВВП Казахстана и России на первый квартал 2017 г. заметно различаются. Динамика реального ВВП Казахстана объясняется в первую очередь технологическими шоками, в то время как динамика ВВП России сильнее воздействует на шок инфляции издержек. Примерно на одном уровне шок процентной ставки будет влиять на показатели реального ВВП Казахстана и России на 32% и 40,5% соответственно (рисунки 47–48). Также результаты эконометрического анализа свидетельствуют в пользу того, что шок предпочтений в Казахстане обуславливает малую долю вариации казахстанских макроэкономических переменных.

Таким образом, в Казахстане динамика рассматриваемых показателей в большей мере была обусловлена факторами со стороны предложения, а не со стороны спроса. Стоит отметить, что данные выводы не будут противоречить гипотезе о том, что динамика трендовой составляющей рассматриваемых переменных могла в большей мере обуславливаться факторами со стороны спроса. Но данный вопрос заслуживает внимания отдельного исследования. Следовательно, для того, что достичь желаемых показателей реального ВВП, как для Казахстана, так и для России необходимо применять в производстве более современную технологию и увеличивать одновременно продуктивность труда. России необходимо снизить издержки производства на единицу продукции, иначе это может привести к сокращению совокупного предложения и как следствие к спаду реального ВВП в начале 2017 года.

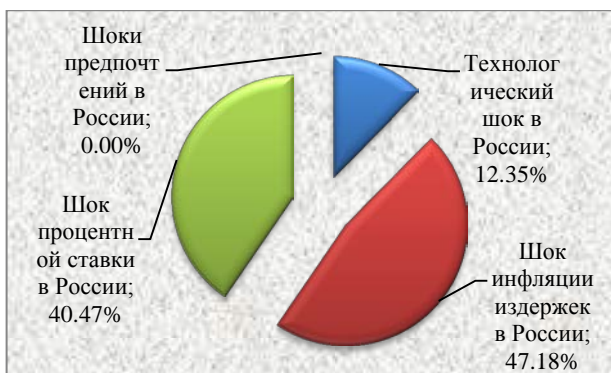


Рисунок 47 – Разложение дисперсии ошибок прогноза реального ВВП России на I квартал 2017 г., в %

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

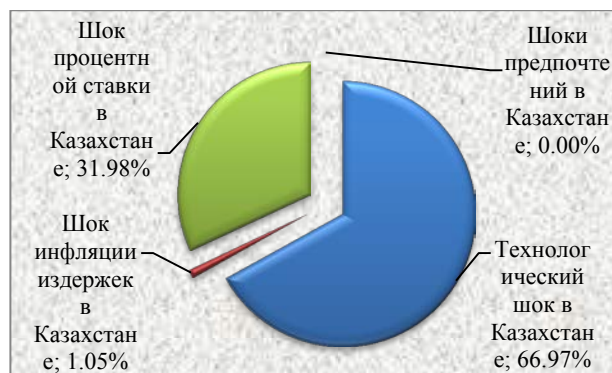


Рисунок 48 – Разложение дисперсии ошибок прогноза реального ВВП Казахстана на I квартал 2017 г., в %

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

На следующем рисунке 49 представлено разложение дисперсии ошибок показателя инфляции для Республики Казахстан за 1997–2012 гг. Динамика данного показателя объясняется в основном технологическими шоками (63,1%), шок инфляции издержек разъясняет лишь 2,87% динамики казахстанской инфляции, а технологический шок в России лишь 0,27%. Шок процентной ставки объясняет 33,7% динамики инфляционного разрыва Казахстана.

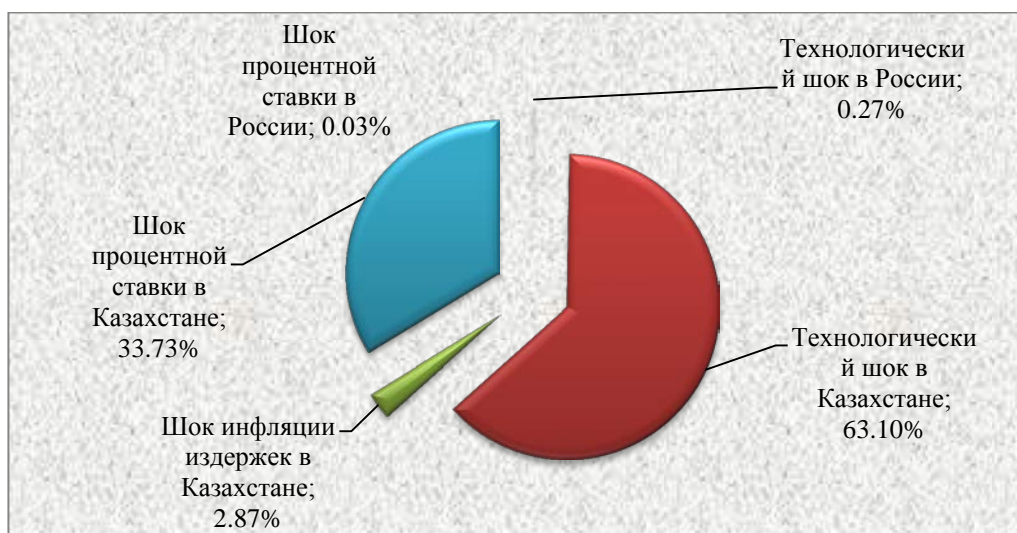


Рисунок 49 – Разложение дисперсии ошибок показателя инфляции Казахстан за 1997Q1–2012Q1, в %

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

Оценка влияния шоков денежно–кредитной политики на основные макроэкономические показатели Республики Казахстан выявила, что шок процентной ставки и технологический шок, в целом, могут рассматриваться в качестве основной движущей силу динамики макроэкономических переменных казахстанской экономики в 1997–2012 гг.

Динамика расходов на конечное потребление домохозяйств на 100% объясняется шоками предпочтений, как в Казахстане, так и в России. Шок инфляции в России, обусловленный ростом издержек производства на 44% интерпретирует динамику российского разрыва выпуска, на 30% – темп инфляции и на 26% – спрос на реальные денежные остатки. Шок инфляции издержек в Казахстане лишь на 1,05% объясняет динамику отклонения ВВП от тренда за рассматриваемый период, на 3% интерпретирует сложившийся уровень инфляции в Казахстане, на 0,48% разъясняет динамику ставки рефинансирования, на 1,1% – динамику спроса на деньги в Казахстане, на 0,3% – динамику обменного курса и на 0,06% объясняет динамику расходов на конечное потребление домохозяйств в Республике Казахстан. Остальные шоки, влияющие на дисперсию рассматриваемых показателей менее чем на 0,01%, в ходе анализа не были рассмотрены.

Шок процентной ставки в Казахстане объясняет на 32% динамику разрыва выпуска в Казахстане, на 34% – динамику инфляции, на 10% – динамику показателя «условия торговли» и обменного курса, на 4% – показатель расходов на конечное потребление. Динамику остальных макроэкономических переменных описываемый шок объясняет менее чем на 3%. На основании всего вышеизложенного можно сделать вывод, что разработанная модель, в целом, обеспечивает достаточно хорошую согласованность с данными. Преимущества разработанной модели заключаются в возможности вывода оптимальных правил поведения денежно–кредитной политики. Основная идея исходит из того, что экономика находится в устойчивом состоянии до тех пор, пока не окажется под воздействием экзогенных стохастических шоков.

### **3.3 Сравнение вариантов денежно–кредитной политики в целях обеспечения стабильности цен и темпов роста валового внутреннего продукта в РК**

В Республике Казахстан в настоящее время реализуется Концепция развития финансового сектора Республики Казахстан в посткризисный период, принят ряд нормативно–правовых документов, которые направлены на развитие деловой активности, а также для притока иностранного капитала в социально значимые сектора экономики РК. Соответственно планируются условия для проведения более гибкой валютной политики и повышения роли процентной ставки при координации и урегулировании, происходящих экономических дисбалансов в стране. Поэтому необходимо особо уделить внимание разработке нового модельного аппарата, который бы отличался от других ранее использованных моделей способностью более точно определять отклонения рассматриваемых показателей от своих равновесных уровней. Видится целесообразным приступить к разработке динамических

стохастических моделей общего равновесия, основным преимуществом которых является охват всех секторов экономики и детальное описание взаимосвязи между рассматриваемыми переменными. На данном этапе построение ДСОР моделей для экономики Казахстана поможет углубить знания о протекающих экономических процессах и о том, как они влияют на выбор мер денежно–кредитной политики. Все вышеизложенное будет способствовать разработке более скоординированным макроэкономическим прогнозам со всеми ветвями государственного управления. Вопросы оценки и прогнозирования динамики отклонения от тренда рассматриваемых реальных показателей, применения условия гибкости и негибкости цен, оценки инфляционных ожиданий, а также использование модели о репрезентативных агентах в настоящее время являются совершенно новым направлением при анализе эффективности принимаемых мер монетарной политики и достаточно слабо изучены в казахстанской экономической литературе. Принимая во внимание усилившиеся кризисные явления в финансовых и экономических секторах зарубежных стран, актуальной для Национального Банка РК является задача увязки показателей, характеризующие устойчивость как экономической, так и банковской системы.

Большинство последних работ по макроэкономике включали разработку и оценку моделей денежно–кредитной политики, которые приносили несовершенную конкуренцию и номинальные жесткости в динамическую стохастическую структуру общего равновесия, что в течение длительного времени было отличительной чертой теории реальных деловых циклов. В результирующих моделях – часто упоминаются новые кейнсианские модели – изменения в денежно–кредитных параметрах, как правило, имеют ненулевые эффекты на реальные переменные. Денежно–кредитная политика может таким образом стать потенциальным инструментом стабилизации, а также независимым источником экономических колебаний. Не удивительно, что изучение свойств альтернативных правил денежно–кредитной политики, т.е. спецификаций как центральный банк изменяет параметры инструментов денежно–кредитной политики в ответ на изменения макроэкономических условий, было плодотворной областью исследований в последние годы за рубежом и являлось естественным применением нового поколения моделей.

Разработанная модель двух стран на основе канонической модели Г. Кальво [140] с неустойчивым ценообразованием, применима для открытых экономик, а также была использована в качестве основы для анализа макроэкономических последствий при альтернативных режимах денежно–кредитной политики. Неустойчивая структура ценообразования позволяет измерить больший динамический эффект проводимой денежно–кредитной политики, чем те, которые содержатся в однопериодных моделях расширенного ценообразования, являющиеся распространенными в современной литературе об открытой экономике.

Самое главное, по сравнению с большинством существующей литературы – где денежно–кредитная политика представлена в качестве предположения, что некоторые денежные агрегаты придерживаются экзогенного



стохастического процесса – мы моделируем денежно–кредитную политику в качестве эндогенного процесса с краткосрочной процентной ставкой, которая является инструментом этой политики. Именно по этой причине структура разработанной модели позволяет моделировать альтернативные режимы денежно–кредитной политики. Кроме того, такой подход согласуется гораздо лучше с практикой современных центральных банков, и обеспечивает более подходящую основу для денежно–кредитного анализа, нежели традиционная.

Теоретическая основа разработанной модели отличается от теорий большей части литературы тем, что она моделирует открытую экономику, как одного из континуума бесконечно малых хозяйств, составляющих мировую экономику. Предположения о предпочтениях и технологии, в сочетании со структурой ценообразования по модели Г. Кальво [140] привели к структуре, легко поддающейся обработке, а также к простым и интуитивно понятным логарифмически линеаризованным условиям равновесия для открытых экономик.

Разработанный вариант реализации денежно–кредитной политики реагирует только на инфляцию, причем с большей силой, чем на разрыв выпуска. При данном варианте денежно–кредитной политики предполагается, что Национальный Банк РК использует следующие значения параметров монетарного правила:  $\phi^h=1.578$ ,  $t^h=0.2$ . Применяемые значения говорят о том, что при отклонении выпуска от потенциального уровня примерно на 1%, т.е. при  $\tilde{y}_t=0,01$  или при повышении инфляцией ее целевого уровня на 1 процентный пункт, процентная ставка повысится на 0,5%-ых пункта. При реализации шока процентной ставки в размере его стандартного отклонения, реакция на этот шок реальной процентной ставки, уровня инфляции, разрыва выпуска, условий торговли, а также спроса на деньги представлена на рисунке 50. Сразу после шока имеет место дефляция в размере 0,08 процентных пункта, которая прекращается через 7 кварталов. Из–за ожидаемой дефляции, реальная процентная ставка поднимается в начальном периоде на 0,05 процентных пункта, возвращаясь к своему значению до шока через 6 кварталов. Сразу после шока отрицательный разрыв выпуска равен 0,15% и возвращается к своему потенциальному уровню через 7 кварталов. Из–за отсутствия существенного влияния на происходящие в Казахстане экономические и финансовые шоки, макроэкономические показатели России значительно слабее реагируют на рассматриваемый шок процентной ставки. Так, к примеру, реакция разрыва выпуска России получила, исходя из рисунка 48, положительное отклонение ВВП от тренда в среднем всего лишь на 0,004 процентных пункта, возвратившись к потенциальному уровню также через 7 кварталов. Шок процентной ставки в Казахстане в начальном периоде привел к увеличению уровня инфляции в России на 0,004%-ых пункта, реакция на этот шок затухает и возвращается к устойчивому уровню через 7 кварталов.

Реакция спроса на деньги и в Казахстане, и в России на шок процентной ставки Казахстана показывает одинаковую отрицательную динамику. Хотя реакция спроса в Казахстане заметно сильнее в начальном периоде и равна -0,3%-ым пункта, а в России рассматриваемая переменная реагирует на -0,03%.

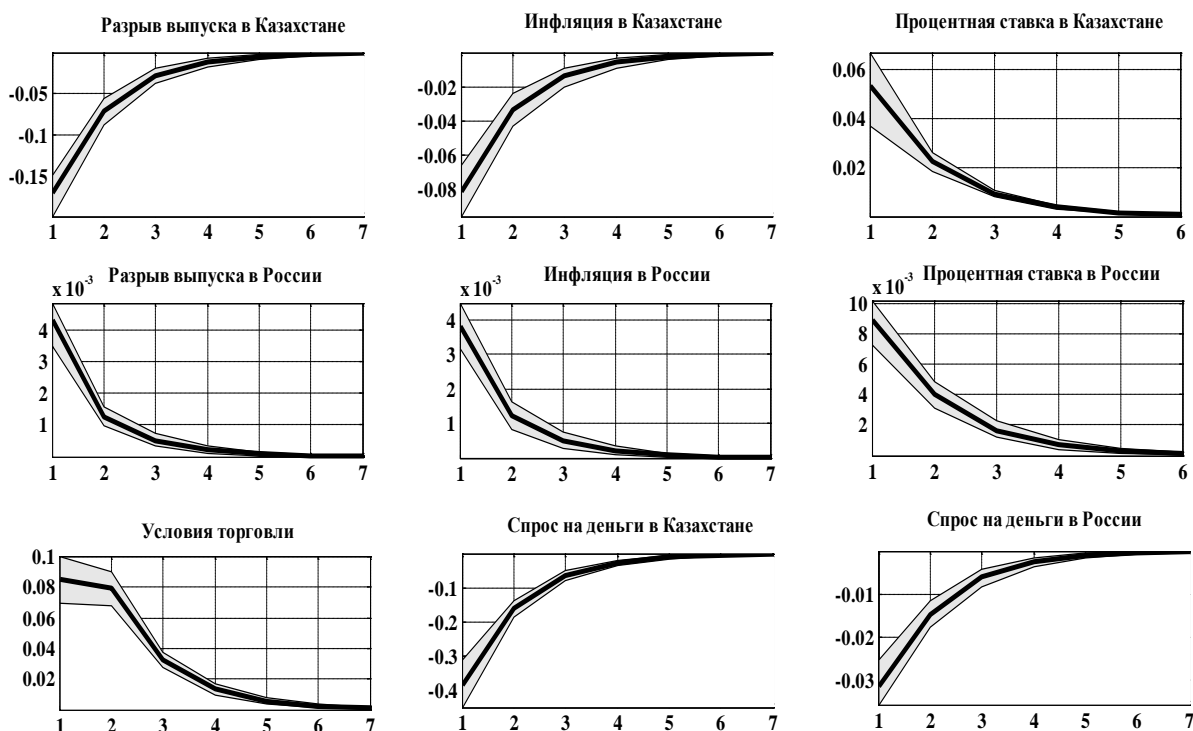


Рисунок 50 – Реакция рассматриваемых переменных двух стран на шок процентной ставки Казахстана: первый вариант денежно–кредитной политики

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

Помимо шока процентной ставки, на динамику макроэкономических переменных двух стран влияет технологический шок. При реализации технологического шока в размере его стандартного отклонения, т.е. на 0,01, реакция разрыв выпуска, инфляции, реальной процентной ставки, условий торговли, потребления, занятости и обменного курса представлена на рисунках 49 и 50. На рисунке 51 сразу после технологического шока наблюдается отрицательный разрыв выпуска, инфляции и реальной процентной ставки. Разрыв выпуска в -0,25% устраняется через 6 кварталов, а уровень инфляции и реальная процентная ставка становятся неотличимыми от значений до шока через 6–7 кварталов, соответственно. Реакция показателя «условия торговли» сразу после шока положительна и равна 0,1%. Но уже через один квартал опускается в отрицательную область, приняв значение в -0,3%.

Таким образом, отрицательный разрыв выпуска приводит к дефляции в размере 0,12%-ых пункта. Реальная процентная ставка понижается на -0,33% пункта. Процентные ставки и инфляция возвращаются к значениям до шока через 6–7 кварталов. В связи с ожидаемым падением процентных ставок, спрос на деньги повышается и достигает уровня в 1,2%. В связи с падением конкурентоспособности отечественных товаров и услуг, показатель «условия торговли» поднимаясь и падая, возвращается к своему значению до шока через 8 кварталов.

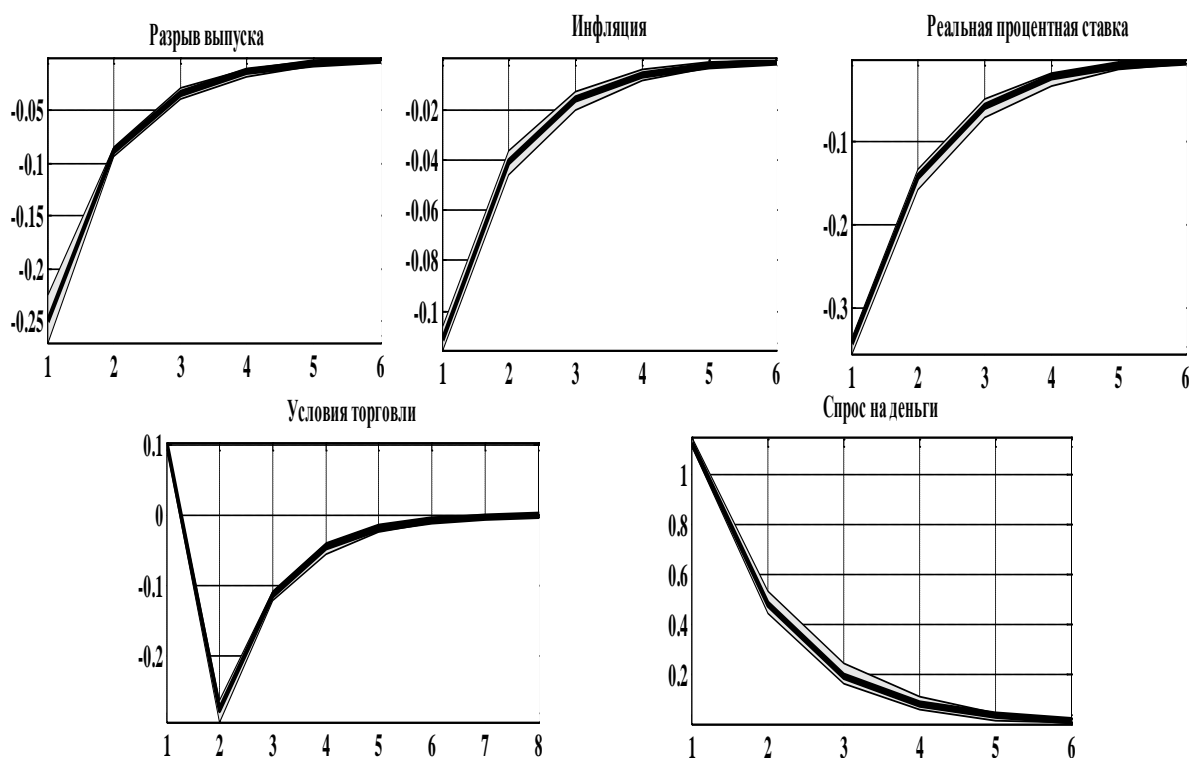


Рисунок 51 – Реакция рассматриваемых переменных на технологический шок в Казахстане: первый вариант денежно–кредитной политики

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

Реакция расходов на конечное потребление домохозяйств Казахстана приведена на рисунке 52. Сразу после шока отрицательный уровень расходов на потребление равен примерно  $-0,12\%$ . Валютный курс изначально опускается до отметки в  $-0,05\%$ , а уже через полтора квартала достигает положительного значения в  $0,25\%$ , реакция показателя занятости на технологический шок отрицательна и равна  $-5,8\%$ . Все три рассматриваемых показателя становятся неотличимыми от значений до шока через 7–10 кварталов. На рисунках не показаны реакции макроэкономических переменных России, в связи со слабым влиянием на них технологического шока в Казахстане.

В целом, полученные графики функций «импульс–отклик» для экономики Казахстана и России хорошо согласуются с теорией рассматриваемых переменных. Особо стоит выделить показатель «условия торговли» на рисунке 51. Хотя технологический шок приводит к спаду производства и дефляции, а в начальном периоде происходит краткосрочное улучшение условий торговли, т.е. отечественные товары становятся более конкурентоспособными, такое положительное влияние оказывается недолгим и равным всего 1 кварталу. В связи с непринятыми мерами по удержанию благоприятных условий торговли, этот показатель уже в следующем квартале опускается в отрицательную область и становится неотличимым от своего уровня до шока через 8 кварталов.

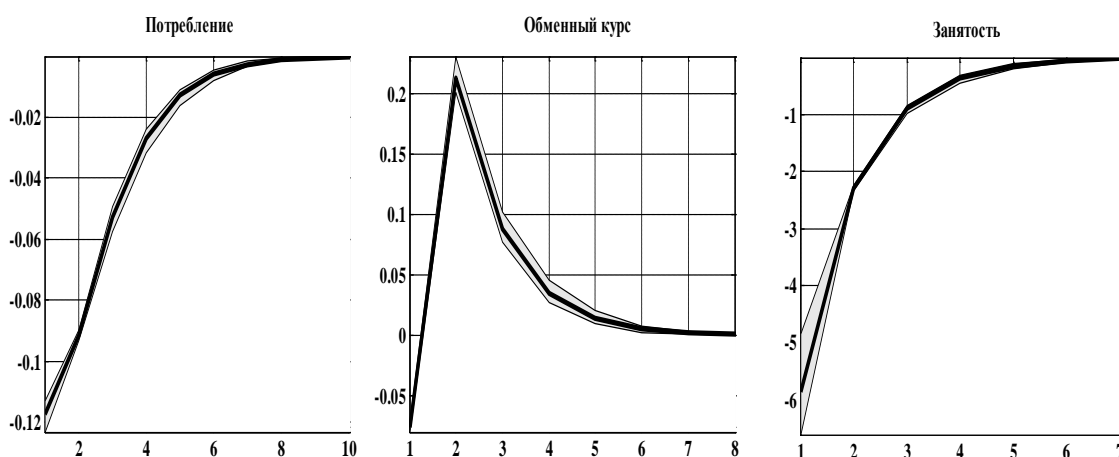


Рисунок 52 – Реакция потребления, обменного курса и занятости на технологический шок в Казахстане: первый вариант денежно–кредитной политики

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

Реакция рассматриваемых переменных на технологический шок в России представлена на рисунке 53. При реализации данного шока в России, реакция разрыв выпуска, уровня инфляции и реальной процентной ставки показывает отрицательное влияние. Разрыв российского выпуска в  $-0,06\%$  устраняется через 6 кварталов, а положительный разрыв выпуска Казахстана в  $0,002\%$  возвращается к своему значению до шока через те же 6–7 кварталов. Технологический шок в России приводит к увеличению темпа инфляции в Казахстане в начальном периоде после шока на  $0,007\%$ , т.е. почти не оказывает заметного влияния на уровень инфляции в Казахстане.

Реакция спроса на деньги в Казахстане и России диаметрально противоположны. Технологический шок в России повышает спрос на реальные остатки денежных средств и понижает этот же показатель для экономики Казахстана. Соответствующие значения составляют  $0,4\%$  и  $-0,05\%$ . Таким образом, инвесторам в России выгоднее изымать средства из ранее открытых депозитов и инвестировать в Республику Казахстан, так как реальная процентная ставка здесь повысилась, хотя и всего на  $0,02\%$ . Все рассматриваемые переменные становятся неотличимыми от значений до шока через 6–7 кварталов. Из рисунка 52 видно, что потребительский спрос оказывает, в целом, на экономический рост ощутимое влияние. Сразу после понижения уровня производительности в экономике и, как следствие, сокращения роста ВВП, реакция показателя расходов на потребление достигла отметки в  $-0,12\%$ .

Рассчитанный коэффициент корреляции между показателями расходы на потребление и технологическим шоком равен  $-0,65$ , т.е. при увеличении на  $1\%$

ный пункт шока производительности, расходы на потребление домохозяйств сократят на 0,65%.

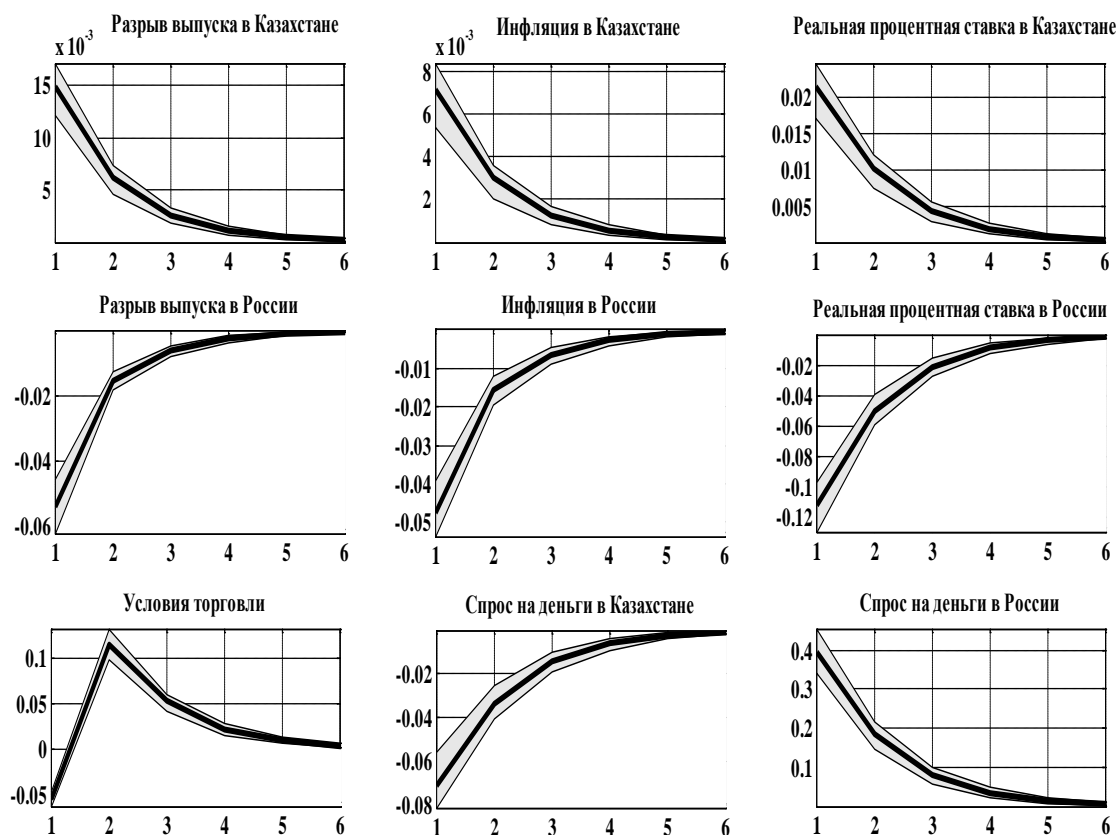


Рисунок 53 – Реакция макроэкономических показателей Казахстана и России на технологический шок в Российской Федерации: первый вариант денежно–кредитной политики

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

В большинстве исследований [39–45] принимают за аксиому утверждение, что снижение темпов роста ВВП в краткосрочном периоде приводит к укреплению реального обменного курса. В соответствии с рисунком 54 в краткосрочном периоде технологические шоки в России наоборот ослабляют обменный курс валют, а также отрицательно воздействуют и на обменный курс тенге. Отрицательные разрывы обменного курса от равновесного уровня для экономик Казахстана и России составили -0,1% и -0,08%, соответственно, т.е. технологический шок в России сильнее воздействует на обменный курс валют Казахстана, нежели на обменный курс валют в России.

Реакция расходов на потребление Казахстана и России и уровня занятости в России на технологический шок также приведена на рисунке 54. Сразу после шока отрицательное отклонение показателя занятости от своего равновесного

уровня достигает  $-2\%$ , т.е. занятость снижается примерно на  $2\%$ , а уровень потребления падает на  $0,035\%$ .

При этом коэффициент корреляции между показателями расходы на потребление в России и технологическим шоком в России составляет  $-0,17$ , а между показателями расходы на потребление в Казахстане и технологическим шоком в России  $0,04$ , т.е. шок производительности в России не оказывает значительного влияния на вышеназванные показатели.

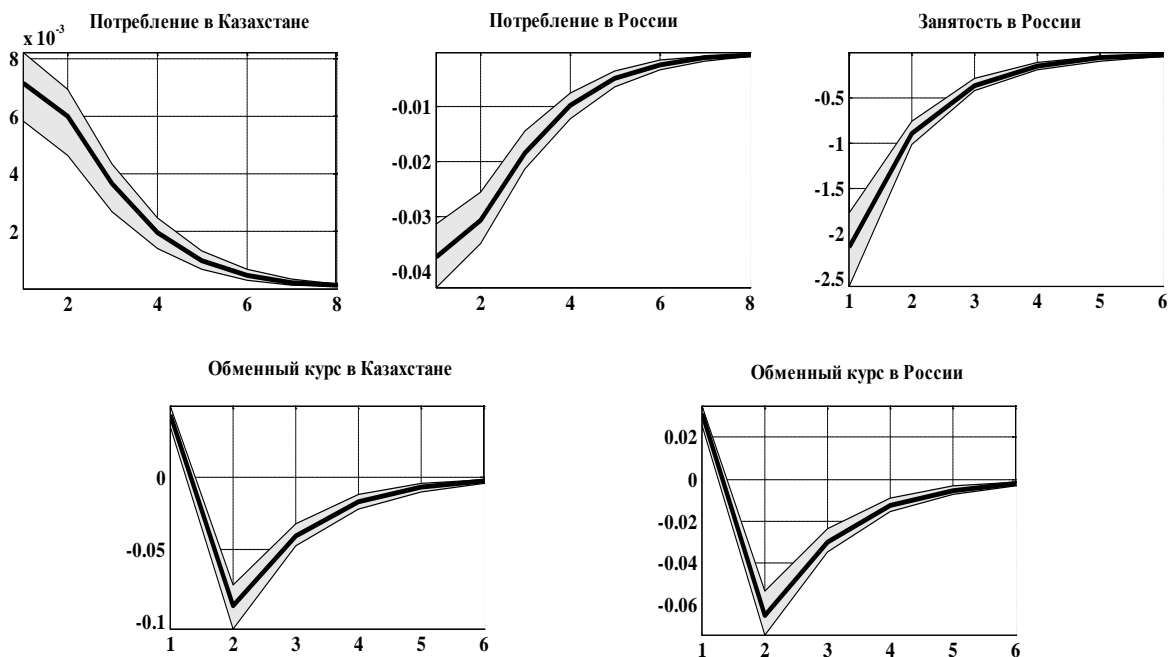


Рисунок 54 – Реакция макроэкономических показателей Казахстана и России на технологический шок в Российской Федерации: первый вариант денежно–кредитной политики

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

На основе модели можно сделать вывод, что Национальному Банку РК следует как можно сильнее реагировать на отклонения рассматриваемых переменных от таргетируемых значений. Рассмотренный вариант с жестким таргетированием инфляции является наиболее эффективным, т.к. именно при данном варианте изменения переменных после шоков в среднем наименьшие и показатели быстрее возвращаются к значениям до шоков. В варианте с одинаковой реакцией, как на инфляционный разрыв, так и на разрыв выпуска, реакции от шока становились неотличимыми от значений до шока через большее количество кварталов, нежели в представленном в работе варианте. Так как потенциальный выпуск является ненаблюдаемой переменной и рассчитывается с помощью фильтра Ходрика–Прескотта, то оценка разрыва выпуска может быть связана с неточностями при первоначальном сборе

статистических данных. Поэтому при установлении параметра с сильной реакцией на разрыв выпуска в условиях ошибок измерения может привести не к снижению, а к росту потерь благосостояния.

Таким образом, можно сделать вывод о необходимости дальнейшего совершенствования денежно–кредитной политики для большей результативности в противодействии внешним шокам. Рекомендуются при высоких показателях мировых цен на нефть применять режим инфляционного таргетирования, а в случае падения цен на нефть и металлы, осуществлять таргетирование валютного курса в определенном коридоре. Данные меры не будут иметь долгосрочного положительного воздействия без одновременной диверсификации экономики, с целью ослабления зависимости от нефтяного сектора. Следующим важным условием является дальнейшее усиление принципа независимости Национального Банка РК. Неэффективная стерилизация излишка денежной массы путем перевода их на банковские депозиты также свидетельствует о незрелости финансовых рынков и нехватки рыночных инструментов для эффективного управления денежным предложением в экономике.

Для сдерживания инфляции Национальному Банку РК, Министерству экономики и бюджетного планирования РК, а также Министерству финансов РК следует применять современные на сегодняшний день модели динамического стохастического общего равновесия, с целью более точного прогнозирования макроэкономических показателей, а также для определения достоверных значений реакций этих показателей на технологические шоки, шоки процентных ставок, предпочтений, инфляции издержек и т.д.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Денежно–кредитная политика является важным элементом макроэкономического регулирования современной экономики. От проведения скоординированной и взвешенной монетарной политики – важнейшего аспекта управления экономической политикой страны – во многом зависит успех осуществляемых в Казахстане структурных преобразований.

В настоящее время усиливается роль ресурсных, финансовых и технологических ограничений экономического роста. Высокий уровень неопределенности долгосрочных перспектив делает чрезвычайно важным исследование альтернатив и тщательную проработку сценариев дальнейшего развития Республики Казахстан. Инструментом решения этой проблемы может служить динамическая стохастическая модель общего равновесия, учитывающая взаимосвязи экономики Казахстана в значительной степени, вовлеченной в мирохозяйственные связи с остальным миром.

Анализ зарубежной и отечественной научной литературы показал, что на макроэкономические показатели страны влияет огромное количество различных экономических шоков, таких как шоки предпочтения, технологические шоки, шоки инфляции издержек и шоки процентных ставок. Степень влияния всех этих шоков следует учитывать Национальному Банку РК при принятии решений и проведении денежно–кредитной политики.

Из результатов, полученных в диссертационном исследовании можно сделать следующие выводы:

– денежно–кредитная политика моделируется в качестве эндогенного процесса с процентной ставкой являющейся инструментом этой политики. Такая структура позволяет смоделировать альтернативные варианты реализации денежно–кредитной политики. Введенные предположения о предпочтениях и технологии в сочетании со структурой ценообразования по модели Кальво приводят к структуре, легко поддающейся обработке, а также к простым и интуитивно понятным логарифмически линеаризованным условиям равновесия для открытых экономик двух стран;

– в условиях применения политики плавающего валютного курса наблюдается положительная взаимосвязь уровня инфляции и валютного курса. Колебания валютного курса сильнее воздействуют на ИПЦ. В условиях управления валютным курсом в пределах определенного коридора уровень инфляции меньше подвержен колебаниям валютного курса.

– сравнительный регрессионный анализ позволил отобразить наличие связи между денежными агрегатами М1–М3 и динамикой индекса потребительских цен в Республике Казахстан через два квартала. При этом корреляция денежных агрегатов М1–М3 и ИПЦ в 2001–2012 гг. оказалась крайне низкой, что свидетельствует о развитии финансовой системы страны, которая дает возможность трансформировать возрастающие денежные потоки в производные финансовые инструменты, а это в свою очередь препятствует им стать основанием для повышения уровня инфляции.



– построенная историческая декомпозиция вариации эндогенных переменных по шокам экономики, позволила выявить основную движущую силу динамики макроэкономических показателей казахстанской экономики в период 1997–2012 гг. Шоки процентной ставки сильно влияли на показатель «условия торговли» в период 1997–1999 г., в дальнейшем динамику этого показателя объясняли в основном шоки производительности.

– предложенная в работе модель динамического стохастического общего равновесия объясняет динамику инфляции в Казахстане в основном шоками процентной ставки и технологическими шоками. Результаты эконометрического анализа свидетельствуют в пользу того, что шоки предпочтения обуславливают малую долю вариации, а шоки инфляции издержек в среднем на 30% объясняют динамику казахстанских макроэкономических переменных;

– анализ и изучение динамики макроэкономических показателей с учетом воздействующих на них экономических шоков, полученные на основе предложенной модели динамического стохастического общего равновесия, позволит определить процентную долю вариации каждого экономического шока с целью дальнейшего улучшения прогнозных показателей денежно–кредитной политики и экономического роста страны.

– рекомендуется на практике использовать вариант денежно–кредитной политики с относительно сильной реакцией на инфляцию и отсутствием реакции на разрыв выпуска. Этот вариант считается более эффективным в связи с тем, что оценка разрыва выпуска характеризуется с неточностями, так как потенциальный выпуск является ненаблюдаемым показателем.

**Оценка полноты решений поставленных задач.** Задачи, поставленные в данном исследовании, полностью решены с использованием статистических данных Агентства РК по статистике, Национального Банка РК, Всемирного Банка и Международного валютного фонда. Исследованы теоретические подходы к изучению влияния денежно–кредитной политики на экономический рост в Республике Казахстан с помощью модели динамического стохастического общего равновесия. Проведено комплексное исследование влияния экономических шоков на основные макроэкономические показатели Республики Казахстан. С использованием новой кейнсианской теории построена модель динамического стохастического общего равновесия двух стран. Построенная модель, с выделением внешних и внутренних шоков экономики, оказывающие влияние на макроэкономические показатели, применяется в Казахстане впервые и поможет Национальному Банку РК повысить эффективность проводимой денежно–кредитной политики.

**Разработка рекомендаций и исходных данных по конкретному использованию результатов.** Результаты, разработанные в диссертационной работе, имеют практическое применение: 1) при прогнозировании показателей и формировании основных направлений денежно–кредитной политики РК, направленные на создание основы устойчивого долгосрочного экономического

роста; 2) при разработке мер по совершенствованию системы прогнозных статистических показателей экономики Республики Казахстан.

Результаты исследования рекомендуются к использованию в деятельности Агентства РК по статистике для совершенствования прогнозных статистических данных, в деятельности Министерства финансов РК, Национального Банка РК, а также в высших учебных заведениях при разработке учебно-методических комплексов по специальности «Экономика» для слушателей магистратуры и докторантуры PhD.

**Оценка технико-экономической эффективности внедрения.** Анализ и изучение динамики макроэкономических показателей с учетом воздействующих на них экономических шоков, полученные на основе предложенной модели динамического стохастического общего равновесия, позволит определить процентную долю вариации каждого экономического шока с целью дальнейшего улучшения прогнозных показателей денежно-кредитной политики и экономического роста страны.

Применение сравнительных вариантов реализации денежно-кредитной политики с помощью построенной динамической стохастической модели общего равновесия позволит определить оптимальное направление денежно-кредитной политики на среднесрочный период.

**Оценка научного уровня выполненной работы в сравнении с лучшими достижениями в данной области.** Научный уровень диссертационной работы в сравнении с другими работами в этой области определяется тем, что в ней предпринята одна из первых попыток применения динамических стохастических моделей общего равновесия к оценке влияния денежно-кредитной политики на экономический рост в Республике Казахстан. Модель, предложенная в работе, теоретически обоснована, статистически и логически проверена и адаптирована для применения в РК. В диссертационном исследовании были получены новые научные результаты, устанавливающие характер влияния определенных экономических шоков на макроэкономические показатели страны. Результаты работы основаны на применении научных методов прогнозирования и моделирования.

## СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

- 1 Назарбаев Н.А. К конкурентоспособному Казахстану, конкурентоспособной экономике, конкурентоспособной нации: Послание Президента народу Казахстана на 2004 год // <http://www.enbek.gov.kz/node/242669>.
- 2 Назарбаев Н.А. Обращение Президента к народу Казахстана на совместном заседании палат Парламента Республики Казахстана // Казахстанская правда. – 2006, март 2. – С. 1.
- 3 Назарбаев Н.А. Новый Казахстан в новом мире: Послание Президента народу Казахстана // Вечерний Алматы. – 2007, февраль 28. – С. 1.
- 4 Назарбаев Н.А. Построим будущее вместе: Послание Президента народу Казахстана // Казахстанская правда. – 2011, январь 29. – С. 1.
- 5 Назарбаев Н.А. Социально-экономическая модернизация – главный вектор развития Казахстана: Послание Президента народу Казахстана на 2012 год // [http://www.akorda.kz/ru/page/poslanie-prezidenta-respubliki-kazakhstan-n-a-nazarbaeva-narodu-kazakhstan\\_1339760819](http://www.akorda.kz/ru/page/poslanie-prezidenta-respubliki-kazakhstan-n-a-nazarbaeva-narodu-kazakhstan_1339760819).
- 6 Назарбаев Н.А. Стратегия «Казахстан – 2050». Новый политический курс состоявшегося государства: Послание Президента народу Казахстана на 2012 год // <http://supcourt.kz/rus/poslanie>.
- 7 Спицын А. Крупный вклад ученых Казахстана в развитие макроэкономики. – 2013, август 8 // <http://www.kazntu.kz/node/7843>.
- 8 Gali J. Technology, employment, and the business cycle: do technology shocks explain aggregate fluctuations? // *The American Economic Review*. – 1999. – № 89(1). – P. 249–271.
- 9 Gali J., Monacelli T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy // *The Review of Economic Studies*. – 2005. – Vol. 72, № 3. – P. 707–734.
- 10 Gali J., Blanchard O.J. The macroeconomic effects of oil shocks. Why are the 2000s so different from the 1970s? // NBER Working Paper. – 2007. – № 13368. – 78 p.
- 11 Gali J. Monetary policy, inflation and the business cycle. An introduction to the New Keynesian framework. – Princeton; New Jersey: Princeton University Press, 2008. – 203 p.
- 12 Gali J. Notes for a new guide to Keynes (I): wages, aggregate demand, and employment // NBER Working Paper. – 2012. – № 18651. – 39 p.
- 13 Monacelli T., Faia E. Optimal interest rate rules, asset prices and credit frictions // *Journal of Economic Dynamics and Control*. – 2007. – Vol. 31, issue 10. – P. 3228–3254.
- 14 Monacelli T. Into the mussa puzzle: monetary policy regimes and the real exchange rate in a small open economy // *Journal of International Economics*. – 2004. – Vol. 62, issue 1. – P. 1–243.
- 15 Phelps E., Taylor J.B. Stabilizing powers of monetary policy with rational expectations // *Journal of Political Economy*. – 1977. – № 85(1). – P. 163–190.

- 16 Taylor J.B. Staggered wage setting in a macro model // *The American Economic Review*, Papers and proceedings of the ninety-first annual meeting of the American Economic Association. – 1979 a. – № 69(2). – P. 108–113.
- 17 Taylor J.B. Estimation and control of a macroeconomic model with rational expectations // *Econometrica*. – 1979 b. – № 47(5). – P. 1267–1286.
- 18 Taylor J.B. Discretion versus policy rules in practice // *Carnegie–Rochester Conference series on Public Policy*. – 1993. – № 39. – P.195–214.
- 19 Fair R.C., Taylor J.B. Solution and maximum likelihood estimation of dynamic nonlinear rational expectations models // *Econometrica*. – 1983. – № 51(4). – P. 1169–1185.
- 20 Taylor J.B. Macroeconomic policy in a world economy: from econometric design to practical operation. – New York: W.W. Norton & Company, 1993. – 319 p.
- 21 Clarida R, Gali J., Gertler M. The science of monetary policy: a new keynesian perspective // *Journal of Economic Literature*. – 1999. – Vol. 37. – P. 1661–1707.
- 22 Woodford M. Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy. – Princeton University Press; Princeton and Oxford, 2003. – 785 p.
- 23 Woodford M., Rotemberg J. Real business cycle models and the forecastable movements in output, hours, and consumption // *The American Economic Review*. – 1996. – № 86(1). – P. 71–89.
- 24 Smets F., Wouters R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area // *Journal of the European Economic Association*. – 2003. – № 1(5). – P. 1123–1175.
- 25 Smets F., Wouters R. Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach // *The American Economic Review*. – 2007. – № 97(3). – P. 586–606.
- 26 Моисеев С.Р. Инфляционное таргетирование: международный опыт и российские перспективы // *Вопросы экономики*, 2000. – №9. – С. 88–105.
- 27 Моисеев С.Р. Международные финансовые рынки и международные финансовые институты: учеб. пособие. – М.: ММИЭИФП, 2003. – 245 с.
- 28 Моисеев С.Р. Денежно–кредитная политика: теория и практика: учеб. пособие. – М.: Экономист, 2005. – 652 с.
- 29 Моисеев С.Р. Инструментарий денежно–кредитной политики центрального банка для таргетирования инфляции: дис. ... докт. экон. наук: спец. 08.00.10. – М.: Московская финансово–промышленная академия, 2009. – 306 с.
- 30 Замулин О.А. Обзор новокейнсианской экономической теории с применениями к России // *Экономическая школа. Аналитическое приложение*. – 2002. – № 1(1). – С. 32–48.
- 31 Замулин О.А. Концепция реальных экономических циклов и ее роль в эволюции макроэкономической теории // *Вопросы экономики*. – 2005. – № 1. – С. 144–152.
- 32 Сосунов К.А., Замулин О.А. Monetary policy in an economy sick with Dutch disease. – М.: Издательский дом ГУ–ВШЭ, 2007. – 28 с.

- 33 Лаврушин О.И., Валенцева Н.И. Банковские риски. – М.: КНОРУС, 2007. – 232 с.
- 34 Лаврушин О.И. О денежно-кредитной и банковской политике // Банковское дело. – 2008. – № 2. – С. 2–7.
- 35 Лаврушин О.И., Афанасьева О.Н., Корниенко С.Л. Банковское дело. Современная система кредитования. – М.: КноРус, 2009. – 264 с.
- 36 Леонтьева Е.А. Моделирование влияния кредитно–денежной политики на макроэкономические показатели (на примере России): дис. ... канд. экон. наук: спец. 08.00.13 / МГУ имени Ломоносова. – М., 2010. – 165 с.
- 37 Леонтьева Е.А. Моделирование влияния кредитно–денежной политики на макроэкономические показатели // Экономические науки. – 2009, ноябрь. – С. 339–342.
- 38 Леонтьева Е.А. Оценка эффективности кредитно–денежной политики в России // Российский экономический интернет-журнал // <http://www.e-rej.ru/Articles/2009/Leontyeva.pdf>.
- 39 Сомова И.А. Анализ влияния денежно–кредитной политики на инфляцию в России в 1994–2006 гг.: дис. ... канд. экон. наук: спец. 08.00.10 / Новосибирский гос. ун–т. – Н., 2007. – 150 с.
- 40 Денисов Д.В. Влияние кредитно–денежной политики российского государства на национальную экономику: дис. ... канд. экон. наук: спец. 08.00.05 / Государственный университет управления. – М., 2001. – 160 с.
- 41 Беленькая О.И. Анализ влияния инструментов кредитно-денежной политики Банка России на параметры реальных инвестиций // Аудит и финансовый анализ. – 2001. – №2. – С. 99–120.
- 42 Беленькая О.И. Модель корреляционного анализа инструментов кредитно–денежной политики и параметров реальных инвестиций // Моделирование экономических процессов: Сборник научных работ молодых ученых / под ред. М.В. Грачевой. – М.: Экономический факультет МГУ, ТЕИС, 2002. – С. 51–64.
- 43 Беленькая О.И. Моделирование влияния монетарной политики Центрального Банка на динамику реальных инвестиций: дис. ... канд. экон. наук: спец. 08.00.13 / МГУ имени Ломоносова. – М., 2003. – 152 с.
- 44 Голубев А.В. Влияние валютно–курсовой политики на экономический рост: дис. ... канд. экон. наук: спец. 08.00.01 / С.–Петерб. гос. ун–т экономики и финансов. – СПб., 2005. – 201 с.
- 45 Косякова А.А. Политика экономического роста в России: антиинфляционная компонента: дис. ... канд. экон. наук: спец. 08.00.01 / Тамбовский гос. ун–т им. Г.Р. Державина. – Тамбов, 2006. – 165 с.
- 46 Мехдиев Х.О. Актуальные проблемы денежно–кредитной политики в России // Международный научный журнал. – М., 2010. – №5. – С. 9–13.
- 47 Мехдиев Х.О. Денежно–кредитная политика и ее роль в обеспечении экономического роста: дис. ... канд. экон. наук: спец. 08.00.10 / Финансовый ун–т при Правительстве Российской Федерации. – М., 2012. – 179 с.

48 Мехдиев Х.О. Влияние денежно–кредитной политики на экономический рост // Международный научный журнал. – М., 2012. – №2. – С. 29–32.

49 Мехдиев Х.О. Стабильность банковской системы как необходимое условие реализации денежно-кредитной политики // Общественные науки. – М., 2012. – № 5. – С. 219–224.

50 Добрынская В.В. Оптимальная денежно–кредитная политика при неполном эффекте переноса валютного курса на цены и асимметричной жесткости цен: дис. ... канд. экон. наук: спец. 08.00.01 / Гос. ун–т ВШЭ. – М., 2008. – 152 с.

51 Соловьёв В.И. Стохастические методы в экономике и финансах: Проблемная лекция. – М.: ГУУ, 2000. – 52 с.

52 Соловьёв В.И. Современные подходы к учёту случайности, неопределённости и риска при анализе макроэкономических процессов // Вестник Университета, серия Информационные системы управления. – М.: ГУУ, 2000. – № 2. – С. 226–244.

53 Соловьёв В.И. Односекторная стохастическая динамическая модель экономики // Математические методы исследования сложных систем, процессов и структур: Сборник научных трудов. – М.: Издательство МГОПУ, 2000. – № 3. – С. 101–112.

54 Соловьёв В.И. Стохастические модели математической экономики и финансовой математики: учеб. пособие. – М.: ГУУ, 2001. – 92 с.

55 Шульгин А.Г. Оценка правил монетарной политики в рамках DSGE модели экономики России // Рабочие материалы Института экономической политики имени Е.Т. Гайдара. – 27 с. // <http://www.iep.ru/files/news/Shulgin.pdf>.

56 Шульгин А.Г. Валютный курс и международные финансы: учеб. пособие. – М.: Национальный Фонд подготовки кадров, 2003. – 141 с.

57 Шульгин А.Г. Целевой сдвиг монетарной политики России как результат правительственного лидерства при стратегическом взаимодействии с ЦБ РФ // Научные доклады Лаборатории макроэкономического анализа, WP12/2007/04. – М.: ГУ ВШЭ, 2007. – 44 с.

58 Шульгин А.Г., Хвостова И.Е. Монетарная стабилизация в России в период кризиса 2008–2009 гг. Роль международных резервов // Научные доклады Лаборатории макроэкономического анализа, WP12/2011/02. – М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2011. – 44 с.

59 Мирончик Н.Л., Демиденко М.В., Цукарев Т.В. Неокейнсианский подход к анализу и прогнозированию монетарной политики // Белорусский экономический журнал. – 2007. – № 1. – С. 38–50.

60 Малюгин В.И., Демиденко М.В., Калечиц Д.Л., Цукарев Т.В. Применение эконометрических моделей для прогнозирования и оценки вариантов денежно–кредитной политики // Экономика и банки. Научно–практический журнал. – 2008. – № 1. – С. 31–34.

61 Демиденко М.В. Модель среднесрочного прогнозирования и проектирования монетарной политики // Банковский Вестник. – 2008. – № 31. – С. 41–48.

62 Демиденко М.В. Модель среднесрочного прогнозирования и преоктирования денежно–кредитной политики Республики Беларусь: автореф. дис. ... канд. экон. наук: спец. 08.00.13 / Белорусский гос. эк. ун-т. – Минск, 2011. – 24 с.

63 Иващенко А.С. Моделирование макроэкономической динамики развивающихся стран на основе теории реального делового цикла: дис. ... маг. экон. / МГУ имени Ломоносова. – М., 2010. – 89 с.

64 Григорьев Л.М., Иващенко А.С. Теория цикла под ударом кризиса // Вопросы экономики. – 2010. – № 10. – С. 31–55.

65 Иващенко А.С. О построении DSGE модели с не абсолютно гибкими ценами, финансовым посредником и центробанком, действующим по правилу Тейлора // Макроэкономические исследования. Научный семинар. – 2012. – 8 с. // [http://www.mmaetst.narod.ru/archieve/120412\\_seminar\\_ai.pdf](http://www.mmaetst.narod.ru/archieve/120412_seminar_ai.pdf).

66 Зарецкий А. Методология построения, разрешения и оценки параметров DSGE моделей // Рабочий материал Исследовательский центр ИПМ WP/12/05. – Минск, 2012. – 26 с.

67 Зарецкий А. Поиск оптимального варианта монетарной политики в Беларуси: результаты простой DSGE модели // Рабочий материал Исследовательского центра ИПМ WP/12/06. – 26 с.

68 Байзаков С.Б. Научно-технический прогресс – важнейший рычаг управления эффективностью производства (анализ теории экономического роста и эффективности). – Алма-Ата, 1985. – 36 с.

69 Байзаков С.Б., Утембаев Е.А., Ертлесова Ж.Д. и др. Экономический рост и рациональное использование материальных ресурсов. – Алма-Ата, 1985. – 93 с.

70 Baizakov S.B. Public-private cooperation in industrial restructuring // United nations, Economic commission for Europe, Committee for trade, industry and enterprise development. – New York, Geneva: UN, 2006. – 46 p.

71 Байзаков С.Б. Глобальная конкурентоспособность: экономические индикаторы и инструменты анализа. – Алматы: ИЦ НТИ, 2007. – 292 с.

72 Байзаков С.Б. Прикладные инструменты системного анализа динамики экономических индикаторов. – Караганда, 2008. – 87 с.

73 Байзаков С.Б. Проект SONA (OSA) по поддержке государственного управления в анализе и прогнозировании развития экономики. – Караганда: Издательство КарГУ им. Е.А.Букетова, 2008.

74 Байзаков С.Б. К вопросу развития валютно-финансовой системы // Экономика. Финансы. Исследования. – 2011. – № 1. – С. 25–35.

75 Байзаков С.Б. Покупательная способность валюты таможенного союза есть центр тяжести национальных валют России, Беларуси и Казахстана // Қазақстандағы парламентаризм. – 2011. – № 2. – С. 72–84.

76 Арыстанбаева С.С. Финансовые ресурсы в системе обеспечения воспроизводственных процессов // Банки Казахстана. – 2003. – №11. – С. 11–15.

77 Арыстанбаева С.С. Проблемы формирования и использования финансовых ресурсов: ориентация на страновую конкурентоспособность. – Алматы: ТОО «Издательство LEM», 2006. – 140 с.

78 Арыстанбаева С.С. Банки как участники специализированных финансовых учреждений. Раздел учебного пособия «Банковское дело: настольная книга банкира» / Казахский экономический университет им. Т. Рыскулова; ред.: А.А. Абишев, С.А. Святков. – Алматы: Экономика, 2007. – 381 с.

79 Арыстанбаева С.С. Финансовое обеспечение в системе государственного регулирования развития национальной экономики // Саясат–Policy. – 2010. – № 11. – С. 4–7.

80 Арыстанбаева С.С. Финансовый кризис: факторы и пути преодоления // Макроэкономические аспекты развития финансово–кредитной системы Республики Казахстан: тенденции и перспективы. Материалы международного научного семинара, посвященного 60–летнему юбилею доктора экономических наук, профессора Кучуковой Н.К. – Астана: КазУЭФиМТ, 2011. – С. 192–196.

81 Ермекбаева Б.Ж. Налоговые стимулы роста конкурентоспособности экономики // Финансы Казахстана. – 2007. – № 1. – С. 3–7.

82 Ермекбаева Б.Ж. Проблемы реформирования налоговой системы в условиях реализации стратегии экономического роста // Астана: триумф Казахстана и его лидера. Материалы международной научно–практической конференции, посвященной 10–летию столицы. – Алматы: Қазақ университеті, 2008. – С. 204–207.

83 Ермекбаева Б.Ж. Налоговая политика государства: цели, модели и методы // Финансовый менеджмент. – 2008. – № 11. – С. 67–69.

84 Ермекбаева Б.Ж. Глобализация экономики и ее влияние на структуру налоговой системы и налогового механизма // Вестник КазНУ, Серия экономическая. – 2010. – № 5. – С. 50–57.

85 Ермекбаева Б.Ж. Сравнительный анализ налоговой системы Великобритании с налоговой системы Республики Казахстан // К инновационному развитию в условиях нестабильности глобальных экономических процессов. Материалы международной научно–практической конференции. – Алматы: Қазақ университеті, 2010. – Ч.2. – С. 88–92.

86 Исакова З.Д. Финансово–кредитный механизм и экономический рост Казахстана // Вестник университетата «Туран». – 2003. – №3–4. – С. 39–43.

87 Исакова З.Д. Финансово–кредитная система Казахстана в условиях рыночной экономики / Институт философии и политологии МОН РК. – Алматы, 2004. – 237 с.

88 Исакова З.Д. Финансовый сектор Казахстана в условиях глобального финансово–экономического кризиса // Мировой экономический кризис: теория, методология, практика / Под ред.: А.А. Абишева, Т.И. Мухамбетова. – Алматы: Экономика, 2009. – С. 298–307.

89 Исакова З.Д. Факторы стабильности финансового сектора Казахстана: вопросы теории и практики // Финансы Казахстана. – 2011. – № 3. – С. 40–43.

90 Сайденов А.Г. О перспективах развития денежно–кредитной политики в среднесрочном периоде // Информ. бюллетень Мин. финансов РК. – 2005. – № 24. – С. 15.



91 Сайденов А.Г. Развитие финансового сектора Казахстана // Банки Казахстана. – 2006. – № 10. – С. 2–5.

92 Келимбетов К.Н. Стимулирование участников финансового сектора для развития экономики Казахстана // Информ. бюллетень Мин. финансов РК. – 2005. – № 24. – С. 17.

93 Келимбетов К.Н. Совершенствование налогово–бюджетной политики государства // Рынок ценных бумаг Казахстана. – 2003. – апрель (спец. выпуск). – С. 25–26.

94 Кучукова Н.К. Актуальные проблемы экономики и финансов Республики Казахстан // Вестник АЭК. – 2003. – №2. – С. 110–133.

95 Кучукова Н.К. Банковский сектор Казахстана и новые вызовы современности // Журнал Банка России, «Деньги и кредит». – 2008. – №1 – С. 33–38.

96 Кучукова Н.К. Мировая валютная система и национальные экономики // Казахстанская правда. – 2009, март 6. – № 61–63. – С. 11.

97 Кучукова Н.К. Денежно–кредитная политика Национального Банка Республики Казахстан за годы независимости Казахстана и обеспечение финансовой стабильности государства // Евразийский экономический обзор. – 2011. – №4. – С. 61–72.

98 Мухамедиев Б.М. Математические методы оценивания потенциальных возможностей экономики и управления экономической динамикой в условиях неопределенности. – Алматы: Қазақ университеті, 1998. – 264 с.

99 Мухамедиев Б.М., Бордоусов О.В. Факторы долгосрочного экономического роста в Казахстане // В кн.: Казахстанская модель рыночных преобразований: социально-экономические и правовые аспекты. – Алматы: Қазақ университеті, 2003. – С. 150–197.

100 Мухамедиев Б.М., Байзаков С.Б. Моделирование отраслевого развития Казахстана на основе матричных систем // Вестник КазНУ. Серия экономическая. – 2007. – №4. – С. 124–131.

101 Мухамедиев Б.М. Правила денежно–кредитной политики Национального Банка Казахстана // Квантиль. – 2007. – № 3. – С. 91–106.

102 Мухамедиев Б.М., Мансурова М.Е. Альтернированные интегралы Понтрягина со смешанными ограничениями // Вычислительные технологии. Институт вычислительных технологий Сибирского отделения Российской академии наук, Том 12. – Новосибирск. – 2007. – №2. – С. 104–114.

103 Mukhamediyev B.M. The experience of short–term forecasting of inflation on the consumer market of Kazakhstan // The competitive ability of Kazakhstan's economy: accelerated modernization and development of corporate structures. International Scientific & Practical Conference for the 75<sup>th</sup> Anniversary of the Kazakh National University named after al–Farabi. – Almaty, 2008. – 145 p. – P. 5–9.

104 Mukhamediyev B.M. The monetary policy rules in a transition economy // Current Economic Issues & Perspectives of the Central Asia Region. – Istanbul, Turkey: Alev Publication in Turkey, 2008. – P. 7– 3.

105 Мухамедиев Б.М. Последствия мирового финансового кризиса для правил денежно–кредитной политики в экономике РК // Методология, теория и практика экономической науки: материалы международной научно–практической конференции, посвященной памяти видного ученого–экономиста академика НАН РК Я.А. Аубакирова. – Алматы: Қазақ университеті, 2011. – 340 с. – С. 182–193.

106 Ашимов А.А., Сагадиев К.А., Боровский Ю.В., Исаков Н.А. О теории параметрического регулирования развития рыночной экономики // Управление большими системами. – 2007. – №17. – С. 3–27.

107 Ашимов А.А., Сагадиев К.А., Боровский Ю.В., Исаков Н.А. Развитие и применение теории параметрического регулирования эволюции экономической системы на базе одной неоклассической модели оптимального роста // Автоматика и телемеханика. – 2008. – №8. – С. 113–119.

108 Ашимов А.А., Боровский Ю.В., Султанов Б.Т., Исаков Н.А. Элементы теории параметрического регулирования эволюции экономической системы страны. – М.: Физматлит, 2009. – 92 с.

109 Ашимов А.А., Боровский Ю.В., Новиков Д.А., Нижегородцев Р.М., Султанов Б.Т. Структурная устойчивость и параметрическое регулирование на примере моделей циклической динамики макросистем // Проблемы управления, 2010. – № 1. – С. 12–17.

110 Ашимов А.А., Султанов Б.Т., Боровский Ю.В., Алшанов Р.А., Онолбеков М.А. Параметрическое регулирование экономического роста на базе динамической стохастической модели общего равновесия Ф. Смита и Р. Воутерса // Управление в технических, эргатических, организационных и сетевых системах. УТЭОСС–2012. – Санкт–Петербург, 2012. – С. 868–871.

111 Спанкулова Л.С. Моделирование взаимосвязей между ВВП и основными макроэкономическими агрегатами в промышленной политике РК // Вестник КазГНУ, Серия экономическая. – 2001. – №6. – С. 89–97.

112 Спанкулова Л.С. Некоторые вопросы защиты банковской информации (ситуация в Казахстане) // Вестник КазГНУ, Серия экономическая. – 2001. – №4. – С. 106–113.

113 Спанкулова Л.С. Проблемы интеграции промышленного и банковского капитала в Казахстанской экономике // Вестник КазГНУ, Серия экономическая. – 2002. – №2. – С.26–28.

114 Спанкулова Л.С. Оценка влияния различных факторов на инфляцию и изменение цен в отраслях казахстанской экономики в период 2000–2007 гг. // Материалы международной научно–практической конференции, посвященной 75–летию КазНУ имени аль–Фараби. – Алматы: Қазақ университеті, 2008. – Ч.1. – С. 12–16.

115 Спанкулова Л.С. Особенности развития инфляционных процессов в Казахстане // Инновационные и наукоемкие технологии в строительной индустрии. Сборник материалов Международной научно–практической конференции. – Алматы: КазГАСА, 2009, май 14–15. – С. 174–176.

116 Спанкулова Л.С. Расходы домашних хозяйств Республики Казахстан и их вклад в динамику индекса потребительских цен // Инновационные и

наукоемкие технологии в строительной индустрии. Сборник материалов Международной научно–практической конференции. – Алматы: КазГАСА, 2009, май 14–15. – С.177–182.

117 Сембиева Л.М. Денежно–кредитная политика в обеспечении устойчивого развития экономики Казахстана: теория, методология, механизм реализации: дис. ... докт. экон. наук: спец. 08.00.10 / Евразийский нац. ун-т. – Алматы, 2008. – 289 с.

118 Сембиева Л.М. Монетарная политика и проблемы ее реализации // Вестник ЕАГИ – Астана, 2010. – №1 – С. 72–78.

119 Сембиева Л.М., Мажитова Б.Б., Кодашева Г.С. Деньги, кредит, банки. Учебное пособие. – Алматы: ЕНУ, 2011 – 334 с.

120 Сембиева Л.М. Финансовый рынок как основа взаимодействия секторов экономики // Актуальные проблемы налогов, бюджета и системы подготовки экономических кадров. Материалы международной научно–теоретической конференции. – Астана, 2011. – С. 75–79.

121 Сембиева Л.М. Факторы современных инфляционных процессов Казахстана // Макроэкономические аспекты развития финансово–кредитной системы Республики Казахстан: тенденции и перспективы. Материалы международного научного семинара. – Астана, 2011. – С. 432-436.

122 Вальрас Л. Элементы чистой политической экономии или теория общественного богатства. – М.: Изограф, 2000. – 448 с.

123 Arrow K.J., Debreu G. Existence of an equilibrium for a competitive economy // *Econometrica*. – 1954. – №22. – P. 265–290.

124 Johansen L. A multi–sectoral study of economic growth. – Amsterdam: North-Holland. – 1974. – 274 p.

125 Макаров В.Л., Бахтизин А.Р., Сулакшин С.С. Применение вычислимых моделей в государственном управлении. – М.: Научный эксперт, 2007. – 304 с.

126 Markusen J., Rutherford T., Hunter L. Trade liberalization in multidimensional dominated industry // *Journal of International Economics*. – 1995. – №38. – P. 95–117.

127 Eromenko I. Accession to the WTO: Part I. – Ventus Publishing ApS, 2010. – 103 p.

128 Kydland F.E., Prescott E.C. Time to build and aggregate fluctuations // *Econometrica*. – 1982. – №50(6). – P. 1345–1370.

129 Beidas-Strom S., Poghosyan T. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Jordanian economy // IMF working paper. – 2011. – 52 p.

130 Romer D. Advanced macroeconomics. – USA, Berkeley: University of California, 2001.

131 Вербик М. Путеводитель по современной эконометрике. – М.: Научная книга, 2008. – 616 с.

132 Магнус Я.К., Катышев П.К., Пересецкий А.А. Эконометрика. Начальный курс. – М.: Дело, 2005. – 504 с.

- 133 Узьяков М.Н. Модель долгосрочного отраслевого развития экономики с учетом технологических и финансовых ограничений. – М.: Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН, 2010. – 398 с.
- 134 Ершов Э.Б. Макроэкономические модели планирования и прогнозирования. – М.: Статистика, 1970. – 471 с.
- 135 Сакс Д., Ларрен Ф. «Макроэкономика. Глобальный подход». – М.: «Дело», 1996. – 848 с.
- 136 Петров А.А., Поспелов И.Г., Шананин А.А. Опыт математического моделирования экономики. – М.: Энергоатомиздат, 1996. – 544 с.
- 137 Fischer S. Long-term contracts, rational expectations and the optimal money supply rule // *Journal of Political Economy*. – 1977. – №85(1). – P. 191–205.
- 138 Goodfriend M., King R. The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy // *National Bureau of Economic Research, Macroeconomics Annual*. – 1997. – P. 231–282.
- 139 Christiano L., Eichenbaum M., Evans C. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy // *Journal of Political Economy*. – 2005. – №13 (1). – P. 1–45.
- 140 Calvo G. Staggered prices in a utility maximizing framework // *Journal of Monetary Economics*. – 1983. – №12. – P. 383–398.
- 141 Hansen L.P., Sargent T.J. Formulating and estimating dynamic linear rational expectations models // *Journal of Economic Dynamics and Control*. – 1980. – №2. – P. 7–46.
- 142 Fuhrer J., Moore G. Inflation persistence. // *The Quarterly Journal of Economics*. – 1995. – № 110(1). – P. 127–159.
- 143 Reifschneider D., Tetlow R., Williams J. Aggregate disturbances, monetary policy and the macroeconomy: the FRB/US perspective // *Federal Reserve Bulletin*. – 1999. – №85(1). – P. 1–19.
- 144 Levin A.T., Erceg C.J. Imperfect credibility and inflation persistence // *Journal of Monetary Economics*. – 2003. – №50. – P. 915–944.
- 145 Taylor J.B., Wieland V. Surprising comparative properties of monetary models: results from a new model database // *The Review of Economics and Statistics*. – 2012. – Vol. 94, №3. – P. 800–816.
- 146 Zaghera R. Economic growth in the 1990s: learning from a decade of reform // *The International Bank for reconstruction and development, World Bank*. – Washington D.C., 2005. – 357 p.
- 147 Maliik G, Chowdhury A. Inflation and economic growth: evidence from four South Asian countries // *Asian–Pacific Development Journal*. – 2011. – №1. – P. 123–134.
- 148 Sarel M. Non-linear effects of Inflation on economic growth // *IMF staff paper*. – 1996. – Vol. 43, №1. – P. 199–215.
- 149 Khan M., Senhadji A. Threshold effects in the relation between Inflation and growth // *IMF staff papers*. – 2001. – №48. – P. 1–21.
- 150 Sepehri A., Moshiri S. Inflation-growth profiles across countries; evidence from developing and developed countries // *International Review of Applied Economics*. – 2004. – Vol. 18. – № 2. – P. 191–207.

- 151 Li M. Inflation and economic growth: threshold effects and transmission mechanism. – University of Alberta: Department of Economics, 2006. – 71 p.
- 152 Barro R. Inflation and economic growth // Federal Reserve Bank of St. Louis. – 1996. – №78. – P. 173–169.
- 153 Pollin R., Zhu A. Inflation and economic growth: a cross country nonlinear analysis // Journal of Post Keynesian Economics. – 2006. – №28(4). – P. 593–614.
- 154 Gosh A., Phillips S. Inflation may be harmful to your growth // IMF staff paper. -1998. – № 45. – P. 672–710.
- 155 Gylfason T., Herbertsson T. Does inflation matter for growth? // Japan and the World Economy. – 2001. – № 13. – P. 405–428.
- 156 Bruno M. Does inflation really lower growth? // Finance & Development. – 1995. – №32(3). – P. 35–38.
- 157 Fisher S. The role of macroeconomic factors in growth // Journal of Monetary Economics. – 1993. – №32. – P. 45–66.
- 158 Fisher S., Modigliani F. Toward an understanding of real effects and costs of Inflation. – Weltwirtschaftliches Archive, 1975. – №114. – P. 810–833.
- 159 Hicks J.R. Mr. Keynes and the “Classics”; A suggested interpretation // Econometrica. – 1937. – Vol. 5, issue 2. – P. 147–159.
- 160 Hansen A.H. Monetary theory and fiscal policy. – New York: McGraw–Hill, 1949. – 236 p.
- 161 Абель Э., Бернанке Б. Макроэкономика – СПб.: Питер, 2010. – 768 с.
- 162 Хансен Э. Денежная теория и финансовая политика. – М.: Дело, 2006. – С. 223.
- 163 Berkes E. Too much finance // IMF working paper, WP/12/161. – 2012. – 50 p.
- 164 Государственная программа по форсированному индустриально–инновационному развитию Республики Казахстан на 2010–2014 гг.: утверждено указом Президента Республики Казахстан от 19 марта 2010 г. – Астана, 2010. – № 958. – 144 с.
- 165 Информация о сравнительном анализе прогнозов (программ) социально–экономического развития государств – членов Таможенного союза и Единого экономического пространства на кратко-, средне- и долгосрочную перспективу // <http://www.tsouz.ru/db/MP/Documents/Binder1.pdf>.
- 166 Прогноз социально–экономического развития Республики Казахстан на 2013–2017 гг.: одобрен на заседании Правительства Республики Казахстан от 28 августа 2012 года – Астана, 2012. – №29. – 61 с.
- 167 Ball L., Sheridan N. Does inflation targeting matter? // National Bureau of economic research. – 2003. – № W9577. – 50 p.
- 168 Hyvonen M. Inflation convergence across countries // Reserve Bank of Australia working paper. – 2004. – №4. – 24 p.
- 169 Vega M., Winkelried D. Inflation targeting and inflation behaviour: a successful story? // International Journal of Central Banking. – 2005. – №1(3). – P. 153–175.

- 170 Ахметов Д.К. Государство должно преодолеть монополизм в сфере банковских услуг // Национальное информационное агентство «КазИнформ» // [http://online.zakon.kz/Document/?doc\\_id=30042535](http://online.zakon.kz/Document/?doc_id=30042535).
- 171 Сакс Дж. Рыночная экономика и Россия. – М.: Экономика, 1995. – 331 с.
- 172 Хэммонд Д. Практика инфляционного таргетирования / Центр исследований деятельности центральных банков, Банк Англии. – Лондон, 2012. – 48 с.
- 173 Улюкаев А., Дробышевский С., Трунин П. Перспективы перехода к режиму таргетирования инфляции в РФ // Вопросы экономики. – 2008. – №1. – С. 46–57.
- 174 Курьянов А.М. Денежно–кредитная политика в условиях трансформации экономической системы: автореф. дис. ... канд. экон. наук: спец. 08.00.10 / С.–Петерб. гос. ун–т экономики и финансов. – СПб., 2005. – 22 с.
- 175 Montalbano P., Federici A. Macroeconomic volatility, consumption behavior and welfare: a cross-country analysis // Working Paper Series, Department of Economics. – London: University of Sussex, 2012. – №36. – 56 p.
- 176 Montalbano P., Nenci S. Are the emerging economies a threat to the Italian competitiveness? // Rivista dell'Associazione Rossi-Doria. – Italy: Associazione Rossi Doria, 2011. – issue 4. – P. 53–76.
- 177 Nelson E. UK monetary policy 1972–1997: a guide using Taylor rules // CEPR Discussion Paper. – 2001. – №2931– 29 p.
- 178 Sturm J., Sauer S. Using Taylor rules to understand ECB monetary policy // CESifo Working Paper Series. – 2003. – №1110. – 36 p.
- 179 Adema Y. A Taylor rule for the Euro Area based on quasi-real time data // De Nederlandsche Bank staff report. – 2004. – №114. – 42 p.
- 180 Gerdesmeier D., Roffia B. Empirical estimates of reaction functions for the Euro Area // Swiss Journal of Economics and Statistics. – 2004. – Vol. 140, issue 1. – P. 37–66.
- 181 Gorter J., Jacobs J., Haan J.D. Taylor rules for the ECB using expectations data // Scandinavian Journal of Economics. – 2008. – Vol. 110, issue 3. – P. 473–488.
- 182 Seyfried W. Using a dynamic Taylor-type rules to examine the behavior of bond yields: some international evidence // International Business & Economics Research Journal. – 2009. – Vol. 8, №3. – P. 25–32.
- 183 Fendel R., Frenkel M., Rulke J.C. Ex-ante Taylor rules – newly discovered evidence from G7 countries // Journal of Comparative Economics. – 2011. – Vol. 33. – P. 224–232.
- 184 Belke A., Klose J. Does the ECB rely on a Taylor rule during the financial crisis? Comparing ex-post and real time data with real time forecasts // Economic Analysis & Policy. – 2011. – Vol. 41, №2. – P. 147–171.
- 185 Clausen J., Meier C.P. Did the Bundesbank follow a Taylor rule? An analysis based on real time data // Kiel Working Paper. Kiel Institute for World Economics. – 2003. – №1180. – 27 p.

186 Gerberding C., Seitz F., Worms A. How the Bundesbank really conducted monetary policy // Discussion Paper Series 1: Economic Studies. – 2004. – №25. – 54 p.

187 Ишуова Ж.Ш. Прогнозирование влияния денежно–кредитной политики на экономику Республики Казахстан на базе модели динамического стохастического общего равновесия // Вестник КазНУ. Серия экономическая. – Алматы: Қазақ Университеті, 2013. – №3(97). – 204 с. – С. 105–114.

188 Ишуова Ж.Ш. Моделирование денежно–кредитной политики в Казахстане на основе динамической стохастической модели общего равновесия // Научный журнал «Казахстан–Спектр». – Алматы, 2013 г. – №2. – 120 с. – С. 98–105.

189 Ишуова Ж.Ш. Разработка оптимальной денежно–кредитной политики Казахстана на базе DSGE модели // «Теоретико–прикладные аспекты социально–экономического и политического развития стран Центральной Азии и СНГ». Материалы международной научно–практической конференции, Том 2. – Алматы: Центр оперативной печати КазАТиСО, 2013, март 15. – 568 с. – С. 361–367.

190 Ishuova Zh.Sh. Construction of DSGE model with not absolutely flexible prices and by the National Bank of Kazakhstan acting according to a Taylor rule // «Ключевые проблемы современной науки – 2013». Материалы IX международной научно–практической конференции. – Том 12. – София: ООД «Бял ГРАД-БГ», 2013, April 17–25. – 80 с. – С. 42–44.

191 Ishuova Zh.Sh. Dynamic stochastic general equilibrium model of Kazakhstan, Russia and the rest of the world // «Problems and prospects of territories' socio–economic development». Collections of materials of the 2<sup>nd</sup> International Scientific Conference. – Opole, Poland, 2013, April 25–29. – 184 p. – P. 31–33.

192 McCallum B.T., Nelson E. Nominal income targeting in an open-economy optimizing model // Journal of Monetary Economics. – 1999. – №43(3). – P. 553–578.

193 Микроэкономика. Основные принципы экономики II: экономические ресурсы (глава 8) // <http://www.peoi.org/Courses/Coursesru/mic/mic8.html>.

194 Blanchard O.J, Kahn C.M. The solution of linear difference models under rational expectations // Econometrica. – 1980. – Vol. 48, №5. – P. 1305–1312.

195 LaSalle J.P. The stability and control of discrete processes. – New York etc., Springer–Verlag, 1986. – 150 p.

196 Франк Р.Х. Микроэкономика и поведение. – М.: Инфра–М, 2000. – 696 с. – С. 615–616.

197 Кузнецов Ю.А., Мичасов О.В. Обобщенная модель экономического роста с учетом накопления человеческого капитала // Вестник Нижегородского Университета имени Н.И. Лобачевского. – 2010. – № 1. – С. 171–178.

198 Словари и энциклопедии на Академике // [http://dic.academic.ru/dic.nsf/fin\\_enc/22582](http://dic.academic.ru/dic.nsf/fin_enc/22582).

199 Полбин А.В. Эконометрическая оценка факторов делового цикла российской экономики. – Москва: Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ, 2013. – 50 с.

200 Gunter U. Monetary DSGE models of two countries: set-up, estimation, and forecasting performance: Ph.D dissertation. – Austria: Universität Wien, 2010. – 125 p.



## ПРИЛОЖЕНИЕ А

Лог–линеаризация и разложение в ряд Тейлора первого порядка уравнения инфляции (2.28)

Напомним разложение Тейлора первого порядка:

$$f(X_t) \approx f(X_i) + \sum_i f_{X_i}(X_{it} - X_i),$$

где  $X$  – вектор переменных.

Для удобства введем новую переменную  $\hat{x}_{it}$  – логарифмическое отклонение переменной  $X_{it}$  от  $X_i$ :

$$\hat{x}_{it} \equiv \frac{X_{it} - X_i}{X_i} \Rightarrow X_i \hat{x}_{it} = X_{it} - X_i \Rightarrow$$

$$f(X_t) \approx f(X_i) + \sum_i f_{X_i} X_i \hat{x}_{it}.$$

Разложим в ряд Тейлора первого порядка обе части уравнения (2.28):

$$\begin{aligned} \ln \Pi_t^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} &= \ln \left[ \omega + (1-\omega) \left( \frac{P_t^*}{P_{t-1}} \right)^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} \right] \Rightarrow \ln \Pi + \frac{\lambda}{\lambda-1} \frac{1}{\Pi} \Pi^{-\frac{1}{1-\lambda}} \pi_t = \\ &= \ln(1-\omega) \left( \frac{P^*}{P} \right)^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} + \frac{1}{(1-\omega) \left( \frac{P^*}{P} \right)^{\frac{\lambda}{\lambda-1}}} \left( (1-\omega) \left( \frac{P^*}{P} \right)^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} \right)' P(p_t^* - p_{t-1}) \\ \frac{\lambda}{\lambda-1} \pi_t &= \frac{\lambda}{\lambda-1} (1-\omega) \left( \frac{P^*}{P} \right)^{-\frac{1}{1-\lambda}} \left( \frac{P - P^*}{P^2} \right) P(p_t^* - p_{t-1}) = \frac{\lambda}{\lambda-1} (1-\omega) \left( \frac{1}{P} - \frac{P^*}{P^2} \right) (Pp_t^* - Pp_{t-1}) = \\ &= \frac{\lambda}{\lambda-1} (1-\omega) \left( \frac{1}{P} - \frac{P^*}{P^2} \right) (Pp_t^* - Pp_{t-1}) = \\ &= \frac{\lambda}{\lambda-1} (1-\omega) \left( \frac{1}{P} Pp_t^* - \frac{P^*}{P^2} Pp_{t-1} \right) \Rightarrow \frac{\lambda}{\lambda-1} \pi_t = \frac{\lambda}{\lambda-1} (1-\omega) (p_t^* - p_{t-1}) \Rightarrow \\ &\pi_t = (1-\omega) (p_t^* - p_{t-1}) \end{aligned}$$

## ПРИЛОЖЕНИЕ Б

### Оптимальное ценообразование

Задача максимизации прибыли репрезентативной фирмой может быть переписана без учета ограничений, используя условие (2.31) и коэффициент дисконтирования в функции прибыли. Отсюда следует:

$$\sum_{s=0}^{\infty} \omega^s E_t \left[ \beta^s \left( \frac{X_{t+s}}{X_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+s}} \left( P_t^* \left( \frac{P_t^*}{P_{t+s}} \right)^{-1/1-\lambda} X_{t+s} - TC_{t+s|t}^n(i) \left( \frac{P_t^*}{P_{t+s}} \right)^{-1/1-\lambda} X_{t+s} \right) \right] \rightarrow \max_{P_t^*} \quad (\text{Б.1})$$

Найдем оптимальную цену, дифференцируя функцию (Б.1) по  $P_t^*$ :

$$L = \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s E_t \left[ \beta^s \left( \frac{X_{t+s}}{X_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+s}} \left( P_t^* \left( \frac{P_t^*}{P_{t+s}} \right)^{-1/1-\lambda} X_{t+s} - TC_{t+s|t}^n(i) \left( \frac{P_t^*}{P_{t+s}} \right)^{-1/1-\lambda} X_{t+s} \right) \right]$$

Условие первого порядка:

$$\begin{aligned} & \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s E_t \left[ \beta^s \left( \frac{X_{t+s}}{X_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+s}} \left( \frac{\lambda}{\lambda-1} \left( \frac{P_t^*}{P_{t+s}} \right)^{-1/1-\lambda} X_{t+s} + \right. \right. \\ & \left. \left. + \frac{1}{1-\lambda} MC_{t+s|t}^n \left( \frac{P_t^*}{P_{t+s}} \right)^{-1/1-\lambda} X_{t+s} \frac{1}{P_{t+s}} \right) \right] = \\ & = \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s E_t \left[ I_{t,t+s} \left( \frac{\lambda}{\lambda-1} Y_{t+s|t}(i) + \frac{1}{1-\lambda} MC_{t+s|t}^n Y_{t+s|t}(i) \left( \frac{P_t^*}{P_{t+s}} \right)^{-1} \frac{1}{P_{t+s}} \right) \right] = \\ & = \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s E_t \left[ I_{t,t+s} Y_{t+s|t} \left( \frac{\lambda}{\lambda-1} + \frac{1}{1-\lambda} MC_{t+s|t}^n \frac{1}{P_t^*} \right) \right] = 0 \Rightarrow \\ & \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s E_t \left[ I_{t,t+s} Y_{t+s|t} \left( P_t^* - \frac{1}{\lambda} MC_{t+s|t}^n \right) \right] = 0 \\ & \Rightarrow \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s E_t \left( I_{t,t+s} Y_{t+s|t} P_t^* \right) = \frac{1}{\lambda} \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s E_t \left( I_{t,t+s} Y_{t+s|t} MC_{t+s|t}^n \right) \end{aligned}$$

Далее, используя формулы для  $I_{t,t+s}$  и  $Y_{t+s|t}(i)$  найдем оптимальную цену  $P_t^*$ :

$$\sum_{s=0}^{\infty} \omega^s E_t \left( \beta^s \left( \frac{X_{t+s}}{X_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+s}} \left( \frac{P_t^*}{P_{t+s}} \right)^{-1/1-\lambda} X_{t+s} P_t^* \right) =$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{\lambda} \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s E_t \left( \beta^s \left( \frac{X_{t+s}}{X_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+s}} \left( \frac{P_t^*}{P_{t+s}} \right)^{-1/1-\lambda} X_{t+s} MC_{t+s|t}^n \right) \Rightarrow \\
&\left( P_t^* \right)^{\lambda/1-\lambda} \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s E_t \left( \beta^s C_{t+s}^{1-\sigma} P_{t+s}^{\lambda/1-\lambda} \right) = \frac{1}{\lambda} \left( P_t^* \right)^{-1/1-\lambda} \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s E_t \left( \beta^s C_{t+s}^{1-\sigma} P_{t+s}^{\lambda/1-\lambda} \frac{MC_{t+s|t}^n}{P_{t+s}} \right) \Rightarrow \\
&P_t^* = \frac{1}{\lambda} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X_{t+s}^{1-\sigma} P_{t+s}^{\lambda/1-\lambda} MC_{t+s|t}^r}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X_{t+s}^{1-\sigma} P_{t+s}^{\lambda/1-\lambda}} \quad (\text{Б.2})
\end{aligned}$$

Разделим обе части дробного уравнения (Б.2) на  $P_t$ , чтобы получить оптимальную цену как средневзвешенное значение ожидаемых реальных предельных издержек. Реальные предельные издержки в периоде  $t+k$  мы обозначили как  $MC_{t+s|t}^r = \frac{MC_{t+s|t}^n}{P_{t+s}}$ . Следовательно, дробное соотношение (Б.2) можно переписать в следующем виде:

$$\frac{P_t^*}{P_t} = \frac{1}{\lambda} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X_{t+s}^{1-\sigma} \left( \frac{P_{t+s}}{P_t} \right)^{1/1-\lambda} MC_{t+s|t}^r}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X_{t+s}^{1-\sigma} \left( \frac{P_{t+s}}{P_t} \right)^{\lambda/1-\lambda}}$$

#### Вывод формулы для показателя «условия торговли»

Условие торговли вычисляется по формуле (Б.3) и представляет собой отношение цен импортных товаров к экспортным с точки зрения страны базирования.

$$S_t := \frac{e_t p_t^f}{p_t^h}, \quad (\text{Б.3})$$

где  $p_t^h$  и  $p_t^f$  – цены на отечественные и зарубежные товары, выраженные в единицах национальной валюты.

Теперь введем непокрытый паритет процентных ставок в качестве условия для исключения валютного арбитража, т.к. отсутствие арбитража дает возможность безрискового получения прибыли.

$$(1 + i_t^h) \equiv E_t [e_{t+1}] \frac{(1 + i_t^f)}{e_t}, \quad (\text{Б.4})$$

где  $e_t$  – номинальный обменный курс, выраженный в единицах национальной валюты;

$i_t^h, i_t^f$  – номинальные процентные ставки в двух странах.

$E_t(e_{t+1})$  – математическое ожидание номинального обменного курса в периоде  $t+1$ .

При выполнении условия (Б.4) инвестору будет безразлично, инвестировать ли капитал в отечественную или зарубежную экономику. Это равенство носит название непокрытого процентного паритета и является условием отсутствия перетока капитала из страны в страну. Далее модифицируем условие торговли (Б.3) с помощью лог–линеаризации:

$$s_t := e_t + p_t^f - p_t^h$$

Следовательно, изменение показателя «условия торговли» определяется как:

$$\Delta s_t = \Delta e_t + \pi_t^f - \pi_t^h \quad (\text{Б.5})$$

Напомним, что аппроксимация первого порядка натурального логарифма имеет вид  $\ln(1+x) \approx x$ , тогда прологарифмировав условие (Б.4), получим, что изменение номинального обменного курса ( $e_t$ ) равно разности номинальных процентных ставок двух стран в периоде  $t-1$ :  $\Delta e_t = i_{t-1}^h - i_{t-1}^{f*}$ . Поэтому условие торговли (Б.5) можно переписать в следующем виде:

$$\Delta s_t = i_{t-1}^h - i_{t-1}^f + \pi_t^f - \pi_t^h, \quad (\text{Б.6})$$

где  $i_{t-1}^h, i_{t-1}^f$  – логарифмы номинальных процентных ставок в двух странах;  
 $\pi_t^h, \pi_t^f$  – логарифмы уровня инфляции в двух странах.

## ПРИЛОЖЕНИЕ В

Лог–линеаризация формулы для оптимальной цены (Б.2) около устойчивого состояния

Следующий шаг заключается в лог–линеаризации около устойчивого состояния формулы для оптимальной цены (Б.2). В устойчивом состоянии, определяемой нулевой инфляцией, получаем:

$$\Pi_t = \frac{P_t^*}{P_{t-1}} = \frac{P_t^*}{P_t} = \frac{P_t^*}{P_{t+s}} = 1$$

$$I_{t,t+s} = \beta^s$$

$$MC_{t+s|t}^r = MC_{t|t}^r = \frac{MC_{t|t}^n}{P_t} = \lambda \equiv MC^r$$

$$Y_{t+s|t} = Y_{t|t}$$

Последние три тождества вытекают из определения о нулевой инфляции и рыночном равновесии. Перед тем как лог–линеаризировать дробное выражение для оптимальной цены  $P_t^*$ , целесообразно разделить обе части уравнения (Б.2) на  $P_{t-1}$ :

$$\frac{P_t^*}{P_{t-1}} = \frac{1}{\lambda} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X_{t+s}^{1-\sigma} P_{t+s}^{1/\lambda} MC_{t+s|t}^r}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X_{t+s}^{1-\sigma} P_{t+s}^{\lambda/1-\lambda}} \frac{1}{P_{t-1}} \Rightarrow$$

$$\frac{P_t^*}{P_{t-1}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X_{t+s}^{1-\sigma} P_{t+s}^{\lambda/1-\lambda} = \frac{1}{\lambda} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X_{t+s}^{1-\sigma} P_{t+s}^{1/\lambda} MC_{t+s|t}^r \frac{1}{P_{t-1}} \quad (\text{В.1})$$

Проведем преобразование левой части уравнения (В.1) в ряд Тейлора первого порядка. Первое слагаемое в левой части (В.1) находится в стационарном состоянии. Четыре последних слагаемых содержат первые производные по  $P_t^*$ ,  $P_{t-1}$ ,  $P_{t+s}$  и  $X_{t+s}$  соответственно. Все переменные оценены в устойчивом состоянии:

$$\begin{aligned} & \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{1-\lambda} + \frac{1}{P} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{1-\lambda} (P_t^* - P) - \\ & - \frac{P}{P^2} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{1-\lambda} (P_{t-1} - P) + E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} \frac{\lambda}{1-\lambda} P^{1-\lambda-1} (P_{t+s} - P) + \\ & + E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s (1-\sigma) X^{-\sigma} P^{1-\lambda} (X_{t+s} - X) = \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{1-\lambda} + \\ & + E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{1-\lambda} (p_t^* - p) - E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{1-\lambda} (p_{t-1} - p) + \\ & + E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{1-\lambda} \frac{\lambda}{1-\lambda} (p_{t+s} - p) + E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{1-\lambda} (1-\sigma) (x_{t+s} - x) = \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \left[ 1 + (p_t^* - p) - (p_{t-1} - p) + \frac{\lambda}{1-\lambda} (p_{t+s} - p) + (1-\sigma)(x_{t+s} - x) \right] = \\
&= X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \left[ 1 + p_t^* - p_{t-1} + \frac{\lambda}{1-\lambda} (p_{t+s} - p) + (1-\sigma)(x_{t+s} - x) \right].
\end{aligned}$$

Разложение в ряд Тейлора первого порядка правой части уравнения (В.1) выглядит следующим образом: первое слагаемое в правой части (В.1) находится в стационарном состоянии. Четыре последних слагаемых содержат первые производные по  $P_{t-1}$ ,  $P_{t+s}$  и  $X_{t+s}$  и  $MC_{t+s|t}^r$  соответственно. Все переменные оценены в устойчивом состоянии:

$$\begin{aligned}
&\frac{1}{\lambda} \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} MC^r - \frac{1}{\lambda} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} MC^r \frac{1}{P^2} (P_{t-1} - P) + \\
&+ \frac{1}{\lambda} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} \frac{1}{1-\lambda} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} MC^r \frac{1}{P} (P_{t+s} - P) + \\
&+ \frac{1}{\lambda} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s (1-\sigma) X^{-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} MC^r \frac{1}{P} (X_{t+s} - X) \\
&+ \frac{1}{\lambda} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} \frac{1}{P} (MC_{t+s|t}^r - MC^r) = \frac{1}{\lambda} \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} MC^r \\
&- \frac{1}{\lambda} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} MC^r (p_{t-1} - p) + \frac{1}{\lambda} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} MC^r \frac{1}{1-\lambda} (p_{t+s} - p) + \\
&+ \frac{1}{\lambda} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} MC^r (1-\sigma)(x_{t+s} - x) + \\
&+ \frac{1}{\lambda} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} MC^r (mc_{t+s|t}^r - mc^r) = \\
&= \frac{1}{\lambda} X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} MC^r E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \left[ 1 - (p_{t-1} - p) + \frac{1}{1-\lambda} (p_{t+s} - p) + (1-\sigma)(x_{t+s} - x) + \right. \\
&\quad \left. + (mc_{t+s|t}^r - mc^r) \right] = \\
&= X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \left[ 1 - p_{t-1} + \frac{1}{1-\lambda} p_{t+s} - \frac{\lambda}{1-\lambda} p + (1-\sigma)(x_{t+s} - x) + (mc_{t+s|t}^r - mc^r) \right]
\end{aligned}$$

В заключении приравняем левую и правую часть уравнения (В.1) тем самым определив оптимальную цену  $p_t^*$ :

$$\begin{aligned}
&X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \left[ 1 + p_t^* - p_{t-1} + \frac{\lambda}{1-\lambda} (p_{t+s} - p) + (1-\sigma)(x_{t+s} - x) \right] = \\
&= X^{1-\sigma} P^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \left[ 1 - p_{t-1} + \frac{1}{1-\lambda} p_{t+s} - \frac{\lambda}{1-\lambda} p + (1-\sigma)(x_{t+s} - x) + \right. \\
&\quad \left. + (mc_{t+s|t}^r - mc^r) \right] \Rightarrow
\end{aligned}$$

$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s [p_t^* - p_{t+s}] = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s [mc_{t+s|t}^r - mc^r]$ . Так как  $\sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s$  есть бесконечно убывающая геометрическая прогрессия, у которой и первый член и знаменатель равен произведению  $\omega\beta$ , следовательно

$$\sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s = \left(1 + \frac{\omega\beta}{1 - \omega\beta}\right) = \frac{1}{1 - \omega\beta}.$$

$$\frac{p_t^*}{1 - \omega\beta} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s [mc_{t+s|t}^r - mc^r + p_{t+s}] \Rightarrow$$

$$\frac{p_t^*}{1 - \omega\beta} = \frac{\gamma}{1 - \omega\beta} + E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s [mc_{t+s|t}^r + p_{t+s}] \Rightarrow$$

$$p_t^* = \gamma + (1 - \omega\beta) E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s [mc_{t+s|t}^r + p_{t+s}].$$

## ПРИЛОЖЕНИЕ Г

### Аппроксимация второго порядка интегрального выражения (Г.3)

Из уравнения выпуска (2.27), следует, что объем труда эквивалентен отношению  $L_t(i) = \left(\frac{Y_t(i)}{A_t}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$ . Вставив полученное соотношение, условие совокупного рыночного равновесия (2.36) и функцию спроса (2.9), получим:

$$\begin{aligned} L_t &= \int_0^1 \left(\frac{Y_t(i)}{A_t}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} di = \int_0^1 \left(\frac{X_t(i)}{A_t}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} di = \\ &= \int_0^1 \left( \frac{\left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{\frac{1}{1-\lambda}} X_t}{A_t} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} di = \left(\frac{Y_t}{A_t}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \int_0^1 \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-\frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)}} di \end{aligned} \quad (\text{Г.1})$$

Теперь возьмем логарифмы от левой и правой частей интегрального уравнения (Г.1):

$$\begin{aligned} l_t &= \frac{1}{1-\alpha} (y_t - a_t) + \ln \left[ \int_0^1 \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-\frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)}} di \right] \Rightarrow \\ y_t &= a_t + (1-\alpha)l_t - (1-\alpha) \ln \left[ \int_0^1 \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-\frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)}} di \right] = a_t + (1-\alpha)l_t - d_t \end{aligned} \quad (\text{Г.2})$$

Сейчас мы покажем, что переменная  $d_t \approx 0$ , так как интегральное выражение  $\int_0^1 \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-\frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)}} di \approx 1$  в первом приближении при  $P_t(i) = P_t$ . Но сначала мы должны доказать, что цена в периоде  $t$  приближенно равна  $p_t \approx \int_0^1 p_t(i) di$ . Напомним, что индекс потребительских цен записывается в виде



$P_t = \left( \int_0^1 P_t(i)^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} di \right)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}}$ . В результате перегруппировки получим следующее интегральное выражение  $\left( \int_0^1 \left( \frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} di \right)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} = \left( \int_0^1 e^{\frac{\lambda}{\lambda-1}(p_t(i)-p_t)} di \right)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} = 1 \Rightarrow$

$$1 = \int_0^1 e^{\frac{\lambda}{\lambda-1}(p_t(i)-p_t)} di \quad (\Gamma.3)$$

Аппроксимация второго порядка интегрального выражения (Г.3) приводит к следующей записи:

$$1 \approx \int_0^1 \left[ e^0 + e^0 \frac{\lambda}{\lambda-1} (p_t(i)-p_t) + \frac{1}{2} e^0 \left( \frac{\lambda}{\lambda-1} \right)^2 (p_t(i)-p_t)^2 \right] di =$$

$$1 + \frac{\lambda}{\lambda-1} \int_0^1 (p_t(i)-p_t) di + \frac{1}{2} \left( \frac{\lambda}{\lambda-1} \right)^2 \int_0^1 (p_t(i)-p_t)^2 di =$$

$$= 1 - \frac{\lambda}{\lambda-1} p_t + \frac{\lambda}{\lambda-1} \int_0^1 p_t(i) di + \frac{1}{2} \left( \frac{\lambda}{\lambda-1} \right)^2 \int_0^1 (p_t(i)-p_t)^2 di.$$

Следовательно,  $\frac{\lambda}{\lambda-1} p_t \approx \frac{\lambda}{\lambda-1} \int_0^1 p_t(i) di + \frac{1}{2} \left( \frac{\lambda}{\lambda-1} \right)^2 \int_0^1 (p_t(i)-p_t)^2 di \Rightarrow$

$$p_t \approx \int_0^1 p_t(i) di + \frac{1}{2} \frac{\lambda}{\lambda-1} \int_0^1 (p_t(i)-p_t)^2 di \quad (\Gamma.4)$$

Таким образом, после аппроксимации интегрального уравнения (Г.4), совокупный уровень цен в периоде  $t$  в первом приближении равен  $p_t \approx \int_0^1 p_t(i) di$ . Теперь, воспользуемся аппроксимацией второго порядка для приблизительного

определения валового уровня инфляции  $\int_0^1 \left( \frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{\frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)}} di$ :

$$\int_0^1 \left( \frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{\frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)}} di = \int_0^1 \left[ e^{-\frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)}(p_t(i)-p_t)} \right] di \approx e^0 - e^0 \frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)} \int_0^1 (p_t(i)-p_t) di +$$

$$+ \frac{1}{2} \left( \frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)} \right)^2 \int_0^1 (p_t(i)-p_t)^2 di = 1 + \frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)} p_t - \frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)} \int_0^1 p_t(i) di +$$

$$+ \frac{1}{2} \left( \frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)} \right)^2 \int_0^1 (p_t(i)-p_t)^2 di.$$

Теперь вставим выведенное уравнение цены в периоде  $t$  (Г.4) и получим:

$$\begin{aligned}
& \int_0^1 \left( \frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)}} di \approx 1 + \frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)} \left( \int_0^1 p_t(i) di + \frac{1}{2} \frac{\lambda}{\lambda-1} \int_0^1 (p_t(i) - p_t)^2 di \right) - \\
& - \frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)} \int_0^1 p_t(i) di + \frac{1}{2} \left( \frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)} \right)^2 \int_0^1 (p_t(i) - p_t)^2 di = \\
& = 1 - \frac{\lambda}{2(1-\alpha)(1-\lambda)^2} \int_0^1 (p_t(i) - p_t)^2 di + \frac{1}{2(1-\alpha)^2(1-\lambda)^2} \int_0^1 (p_t(i) - p_t)^2 di = \\
& \frac{1}{2(1-\alpha)^2(1-\lambda)^2} \int_0^1 (p_t(i) - p_t)^2 di = 1 + \frac{1-\lambda(1-\alpha)}{2(1-\alpha)^2(1-\lambda)^2} \int_0^1 (p_t(i) - p_t)^2 di \Rightarrow
\end{aligned}$$

$$\int_0^1 \left( \frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)}} di \approx 1 + \frac{1-\lambda(1-\alpha)}{2(1-\alpha)^2(1-\lambda)^2} \int_0^1 (p_t(i) - p_t)^2 di > 1 \quad (\Gamma.5)$$

Из условия (Г.5) мы приходим к выводу, что в первом приближении

$$\int_0^1 \left( \frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)}} di = 1. \quad \text{Это} \quad \text{означает,} \quad \text{что}$$

$$d_t = (1-\alpha) \ln \left[ \int_0^1 \left( \frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\frac{1}{(1-\alpha)(1-\lambda)}} di \right] \approx (1-\alpha) \ln 1 = 0.$$

## ПРИЛОЖЕНИЕ Д

### Вывод новой кейнсианской кривой Филлипса

Отправной точкой является формула (2.33), которую мы перепишем в виде  $p_t^* - p_{t-1} = (1 - \omega\beta)E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s [mc_{t+s|t}^r - mc^r + p_{t+s} - p_{t-1}]$ , подставив выведенное уравнение предельных издержек в периоде  $t+s$  (2.51), получим:

$$\begin{aligned} p_t^* - p_{t-1} &= (1 - \omega\beta)E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \left[ mc_{t+s}^r - \frac{\alpha}{(1-\alpha)(1-\lambda)} (p_t^* - p_{t+s}) - mc^r + p_{t+s} - p_{t-1} \right] = \\ &= -\frac{\alpha}{(1-\alpha)(1-\lambda)} p_t^* + (1 - \omega\beta)E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \left( \widehat{mc}_{t+s}^r + \frac{1-\lambda+\alpha\lambda}{(1-\alpha)(1-\lambda)} p_{t+s} - p_{t-1} \right) \Rightarrow \\ \frac{1-\lambda+\alpha\lambda}{(1-\alpha)(1-\lambda)} p_t^* - p_{t-1} &= (1 - \omega\beta)E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \left( \widehat{mc}_{t+s}^r + \frac{1-\lambda+\alpha\lambda}{(1-\alpha)(1-\lambda)} p_{t+s} - p_{t-1} \right) \Rightarrow \\ p_t^* - \frac{(1-\alpha)(1-\lambda)}{1-\lambda+\alpha\lambda} p_{t-1} &= \\ -\frac{(1-\alpha)(1-\lambda)}{1-\lambda+\alpha\lambda} p_{t-1} &+ (1 - \omega\beta)E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \left( \frac{(1-\alpha)(1-\lambda)}{1-\lambda+\alpha\lambda} \widehat{mc}_{t+s}^r + p_{t+s} \right). \end{aligned}$$

Обозначим за  $Z \equiv \frac{(1-\alpha)(1-\lambda)}{1-\lambda+\alpha\lambda} < 1$  и вычтем  $(1-Z)p_{t-1}$  с обеих сторон уравнения:

$$\begin{aligned} p_t^* - p_{t-1} &= -p_{t-1} + (1 - \omega\beta)E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s (\Theta \widehat{mc}_{t+s}^r + p_{t+s}) \\ &= (1 - \omega\beta)E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s (\Theta \widehat{mc}_{t+s}^r + p_{t+s} - p_{t-1}) \\ &= (1 - \omega\beta)ZE_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \widehat{mc}_{t+s}^r + (1 - \omega\beta)E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s (p_{t+s} - p_{t-1}) \\ &= (1 - \omega\beta)ZE_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \widehat{mc}_{t+s}^r + (1 - \omega\beta)E_t [\omega^0 \beta^0 (p_t - p_{t-1}) + \omega^1 \beta^1 (p_{t+1} - \\ &p_t + p_t - p_{t-1}) + \omega^2 \beta^2 (p_{t+2} - p_{t+1} + p_{t+1} - p_t + p_t - p_{t-1}) + \dots] \\ &= (1 - \omega\beta)ZE_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \widehat{mc}_{t+s}^r + (1 - \omega\beta)E_t [\omega^0 \beta^0 \pi_t + \omega^1 \beta^1 (\pi_{t+1} + \pi_t) + \\ &\omega^2 \beta^2 (\pi_{t+2} + \pi_{t+1} + \pi_t) + \dots] \\ &= (1 - \omega\beta)ZE_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \widehat{mc}_{t+s}^r + E_t [\omega^0 \beta^0 \pi_t + \omega^1 \beta^1 (\pi_{t+1} + \pi_t) + \\ &\omega^2 \beta^2 (\pi_{t+2} + \pi_{t+1} + \pi_t) + \dots] - E_t [\omega^1 \beta^1 \pi_t + \omega^2 \beta^2 (\pi_{t+1} + \pi_t) + \omega^3 \beta^3 (\pi_{t+2} + \\ &\pi_{t+1} + \pi_t) + \dots] \\ &= (1 - \omega\beta)ZE_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \widehat{mc}_{t+s}^r + E_t [\omega^0 \beta^0 \pi_t + \omega^1 \beta^1 \pi_{t+1} + \omega^2 \beta^2 \pi_{t+2} + \dots] \\ &= (1 - \omega\beta)ZE_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \widehat{mc}_{t+s}^r + E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \pi_{t+s}. \end{aligned}$$

Если мы извлечем из оператора суммирования условие при  $s=0$ , то предыдущее равенство может быть кратко записано в виде разностного уравнения:

$$\begin{aligned} p_t^* - p_{t-1} &= (1 - \omega\beta)ZE_t \sum_{s=1}^{\infty} \omega^s \beta^s \widehat{mc}_{t+s}^r + E_t \sum_{s=1}^{\infty} \omega^s \beta^s \pi_{t+s} + (1 - \\ &\omega\beta)\Theta \widehat{mc}_t^r + \pi_t = \omega\beta [(1 - \omega\beta)ZE_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \widehat{mc}_{t+s+1}^r + E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s \pi_{t+s+1}] + \\ &(1 - \omega\beta)\Theta \widehat{mc}_t^r + \pi_t = \omega\beta E_t (p_{t+1}^* - p_t) + (1 - \omega\beta)Z\widehat{mc}_t^r + \pi_t. \end{aligned}$$

Вставив уравнение (2.29), определим формулу для расчета темпа инфляции:

$$\begin{aligned} p_t^* - p_{t-1} &= \omega\beta E_t (p_{t+1}^* - p_t) + (1 - \omega\beta)Z\widehat{mc}_t^r + (1 - \omega)(p_t^* - p_{t-1}) \Rightarrow \\ \omega(p_t^* - p_{t-1}) &= \omega\beta E_t (p_{t+1}^* - p_t) + (1 - \omega\beta)Z\widehat{mc}_t^r \Rightarrow \\ p_t^* - p_{t-1} &= \beta E_t (p_{t+1}^* - p_t) + \frac{(1-\omega\beta)}{\omega} Z\widehat{mc}_t^r \Rightarrow \\ (1 - \omega)(p_t^* - p_{t-1}) &= \beta(1 - \omega)E_t (p_{t+1}^* - p_t) + \frac{(1-\omega)(1-\omega\beta)}{\omega} Z\widehat{mc}_t^r. \end{aligned}$$

## ПРИЛОЖЕНИЕ Е

### Влияние шоков денежно–кредитной политики

1. *Влияние шоков денежно–кредитной политики.* Один из методов для определения такого влияние – это метод неопределенных коэффициентов. Начнем, сделав следующие допущения:

$$\tilde{y}_t = \chi_y v_t \quad (\text{E.1})$$

$$\pi_t = \chi_\pi v_t \quad (\text{E.2})$$

где коэффициенты  $\chi_y$  и  $\chi_\pi$  еще предстоит определить. Для начала подставим следующие условия (E.1) и (E.2) в формулу новой кейнсианской кривой Филлипса (2.48) и найдем выражение для параметра  $\chi_{yv}$ :

$$\begin{aligned} \pi_t &= \beta E_t \pi_{t+1} + \zeta \tilde{y}_t \Rightarrow \chi_\pi v_t = \beta E_t \chi_\pi v_{t+1} + \zeta \chi_y v_t = \beta E_t \chi_\pi (\rho_v v_t + \varepsilon_{t+1}^v) + \zeta \chi_y v_t \Rightarrow \\ \chi_\pi v_t &= \beta \chi_\pi \rho_v v_t + \zeta \chi_y v_t \Rightarrow \\ (1 - \beta \rho_v) \chi_\pi &= \zeta \chi_y \Rightarrow \end{aligned}$$

$$\chi_y = \frac{1 - \beta \rho_v}{\zeta} \chi_\pi \quad (\text{E.3})$$

Затем вставим правило процентной ставки, установленное Тейлором (2.54) в формулу динамической кривой *IS* (2.50). Чтобы сделать анализ как можно более прозрачным введем предположение, что  $\hat{r}_t^n \equiv r_t^n - \rho = \sigma \chi^n E_t \Delta a_{t+1} = 0$ , т.е. в модели не будет проанализировано влияние технологических шоков.

$$\begin{aligned} \tilde{y}_t &= E_t \tilde{y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - r_t^n - E_t \pi_{t+1}) = E_t \tilde{y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma} [\rho + \phi_\pi \pi_t + \phi_y \tilde{y}_t + v_t - r_t^n - E_t \pi_{t+1}] = \\ &= E_t \tilde{y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (\phi_\pi \pi_t + \phi_y \tilde{y}_t + v_t - E_t \pi_{t+1}). \end{aligned}$$

Определим коэффициент  $\chi_\pi$  используя формулы (E.1)–(E.3):

$$\begin{aligned} \chi_y v_t &= E_t \chi_y v_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (\phi_\pi \chi_\pi v_t + \phi_y \chi_y v_t + v_t - E_t \chi_\pi v_{t+1}) = \\ &= \chi_y \rho_v v_t - \frac{1}{\sigma} (\phi_\pi \chi_\pi v_t + \phi_y \chi_y v_t + v_t - \chi_\pi \rho_v v_t) = \\ &= \frac{\sigma \rho_v - \phi_y}{\sigma} \chi_y v_t - \frac{\phi_\pi - \rho_v}{\sigma} \chi_\pi v_t - \frac{1}{\sigma} v_t \Rightarrow \\ \sigma \chi_y &= (\sigma \rho_v - \phi_y) \chi_y - (\phi_\pi - \rho_v) \chi_\pi - 1 \Rightarrow \\ [\sigma(1 - \rho_v) + \phi_y] \frac{1 - \beta \rho_v}{\zeta} \chi_\pi &+ (\phi_\pi - \rho_v) \chi_\pi = -1 \Rightarrow \end{aligned}$$

$$\chi_\pi = \frac{-\zeta}{(1 - \beta \rho_v) [\sigma(1 - \rho_v) + \phi_y] + \zeta (\phi_\pi - \rho_v)} = -\zeta X_v \quad (\text{E.4})$$

Если теперь подставим (Е.4) в (Е.3), то получим формулу для коэффициента  $\chi_y$ :

$$\chi_y = -\frac{1-\beta\rho_v}{\zeta} \zeta X_v = -(1-\beta\rho_v)X_v \quad (\text{Е.5})$$

Используя формулы для неопределенных коэффициентов (Е.4) и (Е.5) в условиях для разрыва выпуска (Е.1) и, соответственно инфляции (Е.2), получаем новый вид ранее установленных предположений:

$$\tilde{y}_t = -(1-\beta\rho_v)X_v v_t \quad (\text{Е.6})$$

$$\pi_t = -\zeta X_v v_t \quad (\text{Е.7})$$

где  $X_v \equiv \frac{1}{(1-\beta\rho_v)[\sigma(1-\rho_v)+\phi_y] + \zeta(\phi_\pi - \rho_v)}$ .

Если условие (2.60) выполняется, то коэффициент  $L_v$  будет больше нуля. Заметим также, что если подставить авторегрессионный процесс первого порядка в «дважды модифицированные» уравнения динамической кривой  $IS$  (Е.6) и в новую кейнсианскую кривую Филлипса (Е.7), то получим следующие соотношения:

$$\begin{aligned} \tilde{y}_t &= -(1-\beta\rho_v)X_v(\rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t^v) = -(1-\beta\rho_v)X_v \rho_v v_{t-1} - (1-\beta\rho_v)X_v \varepsilon_t^v = \\ &= \rho_v \tilde{y}_{t-1} - (1-\beta\rho_v)X_v \varepsilon_t^v \\ \pi_t &= -\zeta X_v(\rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t^v) = -\zeta X_v \rho_v v_{t-1} - \zeta X_v \varepsilon_t^v = \rho_v \pi_{t-1} - \zeta X_v \varepsilon_t^v. \end{aligned}$$

Таким образом, экзогенное увеличение процентной ставки приводит к устойчивому снижению разрыва выпуска и инфляции. Так как естественный уровень выпуска не зависит от шока денежно-кредитной политики, то реакция объема производства совпадает с разрывом выпуска. Кроме того, динамическая кривая  $IS$  (2.50) и ее модифицированная версия (Е.1) могут быть использованы для получения отклонения реальной процентной ставки от своего устойчивого состояния, тогда девиация естественной реальной ставки процента будет выглядеть как:

$$\hat{r}_t^n \equiv r_t - r_t^n = (\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) - r_t^n = \sigma(E_t \tilde{y}_{t+1} - \tilde{y}_t) = \sigma(1-\rho_v)(1-\beta\rho_v)X_v v_t \quad (\text{Е.8})$$

Отклик на номинальную процентную ставку сочетает в себе прямое влияние  $v_t$  и косвенное влияние индуцированного сокращенного разрыва выпуска и инфляции. Из уравнений (Е.7) и (Е.8) получаем выражение для отклонения номинальной процентной ставки:

$$\hat{i}_t = \hat{r}_t + E_t \pi_{t+1} = \hat{r}_t - E_t \zeta X_v v_{t+1} = [\sigma(1-\rho_v)(1-\beta\rho_v) - \rho_v \zeta] X_v v_t \quad (\text{Е.9})$$

Заметим, что если шок денежно–кредитной политики  $\rho_v$  является достаточно высоким, то номинальная процентная ставка начнет снижаться в ответ на рост  $v_t$ . В этом случае, несмотря на более низкую номинальную процентную ставку, шок денежно–кредитной политики по-прежнему будет отрицательно воздействовать на выпуск, поскольку объем производства находится в обратной зависимости от реальной процентной ставки, которая однозначно поднимется через некоторое время. Наконец для осуществления желаемого изменения в процентной ставке необходимо определить изменение количества денег в обращении, используя уравнение спроса на деньги (2.26) и условие совокупного рыночного равновесия (2.36):

$\Rightarrow m_t = p_t + y_t - \eta i_t$  куда мы вставляем новую кейнсианскую кривую Филлипса (E.7), уравнение динамической кривой  $IS$  (E.6) и выражение для отклонения номинальной процентной ставки (E.9):

$$\begin{aligned} \frac{dm_t}{d\varepsilon_t^v} &= \frac{dp_t}{d\varepsilon_t^v} + \frac{dy_t}{d\varepsilon_t^v} - \eta \frac{di_t}{d\varepsilon_t^v} = \\ &= -\zeta X_v v_t - (1 - \beta \rho_v) X_v v_t - \eta [\sigma(1 - \rho_v)(1 - \beta \rho_v) - \zeta \rho_v] X_v v_t = \\ &= -[(1 - \beta \rho_v)[1 + \eta \sigma(1 - \rho_v)] + \zeta(1 - \eta \rho_v)] X_v v_t \Rightarrow \end{aligned}$$

$$\frac{dm_t}{d\varepsilon_t^v} = -[(1 - \beta \rho_v)[1 + \eta \sigma(1 - \rho_v)] + \zeta(1 - \eta \rho_v)] X_v v_t \quad (E.10)$$

Полученный в формуле (E.10) отрицательный знак отклонения денежной массы является неоднозначным. Отметим, однако, что условие  $\frac{di_t}{d\varepsilon_t^v} > 0$  является достаточным для сокращения денежной массы в экономике.

2. *Влияние технологических шоков.* Снова применяя метод неопределенных коэффициентов, установим следующие предположения:

$$\tilde{y}_t = \chi_{ya} a_t \quad (E.11)$$

$$\pi_t = \chi_{\pi a} a_t \quad (E.12)$$

Используя авторегрессионный процесс первого порядка  $a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a$ , где  $a_t$  – технологический параметр и условия (E.11)–(E.12) в новой кейнсианской кривой Филлипса (2.48) определим коэффициент  $\chi_{ya}$ :

$$\begin{aligned} \pi_t &= \beta E_t \pi_{t+1} + \zeta \tilde{y}_t \Rightarrow \\ \chi_{\pi a} a_t &= \beta E_t \chi_{\pi a} a_{t+1} + \zeta \chi_{ya} a_t = \beta E_t \chi_{\pi a} (\rho_a a_t + \varepsilon_{t+1}^a) + \zeta \chi_{ya} a_t \Rightarrow \\ \chi_{\pi a} a_t &= \beta \chi_{\pi a} \rho_a a_t + \zeta \chi_{ya} a_t \Rightarrow \\ (1 - \beta \rho_a) \chi_{\pi a} &= \zeta \chi_{ya} \Rightarrow \end{aligned}$$

$$\chi_{ya} = \frac{1 - \beta \rho_a}{\zeta} \chi_{\pi a} \quad (E.13)$$

Затем используя правило денежно-кредитной политики (2.54) и предположение, что экзогенный компонент процентной ставки  $v_t=0$  для всех  $t$ , т.е. мы выводим из анализа влияние шоков денежно-кредитной политики, в уравнении динамической кривой  $IS$  (2.50), получаем:

$$\tilde{y}_t = E_t \tilde{y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (\dot{i}_t - r_t^n - E_t \pi_{t+1}) = E_t \tilde{y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (\rho + \phi_\pi \pi_t + \phi_y \tilde{y}_t + v_t - r_t^n - E_t \pi_{t+1}) =$$
  

$$E_t \tilde{y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (\phi_\pi \pi_t + \phi_y \tilde{y}_t + v_t - r_t^n - E_t \pi_{t+1}).$$
 Теперь определим коэффициент  $\chi_{\pi a}$ , используя формулы (E.11)–(E.12):

$$\begin{aligned} \chi_{ya} a_t &= E_t \chi_{ya} a_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (\phi_\pi \chi_{\pi a} a_t + \phi_y \chi_{ya} a_t + v_t - E_t \chi_{\pi a} a_{t+1} + \sigma \chi^n (1 - \rho_a) a_t) = \\ &= \chi_{ya} \rho_a a_t - \frac{1}{\sigma} (\phi_\pi \chi_{\pi a} a_t + \phi_y \chi_{ya} a_t - \chi_{\pi a} \rho_a a_t + \sigma \chi^n (1 - \rho_a) a_t) = \\ &= \frac{\sigma \rho_a - \phi_y}{\sigma} \chi_{ya} a_t - \frac{\phi_\pi - \rho_a}{\sigma} \chi_{\pi a} a_t - \chi^n (1 - \rho_a) a_t \Rightarrow \\ \sigma \chi_{ya} &= (\sigma \rho_a - \phi_y) \chi_{ya} - (\phi_\pi - \rho_a) \chi_{\pi a} - \sigma \chi^n (1 - \rho_a) \Rightarrow \\ [\sigma(1 - \rho_a) + \phi_y] \chi_{ya} &+ (\phi_\pi - \rho_a) \chi_{\pi a} = -\sigma \chi^n (1 - \rho_a) \Rightarrow \\ [\sigma(1 - \rho_a) + \phi_y] \frac{1 - \beta \rho_a}{\zeta} \chi_{\pi a} &+ (\phi_\pi - \rho_a) \chi_{\pi a} = -\sigma \chi^n (1 - \rho_a) \Rightarrow \\ \frac{(1 - \beta \rho_a) [\sigma(1 - \rho_a) + \phi_y] + \zeta (\phi_\pi - \rho_a)}{\zeta} \chi_{\pi a} &= -\sigma \chi^n (1 - \rho_a) \Rightarrow \\ \chi_{\pi a} &= \frac{-\sigma \chi^n (1 - \rho_a) \zeta}{(1 - \beta \rho_a) [\sigma(1 - \rho_a) + \phi_y] + \zeta (\phi_\pi - \rho_a)} = -\sigma \chi^n (1 - \rho_a) \zeta X_a \end{aligned} \quad (E.14)$$

Если теперь подставим (E.14) в (E.13), то получим формулу (E.15) для коэффициента  $\chi_{ya}$ :

$$\chi_{ya} = -\frac{1 - \beta \rho_a}{\zeta} \sigma \chi^n (1 - \rho_a) \zeta X_a = -\sigma \chi^n (1 - \rho_a) (1 - \beta \rho_a) X_a \quad (E.15)$$

Следовательно, мы определили решение для условий (E.11) и (E.12):

$$\tilde{y}_t = -\sigma \chi^n (1 - \rho_a) (1 - \beta \rho_a) X_a a_t \quad (E.16)$$

$$\pi_t = -\sigma \chi^n (1 - \rho_a) \zeta X_a a_t \quad (E.17)$$

где  $X_a \equiv \frac{1}{(1 - \beta \rho_a) [\sigma(1 - \rho_a) + \phi_y] + \zeta (\phi_\pi - \rho_a)} > 0$ .

Заметим также, что если использовать авторегрессионный процесс первого порядка  $a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a$ , где  $a_t$  – технологический параметр в условиях (E.16) и (E.17), то получим следующий вид уравнений разрыва выпуска и инфляции:

$$\begin{aligned} \tilde{y}_t &= -\sigma\chi^n(1-\rho_a)(1-\beta\rho_a)X_a(\rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a) = \rho_a \tilde{y}_{t-1} - \sigma\chi^n(1-\rho_a)(1-\beta\rho_a)X_a \varepsilon_t^a \\ \pi_t &= -\sigma\chi^n(1-\rho_a)\zeta\Lambda_a(\rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a) = \rho_a \pi_{t-1} - \sigma\chi^n(1-\rho_a)\zeta X_a \varepsilon_t^a. \end{aligned}$$

Таким образом, до тех пор, пока  $\rho_a < 1$  положительный технологический шок ведет к стойкому снижению разрыва выпуска и инфляции. Для определения равновесного отклика объема производства, разложим выпуск на две составляющие  $y_t = y_t^n + \tilde{y}_t$ . После этого вставим формулу естественного уровня выпуска (2.46) и условие (E.16) в соотношение динамической кривой IS:

$$\tilde{y}_t = \chi^n a_t - \sigma\chi^n(1-\rho_a)(1-\beta\rho_a)X_a a_t = \chi^n [1 - \sigma(1-\rho_a)(1-\beta\rho_a)X_a] a_t \quad (\text{E.18})$$

Для определения равновесного отклика занятости (E.19), вставим (E.18) в уравнение совокупного объема производства (2.39):

$$(1-\alpha)y_t = y_t - a_t = [(\chi^n - 1) - \sigma\chi^n(1-\rho_a)(1-\beta\rho_a)X_a] a_t \quad (\text{E.19})$$



## ПРИЛОЖЕНИЕ Ж

Таблица Ж1 – Инфляционные таргеты отдельных стран

Страна	Дата введения инфляционного таргетирования	Тип модели (на февраль 2012 г.)	Кем установлен таргет	Численность комитета, принимающего решения	Количество заседаний в год
1	2	3	4	5	6
Новая Зеландия	Март 1990	Главной прогнозной моделью является калиброванная модель разрывов. Набор альтернативных моделей	Правительство и Центральный Банк	Управляющий	8
Чили	Сентябрь 1990	Квартальная макроэкономическая модель, временные ряды и модель DSGE	Центральный Банк	5	12
Канада	Февраль 1991	Набор DSGE плюс макромоделей	Правительство и Центральный Банк	6	8
Израиль	Январь 1992	Набор моделей	Правительство и Центральный Банк	6	12
Великобритания	Октябрь 1992	Статистические и теоретические модели. Главной прогнозной моделью является DSGE	Правительство	9	12
Швеция	Январь 1993	Модель на основе временных рядов, модели показателей, структурные модели (в частности модель DSGE)	Центральный Банк	6	6
Австралия	Апрель 1993	Модель DSGE (динамическая стохастическая модель общего равновесия) + малые модели и отдельные уравнения	Правительство и Центральный Банк	9	11
Чешская Республика	Январь 1998	Макромодель DSGE	Центральный Банк	7	8
Южная Корея	Апрель 1998	Динамическая прогнозная модель, модель DSGE	Центральный Банк совместно с Правительством	7	12
Польша	Октябрь 1998	Набор макроэкономических моделей; основной является структурная макромоделей. Модель DSGE применяется для внутреннего анализа	Центральный Банк	10	12

Продолжение таблицы Ж1

1	2	3	4	5	6
Мексика	Январь 1999	Модель DSGE, ECM	Центральный Банк	5	8
Бразилия	Июнь 1999	VARs, малые и средние макромоделли, модель DSGE	Правительство и Центральный Банк	8	8
Колумбия	Сентябрь 1999	Модели для статистического прогнозирования, структурные и имитационные модели	Центральный Банк	7	12
Южная Африка	Февраль 2000	Базовое макропрогнозирование + набор моделей	Правительство	7	6
Тайланд	Май 2000	Набор моделей (разрабатывается модель DSGE)	Правительство и Центральный Банк	7	8
Венгрия	Январь 2001	Временные ряды, экспертная оценка, макромоделли и DSGE	Центральный Банк	7	12
Исландия	Март 2001	VAR, структурная модель, макромоделль (разрабатывается модель DSGE)	Правительство и Центральный Банк	5	8
Норвегия	Март 2001	Модель DSGE и набор прогнозных моделей фактической ситуации	Правительство	7	6
Перу	Январь 2002	Полуструктурная модель, модели DSGE, VAR	Центральный Банк	7	12
Филиппины	Январь 2002	Модель из одного уравнения, нескольких уравнений (разрабатываются макромоделли, DSGE и имитационная модель политики)	Правительство и Центральный Банк	7	8
Примечание – Составлено автором на основании источника [172, с. 10–14]					

## ПРИЛОЖЕНИЕ К

Таблица К1 – Проверка переменной доля фонда заработной платы работников в ВВП с помощью критерия ADF

Null Hypothesis: WFGDPN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.968222	0.0032
Test critical values:	1% level		-3.565430	
	5% level		-2.919952	
	10% level		-2.597905	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(WFGDPN)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2000Q2 2012Q4				
Included observations: 51 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
WFGDPN(-1)	-0.479395	0.120808	-3.968222	0.0002
C	0.070961	0.017900	3.964306	0.0002
R-squared	0.243206	Mean dependent var		8.87E-05
Adjusted R-squared	0.227761	S.D. dependent var		0.009723
S.E. of regression	0.008544	Akaike info criterion		-6.648694
Sum squared resid	0.003577	Schwarz criterion		-6.572936
Log likelihood	171.5417	Hannan-Quinn criter.		-6.619745
F-statistic	15.74678	Durbin-Watson stat		1.938481
Prob(F-statistic)	0.000236			

Таблица К2 – Проверка переменной доля фонда заработной платы работников в расходах домохозяйств на конечное потребление с помощью критерия ADF

Null Hypothesis: HSFC_WF has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.447011	0.0140
Test critical values:	1% level		-3.574446	
	5% level		-2.923780	
	10% level		-2.599925	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(HSFC_WF)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2000Q2 2012Q1				
Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1	2	3	4	5

Продолжение таблицы К2

1	2	3	4	5
HSFC_WF(-1)	-0.338603	0.098231	-3.447011	0.0012
C	0.106368	0.030321	3.508098	0.0010
R-squared	0.205278	Mean dependent var		0.002544
Adjusted R-squared	0.188002	S.D. dependent var		0.026786
S.E. of regression	0.024137	Akaike info criterion		-4.569362
Sum squared resid	0.026800	Schwarz criterion		-4.491396
Log likelihood	111.6647	Hannan-Quinn criter.		-4.539899
F-statistic	11.88188	Durbin-Watson stat		2.391544
Prob(F-statistic)	0.001222			

Таблица К3 – Тест Грэйнджера на каузальность

Выборка: 1994Q1 2013Q1			
Количество лагов: 4			
Нулевая гипотеза	Obs	F-Statistic	Prob.
1	2	3	4
YF не причина для YH	73	3.60651	0.0119
YH не причина для YF		1.56925	0.1977
PIH не причина для YH	73	3.66491	0.0110
YH не причина для PIH		0.78939	0.5378
PIF не причина для YH	73	1.54363	0.2047
YH не причина для PIF		1.40556	0.2464
IH не причина для YH	73	1.57486	0.1962
YH не причина для IH		1.39430	0.2501
IF не причина для YH	73	1.78906	0.1465
YH не причина для IF		0.63051	0.6431
PIH не причина для YF	73	1.71865	0.1613
YF не причина для PIH		3.50914	0.0136
PIF не причина для YF	73	2.12110	0.0926
YF не причина для PIF		1.49369	0.2189
IH не причина для YF	73	1.39225	0.2508
YF не причина для IH		0.86729	0.4904
IF не причина для YF	73	3.95082	0.0075
YF не причина для IF		1.46204	0.2284
TOT не причина для YF	73	0.52423	0.7184
YF не причина для TOT		3.25401	0.0193
PIF не причина для PIH	73	4.04154	0.0066
PIH не причина для PIF		1.15717	0.3414
IH не причина для PIH	73	1.59425	0.1911
PIH не причина для IH		0.53564	0.7102
IF не причина для PIH	73	5.97327	0.0006
PIH не причина для IF		3.11688	0.0233
TOT не причина для PIH	73	10.2304	5.E-06
PIH не причина для TOT		1.92768	0.1210
IH не причина для PIF	73	0.75554	0.5593
PIF не причина для IH		3.09473	0.0240
IF не причина для PIF	73	4.97458	0.0020
PIF не причина для IF		3.27721	0.0187

Продолжение таблицы К3

1	2	3	4
TOT не причина для PIF	73	1.29496	0.2853
PIF не причина для TOT		3.98099	0.0072
IF не причина для ИИ	73	1.35412	0.2638
ИИ не причина для IF		0.71811	0.5837
TOT не причина для ИИ	73	4.36993	0.0043
ИИ не причина для TOT		2.24101	0.0784
TOT не причина для IF	73	4.28057	0.0048
IF не причина для TOT		22.9523	1.E-10
Примечание – Собственные расчеты автора с использованием стандартного программного пакета EViews 7			

где PИИ, PIF – показатель инфляции в Казахстане и России;  
 TOT – показатель «условия торговли»;  
 ИИ, IF – реальная процентная ставка в Казахстане и России;  
 YИ, YF – реальный ВВП в Казахстане и России.

Таблица К4 – Результаты регрессионного анализа для стран, применяющих режим управления валютным курсом в пределах определенного коридора

Source	SS	df	MS			
Model	.415304085	1	.415304085	Number of obs =	58	
Residual	1.6116676	56	.028779779	F( 1, 56) =	14.43	
Total	2.02697169	57	.035560907	Prob > F =	0.0004	
				R-squared =	0.2049	
				Adj R-squared =	0.1907	
				Root MSE =	.16965	
LG CPI_SA	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
LG ER_SA	-1.535376	.4041806	-3.80	0.000	-2.345047	-.7257053
_cons	11.70832	1.867503	6.27	0.000	7.967259	15.44938

Примечание – Расчеты проведены автором при использовании программы STATA

Таблица К5 – Результаты регрессионного анализа для стран, применяющих режим плавающего валютного курса

Source	SS	df	MS			
Model	.294745375	1	.294745375	Number of obs =	62	
Residual	.247876289	60	.004131271	F( 1, 60) =	71.34	
Total	.542621665	61	.008895437	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.5432	
				Adj R-squared =	0.5356	
				Root MSE =	.06427	
LG CPI_SA	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
LG ER_SA	.7263411	.0859922	8.45	0.000	.5543311	.8983511
_cons	1.290791	.392913	3.29	0.002	.5048475	2.076734

Примечание – Расчеты проведены автором при использовании программы STATA

## ПРИЛОЖЕНИЕ Л

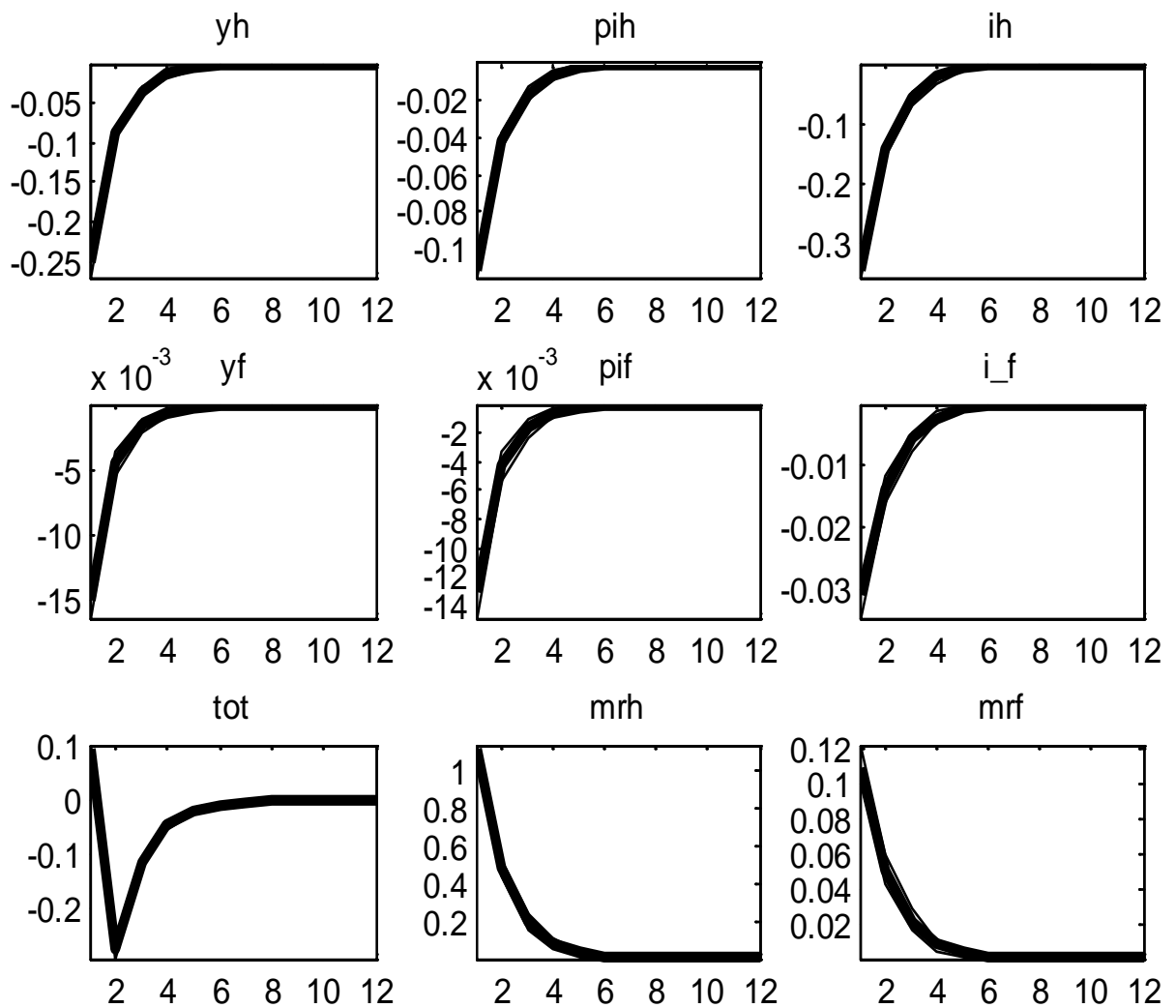


Рисунок Л1 – Реакция макроэкономических показателей Казахстана и России на технологический шок в Казахстане: второй вариант денежно–кредитной политики

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

где  $y_h$  – разрыв выпуска в Казахстане;  
 $y_f$  – разрыв выпуска в России;  
 $pi_h$  – инфляционный разрыв в Казахстане;  
 $pif$  – инфляционный разрыв в России;  
 $i_f$  – процентная ставка в России;  
 $i_h$  – процентная ставка в Казахстане;  
 $tot$  – показатель «условия торговли»;  
 $mr_h$  – спрос на деньги в Казахстане;  
 $mr_f$  – спрос на деньги в России.

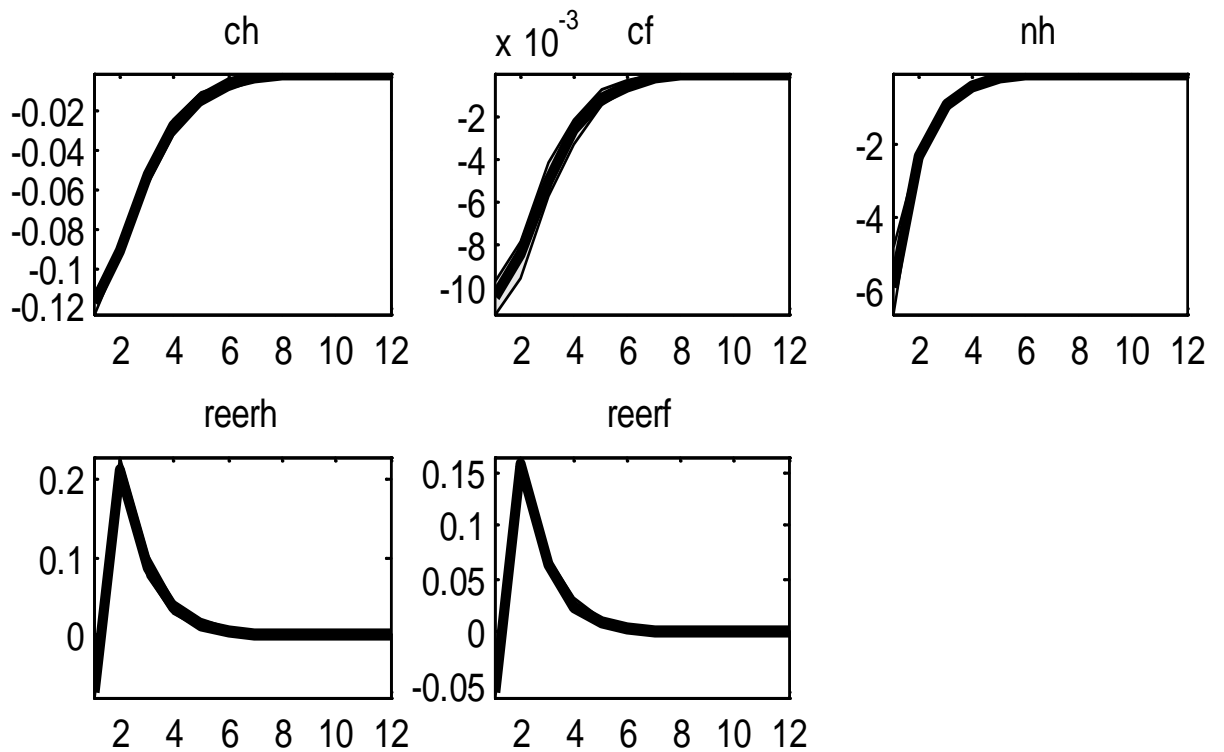


Рисунок Л2 – Реакция макроэкономических показателей Казахстана и России на технологический шок в Казахстане: второй вариант денежно–кредитной политики

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

где  $ch$  – расходы на потребление домохозяйств в Казахстане;  
 $cf$  – расходы на потребление домохозяйств в России;  
 $nh$  – уровень занятости в Казахстане;  
 $reerf$  – обменный курс в России;  
 $reerh$  – обменный курс в Казахстане.

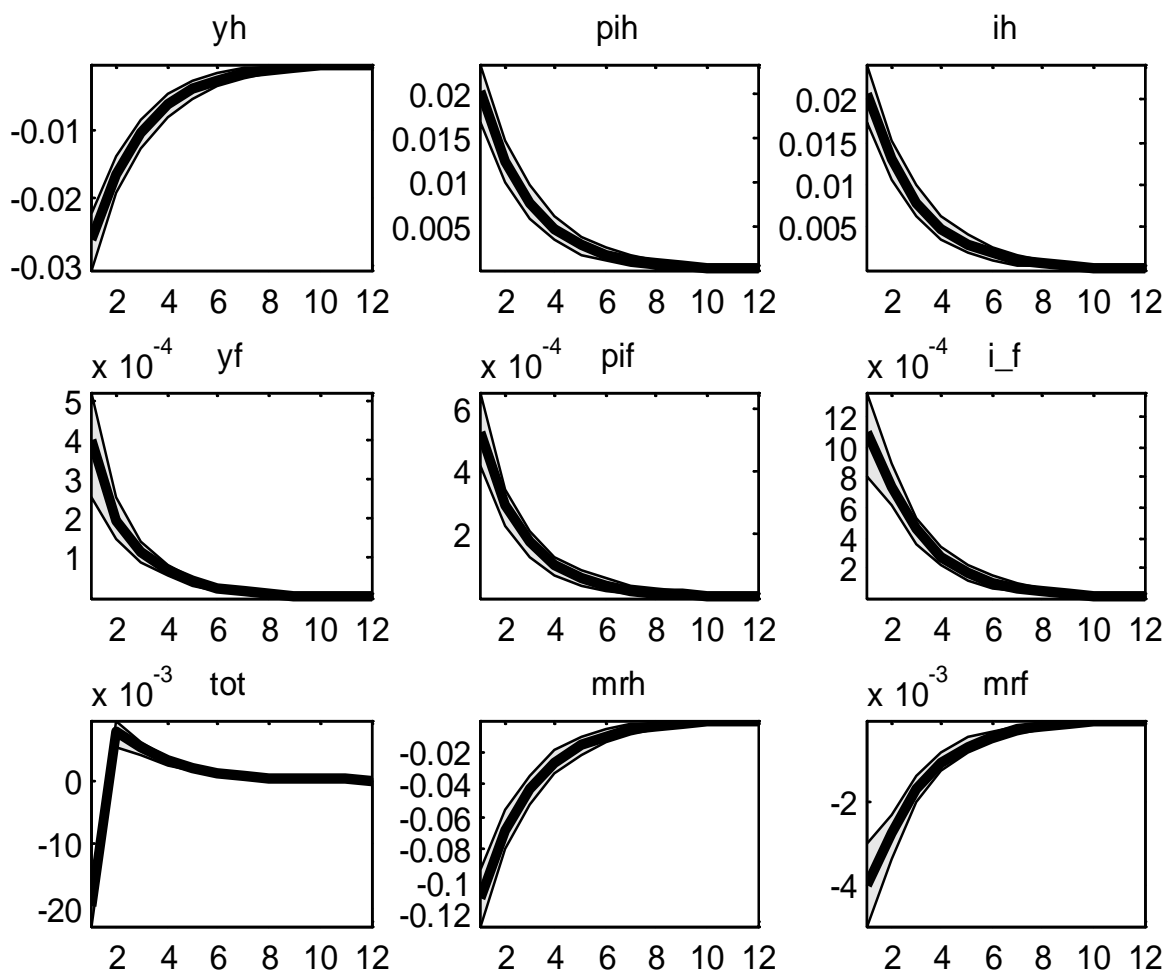


Рисунок 13 – Реакция макроэкономических показателей Казахстана и России на шок инфляции издержек в Казахстане: второй вариант денежно–кредитной политики

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

где  $y_h$  – разрыв выпуска в Казахстане;  
 $y_f$  – разрыв выпуска в России;  
 $pi_h$  – инфляционный разрыв в Казахстане;  
 $pi_f$  – инфляционный разрыв в России;  
 $i_f$  – процентная ставка в России;  
 $i_h$  – процентная ставка в Казахстане;  
 $tot$  – показатель «условия торговли»;  
 $mr_h$  – спрос на деньги в Казахстане;  
 $mr_f$  – спрос на деньги в России.



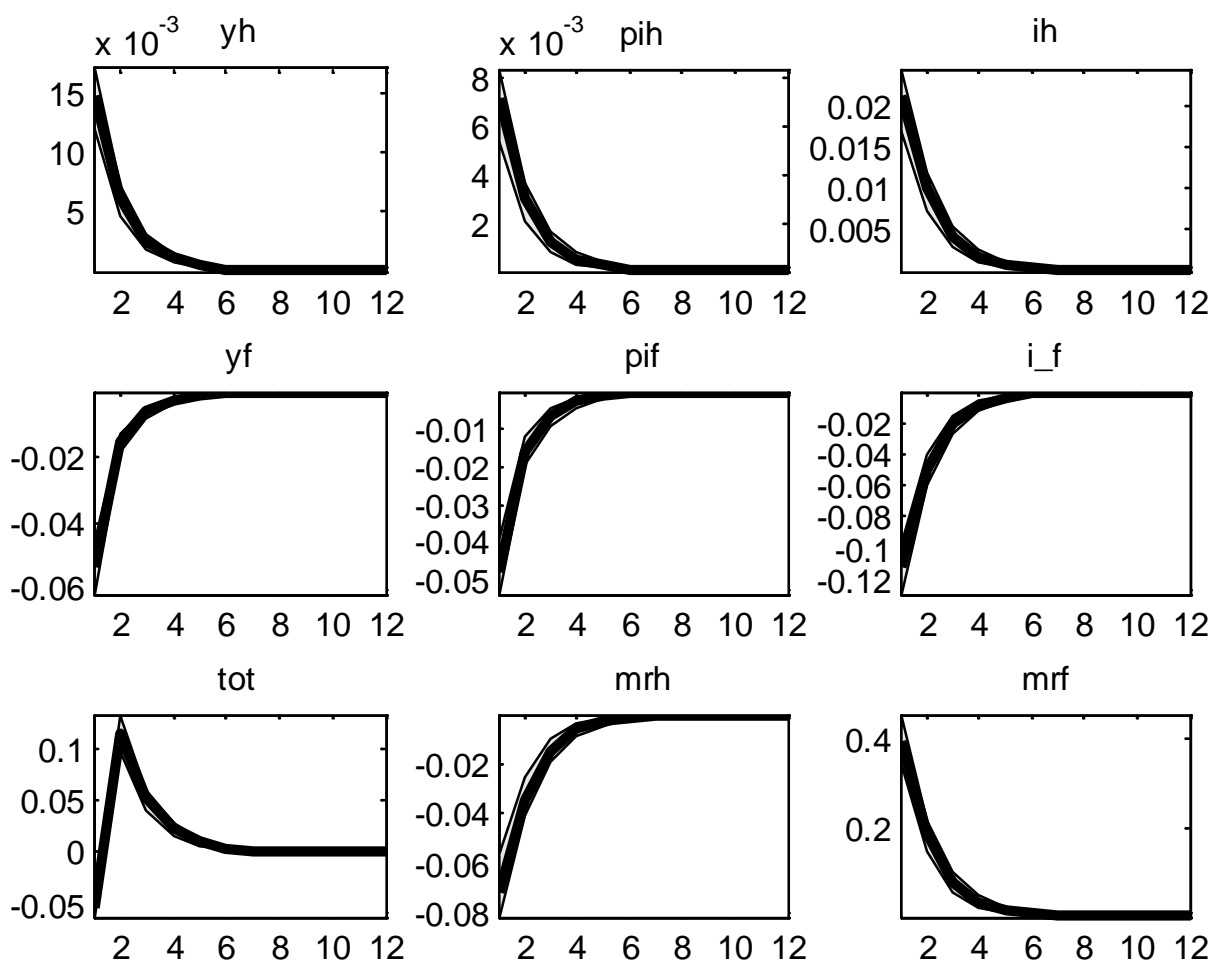


Рисунок Л4 – Реакция макроэкономических показателей Казахстана и России на технологический шок в России: третий вариант денежно–кредитной политики

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

где  $y_h$  – разрыв выпуска в Казахстане;  
 $y_f$  – разрыв выпуска в России;  
 $p_{ih}$  – инфляционный разрыв в Казахстане;  
 $p_{if}$  – инфляционный разрыв в России;  
 $i_f$  – процентная ставка в России;  
 $i_h$  – процентная ставка в Казахстане;  
 $tot$  – показатель «условия торговли»;  
 $mr_h$  – спрос на деньги в Казахстане;  
 $mr_f$  – спрос на деньги в России.

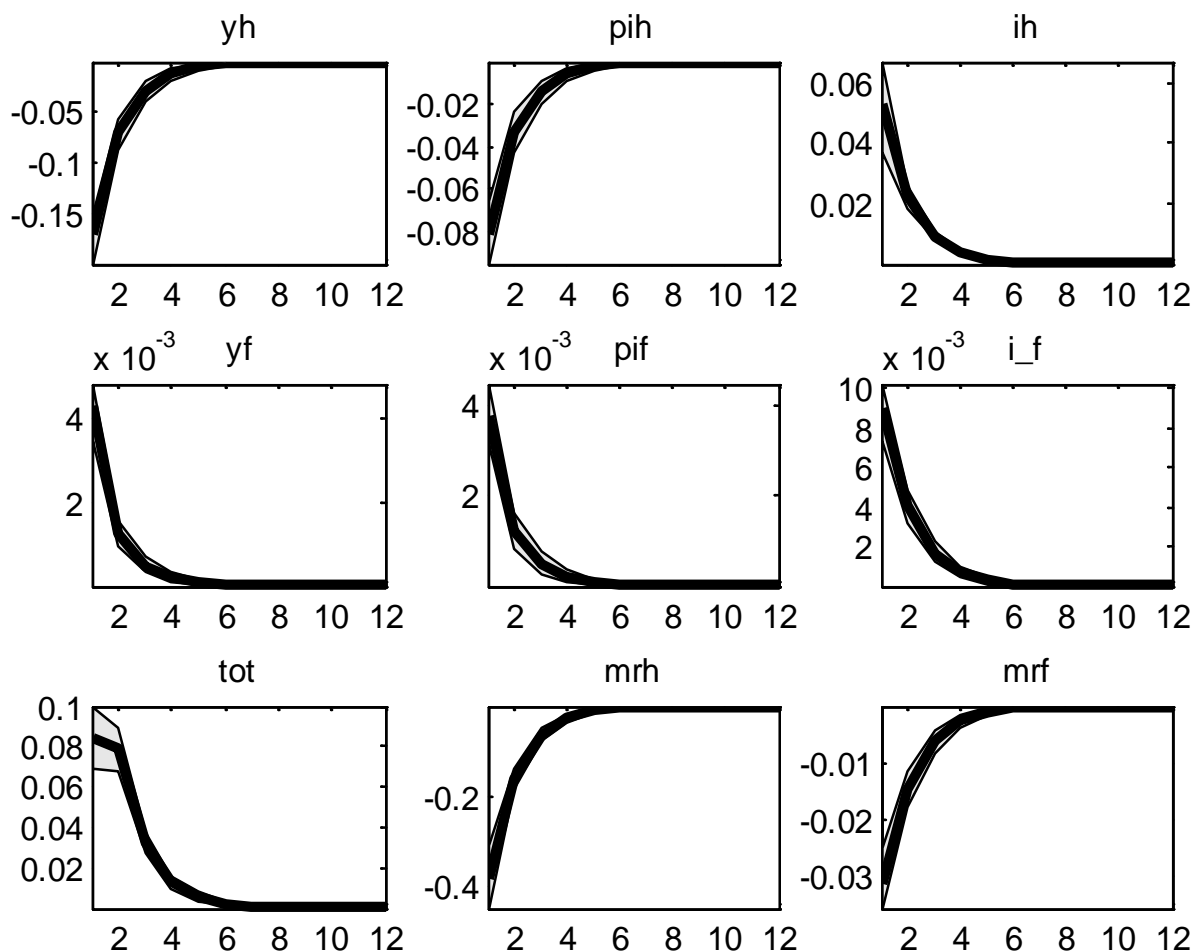


Рисунок Л15 – Реакция макроэкономических показателей Казахстана и России на шок процентной ставки в России: третий вариант денежно–кредитной политики

Примечание – Расчеты проведены автором с использованием программного обеспечения Dynare Matlab Toolbox

где  $y_h$  – разрыв выпуска в Казахстане;  
 $y_f$  – разрыв выпуска в России;  
 $pi_h$  – инфляционный разрыв в Казахстане;  
 $pi_f$  – инфляционный разрыв в России;  
 $i_f$  – процентная ставка в России;  
 $i_h$  – процентная ставка в Казахстане;  
 $tot$  – показатель «условия торговли»;  
 $mr_h$  – спрос на деньги в Казахстане;  
 $mr_f$  – спрос на деньги в России.